

# TÜRKİYE’DE TÜKETİCİ HARCAMA GRUBU ZAMAN SERİLERİNİN MEVSİMSELLİK VE DURAĞANLIK ÖZELLİKLERİ

**Şadiye TÜRKMEN**

(Dr., Hacettepe Üniversitesi, İktisat Bölümü, 06532, ANKARA)  
sadiye@hacettepe.edu.tr)

## Özet:

Bu çalışmada, 1987:1-2003:1 dönemi için Türkiye’de tüketici mal grupları reel harcama serilerinin mevsimsellik ve durağanlık özellikleri, yapısal kırılmalı birim kök testleri yardımıyla araştırılmaktadır. Gıda-içki harcamaları deterministik mevsimsellik ile hem yarı-yıllık hem de yıllık frekanslarında stokastik mevsimsellik izleyen durağan olmayan bir süreç olarak bulunmaktadır. Dayanıklı tüketim malları, yarı dayanıklı-dayanıklı mallar ve enerji-ulaştırma-haberleşme harcamaları deterministik mevsimsellik ile yarı-yıllık frekans stokastik mevsimselliğine sahip durağan olmayan değişkenlerdir. Hizmetler, stokastik olmayan oldukça güçlü bir deterministik mevsimselliğe sahip durağan olmayan bir süreç izlemektedir. Mevsimsel olmayan konut sahipliği ise iki yapısal kırılmalı trend etrafında durağan bir değişkendir.

## Abstract:

### Seasonality and Stationarity of Turkish Consumer Expenditure Categories

This paper investigates the time series properties for seasonality and stationarity of quarterly Turkish real consumer expenditures over the period 1987:1-2003:1 with the aid of the unit root tests with structural breaks. The results indicate that food and beverages, which is a non-stationary process exhibits a combination of deterministic and semi-annual and annual stochastic seasonality. Durables, semi durables nondurables, and energy-transportation-communication follow a semi-annual stochastic plus deterministic seasonal paths under a unit root process. Services, on the other hand, is a non-stationary process, which has only deterministic seasonality. However, ownerships of dwelling, which has no seasonal pattern is found as a stationary process around a trend with double structural breaks.

---

**Anahtar Sözcükler:** Tüketici mal grupları, mevsimsellik, yapısal kırılma.

**Keywords:** Consumer expenditures, seasonality, structural breaks.

## GİRİŞ

Mevsimsellik, iklim koşullarında, takvim döneminde veya bireylerin üretim ve tüketim kararları zamanlamasındaki değişmelerin, doğrudan ya da dolaylı biçimde, bir değişken üzerinde neden olduğu yıl-içi sistematik harekettir. Ekonomik zaman serilerinde deterministik, stokastik veya ikisinin bir kombinasyonu şeklinde üç tür mevsimsellik gözlenebilir (Canova ve Hansen, 1995). Deterministik mevsimsel bir değişken, her yıl aynı tepe ve dip mevsim devrelerine sahip sabit bir mevsimsel kalıp izlemektedir (Barsky ve Miron, 1989). Sabit mevsimsel bir kalıbın varlığı, olağan takvim ve iklim dönemi değişimleri ile açıklanabilir. Oysa stokastik mevsimsel bir değişken, yaz dönemi tepe devrelerinin kış dönemi dip devrelerine kayması gibi, zaman boyunca değişken bir mevsimsel kalıba sahiptir (Wells, 1997). Değişken bir mevsimsel kalıp, ekonomik ajanların üretim ve tüketim kararları zamanlamasına dair tercihlerinin değişmesinden kaynaklanabilir. Örneğin, yaygınlaşan sera üretimi nedeniyle tarım ürünlerinin iklim koşullarına bağlı olmaksızın her mevsimde tüketilebilir hale gelmesi, cari ekonomik koşullara bağlı biçimde indirimli satışların zamanlamasının değişmesi veya tatil dönemleri için değişen zaman tercihleri bireysel tüketim alışkanlıklarını etkileyerek değişken bir mevsimsel kalıba neden olabilir (Franses, 1996). Ancak, mevsimsellik türünün 'önsel (a priori)' bilinmesi zordur (Canova ve Hansen, 1995). Zaman serilerindeki mevsimsellik türlerinin tayini, özellikle 1980'li yılların sonlarından itibaren literatürde yoğun ilgi görmektedir. Barsky ve Miron (1989)'a göre deterministik mevsimsellik, incelenen zaman serisinin mevsimsel kukla değişkenler üzerine regresyonu ile araştırılabilmektedir. Oysa stokastik mevsimselliğin tespiti, mevsimsel birim kök testlerini gerektirmektedir. Literatürde en yoğun başvurulan mevsimsel birim kök testi, Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990) tarafından geliştirilen HEGY testidir.<sup>1</sup>

Deterministik veya stokastik olsun, mevsimsellik bir durağan-olmama halidir (Sampson, 2001). Mevsimselliğin düzleştirilmesi için ya mevsimsel uyarılama yöntemleri ya da mevsimsel fark alma filtreleri kullanılabilir. Ancak, mevsimsel uyarılama yöntemlerinin kullanımı iki nedenle eleştirilmektedir. Birincisi, uyarılama filtrelerinin ekonomik ajanların davranışlarına ilişkin değişkende içerilmiş yararlı bilgilerin bir kaybına yol açabilmesidir (Bohl, 2000). İkincisi, uyarılama filtreleri ile düzleştirilmiş zaman serileri için ADF, PP ve KPSS birim kök test güçlerinin, filtreleme nedeniyle bir düşüş göstermesi, hatta durağan (I(0)) bir değişkeni, birinci mertebeden bütünleşmiş (I(1)) gibi tanımlayabilmeleridir (Castro, Fanals ve Caralt, 2002). Mevsimsel fark alma filtreleri ile mevsimselliğin düzleştirilmeye çalışılması ise, mevsimsellik türü hakkında bir bilgiye sahip olunmasını gerekli kılmaktadır.<sup>2</sup> O halde, incelenen zaman serilerinin mevsimsel olarak uyarlanmamış (ham) hallerinin kullanımı, durağanlık özelliklerinin doğru tespit edilerek uygun ekonometrik yöntemlerin

seçimi için önemli olduğu kadar,<sup>3</sup> mevsimsel davranışlarına yönelik karar ve ekonomi politikalarının da etkinliğini arttırabilir. Zira, eğer bireylerin davranışlarını etkileyen faktörler bir değişkenin stokastik mevsimsellik içermesine neden oluyorsa, uygulanan ilgili politikaların periyodik olarak yenilenmesi gerekir (Kavussanos ve Alizadeh-M, 2002).

Diğer taraftan, mevsimsel bir kalıp izlesin veya izlemesin, bir zaman serisinde 'yapısal kırılma (structural break)' ihtimali varsa, birim kök testleri yapılırken dikkatli olunmalıdır (Enders, 1995). Zira, ADF, PP veya HEGY gibi birim kök testleri, yapısal kırılmalı trend durağanlık alternatif hipotezi karşısında düşük güce sahiptirler ve birim kök içeren boş hipotez lehine yanlış sonuç verme eğilimi taşıyabilirler (Peron, 1989, Balcombe, 1999). Dolayısıyla, mevsimsel veya değil, yapısal kırılma içerebilir tüm zaman serilerinin durağanlıkları, mutlaka yapısal kırılma içeren alternatif hipotezli testler tarafından sınanmalıdır (Harvey, Leybourne ve Newbold, 2001 ve 2002).

Bu çalışma, yapısal kırılmalı birim kök testleri yardımıyla, 1987:1-2003:1 dönemi için Türkiye'de tüketici mal grubu reel harcama serilerindeki durağanlık ve mevsimselliğin istatistiksel yapısını keşfetme amacını taşımaktadır. Böylece, tüketicilerin her bir mal grubuna ilişkin mevsimsel harcama davranışı kalıplarını etkileyen olası faktörler hakkında bilgilere ulaşılması mümkün olabilir. Bu tür bir çalışma ek olarak, herhangi bir üç aylık serinin mevsimsellik ve durağanlık özelliklerini tespit etmede başvurulabilir yapısal kırılmalı veya değil test yöntemleri ve tüketici reel harcama grupları arasında bir eşbütünlük analizi yapmayı planlayan araştırmalar için de fikir sağlayabilir.

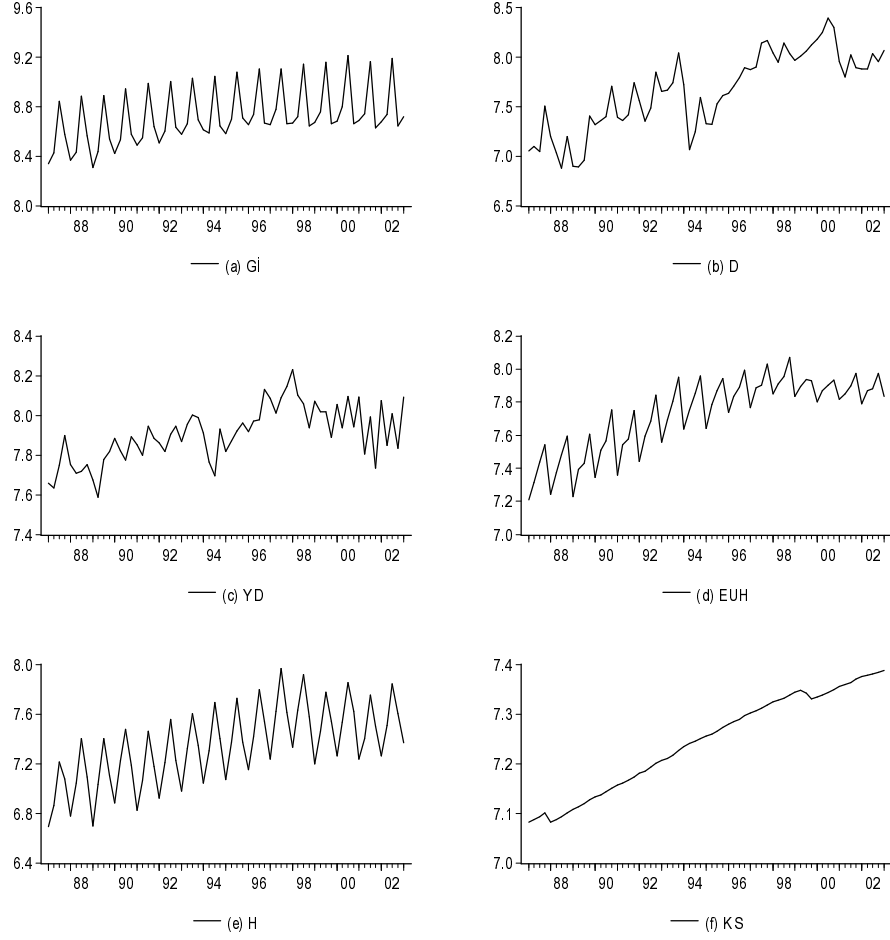
Makalenin organizasyonu şöyledir: İkinci bölümde veri seti tanımlanmakta ve mevsimsel kalıplar ile olası yapısal kırılmalar grafiksel olarak analiz edilmektedir. Çalışmada kullanılan testlerin teorik açıklamaları ve ampirik sonuçları üçüncü bölümde yer almaktadır. Burada, izlenen metodoloji çerçevesinde oluşturulan üç alt bölüm bulunmaktadır. Birinci alt bölümde stokastik ve deterministik mevsimsellik testleri ve tahmin sonuçları yer almaktadır. İkinci alt bölüm, yapısal kırılmalı mevsimsel birim kök testlerini tanımlamakta ve tahmin sonuçlarını sunmaktadır. Üçüncü alt bölüm, mevsimsellik taşımadığı belirlenen konut sahipliği harcamalarının bir ve iki yapısal kırılmalı birim kök testleri ile durağanlık özelliklerinin belirlenmesi amacını taşımaktadır. Çalışmanın sonuçlanmasını dördüncü bölüm yapmaktadır.

## 1. VERİ SETİ VE GRAFİKSEL YAKLAŞIM

Çalışmada, 1987:1-2003:1 dönemine ait 1987 sabit fiyatları ile üç aylık tüketici mal grupları harcama serileri incelenmektedir. Söz konusu gruplar, DİE Harcamalar Yöntemi ile GSYİH tablolarında yer alan, gıda-içki (Gİ), dayanıklı tüketim malları (D), yarı dayanıklı-dayanısız mallar (YD), enerji-ulaştırma-haberleşme (EUH), hizmetler (H) ve konut sahipliği (KS)'dir. Tüm değişkenler logaritmik formda tanımlanmıştır.

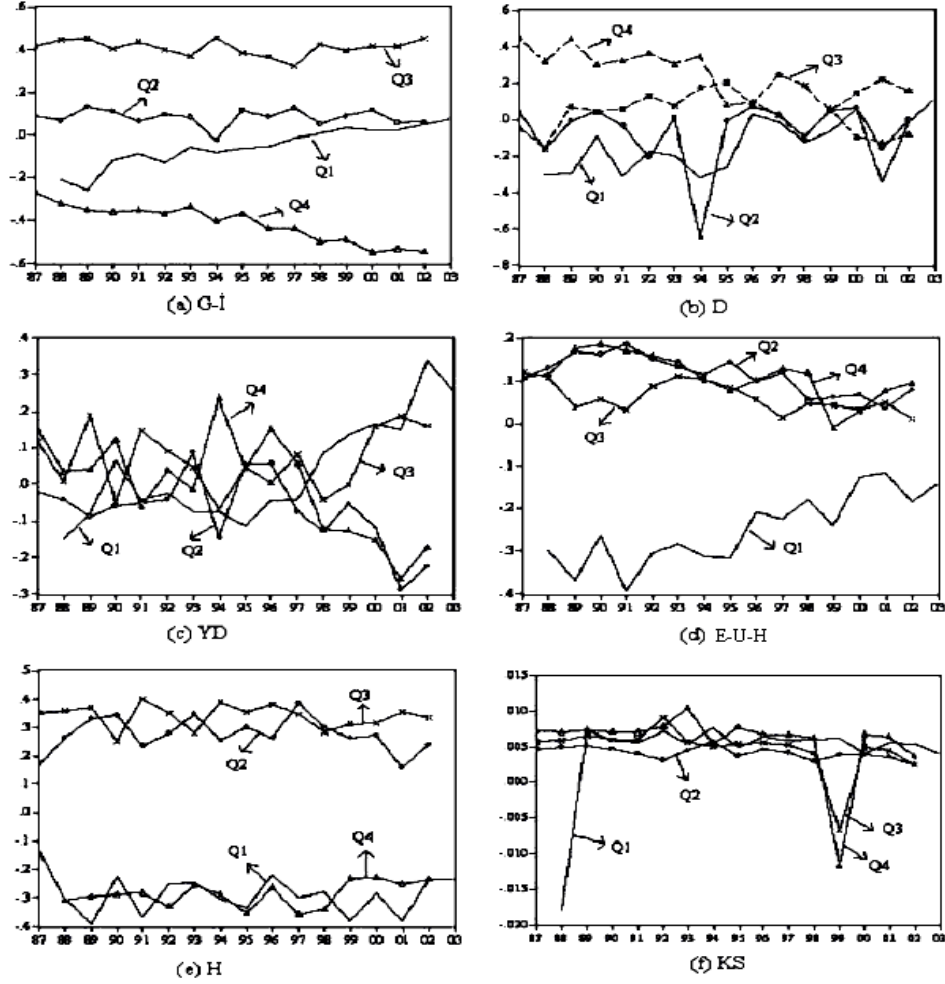
Şekil 1. reel harcama serileri düzey grafiklerini sunmaktadır. Gıda-içki ve hizmetler oldukça güçlü ve fazla değişkenlik içermeyen, enerji-ulaştırma-haberleşme ise güçlü fakat nispeten daha değişken bir mevsimsellik sergilemektedir. Tersine, dayanıklı mallar ile yarı dayanıklı-dayanısız mallar harcamaları çok güçlü olmayan, oldukça değişken mevsimsel patikalar izlemektedirler. Konut sahipliği ise mevsimsel bir patika izlememektedir.

Düzyer grafikleri, mevsimselliğin varlığı hakkında fikir verebilmekte, ancak türüne dair bir bilgi sunamamaktadır. Harcama gruplarının olası mevsimsellik türlerinin tayini amacıyla, Franses (1994)'in basit VQ '(Vectors of Quarters)' tekniğinden yararlanılabilir. VQ tekniğinde, incelenen değişkene ait büyüme oranı (logaritmik serinin birinci farkı) serisinin, her bir çeyreğe ait gözlemleri ( $Q_s$ ,  $s=1,2,3,4$ ) aynı grafik üzerinde çizdirilmekte ve çeyreklere ait zaman patikaları arasındaki ilişkiler, serideki mevsimsellik hakkında bilgi vermektedir (Wells, 1997a): (1) Zaman patikaları oldukça sabit bir dalga boyu ile paralel hareket ediyorlarsa değişken, deterministik mevsimseldir. (2) Belli çeyreklere ait zaman patikalarının kesişmesi, stokastik mevsimselliğin varlığına işaret etmektedir. (3) Çeyreklere ait zaman patikaları arasında çok fazla kesişme bulunuyorsa, değişkene ait mevsimsel kalıp sabit bir mevsimsellikte, hiç mevsimselliğin bulunmaması olasılıkları arasında bir yerde olabilir.



**Şekil 1. Tüketici Harcama Gruplarının Düzey Grafikleri**

Harcama gruplarının VQ grafikleri Şekil 2.'de sunulmaktadır. Gıda-içki, dayanıklı mallar, enerji-ulaştırma-haberleşme çeyrek patikalarının kesişmesi stokastik mevsimselliğin varlığına işaret etmektedir. Hizmetler için, ikinci ve üçüncü çeyrek gözlemleri ile birinci ve dördüncü çeyrek gözlemlerinin kesişmesi bir stokastik mevsimselliğin varlığına işaret etmekle beraber, tepe ve dip devrelerin zaman boyunca paralel hareketi deterministik mevsimsellik şüphesi uyandırmaktadır. Yarı dayanıklı-dayanıksız mallar ile konut sahipliği için, her bir çeyreğe ait gözlemler arasındaki çok sayıda kesişme, mevsimselliğin varlığı ve türü hakkında test yapılmaksızın bir bilgi sunulamayacağını göstermektedir.



Şekil 2. Tüketici Harcama Grupları VQ Grafikleri

Mevsimsellik türlerinin grafiksel yorumu, yapısal kırılmaların varlığında geçerliliğini kaybedebilir, çünkü örneğin yapısal kırılmalı deterministik mevsimsel bir zaman serisi, yanlış biçimde stokastik mevsimsel gibi görünebilir (Lopes, 2001). Yapısal kırılmalar, zaman serisi düzey grafiklerinden her zaman açıkça izlenemeyebilir (Enders, 1995). Ancak Şekil 1'den, dayanıklı malların 1994 ve/veya 2000, yarı dayanıklı-dayanıksız malların 1994 ve/veya 1999-2000, enerji-ulaştırma-haberleşme ile hizmetlerin de 1999-2000 yıllarında, zaman patikalarının trendi ve/veya kesişme katsayılarında bir değişim olduğu ifade edilebilir. Söz konusu değişimlerin, Türkiye'de iki büyük ekonomik krizin yaşandığı 1994 ve 2000 yıllarına denk düşmeleri, yapısal kırılmaların varlığı

olasılığını kuvvetlendiriyor görünmektedir. Ayrıca konut sahipliği için 1987-1988 ve/veya 1999 civarında, özellikle kesişme katsayısının değişmesinde etkili olmuş gibi görünen birer değişme, açık olarak izlenebilmektedir.

## 2. AMPİRİK METODOLOJİ VE TEST SONUÇLARI

Bir zaman serisinin durağanlık özelliklerinin belirlenmesi, önce mevsimselliğin varlığının araştırılmasını gerektirmektedir. Belirtilen nedenle bu bölümde ilk önce, stokastik ve deterministik mevsimsellik testlerine başvurulmaktadır. Stokastik mevsimselliğin tespiti için HEGY, deterministik mevsimselliğin tespiti için ise Kavussanos ve Alizadeh-M (2002) tarafından önerilen nisbi mevsimsel kuklalı test yönteminden yararlanılmaktadır. Ayrıca, incelenen değişkenlerin düzeylerinde birim kökün varlığının netleştirilmesi amacıyla, Lopes (2002) tarafından önerilen mevsimsel ADF testi yürütülmektedir.

Ghysels, Lee ve Noh (1994) ile Smith ve Otero (1997), HEGY testinde alternatif hipotezin trend durağanlık içermesini eleştirerek, mevsimsel ortalama kaymaları olasılığının dikkate alınması gerektiğini ileri sürmüşlerdir. Balcombe (1999), belirtilen eleştiriden hareketle, mevsimsel ortalama kaymalarının varlığında, HEGY testinin birim kökler boş hipotezini kabul etme eğiliminin yüksek olduğunu bulmaktadır. Bu bölümün ikinci kısmında, incelenen serilerdeki olası kırılmalar dikkate alınarak, yapısal kırılmalı mevsimsel birim kök testleri yapılmaktadır. Söz konusu amaç doğrultusunda, alternatif hipotezinde yapısal kırılmanın varlığına yer veren Balcombe (1999) ile yapısal kırılmalı boş hipotez tanımlayan Harvey, Leybourne ve Newbold (2002) testleri yürütülmektedir.

Mevsimsellik sergilemediği tespit edilen konut sahipliğinin durağanlık özellikleri son kısımda ele alınmaktadır. Burada, geleneksel birim kök test sonuçları yapısal kırılmalı testler ile sınanmaktadır. Söz konusu testler, bir yapısal kırılma için, yapısal kırılmayı alternatif hipotezde tanımlayan Zivot ve Andrews (1992) ile boş hipoteze de getiren Harvey, Leybourne ve Newbold (2001), iki yapısal kırılma için ise, yapısal kırılmaları alternatif hipotezde tanımlayan Ben-David, Lumsdaine ve Papell (2003) ile boş hipoteze de getiren Mehl (2000) testleridir.

Yukarıda belirtilen yapısal kırılmalı, mevsimsel olan ve olmayan, tüm testlerin ortak özelliği, olası kırılma tarihinin modele içsel olarak belirlendiği varsayımını yapmalarıdır.<sup>4</sup> Endojen yapısal kırılmalı testlerin tercih edilme nedeni, kırılmanın varlığı ve zamanlaması gibi bir bilginin önsel bilinmesinin zorluğudur.<sup>5</sup>

Burada yürütülen tüm testler, basit En Küçük Kareler Yöntemi (EKKY) ile tahmin edilen ADF tipi regresyonlar tanımladıklarından, tahmin edilen hata terimlerine ait seri korelasyonun düzeltilmesi amacıyla, regresyon denklemlerine bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin eklenmesini gerektirmektedirler. Ancak, birim kök testlerinin gücü ve büyüklüğü, kritik biçimde regresyonda içerilen ‘doğru’ gecikme sayısına bağlı olabilir (Lopes, 2002), dolayısıyla gecikme sayısının doğru tespiti önemlidir. Burada gecikme sayısı (p), Hall (1994) tarafından önerilen ‘t-sig’ yöntemi ile belirlenmektedir.<sup>6</sup> <sup>7</sup> t-sig gecikme sayısı seçim yönteminde,  $p_{max}=12$  ile test regresyonu tahmin edilir ve en son eklenen gecikme terimi katsayısına ait t-istatistiği  $|t| > 1.64$  değerini alıp 0.10 düzeyinde anlamlı bulunana kadar gecikme sayısı birer birer azaltılarak regresyon tahmini yenilenir. Eğer anlamlı bir gecikme katsayısı bulunamıyorsa  $p=0$  seçimi yapılır.<sup>8</sup>

### 2.1. Stokastik ve Deterministik Mevsimsellik Testleri

Stokastik mevsimselliğin testinde iyi bilinen HEGY yöntemi, periyodik bir seride birden fazla frekansta birim kök bulunabileceğini düşünmekte<sup>9</sup> ve hem sıfır hem de mevsimsel frekanslarda birim kökler içeren boş hipotezin testi için aşağıdaki regresyonu oluşturmaktadır:

$$\Delta_4 y_t = \mu_t + \pi_1 y_{1t-1} + \pi_2 y_{2t-1} + \pi_3 y_{3t-2} + \pi_4 y_{3t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada üç aylık bir zaman serisi  $y_t$  ( $t=1, \dots, T$  ve  $T$  gözlem sayısı) için  $B^k y_t = y_{t-k}$  ve  $B$  gecikme operatörü olmak üzere,  $\Delta_4 = (1-B^4)$  mevsimsel fark alma,  $y_{1t} = (1+B+B^2+B^3)y_t$  sıfır frekans,  $y_{2t} = -(1-B+B^2-B^3)y_t$  yarı-yıllık (altı aylık) mevsimsel ve  $y_{3t} = -(1-B^2)y_t$  yıllık (üç aylık) mevsimsel filtreleridir. Burada deterministik elemanları tanımlayan  $\mu_t$  teriminin olası iki formu düşünülmektedir: I,SD ve I,TR,SD. (I kesişme katsayısı, TR trend ve  $SD_s$  ( $s=1, 2, 3$ ) s. çeyrekte 1, diğer çeyreklerde 0 değerlerini alan mevsimsel kukla değişkenlerdir.)<sup>10</sup> Sıfır ve yarı-yıllık frekanslarda birim köklerin varlığı için testler sırasıyla  $\pi_1$  ve  $\pi_2$  katsayılarına ait t-istatistiklerine ( $t_{\pi_1}$  ve  $t_{\pi_2}$ ), yıllık frekans mevsimsel birim kökünün varlığı ise  $\pi_3$  ve  $\pi_4$  katsayılarının eşanlı olarak sıfır olup olmadığını test eden bileşik F istatistiğine ( $F_{\pi_3 \cap \pi_4}$ ) dayanmaktadır. Sembolik olarak  $I_{1/2,1/4}(1)$ , yarı yıllık, yıllık ve sıfır frekans eşanlı birim köklerini içeren,  $I_{1/2}(1)$  veya  $I_{1/4}(1)$  ise, sırasıyla sadece yarı-yıllık ve uzun-dönem ile sadece yıllık ve uzun-dönem birim köklerine sahip zaman serilerini göstermektedirler.

Tablo 1., HEGY testi tahmin sonuçlarını sunmaktadır.<sup>11</sup> Gıda-içki, dayanıklı mallar ve enerji-ulaştırma-haberleşme için – Şekil 2.’deki VQ



grafiklerinin de tanımladığı gibi- hem sıfır hem de mevsimsel frekanslarda birer birim kökün varlığı reddedilememektedir, her üç zaman serisi birer  $I_{1/2,1/4}(1)$  değişkendirler. Yarı dayanıklı-dayanaksız malların I, SD modelinde  $I_{1/2,1/4}(1)$ , I,SD,TR modelinde  $I_{1/2}(1)$  değişken olduğu reddedilememektedir. Hizmetler ile konut sahipliği için ise mevsimsel frekanslarda birim köklerin varlığı reddedilmekte, ancak uzun dönem birim kökü kabul edilmektedir.

**Tablo 1. HEGY Test Sonuçları <sup>(1)</sup>**

Değişken		p	D.W.	L-B (4) <sup>(a)</sup>	LM (4) <sup>(b)</sup>	$t_{\pi 1}$	$t_{\pi 2}$	$F_{\pi 3 \cap \pi 4}$
Gİ	I, SD	4	1.88	2.49 (0.65)	9.31 (0.06)	-1.89	-0.09	1.54
	I, TR, SD	4	1.89	2.51 (0.64)	9.90 (0.04)	-0.39	-0.08	1.51
D	I, SD	5	1.88	1.55 (0.82)	4.28 (0.37)	-1.81	-0.99	1.82
	I, TR, SD	5	1.93	1.55 (0.82)	5.31 (0.26)	-2.68	-1.03	1.33
YD	I, SD	4	1.93	0.40 (0.98)	3.20 (0.52)	-1.73	0.13	6.38
	I, TR, SD	0	1.82	1.16 (0.88)	5.05 (0.28)	-1.73	-1.41	20.81*
EUH	I, SD	6	2.00	1.38 (0.85)	4.73 (0.32)	-2.46	-1.17	0.81
	I, TR, SD	6	2.00	1.39 (0.84)	4.82 (0.31)	-1.00	-1.16	0.77
H	I, SD	0	1.93	2.09 (0.72)	2.22 (0.69)	-1.02	-5.33*	20.45*
	I, TR, SD	0	1.95	0.38 (0.98)	0.75 (0.94)	-2.32	-5.56*	22.70*
KS	I, SD	3	1.98	1.05 (0.90)	1.45 (0.83)	-2.27	-6.10*	14.98*
	I, TR, SD	3	1.98	1.02 (0.91)	1.48 (0.83)	-0.72	-5.97*	14.81*

<sup>(1)</sup> T=100 için 0.05 anlamlılık düzeyinde HEGY Kritik Değerleri (1990: Tablo 1a ve 1b), I, SD yardımcı regresyonunda  $t_{\pi 1}$  için -2.95,  $t_{\pi 2}$  için -2.94,  $F_{\pi 3 \cap \pi 4}$  için 6.57 iken I, TR, SD yardımcı regresyonunda  $t_{\pi 1}$  için -3.53,  $t_{\pi 2}$  için -2.94 ve  $F_{\pi 3 \cap \pi 4}$  için 6.60 şeklindedir. Burada \* 0.05 anlamlılık düzeyinde ilgili birim kökün varlığının kabul edilemediğini göstermektedir.

<sup>(a)</sup> L-B(4) dördüncü mertebeden Ljung-Box Q istatistiğidir ve parantez içi değer olasılık (p) değeridir.

<sup>(b)</sup> LM(4), dördüncü mertebeden Breusch-Godfrey Lagrange Çarpanı test istatistiğidir ve söz konusu istatistiğe ait p değeri parantez içinde sunulmaktadır. LM istatistiği, "artıklarda seri korelasyon yoktur" boş hipotezine sahiptir, Tüm p-değerleri 0.05'den daha yüksek olduğu için aynı anlamlılık düzeyinde boş hipotez reddedilememektedir.

Bir zaman serisinde stokastik mevsimselliğin varlığı veya yokluğu, deterministik mevsimsellik testinin yapılması gerekliliğini etkilememektedir, zira mevsimsellik türü, stokastik ve deterministik mevsimselliklerin bir kombinasyonu da olabilir. Deterministik mevsimselliğin testi için Kavussanos ve Alizadeh-M (2002), aşağıda verilen regresyon denkleminin tahmin edilmesini önermektedirler:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{s=2}^4 \beta_s Q_{s,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada  $\Delta$  birinci fark operatörü,  $\Delta y_t$  değişkenin büyüme oranıdır.<sup>12</sup>  $\beta_0$ ,  $y_t$  serisinin uzun dönem ortalaması,  $Q_{s,t}$  ise nisbi mevsimsel kuklalardır ve  $Q_{s,t} = SD_{s,t} - SD_{1,t}$  ( $s = 2, 3, 4$ ) formülü kullanılarak oluşturulmaktadır. t-istatistiklerine göre anlamlı nisbi mevsimsel kuklalar, incelenen değişkenin söz

konusu çeyrekte bir deterministik mevsimsellik sergilediğini, bir başka ifade ile, kendi uzun dönem ortalaması ile karşılaştırıldığında bağımlı değişkende anlamlı bir değişme gözlemlendiğini ifade etmektedirler.<sup>13, 14</sup>

Tablo 2., deterministik mevsimsellik sonuçlarını vermektedir. Gıda-içki, dayanıklı mallar, enerji-ulaştırma-haberleşme ve hizmetler için, nisbi mevsimsel kukla katsayılarının tüm çeyreklerde anlamlı buldukları reddedilememektedir. Bir başka ifade ile, adigeçen gruplara ait harcamalar, tüm çeyreklerde kendilerine ait uzun dönem büyüme oranları ile karşılaştırıldığında anlamlı mevsimsel değişimler sergilemektedirler. Yarı dayanıklı-dayanısız mal harcamaları için sadece ikinci ve üçüncü çeyreklere ait mevsimsel değişimler anlamlı bulunmaktadır.<sup>15</sup> Konut sahipliği grubuna ait nisbi mevsimsel kukla katsayıları anlamlı bulunmadığından, söz konusu harcama serisi deterministik mevsimsellik sergilememektedir.<sup>16</sup>

**Tablo 2. Deterministik Mevsimsellik Test Sonuçları**

	Gİ	D	YD	EUH	H	KS
$\beta_0$	0.006 (0.685)	0.016 (0.764)	0.007 (0.460)	0.010 (1.366)	0.007 (1.549)	0.005* (9.057)
$\beta_1^{(a)}$	-0.060* (-4.031)	-0.161* (-4.499)	-0.027 (-0.930)	-0.258* (-20.78)	-0.306* (-26.24)	0.000 (-0.404)
$\beta_2$	0.076* (5.080)	-0.079** (-2.207)	-0.078* (-3.058)	0.104* (8.364)	0.266* (22.57)	-0.001 (-0.656)
$\beta_3$	0.404* (27.05)	0.087* (2.431)	0.060** (2.349)	0.053* (4.240)	0.329* (27.89)	0.000 (-0.001)
$\beta_4$	-0.420* (-28.11)	0.153* (4.271)	-0.009 (-0.366)	0.101* (8.145)	-0.289* (-24.46)	0.001 (1.068)
$\bar{R}^2$	0.95	0.35	0.13	0.87	0.97	-0.03
J-B <sup>(b)</sup>	4.94 (0.09)	12.1 (0.01)	0.52 (0.77)	0.19 (0.91)	0.10 (0.95)	918.7 (0.00)
LM(1) <sup>(b)</sup>	13.9 (0.00)	2.21 (0.14)	24.74 (0.00)	13.27 (0.00)	0.049 (0.83)	3.03 (0.08)
L-B(1) <sup>(b)</sup>	13.7 (0.00)	2.22 (0.14)	24.29 (0.00)	13.02 (0.00)	0.050 (0.82)	3.177 (0.07)
L-B(4) <sup>(b)</sup>	43.9 (0.00)	9.88 (0.04)	69.81 (0.00)	43.03 (0.00)	6.056 (0.19)	3.267 (0.51)

\* 0.01, \*\* 0.05 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir ve katsayılara ait parantez-içi değerler t-istatistikleridir.

<sup>(a)</sup>  $\beta_1 = -(\beta_2 + \beta_3 + \beta_4)$ 'dür ve  $\beta_1$  katsayısına ait t-istatistiği hesaplaması için dipnot 15'e bakınız.

<sup>(b)</sup> J-B, tahmin edilen denklem hata terimleri normal dağılımını test eden Jargue-Bera istatistiğidir. LM (1) birinci mertebeden Breusch-Godfrey Lagrange Çarpanı L-B(1) ve L-B(4) birinci ve dördüncü mertebelerden Ljung-Box Q istatistikleridir. Tüm test istatistiklerine ait parantez içi değerler, karşılık gelen p-değerleridir.

Diğer taraftan, harcamalardaki değişmelerin ne kadarının, sadece mevsimsel faktörlerdeki değişmelerden kaynaklandığı ise, Tablo 2.'de verilen uyumlanmış determinasyon katsayıları ( $\bar{R}^2$ ) tarafından ölçülmektedir. Hizmetler harcamalarındaki değişmelerinin %97 gibi çok yüksek bir oranı mevsimsel faktörlerdeki değişmelerden kaynaklanırken, söz konusu grubu sırasıyla, %95 ile gıda-içki, %87 ile enerji-ulaştırma-haberleşme harcamaları

izlemektedir. Elde edilen bulgu ilgili harcama gruplarına ait en yüksek ve en düşük mevsim devrelerinin VQ grafiklerinden belirgin biçimde izlenebiliyor olmasına destek sağlamaktadır. Hizmetler harcamaları, birinci ve dördüncü çeyreklerde en düşük, ikinci ve üçüncü çeyreklerde en yüksek, gıda-içki harcamaları dördüncü çeyrekte en düşük, birinci çeyrekte en yüksek ve enerji-ulaştırma-haberleşme harcamaları ise birinci çeyrekte en düşük, ikinci ve dördüncü çeyreklerde en yüksek üç aylık büyüme oranlarına sahiptirler. Diğer taraftan, dayanıklı mallar ve yarı dayanıklı-dayanıksız mallar nispeten düşük bir deterministik mevsimsellik izlemektedir. Bir başka ifade ile, deterministik mevsimselliğin kaynağı olabilen olağan takvim ve iklim dönemi değişmelerinin, yarı dayanıklı-dayanıksız mallar ile dayanıklı mallar harcamaları üzerinde büyük bir etkisi bulunmamaktadır.

Lopes (2002), stokastik mevsimsellik içeriyor olsun veya olmasın, eğer bir zaman serisi deterministik mevsimselliğe sahipse, ADF test regresyonuna mevsimsel kukla değişkenlerin eklenmesi gerektiğini, aksi takdirde birim kök içeren boş hipotezin yanlış biçimde reddi probleminin gözleneceğini ileri sürmektedir. Mevsimsellik sergiledikleri tespit edilen harcama grupları için HEGY testinin sıfır frekans birim kök üzerine sonuçları, Lopes (2002) tarafından önerilen SDF<sup>17</sup> testi yardımıyla araştırılabilir. Boş hipotezinde birim kökün varlığını kabul eden SDF testi, ADF test regresyonlarının mevsimsel kuklalar içeren bir formu olup trendli ve trendsiz iki ayrı model içermektedir:

$$SDF_{sd}: \Delta y_t = \sum_{s=1}^4 \alpha_s SD_{s,t} + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$SDF_{sd,t}: \Delta y_t = \sum_{s=1}^4 \alpha_s SD_{s,t} + \beta t + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Tablo 3., SDF test sonuçlarını sunmaktadır. Tüm harcama grupları için SDF<sub>sd</sub> ve SDF<sub>sd,t</sub> istatistikleri, uzun dönemde bir birim kökün varlığının reddedilemediğini göstermektedir. Dolayısıyla uzun dönemde tüm mevsimsel harcama gruplarının birim köke sahip olduğu şeklindeki HEGY testi sonuçları, SDF testi tarafından da desteklenmektedir.

Stokastik ve deterministik mevsimsellik testleri sonucunda, gıda-içki, dayanıklı mallar ve enerji-ulaştırma-haberleşme, I<sub>1/2,1/4</sub>(1) yapıda bir stokastik ile deterministik mevsimsellik kombinasyonu içermektedirler. Yarı dayanıklı-dayanıksız mallar I<sub>1/2,1/4</sub>(1) veya I<sub>1/2</sub>(1) süreçlerinden birini izleyen stokastik ve çok güçlü olmayan bir deterministik mevsimsellik sergilemektedir. Hizmetler harcamaları sadece deterministik türde olan oldukça güçlü bir mevsimsel süreç izlemektedir. Konut sahipliği harcamaları ise ne deterministik ne de stokastik bir mevsimselliğe sahiptir. Yarı dayanıklı-dayanıksız mallar dışında burada ulaşılan sonuçlar, Şekil 2.'de sunulan VQ grafikleri bulguları ile uyumaktadır.

**Tablo 3. Mevsimsellik İçeren Tüketici Harcama Grupları için SDF Test Sonuçları**

		p	D.W.	LM(1)	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\beta$	$\psi^{(a)}$
Gİ	SDF <sub>sd</sub>	7	1.88	0.24 (0.62)	0.83** (1.80)	0.99** (1.96)	0.95* (2.08)	0.84* (1.81)	-	-0.10* (-1.89)
	SDF <sub>sd,t</sub>	7	1.89	0.37 (0.54)	0.55 (0.39)	0.63 (0.43)	0.67 (0.47)	0.57 (0.39)	-0.00 (-0.19)	-0.06* (-0.39)
D	SDF <sub>sd</sub>	8	1.88	1.22 (0.27)	0.79** (1.78)	0.76** (1.73)	0.89* (2.04)	0.82* (1.85)	-	-0.10* (-1.81)
	SDF <sub>sd,t</sub>	1 2	2.02	0.12 (0.72)	4.71* (2.67)	4.63* (2.64)	4.75* (2.72)	4.64* (2.65)	0.01* (2.34)	-0.67* (-2.64)
YD	SDF <sub>sd</sub>	7	1.93	0.17 (0.68)	1.49** (1.74)	1.45** (1.69)	1.51** (1.77)	1.50** (1.75)	-	-0.19* (-1.73)
	SDF <sub>sd,t</sub>	3	1.82	2.60 (0.11)	1.96** (1.75)	1.91** (1.71)	1.98** (1.77)	1.97** (1.76)	0.00 (1.02)	-0.25* (-1.73)
EUH	SDF <sub>sd</sub>	9	2.00	1.33 (0.25)	0.66* (2.39)	0.68* (2.47)	0.67* (2.43)	0.71* (2.59)	-	-0.09* (-2.45)
	SDF <sub>sd,t</sub>	9	2.00	1.51 (0.22)	0.70 (1.05)	0.71 (1.07)	0.71 (1.07)	0.75 (1.14)	0.00 (0.06)	-0.09* (-0.99)
H	SDF <sub>sd</sub>	2	1.84	1.21 (0.27)	0.18 (0.72)	0.59* (2.43)	0.67* (2.68)	0.21 (0.83)	-	-0.05* (-1.64)
	SDF <sub>sd,t</sub>	0	1.80	0.33 (0.56)	1.10* (2.01)	1.62* (3.07)	1.73* (3.16)	1.18* (2.06)	0.001* (2.24)	-0.20* (-2.54)

\* 0.05 ve \*\* 0.10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir ve mevsimsel kukla değişkenleri ile trend terimine ait katsayılar için parantez içi değerler t-istatistikleridir.

<sup>(a)</sup>  $\psi$  değişkenine ait parantez içi değerler ilgili modele karşılık gelen SDF<sub>sd</sub> ve SDF<sub>sd,t</sub> test istatistikleridir. 0.05 anlamlılık düzeyinde, Lopes (2002: Tablo 1 ve Tablo A.1)'den, SDF<sub>sd</sub> kritik değeri (T=80) -2.82 ve SDF<sub>sd,t</sub> kritik değeri (T=100) -3.36'dır.

## 2.2. Yapısal Kırılmalı Mevsimsel Birim Kök Testleri

HEGY test sonuçları, tüketici mal gruplarının mevsimsel frekanslarında yapısal kırılmalar varsa geçerli olmayabilir (Balcombe, 1999). Belirtilen nedenle, bu bölümde tüketici harcamalarının stokastik mevsimselliği, yapısal kırılmalı mevsimsel birim kök testleri ile araştırılmaktadır. Bir zaman serisinin mevsimsel ortalama kaymaları içermesi durumunda Balcombe (1999), Zivot ve Andrews (1992) yöntemini,<sup>18</sup> HEGY regresyonuna getiren ve burada S-HEGY olarak adlandırılacak bir 'sıralı (sequential)' test geliştirmiştir. S-HEGY yöntemi, sıfır ve/veya mevsimsel frekanslarda birim kökler boş hipotezinin, mevsimsel ortalama kaymalı trend durağanlık alternatif hipotezi karşısında testi için, iki test regresyonu oluşturulmaktadır:

Model 1:

$$\Delta 4 y_t = \alpha_0 + \alpha_0^* D_t + \pi_1 y_{1t-1} + \pi_2 y_{2t-1} + \pi_3 y_{3t-2} + \pi_4 y_{3t-1} + \sum_{s=1}^3 \theta_s SD_{s,t} + \sum_{s=1}^3 \theta_s^* (D_t \cdot SD_{s,t}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta 4 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Model 2:

$$\Delta_4 y_t = \alpha_0 + \alpha_0^* D_t + \pi_1 y_{1t-1} + \pi_2 y_{2t-1} + \pi_3 y_{3t-2} + \pi_4 y_{3t-1} + \sum_{s=1}^3 \theta_s SD_{s,t} + \sum_{s=1}^3 \theta_s^* (D_t \cdot SD_{s,t}) + \beta t + \beta^* (D_t \cdot t) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Model 1 I,SD, Model 2 ise I,SD,TR deterministik elemanlarını içermektedir. Burada bağımlı değişken ile denklemin sağ tarafında yer alan  $y_{i,t}$  değişkenleri HEGY regresyonu (1)'de tanımlandığı gibidir.  $D_t$  terimi yapısal kırılma zamanı için gösterge kukladır ve  $t \geq T_B$  için 1, diğer gözlemler için 0 değeri verilerek oluşturulmaktadır.  $T_B$  yapısal kırılma tarihidir.  $(D_t \cdot SD_{s,t})$  mevsimsel gösterge kuklalarını,  $(D_t \cdot t)$  ise trend gösterge kuklalarını temsil etmektedir. S-HEGY test regresyonları,  $(0.15T$  ile  $0.85T)$  aralığında yer alan tüm tam sayılı gözlem noktaları için sıralı biçimde tahmin edilmektedir. Olası kırılma tarihleri ise, tahmin edilen tüm regresyonlar içinde  $\inf(t_{\pi i})$  ( $i = 1, 2$ ) ve  $\sup(F_{\pi 3 \cap \pi 4})$  değerlerine karşılık gelen dönemler olarak belirlenmektedir. Tablo 4, S-HEGY test sonuçlarını vermektedir. Gıda-içki, hizmetler ve konut sahipliği için, S-HEGY ile HEGY test sonuçları aynıdır, ancak, dayanıklı mallar, yarı dayanıklı-dayanaksız mallar ve enerji-ulaştırma-haberleşme harcamaları için S-HEGY testi, HEGY testinden farklı olarak yıllık mevsimsel birim kökünün varlığının kabul edilemediği bulgusuna sahiptir.<sup>19</sup> Diğer taraftan, sıfır ve mevsimsel frekanslar için yakalanan kırılma tarihleri 1994-2000 yılları arasında yoğunlaşma göstermelerine rağmen, her bir değişken için oldukça farklı gözlem noktalarına karşılık gelmektedirler. Belirtilen farklılaşmalar, yapısal kırılmanın serinin düzey ve mevsimsel frekanslarını farklı noktalarda etkilemesinden veya S-HEGY testi boş hipotezinin incelenen harcama değişkenleri için yanlış tanımlı olmasından kaynaklanabilir. Zira, Harvey, Newbold ve Leybourne (HLN) (2002), boş hipotez altında ihmal edilebilir olmayan büyüklükte bir yapısal kırılmaya izin verilmesi halinde, S-HEGY testinin aşırı-yüksek test büyüklükleri vererek yanlış kırılma tarihleri belirleyeceğini düşünmekte ve farklı bir test prosedürü önermektedirler.

Tablo 4. S-HEGY Test Sonuçları <sup>(1)</sup>

	Regresyon <sup>(2)</sup>		inf ( $t_{\tau 1}$ )	inf ( $t_{\tau 2}$ )	sup ( $F_{\pi 37/\pi 4}$ )
Gi	I, SD	Test İstatistiği	-3.32	-2.30	6.13
		$T_B$ (p) D.W.	1991:1 (4) 2.06	1998:2 (8) 2.01	1996:2 (4) 1.70
		LM (4)	5.37 (0.25)	4.91 (0.30)	7.85 (0.10)
		L-B (4)	2.11 (0.71)	1.86 (0.76)	3.08 (0.54)
	I, SD, TR	Test İstatistiği	-4.46	-2.12	8.36
		$T_B$ (p) D.W.	1995:3 (3) 1.97	1998:2 (4) 1.67	1994:4 (3) 1.96
		LM (4)	20.8 (0.01)	7.50 (0.11)	9.57(0.05)
		L-B (4)	8.16 (0.09)	1.55 (0.82)	3.47 (0.48)
D	I, SD	Test İstatistiği	-3.29	-3.58	18.12*
		$T_B$ (p) D.W.	1996:4 (9) 2.02	1994:2 (4) 2.27	1996:2 (4) 1.97
		LM (4)	3.74 (0.44)	20.6 (0.00)	8.27 (0.08)
		L-B (4)	1.04 (0.90)	4.62 (0.33)	2.87 (0.58)
	I, SD, TR	Test İstatistiği	-3.94	-4.14	32.81*
		$T_B$ (p) D.W.	1996:4 (3) 1.92	1995:4 (0) 1.97	1995:4 (0) 1.97
		LM (4)	3.37 (0.50)	1.87 (0.76)	1.87 (0.76)
		L-B (4)	1.14 (0.89)	0.56 (0.97)	0.56 (0.97)
YD	I, SD	Test İstatistiği	-3.15	-3.31	26.83*
		$T_B$ (p) D.W.	1994:4 (10) 1.79	1999:4 (0) 1.95	1998:1 (2) 1.89
		LM (4)	8.14 (0.09)	5.18 (0.27)	6.14 (0.19)
		L-B (4)	1.25 (0.87)	2.92 (0.57)	2.26 (0.69)
	I, SD, TR	Test İstatistiği	-4.28	-2.01	25.36*
		$T_B$ (p) D.W.	1997:3 (7) 1.84	2000:3 (10) 1.82	1995:4 (0) 1.95
		LM (4)	8.87 (0.07)	7.78 (0.10)	8.87 (0.06)
		L-B (4)	2.88 (0.58)	2.72 (0.61)	2.88 (0.58)
EUH	I, SD	Test İstatistiği	-3.43	-3.66	22.56*
		$T_B$ (p) D.W.	1991:4 (4) 1.93	1998:1 (0) 2.00	1996:1 (0) 1.88
		LM (4)	3.81 (0.43)	1.68 (0.79)	2.30 (0.68)
		L-B (4)	1.18 (0.88)	0.68 (0.95)	0.68 (0.95)
	I, SD, TR	Test İstatistiği	-4.00	-3.27	21.90*
		$T_B$ (p) D.W.	1996:3 (1) 1.94	1997:1 (0) 1.87	1996:2 (0) 2.16
		LM (4)	10.4 (0.03)	6.83 (0.14)	7.76 (0.10)
		L-B (4)	4.02 (0.40)	1.46 (0.83)	3.44 (0.49)
H	I, SD	Test İstatistiği	-2.25	-5.58*	30.40*
		$T_B$ (p) D.W.	1993:1 (0) 1.91	1991:2 (0) 2.01	2000:3 (2) 1.94
		LM (4)	3.37 (0.50)	3.75 (0.44)	3.70 (0.45)
		L-B (4)	2.17 (0.70)	1.72 (0.79)	1.28 (0.86)
	I, SD, TR	Test İstatistiği	-4.87	-6.12*	35.69*
		$T_B$ (p) D.W.	1997:2 (1) 1.81	1997:1 (0) 2.10	2000:3 (0) 2.07
		LM (4)	2.12 (0.71)	5.43 (0.25)	4.57 (0.33)
		L-B (4)	0.63 (0.96)	1.17 (0.88)	2.68 (0.61)
KS	I, SD	Test İstatistiği	-2.55	-6.59*	46.78*
		$T_B$ (p) D.W.	2000:1 (4) 1.90	1998:4 (2) 1.87	1999:1 (2) 1.77
		LM (4)	8.55 (0.07)	5.11 (0.28)	3.62 (0.46)
		L-B (4)	0.33 (0.99)	2.62 (0.62)	1.73 (0.77)
	I, SD, TR	Test İstatistiği	-3.94	-7.48*	42.25*
		$T_B$ (p) D.W.	1998:2 (2) 2.03	1998:2 (2) 2.03	1999:2 (1) 1.83
		LM (4)	8.89 (0.06)	8.89 (0.06)	9.09 (0.06)
		L-B (4)	4.15 (0.39)	4.15 (0.39)	6.02 (0.20)

<sup>(1)</sup> I, SD regresyonu Model 1'i, I, TR, SD regresyonu Model 2'yi temsil etmektedir.

<sup>(2)</sup> 0.05 anlamlılık düzeyinde S-HEGY kritik değerleri Balcombe (1999: Tablo 2)'den, I, SD modelinde  $t_{\tau 1}$  için -4.24,  $t_{\tau 2}$  için -4.23,  $F_{\pi 37/\pi 4}$  için 13.13 iken I,TR,SD modelinde  $t_{\tau 1}$  için -4.97,  $t_{\tau 2}$  için -4.21 ve  $F_{\pi 37/\pi 4}$  için 13.12 şeklindedir. Burada \* 0.05 anlamlılık düzeyinde ilgili birim kökün varlığının kabul edilemediğini göstermektedir.

Burada S-HLN testi şeklinde adlandırılan HLN (2002)'nin mevsimsel ortalama kaymalı sıfır ve mevsimsel frekans birim kökler boş hipotezi, gözlem dönemi boyunca olası tüm kırılma tarihleri için sıralı biçimde tahmin edilen aşağıdaki regresyon ile test edilmektedir:<sup>20</sup>

$$\Delta_4 y_t = \pi_1 y_{1t-1} + \pi_2 y_{2t-1} + \pi_3 y_{3t-2} + \pi_4 y_{3t-1} + \sum_{s=1}^4 \mu_s SD_{s,t} + \sum_{s=1}^4 \delta_s DU_{s,t} + \sum_{s=1}^4 \kappa_s D(T'_B)_{s,t} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$\Delta_4 y_t$  ile  $y_{i,t}$  değişkenleri HEGY regresyonu (1)'de tanımlandığı gibidir.  $T'_B$  kırılma tarihini göstermektedir.  $DU_{s,t}$  mevsimsel ortalama kaymalarını temsil eden mevsimsel gösterge kuklaları olup  $t > T'_B$  için  $(1.SD_{s,t})$ , diğer durumlarda 0 değerlerini almaktadır.  $D(T'_B)_{s,t} = \Delta_4 DU_{s,t}$  ise trend gösterge kuklalarıdır. S-HLN testinde gerçek kırılma zamanı seçim kriteri, mevsimsel gösterge kukla katsayılarının bileşik anlamlılığının maksimize edilmesine dayandırılmakta ve  $\hat{T}_B = 4 + \arg \max F_\delta(T'_B)$  şeklinde tanımlanmaktadır. Burada,  $\arg \max F_\delta(T'_B)$   $\delta$  katsayılarının bileşik anlamlılığını maksimum kılan F-test istatistiğidir. Seçim kriterine göre gerçek kırılma tarihi  $\hat{T}_B$ , maksimum  $F_\delta(\cdot)$  istatistiğine karşılık gelen kırılma tarihinden 4 dönem sonrasıdır.<sup>21</sup> S-HLN test regresyonunda boş hipotezin testi, HEGY yöntemini izlemektedir. Tablo 5'de sunulan S-HLN test sonuçları, S-HEGY bulguları ile aynıdır. Konut sahipliği ve hizmetler stokastik mevsimsellik sergilemezken, gıda-içki  $I_{1/2,1/4}(1)$ , dayanıklı mallar, yarı dayanıklı-dayanıksız mallar ile enerji-ulaştırma-haberleşme ise  $I_{1/2}(1)$  özellikleri sergilemektedir. Ancak, S-HLN testi boş hipotezinden dolayı, incelenen harcama gruplarının, mevsimsel ortalama kaymalarının varlığında bir stokastik mevsimsellik sergiledikleri reddedilememektedir.

**Tablo 5. S-HLN Test Sonuçları<sup>(1)</sup>**

	$T_B$	$p$	D.W.	L-B (4)	LM (4)	$t_{\pi 1}$	$t_{\pi 2}$	$F_{\pi 3 \cap \pi 4}$
Gİ	1990	4	1.99	2.17 (0.70)	6.33 (0.17)	-2.31	0.18	1.44
D	1995	3	1.96	2.15 (0.71)	9.05 (0.06)	-2.73	-1.96	16.59*
YD	1997	2	1.87	2.53 (0.64)	12.3 (0.02)	-0.58	-2.23	22.20*
EUH	1996	2	2.05	1.37 (0.85)	9.96 (0.04)	-0.97	-1.87	13.96*
H	1999	1	2.03	2.78 (0.60)	10.6 (0.03)	-0.75	-5.15*	24.22*
KS	1989	2	1.81	2.61(0.62)	7.13 (0.13)	-1.71	-4.26*	13.71*

<sup>(1)</sup> 0.05 anlamlılık düzeyinde S-HLN testi kritik değerleri Harvey, Leybourne ve Newbold (2002: Tablo 3)'den  $t_{\pi 1}$  için -3.54,  $t_{\pi 2}$  için -3.52,  $F_{\pi 3 \cap \pi 4}$  için 10.11 şeklindedir. Burada \* 0.05 anlamlılık düzeyinde ilgili birim kökün varlığının kabul edilemediğini göstermektedir.

Ayrıca, yapısal kırılmalı testler altında dayanıklı mallar, yarı dayanıklı-dayanaksız mallar ile enerji-ulaştırma-haberleşme harcamaları için HEGY test sonuçlarının yıllık frekans birim kök bulgularının farklılaşması, Şekil 1.'de sunulan düzey grafiklerinden de düşünülen yapısal kırılmalar varlığına, destek niteliği taşımaktadır denilebilir.

Birinci ve ikinci alt bölümlerde yürütülen testler sonucunda ulaşılan bulgular şu şekilde özetlenebilir: SDF testi ve yapısal kırılmalı mevsimsel birim kök testleri sonuçlarına göre, gıda-içki hem sıfır frekansında hem de yarı-yıllık ve yıllık mevsimsel frekanslarında birer birim köke sahiptir. Dayanıklı mallar, yarı dayanıklı-dayanaksız mallar ve enerji-ulaştırma-haberleşme sıfır frekans ile sadece yarı-yıllık mevsimsel frekansta birer birim köke sahiptirler. Hizmetler ve konut sahipliği ise sadece sıfır frekanslarında birer birim köke sahiptirler, ancak mevsimsel frekanslarında birim kökler bulunmadığı için stokastik mevsimsellik sergilememektedirler. Kavussanos ve Alizadeh-M (2002)'in deterministik mevsimsellik testi sonuçlarına göre ise, gıda-içki, enerji-ulaştırma-haberleşme ve hizmetler oldukça güçlü deterministik mevsimsel yapı izlerken, dayanıklı mallar ile yarı dayanıklı-dayanaksız mallar nispeten düşük bir deterministik mevsimsellik sergilemektedirler. Konut sahipliği harcamalarında ise deterministik mevsimsellik bulunmamaktadır.

### **2.3. Konut Sahipliği Harcamalarının Durağanlığı**

Konut sahipliği harcamaları deterministik ve stokastik bir mevsimsellik sergilemediği için, durağanlık özelliklerinin mevsimsel olmayan birim kök test yöntemleri ile araştırılması gerekmektedir. Belirtilen amaç doğrultusunda ilk olarak yürütülen geleneksel ADF, PP ve KPSS birim kök test sonuçları Tablo 6'da sunulmaktadır. ADF ve PP testleri, deterministik eleman içermeyen modellerinde, konut sahipliğinin deterministik trende sahip durağan bir proses olduğu bulgusuna sahiptir. Ancak, kesişme katsayılı ve/veya trendli modellerde her üç test ile konut sahipliğinin bir birim kök süreci olduğu reddedilememektedir. Net bir bulguya ulaşılamaması, seride bir yapısal kırılmanın var olabileceğini düşündürmektedir. Zira ikinci bölümde belirtildiği gibi konut sahipliği harcamaları, 1987-88 ve 1999 yıllarında bir değişme göstermektedir.



**Tablo 6. Konut Sahipliği İçin ADF, PP ve KPSS Test Sonuçları** <sup>(a), (b)</sup>

ADF			PP			KPSS	
Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 2	Model 3
4.72*	-0.89	-1.17	8.05*	-0.92	-1.03	1.71	0.33
(-1.94)	(-2.91)	(-3.48)	(-1.94)	(-2.91)	(-3.48)	(0.46)	(0.15)
p=1	p=1	p=1	l=3	l=3	l=3	l=3	l=3
D.W.= 1.97	D.W.= 1.97	D.W.= 1.98					
LM(1)=0.24	LM(1)=0.31	LM(1)=0.08					
(0.62)	(0.58)	(0.78)					

<sup>(a)</sup> Burada \* 0.05 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin kabul edilemediğini göstermektedir. ADF ve PP test istatistiklerine ait parantez içi değerler MacKinnon kritik değerlerini, KPSS test istatistiklerine ait parantez içi değerler ise, KPSS kritik değerlerini temsil etmektedir. PP ve KPSS testlerine ait uygun parçalı geçikme (truncation lag) sayıları (l) ise Newey ve West (1987) önerisi olan  $4(T/100)^{2/9}$ 'a karşılık gelen tam sayı seçimi ile yapılmıştır.

<sup>(b)</sup> Testlere ait regresyon denklemleri Model 1'de bir deterministik eleman içermemekte, Model 2'de kesişme katsayısı, Model 3'te kesişme katsayısı ve trend elemanları bulunmaktadır.

Yapısal kırılmalı zaman serileri için literatürde en yoğun başvurulan yöntemlerden biri, birim kök içeren boş hipotezin, bir yapısal kırılmalı trend durağanlık alternatif hipotezi karşısında test edildiği, Zivot ve Andrews (ZA) (1992) testidir. ZA testinde, aşağıda verilen üç ayrı regresyon modeli tanımlanmaktadır (Chaudhuri ve Wu, 2003):

$$\text{Model A: } \Delta y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{Model B: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\text{Model C: } \Delta y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Burada  $DU_t$ ,  $t > T_B$  için 1, diğer durumlarda 0 değerlerini alacak biçimde oluşturulan ve serinin kesişme katsayısında bir değişmeyi yakalayan,  $DT_t$  ise  $t > T_B$  için t, diğer durumlarda 0 değerleri ile trenddeki değişmeyi tanımlayan kukla değişkenlerdir. Olası kırılma tarihi  $T_B = T = 2, \dots, T-2$  aralığında yer alan tüm gözlem noktalarını kapsamaktadır. Model A, serinin kesişme katsayısında, Model B serinin trend fonksiyonunun eğiminde bir kırılmaya izin vermekte, Model C ise her iki olasılığı eşanlı içermektedir. ZA test regresyonları tüm T-2 gözlem için ayrı ayrı tahmin edilmekte ve tüm tahmin değerleri arasından,  $\alpha$  katsayısına ait minimum t-istatistiğini veren zaman dönemi, kırılma tarihi olarak seçilmektedir.

Tablo 7., ZA test sonuçlarını vermektedir. Model A ve B konut sahipliği harcamalarını, yapısal kırılmalı trend durağan süreç olarak tespit ederken, Model C konut sahipliğinin bir birim kök süreci olduğu boş hipotezini reddedememektedir. ZA test sonuçlarının net bir bilgi sağlayamaması nedeniyle, Harvey, Leybourne ve Newbold (2001) tarafından geliştirilen ve

burada HLN testi şeklinde adlandırılacak olan yapısal kırılmalı birim kök testine başvurulmaktadır.

**Tablo 7. Konut Sahipliği için ZA Test Sonuçları**

	Model A	Model B	Model C
$T_B$	1999:2	1997:4	1999:2
$p$	0	5	0
$\beta^{(a)}$	0.002* (5.709)	0.002* (4.558)	0.002* (5.081)
$\theta^{(a)}$	-0.015* (-6.262)		-0.014* (-6.055)
$\gamma^{(a)}$		-0.001* (-4.475)	-0.0002 (-0.898)
$\alpha^{(b)}$	-0.309** (-5.595)	-0.419** (-4.622)	-0.346 (-5.020)
D.W.	1.84	1.91	1.81
LM(1)	0.20 (0.65)	0.37 (0.53)	0.41 (0.52)

<sup>(a)</sup> Parantez içi değerler t-istatistiklerini, \* 0.01 ve \*\* 0.05 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

<sup>(b)</sup> Parantez içi değerler birim kök hipotezi için t-istatistiklerini temsil etmektedir. Zivot ve Andrews (1992: Tablo 2-4) kritik değerleri 0.05 anlamlılık düzeyinde Model A için -4.80, Model B için -4.42 ve Model C için -5.08'dir.

HLN testinde, yapısal kırılmalı birim kök boş hipotezi, yapısal kırılmalı trend durağanlık alternatif hipotezi karşısında,  $T=2, \dots, T-2$  aralığında tüm gözlem noktaları için sıralı olarak tahmin edilen aşağıdaki regresyonlar ile test edilmektedir:

$$\text{Model 1: } \Delta y_t = \mu + \delta DU_t + \theta D(T'_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\text{Model 2: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \delta DU_t + \theta D(T'_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Burada  $T'_B$  olası kırılma tarihi,  $DU_t$ , ZA testindeki gibi tanımlanan kukla,  $D(T'_B)$  ise  $t = T'_B + 1$  için 1, diğer durumlarda 0 değerlerine sahip düzey seri sıçramasını yakalayan gösterge kukla değişkenleridir. HLN testinde gerçek kırılma tarihi  $\hat{T}_B$ , tahmin edilen  $T-2$  regresyon arasında, mutlak değer olarak,  $\delta$  katsayısı için maksimum t-istatistiğini veren dönemden bir dönem sonrası şeklinde belirlenmektedir, dolayısıyla önerilen seçim kriteri,  $\hat{T}_B = 1 + \arg \max_t |\delta(T'_B)|$  şeklindedir. Tablo 8, HLN test sonuçlarını sunmaktadır. Model 1, konut sahipliğinin yapısal kırılmalı bir birim kök süreci olduğu, tersine Model 2 ise yapısal kırılmalı trend durağan bir süreç izlediği bulgularına sahiptir. Diğer taraftan, Model 1, 1988:2'de, Model 2 ise, ZA testi A ve C modelleri gibi, 1999:2'de bir kırılma belirlemektedir. Bir başka ifade ile, HLN testi, konut sahipliği grubuna ait iki kırılma olabileceği işaretini vermektedir. Söz konusu bulgu, sadece bir yapısal kırılma içeren birim kök testlerinin net bir sonuç ortaya koyamamasını açıklayabilir. Dolayısıyla iki yapısal kırılmalı birim kök testlerine başvurulmalıdır.

**Tablo 8. Konut Sahipliği için HLN Test Sonuçları**

	MODEL 1	MODEL 2
T <sub>B</sub>	1988:2	1999:2
p	0	0
β <sup>(a)</sup>		0.002* (4.882)
δ <sup>(a)</sup>	0.006* (3.091)	-0.015* (-5.306)
θ <sup>(a)</sup>	-0.001 (-0.357)	0.001 (0.361)
α <sup>(b)</sup>	-0.014* (-2.361)	-0.363 (-4.799)
D.W.	1.85	1.80
LM(1)	0.31 (0.58)	0.60 (0.44)

<sup>(a)</sup> Parantez içi değerler t-istatistiklerini ve \* 0.05 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

<sup>(b)</sup> Parantez içi değerler birim kök hipotezi için t-istatistiklerini temsil etmektedir. Harvey, Leybourne ve Newbold (2001, Tablo 2)'den alınan T=100 gözlem için kritik değerleri 0.05 için anlamlılık düzeyinde Model 1 için -4.01 ve Model 2 için -4.44 şeklindedir.

Ben-David, Lumsdaine ve Papell (B-DLP) (2003), ZA testini iki yapısal kırılmalı duruma genişleten ve yapısal kırılmasız birim kök boş hipotezinin, iki kırılmalı trend-durağanlık alternatif hipotezi karşısında aşağıdaki regresyonlar ile test edilmesine olanak sağlayan bir (B-DLP) birim kök testi önermektedirler:

Model AA:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Model CA:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU_t + \gamma_1 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Model CC:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU1_t + \gamma_1 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_2 DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Burada,  $DU_{it}$  ve  $DT_{it}$  sırasıyla kesişme katsayısının ve trend fonksiyonunun eğiminde kırılmaları yakalayan kukla değişkenlerdir  $DU_{it}$   $t > T_{Bi}$  için 1, diğer durumlarda 0 ve  $DT_{it}$   $t > T_{Bi}$  için  $t - T_{Bi}$ , diğer durumlarda 0 değerleri verilerek oluşturulmaktadır.  $T_{Bi} = 2, \dots, T-1$  ( $i = 1, 2$ ) olası kırılma tarihidir ve  $T$  değişkenin birinci farkı ve gecikme terimleri ile kaybedilen gözlemler uyumlandıktan sonra kalan gözlem sayısıdır. Model AA sadece kesişme katsayısında iki kırılmaya, Model CA kesişme katsayısında iki, trend fonksiyonunun eğiminde bir kırılmaya, Model CC ise hem kesişme katsayısı hem de trend fonksiyonu eğiminde iki kırılmaya izin vermektedir.

Diğer taraftan, Mehl (2000) tarafından geliştirilen iki yapısal kırılmalı birim kök testinde, boş hipotez altında “iki sürekli şoktan etkilenen bir birim kök süreci” yer almakta ve alternatif hipotez olan “iki sürekli şoktan etkilenen bir trend-durağan süreç” karşısında test edilmektedir. Mehl (2000) tarafından önerilen test regresyonu aşağıda tanımlanmaktadır:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Burada  $DT_i$  ( $i = 1, 2$ ), B-DLP testinde tanımlandığı gibidir ve sadece değişkene ait trend fonksiyonunun eğiminde iki yapısal kırılma bulunması durumu dikkate alınmaktadır. Olası kırılma tarihleri  $TB_i$  ise  $TB_1 < TB_2 - 1$  koşulunu sağlayacak biçimde test regresyonlarına getirilmelidir. B-DLP ve Mehl (2000) testleri, kırılma tarihi seçim kriteri için ZA testi yaklaşımını izlemektedir ve gerçek kırılma tarihlerini, uygun gözlem aralığı içinde tahmin edilen tüm regresyonlar arasında  $\alpha$  katsayısına ait t-istatistiğini minimum kılan dönem-ikilisi olarak belirlemektedir:  $\min t_\alpha (TB_1, TB_2)$ . Tablo 9, B-DLP ve Mehl (2000) test sonuçlarını göstermektedir.

**Tablo 9. Konut Sahipliği için B-DLP ve Mehl (2000) Test Sonuçları**

	B-DLP			Mehl (2000)
	Model AA	Model CA	Model CC	
$T_{B1}, T_{B2}$	1987:4 , 1999:2	1987:4 , 1999:2	1987:4 , 1999:2	1988:1 , 1997:4
p	0	0	1	1
$\beta^{(a)}$	0.002* (7.907)	0.003** (1.696)	0.005 (1.438)	-0.004* (-2.318)
$\theta_1^{(a)}$	-0.009* (4.479)	-0.010* (-3.549)	-0.015* (-5.199)	
$\theta_2^{(a)}$	-0.020* (-8.463)	-0.020* (-8.394)	-0.020* (-9.664)	
$\gamma_1^{(a)}$		-0.001 (-0.468)	-0.001 (-0.329)	0.007* (3.629)
$\gamma_2^{(a)}$			-0.001* (-4.740)	-0.001* (-5.901)
$\alpha^{(b), (c)}$	0.054* (-7.759)	-0.420* (-7.698)	-0.649* (-9.588)	-0.492* (-5.980)
D.W.	1.60	1.60	1.85	1.92
LM(1)	1.96 (0.16)	2.67 (0.11)	0.57 (0.45)	0.21 (0.64)

<sup>(a)</sup> Parantez içi değerler t-istatistiklerini ve \* 0.05 , \*\* ise 0.10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

<sup>(b)</sup> B-DLP testi kritik değerleri, David, Lumsdaine ve Papell (2001: Tablo 1-3)'den 0.05 için anlamlılık düzeyinde Model AA için -6.16, Model CA için -6.62 ve Model CC için -6.75 şeklindedir.

<sup>(c)</sup> Mehl (2000: Tablo 1) kritik değerleri 0.05 düzeyi için -3.53 ile -4.23 aralığındadır.

Hem B-DLP testinin her üç modeli hem de Mehl (2000) modeli için sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bir başka ifade ile konut sahipliğine yapılan reel harcamalar örneklem dönemi için iki yapısal kırılmaya sahip bir trend etrafında durağandır. Ancak kırılma tarihleri hakkında, B-DLP ve Mehl testleri farklı bulgular ortaya koydukları için net bir bilgi sunmak mümkün olamamaktadır.

## SONUÇ

Bu çalışmada, yapısal kırılmalı birim kök testleri yardımıyla, 1987:1-2003:1 dönemi için Türkiye’de tüketici mal grubu reel harcama serilerindeki durağanlık ve mevsimselliğin istatistiksel yapısı araştırılmaktadır. Yürütülen test sonuçlarına göre, gıda-içki, dayanıklı tüketim malları, yarı dayanıklı-dayanıksız mallar ve enerji-ulaştırma-haberleşme harcamaları hem uzun dönemde durağan olmayan bir süreç izlemekte hem de bir stokastik ve deterministik mevsimsellik kombinasyonu sergilemektedirler. Sıfır frekansta bir birim köke sahip, ancak stokastik mevsimsel olmayan hizmetler harcamaları oldukça güçlü bir deterministik mevsimsellik içermektedir. Diğer taraftan, konut sahipliği harcamaları ne deterministik ne de stokastik mevsimsellik sergilemektedir, ancak iki yapısal kırılmalı trend etrafında durağan bir süreç izlemektedir. Dolayısıyla konut sahipliği harcamaları gerek mevsimsellik gerekse durağanlık açısından, diğer harcama gruplarından oldukça farklı zaman serisi özellikleri sergilemektedir.

Ulaşılan ampirik bulgular, Türkiye’de tüketici harcamalarını etkileyen olası faktörlere dair bilgiler sunmaktadır. Gıda-içki, dayanıklı tüketim malları, yarı dayanıklı-dayanıksız mallar ve enerji-ulaştırma-haberleşme harcamalarının stokastik mevsimsellikleri, tüketicilerin tüketim alışkanlıkları veya tüketim zamanlaması kararlarını değiştiren faktörlerin varlığına işaret etmektedir. Örneğin gıda-içki harcamaları için, tarım ürünlerinin her mevsim tüketimini mümkün kılan sera üretiminin yaygınlaşması ve depolama koşullarının iyileşmesine olanak sağlayan üretim tekniklerinin geliştirilmesi tüketim alışkanlıklarını, Ramazan ayı ve dini bayram günlerinin her yıl farklı takvim dönemlerine denk gelmeleri ise tüketim kararları zamanlamasını etkileyebilen faktörler olarak düşünülebilir. Dayanıklı tüketim malları için tüketicilerin mevcut ürünlerini yenileme zamanlarına dair kararlarının değişmesinde etkili olabilir bir faktör, daha yüksek teknoloji ürünlerin değişken zamanlarda piyasaya sürülmesi olabilir. Yarı dayanıklı-dayanıksız mallara yapılan harcamalarının değişken mevsimsel yapısı, yaz ve kış dönemi indirimli satışların başlangıç zamanlamaları ve sürdürüldüğü zaman aralıklarının cari ekonomik koşullara bağlı biçimde değişmesi, dolayısıyla bireylerin tüketim kararları zamanlamasının da değişmesinden kaynaklanabilir. Enerji-ulaştırma-haberleşme için ise hem değişken dini bayram tarihleri hem de örneğin kayak amaçlı kış dönemine kayabilen tatil zamanlamaları için tüketicilerin değişken tercihleri stokastik mevsimselliğe neden olabilir faktörler arasında düşünülebilir.

Diğer taraftan gıda-içki, dayanıklı tüketim malları, yarı dayanıklı-dayanıksız mallar, enerji-ulaştırma-haberleşme ve hizmetlerin deterministik mevsimsel yapıları, tüketicilerin mevsime bağlı harcama kararlarını etkileyen

faktörlerin varlığına ışık tutmaktadır. Örneğin, gıda-içki harcamalarının güçlü sabit mevsimselliği için potansiyel bir faktör, tarımsal malların fiyatlarını etkileyen olağan iklim dönemi değişimleri olabilir. Dayanıklı tüketim mallarının nispeten güçlü olmayan deterministik mevsimselliği, yaz döneminde dondurucu ve klima taleplerinin artabilmesinden kaynaklanabilir. Yarı dayanıklı-dayaniksız mallar üzerinde oldukça düşük etkisi olan deterministik mevsimselliğin olası kaynakları olarak, yaz/kış ayları başlangıcında artması muhtemel yazlık/kışlık giyim ve ayakkabı fiyatları ile okulların her yıl belli mevsimlerde açılması nedeniyle artan kırtasiye harcamaları düşünülebilir. Enerji-ulaştırma-haberleşmenin güçlü deterministik mevsimselliğine yol açan faktörler, kış aylarında ısınma amaçlı yakıt harcamalarının artması ve çoğunlukla tatil zamanı için yaz aylarının tercih edilmesi olabilir. Hizmetler harcamalarının deterministik mevsimselliği ise, mali kuruluşlara veya kişisel ve mesleki hizmetlere yönelik satın alımları kapsıyor olmasından kaynaklanabilir. Örneğin, sigorta kurumları ödeneklerinin veya bankalar aracılığı ile ödenen vergilerin zamanları her yılın belli dönemlerine denk gelmektedir.

Çalışma bulguları ek olarak, reel tüketici mal grubu harcamaları arasında uzun dönem ilişkilerin incelenmesini planlayan bir eşbütünleşme analizi için de yararlı olabilir bilgiler sağlayabilir. Zira, öncelikle,  $I(0)$  yapıda olan konut sahipliği ile  $I(1)$  yapıda olan diğer harcama grupları arasında bir uzun dönem denge ilişkisinin varlığı, değişkenler ayrı mertebeden bütünleşmiş oldukları için geleneksel Johansen eşbütünleşme yöntemi yardımıyla araştırılabilir değildir. Diğer taraftan, gıda-içki, dayanıklı tüketim malları, yarı dayanıklı-dayaniksız mallar, enerji-ulaştırma-haberleşme ve hizmetler harcamaları  $I(1)$  yapıda olduklarından, aralarında bir uzun dönem denge bulunabilir. Ancak, mal grubu harcamalarının mevsimsel frekanslarında tespit edilen birim kökler, ilgili mal grupları arasında mevsimsel frekanslarda da ortak trendler ihtimalini ortaya koymaktadır. Bir başka ifade ile, stokastik mevsimsellik sergileyen mal grupları arasındaki ilişkilerin incelenmesinde, Johansen eşbütünleşme testi yerine, örneğin Lee (1992)'nin, mevsimsel frekanslara da Johansen testini genelleştiren ve mevsimsel kukla değişkenler yoluyla deterministik mevsimselliği de içeren, mevsimsel eşbütünleşme testine başvurulabilir.

## NOTLAR

<sup>1</sup> HEGY (1990) testi serinin uzun dönem (sıfır frekans) ve mevsimsel frekanslarındaki olası stokastik trendleri birbirlerinden ayırabilme olanağı sağlamaktadır. Oysa örneğin örneğin Osborn, Chui, Smith ve Birchenhall (1988) tarafından geliştirilen OCSB testi ve Osborn (1990) testlerinde sadece, serinin sıfır frekans birim kökü, mevsimsel frekanslarda birim kökler alternatif hipotezleri karşısında test edilebilmektedir.

<sup>2</sup> Bir zaman serisinde deterministik mevsimselliğin düzleştirilmesi için, seriyi mevsimsel kukla değişkenler üzerine regresyon yapıp, tahmin edilen artık serisini

mevsimsel uyarlanmış değişken olarak kullanmak uygundur, ayrıca artık serisi eğer düzeyinde bir birim köke sahipse fark alma yöntemi ile durağan hale getirilir (Barsky ve Miron, 1989; Enders, 1995). Diğer taraftan, sadece mevsimsel frekanslarında birim köklere sahip bir serinin stokastik mevsimselliği  $(1+B+B^2+B^3)$  filtresi ile düzleştirilebilir, ancak seri hem sıfır hem de her iki mevsimsel frekans birim köklerine sahipse  $(1-B^4)$ , yarı-yıllık ve sıfır frekans birim köklerine sahipse  $(1-B^2)$  mevsimsel fark alma filtreleri hem mevsimselliğinin düzleştirilmesi hem de durağanlaştırma amacıyla kullanılabilir (Wells, 1997 ve Franses, 1996). Burada B fark alma filtresidir. Ancak, mevsimsel fark alma filtreleri yardımıyla stokastik mevsimsellik düzleştirilse bile, eğer deterministik mevsimsellik de içerilmişse, söz konusu değişken ile ilgili araştırılan konuya bağlı biçimde kurulan regresyon denkleminde mutlaka mevsimsel kukla değişkenler getirilmeli, böylece deterministik mevsimsel sürecin, regresyon tahmini aşamasında elimine edilmesi gerekmektedir (Franses, 1996).

<sup>3</sup> Franses (1995), deterministik mevsimsellik durumunda uygulanan mevsimsel zaman serisi modelleri ve bulgularının, stokastik mevsimselliğin varlığında geçerliliklerini korumadıklarını ortaya koymuştur. Ayrıca, stokastik mevsimsel bir yapıyı hesaba katmamak 'sahte (spurious)' regresyon sonuçlarına neden olabilirken, deterministik mevsimsel bir yapıyı mevsimsel kukla değişkenleri ile modelde içermek, hem modelin açıklayıcı gücünü iyileştirebilir hem de daha iyi tahmin sonuçlarına izin verebilir (Osborn, 1990).

<sup>4</sup> Ele alınan yapısal kırılmalı testlerin diğer ortak özelliği, IO (Innovational Outlier) tipi olmalarıdır. IO modelinde, birim kök ve yapısal kırılmanın tespiti için gerekli değişkenler tek bir regresyonda içerilmektedir. Yapısal kırılma literatüründe ayrıca AO (Additive Outlier) tipi test regresyonlarına da başvurulabilmektedir. AO yöntemi, deterministik elemanların bağımlı değişkenin düzey hali üzerine regresyonundan tahmin edilen artık serisine, ADF veya HEGY tipi regresyonlar uygulayarak birim kök varlığını test etmektedir. Çalışmaya konu olan tüm yapısal kırılmalı testlerin AO tipi modelleri de bulunmaktadır. Bununla beraber AO yerine IO yönteminin tercih edilme nedeni, AO testi tahmin sonuçlarının IO yöntemine göre yanlı olabilmesi ve test istatistiklerinin güçlerinde büyük bozulmalar gözlenebilmesidir (Ayrıntılı bilgi için örneğin Lopes (2002) veya Harvey, Leybourne ve Newbold (2001, 2002)'ye bakılabilir.)

<sup>5</sup> Yapısal kırılma tarihini dışsal olarak tanımlayan mevsimsel olmayan birim kök testlerinden biri Perron (1989) testidir. Perron testi hakkında ayrıntılı bilgi Enders (1995)'de bulunabilir. Dışsal yapısal kırılmalı mevsimsel birim kök testlerine ise örnek olarak, Smith ve Otero (1997)'nin HEGY-AO testi ile Hassler ve Rodrigues (2002)'in LM-HEGY-AO testleri verilebilir.

<sup>6</sup> Harvey, Leybourne ve Newbold (2001, 2002) testleri için özel olarak belirtilen bir gecikme sayısı belirleme yöntemi olmaması haricinde, çalışmada yürütülen diğer testlere ait test prosedürlerinde t-sig yönteminin kullanımı özellikle önerilmektedir. Ayrıca HEGY test yöntemi için her ne kadar Engle, Granger, Hylleberg ve Lee (1993), HEGY test regresyonunun önce bağımlı değişkenin 12 gecikmeye kadar değerleri ile tahmin edilmesi, sonra anlamlı bulunan gecikme terimleri ile yeniden tahmin edilmesini önermişlerse de, Wells (1997a)'e göre HEGY testi için de t-sig yönteminin kullanımı uygundur.

<sup>7</sup> Hall (1994)'a göre, 't-sig' yöntemi, Akaike ve Schwartz bilgi kriterleri (AIC ve SBC) gibi seçim yöntemlerine nispetle daha iyi büyüklük ve güç özelliklerine sahip test istatistikleri vermektedir.

<sup>8</sup> Çalışmada yürütülen tüm testler için, anlamlı bulunan en son gecikme sayısını içeren regresyon artık terimlerinde seri korelasyonun varlığı, Breusch-Godfrey LM istatistiği (LM) ve Ljung-Box Q istatistiği (LB) ile test edilmiş ve gecikme sayısı anlamlı olsa bile seri korelasyonun varlığı sürüyorsa, gecikme sayısı birer birer azaltılmaya devam edilmiştir.

<sup>9</sup> Yılda birden fazla gözlenen (aylık, üç aylık v.b.) zaman serileri için yıl içi gözlem noktalarının sayısı verinin periyodikliği olarak adlandırılır ve s ile gösterilir. (Örneğin üç aylık bir zaman serisi için s=4.) HEGY yönteminde periyodikliği s'ye eşit olan bir zaman serisinde (s-1) adet mevsimsel devre bulunabileceği ve her bir devrenin  $\alpha = (2\pi j)/s$ ,  $j = 1, \dots, s-1$  şeklinde tanımlı bir mevsimsel frekansa karşılık geldiği, sadece sıfır frekansta bir mevsimsel devre bulunmadığı kabul edilmiştir.

<sup>10</sup> HEGY (1990), aslında mevsimsel kukla içermeyen üç ayrı deterministik eleman kombinasyonu da önermiştir: (a) Deterministik eleman yok, (b) I ve (c) I, TR. Ancak, mevsimsel kuklaların eklenmemesi halinde, sadece deterministik mevsimsellik içeren bir değişken, yanlış biçimde stokastik mevsimsellik özellikleri sergileme eğilimi gösterebilir (Osborn, 1990).

<sup>11</sup> Bu çalışmadaki tüm testler, Econometric Views (Eviews) 4.1 programı ile yürütülmüştür.

<sup>12</sup>  $y_t$  logaritmik formda tanımlandığı için.

<sup>13</sup> Nisbi mevsimsel kukla değişkenlerin oluşturulmasında baz çeyreğinin birinci çeyrek olduğu varsayıldığı için, adigeçen çeyreğe ait nisbi mevsimsel kukla katsayısı ( $\beta_1$ ), doğrudan tahmin edilememekte,  $\beta_1 = -\sum_{s=2}^4 \hat{\beta}_s$  formülü yardımıyla tahmin edilen  $\hat{\beta}_s$

katsayılarından türetilmektedir.  $\beta_1$  katsayısına ait t-istatistiğinin bulunması için gerekli standart hata ise, tahmin edilen katsayılara ait varyans-kovaryans matrisinden aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanabilmektedir:

$$se(\beta_1) = \left\{ \sum_{s=2}^4 \text{var}(\beta_s) + 2 \sum_{si=2 < sj=2}^4 \text{cov}(\beta_{si}, \beta_{sj}) \right\}^{1/2}$$

<sup>14</sup> Deterministik mevsimsellik testinde, zaman serisi büyüme oranının, doğrudan mevsimsel kukla değişkenleri üzerine regresyonunun tahminine de başvurulabilir (örneğin, Franses ve McAleer, 1998). Ancak belirtilen türde bir regresyon ile tahmin edilen mevsimsel kukla katsayıları, serideki belli bir çeyreğin, bir önceki döneme karşılaştırmalı olarak ortalama değişim oranı şeklinde yorumlanmakta ve serinin uzun dönem ortalamasının anlamlılığı hakkında ek bilgi sağlanamamaktadır.

<sup>15</sup> Konut sahipliği dışında tüm harcama gruplarına ait birinci çeyrek nisbi mevsimsel kukla katsayısı negatif işaret taşımakta, bir başka ifade ile birinci çeyrekte tüm gruplara yapılan harcamalarda azalma görülmekte, tersine üçüncü çeyrekte yapılan harcamalar ise, pozitif işaretli  $\beta_1$  katsayıları nedeniyle artmaktadır.

<sup>16</sup> Tüketici harcama gruplarının uzun dönem ortalamasını ifade eden  $\beta_0$  katsayıları, konut sahipliği hariç, diğer gruplar için anlamlı bulunmamaktadır. Bir başka ifade ile, konut sahipliği dışındaki diğer beş grup için, uzun dönemde yakınsayacağı anlamlı bir ortalamadan bahsedilememektedir ve bir uzun dönem ortalamasının yokluğu durağan olmayan serilerin temel karakteristiklerinden biridir. Diğer taraftan, konut sahipliği



harcamalarının uzun dönemde etrafında dalgalanabileceği ortalama değerinin anlamlı bulunması, söz konusu serinin trend durağan olabileceğine dair bir işaret taşımaktadır ve belirtilen bulgu, HEGY testi ile ulaşılan sonuçla çelişmektedir.

<sup>17</sup> Mevsimsel (Seasonal) ADF.

<sup>18</sup> Zivot ve Andrews (1992) yöntemi, izleyen alt bölümde açıklanmaktadır.

<sup>19</sup> Ulaşılan S-HEGY test sonuçları, Balcombe (1999)'un, HEGY testinin stokastik mevsimselliği reddettiği her durumda, S-HEGY testi de reddetmektedir, şeklindeki bulgusunu destekler niteliktedir.

<sup>20</sup> S-HEGY ile S-HLN regresyon denklemlerinin tanımlanmasından kaynaklanan temel bir fark, S-HEGY testinin her bir üç aylık dönem için, S-HLN testinin ise doğrudan yıl bazında yürütülmesidir.

<sup>21</sup> HLN (2002) yapmış oldukları simülasyon çalışması sonrasında,  $\arg \max(F_8(T'_B))$  istatistiğinin hemen hemen değişmez bir biçimde kırılma tarihini yanlış olarak  $T'_B - 4$  tarihine yerleştirdiğini bulmuşlar ve söz konusu problemi gidermek amacıyla gerçek kırılma tarihi kriterine 4 gözlem sonrasını eklemişlerdir.

## KAYNAKÇA

- Balcombe, K. (1999), "Seasonal Unit Root Tests with Structural Breaks in Deterministic Seasonality", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (4), 569-582.
- Barsky, R. B. ve J. A. Miron (1989), "The Seasonal Cycle and the Business Cycle", *Journal of Political Economy*, 97, 503-534.
- Ben-David, D., R. L. Lumsdaine ve D. H. Papell (2003), "Unit Roots, Postwar Slowdowns and Long Run Growth: Evidence From Two Structural Breaks", *Empirical Economics*, 28 (2), 303-319.
- Bohl, M. T. (2000), "Nonstationary Stochastic Seasonality and the German M2 Money Demand Function", *European Economic Review*, 44, 61-70.
- Canova, F. ve B. E. Hansen (1995), "Are Seasonal Patterns Constant Over Time? A Test for Seasonal Stability", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13 (3), 237-252.
- Castro, T., E. P. Fanals, ve J. S. Caralt (2002), "The Effects of Working with Seasonally Adjusted Data When Testing for Unit Root", *Economics Letters*, 75, 249-256.
- Chaudhuri, K. ve Y. Wu (2003), "Random Walk versus Breaking Trend in Stock Prices: Evidence from Emerging Markets", *Journal of Banking and Finance*, 27, 575-592.

- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- Engle, R. F., C. W. Granger, J. S. Hylleberg ve H. S. Lee, (1993), “Seasonal Cointegration”, *Journal of Econometrics*, 55, 275-298.
- Franses, P. H. (1994), “A Multivariate Approach to Modelling Univariate Seasonal Time Series”, *Journal of Econometrics*, 63, 133-151.
- Franses, P. H. (1995), “Quarterly U.S. Unemployment: Cycles, Seasons, and Asymmetries”, *Empirical Economics*, 20, 717-725.
- Franses, P. H. (1996), “Recent Advances in Modelling Seasonality”, *Journal of Economic Surveys*, 10 (3), 299-345.
- Franses, P. H. ve M. McAleer (1998), “Cointegration Analysis of Seasonal Time Series”, *Journal of Economic Surveys*, 12 (5), 651-678.
- Ghysels, E., H. S. Lee ve J. Noh (1994), “Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series”, *Journal of Econometrics*, 62, 415-442.
- Hall, A. D. (1994), “Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data Based Model Selection”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 461-470.
- Harvey, D. I., S. J. Leybourne ve P. Newbold (2001), “Innovational Outlier Unit Root Tests with an Endogenously Determined Break in Level”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63 (5), 559-575.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. J. ve Newbold, P. (2002), “Seasonal Unit Root Tests with Seasonal Mean Shifts”, *Economics Letters*, 76, 295-302.
- Hassler, U. ve P. M. M. Rodrigues (2002), “Seasonal Unit Root Tests under Structural Breaks”, *Darmstadt Discussion Papers in Economics*, No: 113.
- Hylleberg, S., R. Engle, F., C. W. J. Granger ve B. S. Yoo (1990), “Seasonal Integration and Cointegration”, *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.
- Kavussanos, M. G. ve A. H. Alizadeh-M (2002), “Seasonality Patterns in Tanker Spot Freight Rate Markets”, *Economic Modelling*, 19, 747-782.
- Lee, H. S. (1992), “Maximum Likelihood Inference on Cointegration and Seasonal Cointegration”, *Journal of Econometrics*, 54, 351-365.
- Lopes, A. C. B. da Silva (2001), “The Robustness of Tests for Seasonal Differencing to Structural Breaks”, *Economics Letters*, 71, 173-179.

- Lopes, A. C. B. da Silva (2002), “Deterministic Seasonality in Dickey-Fuller Tests: Should We Care?”, *Instituto Superior de Economia e Gestão (ISEG-UTL) and CEMAPRE*, Working Paper, No. 01-02.
- Mehl, A. (2000), “Unit Root Tests with Double Trend Breaks and the 1990s Recession in Japan”, *Japan and the World Economy*, 12, 363-379.
- Newey, W. K. ve K. D. West (1987), “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55: 703-708.
- Osborn, D. R., Chui, A. P. L., Smith, J. P. ve Birchenhall, C. R. (1988), “Seasonality and the Order of Integration for Consumption”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, 361-377.
- Osborn, D. R. (1990), “A Survey of Seasonality in UK Macroeconomic Variables”, *International Journal of Forecasting*, 6, 227-236.
- Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- Sampson, M. (2001), *Time Series Analysis*, Montreal: Loglinear Publishing.
- Smith, J. ve J. Otero (1997), “Structural Breaks and Seasonal Integration”, *Economics Letters*, 56, 13-19.
- Wells, J. M. (1997), “Modelling Seasonal Patterns and Long-Run Trends in U.S. Time Series”, *International Journal of Forecasting*, 13, 407-420.
- Wells, J. M. (1997a), “Business Cycles, Seasonal Cycles, and Common Trends”, *Journal of Macroeconomics*, 19 (3), 443-469.
- Zivot, E. ve D. Andrews (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.