

## **TÜRKİYE’NİN TÜKETİM FONKSİYONU: PARÇALI HATA DÜZELTME MODELİ BULGULARI**

**TURKEY’S CONSUMPTION FUNCTION: FRACTIONAL ECM  
(FEEM) EVIDENCE**

Gülçin GÜREŞÇİ PEHLİVAN\*

Utku UTKULU\*\*

### **ÖZET**

Tüketim fonksiyonu ile ilgili bir dizi yaklaşım olmakla birlikte, bu modellerinin ampirik testlerinde, verilerin elde edilmesinde ve düzenlenmesinde yaşanan zorluklar nedeniyle sorunlar yaşanmaktadır. Bu nedenle, her ülkenin kendi ülkesine uygun verileri kullanarak, tüketim davranışını açıklayacak güvenilir bir makroekonomik model geliştirmesi önem taşımaktadır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’nin tüketim fonksiyonunu Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezi çerçevesinde analiz etmektir. Çalışmanın, Türkiye’de tüketim fonksiyonu ile ilgili yapılan diğer çalışmalardan farkı, Geweke ve Porter-Hudak (1983) parçalı eşbütünlüşme yaklaşımını kullanarak değişkenlerin parçalı yapısını dikkate almış olmasıdır. Çalışmanın sonuçlarına göre, Türkiye’de tüketicilerin, Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezinin öngördüğü şekilde davrandığı görülmüştür.

**Anahtar Sözcükler:** *Tüketim Fonksiyonu, Durağanlık, Parçalı Eşbütünlüşme, Uzun Hafıza.*

### **ABSTRACT**

Whereas there have been numerous approaches aiming at modelling the consumption function a great deal of difficulties have been faced in empirical testing and gathering the data. For this reason, it is of great importance that individual country should develop its own macroeconomic model by using the relevant data which perfectly explains its own consumption behaviour. The purpose of this article is to analyse Turkey’s consumption function through fractional cointegration method developed by Geweke Porter-Hudak in 1983. The main contribution is that it deals with the fractional structure of the variables used in the model. According to the estimation results consumers in Turkey behaves in accordance with the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis.

**Keywords:** *Consumption Function, Stationary, Fractional Integration & Long Memory*

---

\* Dokuz Eylül Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü Araştırma Görevlisi.

\*\* Dokuz Eylül Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü Öğretim Üyesi.

## GİRİŞ

Tüketim harcamaları, iktisat teorisinde ve ekonometride üzerinde yoğun olarak çalışılan konuların başında gelmekte, tüketim harcamaları ile ilgili araştırmaların başlangıcı ise XVIII. yüzyıla kadar gitmektedir. Tüketim harcamalarının bu kadar çok üzerinde çalışılan bir konu olmasının nedeni, tüketimin insan hayatında çok önemli bir yere sahip olmasıdır.

Tüketim harcamaları ile ilgili geliştirilen hipotezlerin ortaya koydukları modellerin test edilebilmesi için, bu modellerde yer alan değişkenlerin sayısal olarak ifade edilebilmeleri gerekmektedir. Bir çok ülkede yeterli veri bulunamadığı veya yeteri kadar uzun ve uygun zaman serileri olmadığı için, modellerde bulunan bazı değişkenler tüketim fonksiyonuna dahil edilememektedir. Tüketim teorileri kendi içlerinde tutarlı olmakla birlikte, belli kısıtlar nedeniyle ampirik tahminlerinde problemler yaşanmaktadır. Bu durum, modellerin eksik tanımlanması anlamına gelmekte ve dolayısıyla sahte regresyon, fonksiyona alınamayan değişkenler nedeniyle hata teriminin büyümesi ve/veya ölçme hatalarına neden olmaktadır. Böyle bir durumda yapılan öngörülerin geçerliliği, üzerinde tartışılması gereken bir konudur. Dünyada son yıllarda tüketim ile ilgili yapılan ampirik çalışmaların Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezi çevresinde toplandığı görülmektedir. Bu nedenle bu çalışmada, teorik özellikleri ve ampirik kısıtlar dikkate alınarak, Türkiye için tüketim fonksiyonunun Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezi temel alınarak tahminlenmesi amaçlanmıştır.

Değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkilerin elde edilebilmesi için söz konusu değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Değişkenler, düzeyde durağan değillerse, uzun dönem modelinin yorumlanabilmesi için eşbütünleşmenin varlığı gerekmektedir. Granger-Joyeux (1980) ve Hosking (1981), zaman serilerinin entegrasyon derecelerinin, geleneksel birim kök testlerinde söylenenin aksine her zaman 0, 1 veya 2 gibi tamsayı olmayabileceği, ondalık sayı da olabileceği üzerinde durmuşlar ve serilerin entegrasyon derecelerinin ondalık sayı olması durumunda, parçalı yapının dikkate alınması gerektiğini vurgulamışlardır. Ayrıca parçalı durağanlık analizi, zaman serilerinin uzun hafıza sürecinin tespitine imkan vermesi açısından da önemlidir. Seriler parçalı özelliğe sahip iseler ve bu özellikleri dikkate alınmadan analizlere devam edilirse, bu durum sapmalı sonuçlara neden olabilmektedir. Dolayısıyla politika öngörülerinin etkinliğini azaltmaktadır. Bu bağlamda bu çalışmada yöntem olarak eşbütünleşme yöntemi seçilmiş ve serilerin parçalı özelliğe sahip oldukları görüldüğü için, Geweke, Porter-Hudak Parçalı Eşbütünleşme Yaklaşımı uygulanmıştır.

Son yıllarda tüketim ile ilgili analizlerde, serilerin parçalı özelliğini dikkate alan parçalı eşbütünleşme yaklaşımları uygulanmaya başlamıştır. Dünyada ampirik uygulamaları olmakla birlikte, Türkiye'de henüz tüketim

fonksiyonunun uzun hafıza özelliğinin incelenmemiş olması, bu çalışmanın sonuçlarını önemli kılmaktadır.

## **TÜKETİM FONKSİYONU: TEORİK ÇERÇEVE**

Tüketim fonksiyonunun teorik çerçevesi incelendiğinde literatürde, tüketim fonksiyonu ile ilgili yapılan bir dizi çalışma olduğu ve bu çalışmaların bazılarının birbirini tamamlayıcı varsayımlara, bazılarının ise diğerlerinden çok ayrılan varsayımlara sahip oldukları görülmektedir.

Tüketim fonksiyonu ile ilgili teorik yaklaşımlardan ilki Irving Fisher (1930)'e aittir. Fisher'e göre, insanların hayatında birinci ve ikinci dönem olmak üzere iki dönem vardır. Birinci dönem bugünü, ikinci dönem geleceği temsil etmektedir ve tüketiciler tasarruf ve borçlanma yoluyla zamanlararası tüketim kararı verebilmekte, yani istediklerinde daha fazla veya daha az tüketimde bulunma imkânına sahip olmaktadırlar (Mankiw, 1992: 397). Fisher analiz aracı olarak ise, zamanlararası bütçe doğrusu, bütçe kısıtı ve farksızlık eğrilerini seçmiştir. O'na göre, zamanlararası farksızlık eğrisinin zamanlararası bütçe doğrusuna teğet olduğu nokta, birinci ve ikinci dönemdeki optimum tüketim bileşimini vermektedir. Optimum tüketim bileşimini veren bu noktada, zamanlararası bütçe doğrusunun eğimi, zamanlararası farksızlık eğrisinin eğimine eşittir.

Fisher'in analizinin eksik noktası ise, gerçek hayatta tüketicilerin gelecekte elde edecekleri gelir karşılığında borçlanamayabilecekleri konusudur. Çünkü gerçek hayatta tüketiciler, borçlanma (likidite) kısıtı ile karşı karşıya olabilirler (Ünsal, 2003: 427). Bu durumdaki tüketicilerin bugünkü tüketimi, ancak bugünkü gelirlerine eşit veya bugünkü gelirlerinden küçük olabilmektedir. Fisher ise bu durumu göz ardı etmiştir.

John Maynard Keynes (1936), Fisher'den sonra geliştirdiği Mutlak Gelir Hipotezini, üç temel varsayım üzerine oturtmuştur. Bu varsayımlardan ilki, reel gelirleri arttığında tüketicilerin tüketimlerini reel gelirdeki artıştan daha az arttıracakları, ikincisi, harcanabilir gelir arttığında gelirden tüketim amacıyla ayrılan kısmın (Ortalama Tüketim Eğilimi) azalacağı, üçüncüsü ise gelirin tüketimi belirleyen en önemli değişken olduğudur (Keynes, 1936: 96-97; Yücel, 1978: 66). Keynes bu bağlamda bugünkü gelir ve bugünkü tüketimi temel alan basit bir tüketim modeli geliştirmiştir (Lamb, 2005; 1):

$$C = C_0 + cY \quad C_0 > 0, \quad 0 < c < 1 \quad (1)$$

C: tüketim

Y: kullanılabilir gelir

$C_0$  : otonom tüketim, sabittir

$c$ : marjinal tüketim eğilimi  $\left(\frac{\Delta C}{\Delta Y}\right)$

Keynes'in Mutlak Gelir Hipotezinin varsayımlarının geçerli olduğunu bulan çalışmalar mevcut olmakla birlikte, Keynesyen tüketim fonksiyonuna ilk önemli eleştiriler İkinci Dünya Savaşı Sonrasında getirilmiştir. Çünkü Keynesyen tüketim fonksiyonuna göre, savaş sonrasında ekonomik durgunluğun meydana geleceğini söyleyen iktisatçılar, savaş bittiğinde ekonominin durgunluğa girmediğini görmüşlerdir (Mankiw, 1992: 395). Keynesyen tüketim fonksiyonu, savaş sonrasında yaşanan bu gelişmeleri tahmin etmede yetersiz kalmıştır. Mutlak Gelir Hipotezine eleştiri getirilen bir diğer konu ise, tüketim ve gelir arasındaki ilişkinin Mutlak Gelir Hipotezinin savunucularının düşündüğünden daha karmaşık olması ve tüketimi açıklamak için cari gelir haricinde başka değişkenlere de ihtiyaç duyulmasıdır. Yine yapılan ampirik çalışmalarda kısa dönemde Keynes'in söylediği gibi APC'nin gelir arttığında azaldığı, ama uzun dönemde APC'nin azalmadığı, sabit olduğu bulunmuştur. Ayrıca, Keynes'in tüketim fonksiyonu bireysel tüketici için geliştirilmiştir ve bu yüzden makro ekonomik veriler kullanılırken toplulaştırma problemi yaşanmaktadır. Bu ve benzeri eleştiriler, Keynesyen tüketim fonksiyonunun tüketim harcamalarını açıklamada yetersiz kaldığını ve tüketim harcamalarını açıklamak için yeni bir tüketim fonksiyonuna ihtiyaç duyulduğunu göstermektedir.

Duesenberry'nin geliştirdiği Nispî Gelir Hipotezi, Keynes'in Mutlak Gelir Hipotezine bir eleştiri niteliği taşımaktadır. Duesenberry, tüketim fonksiyonu ile ilgili açıklamalarını psikolojik bir temele dayandırmış ve tüketimin Keynes'in söylediği gibi sadece cari gelirin bir fonksiyonu olmadığını, cari gelirin ve geçmişteki en yüksek gelir düzeyinin bir fonksiyonu olduğunu söylemiştir. Ayrıca Duesenberry'e göre, Keynes'in söylediğinin aksine, bireylerin tüketim kararları birbirinden bağımsız değildir ve bu kararlar, bireylerin ait oldukları sosyal gruptaki nispî gelir düzeyinden etkilenmektedir (Parasız, 1988: 84). Duesenberry'e göre tüketim olgusunun toplumsal bir niteliği vardır ve tüketim olgusu ancak tüketimin psikolojik ve sosyal temelleri incelenerek anlaşılabilir.

Duesenberry, ortalama tüketim eğilimini, cari gelirin geçmişte ulaşılmış en yüksek gelir düzeyine oranının  $\left(\frac{Y_t}{Y_0}\right)$  bir fonksiyonu olarak göstermiştir:

$$\frac{C_t}{Y_t} = \alpha + \beta \left(\frac{Y_t}{Y_0}\right) + u_t \quad (2)$$

$$\frac{C_t}{Y_t} : \text{ortalama tüketim eğilimi}$$

$Y_t$  : cari dönem geliri

$Y_0$  : daha önce ulaşılmış en yüksek gelir düzeyi

Bu fonksiyonda  $Y_0$ , hem birey hem de toplum için nispi gelir durumundaki değişmeyi gösteren bir indeks olduğu için alınmıştır. Gelir dağılımına ait verilerin bulunamaması durumunda  $Y_0$ 'ın yerine ortalama gelir de kullanılabilir (Özer, 1992; 16). Duesenberry'e göre bir bireyin ortalama tüketim eğilimi, gelir dağılımında içinde bulunduğu yüzdelik dilim ile ilgilidir. Bu nedenle bir kişinin faydası hem kendi tüketimine hem de diğer insanların tüketimine bağlıdır.

Duesenberry Nispi Gelir Hipotezi ile tüketimin sadece gelir ile ilgili olmadığı, psiko-sosyal temellerinin de bulunduğunu söyleyerek, tüketim analizine yeni bir boyut kazandırmıştır. Zaman serisi ve aile bütçesi verileri kullanılarak yapılan çalışmalar da Duesenberry'nin hipotezini destekler nitelikte olmuş ancak analizin eksik kalan noktalarından biri, mikro temelli bir değerlendirme olmaması olarak görülmüştür.

1950'lerde Franco Modigliani, Richard Brumberg ve Albert Ando'nun tüketim ile ilgili çalışmaları, tüketim fonksiyonuna yeni katkılar getirmiştir. Bu iktisatçılar, tüketicilerin tüm hayatları boyunca yaptıkları tüketim planlarını dikkate aldığı için hipotezleri, Hayat Devresi Hipotezi olarak adlandırılmıştır. Hayat Devresi Hipotezi mikro temelli bir analizdir ve tüketim ile ilgili daha önce yapılan çalışmaların eksikliklerini gidermeyi ve tüketim bulmacasını açıklamayı amaçlamaktadır. Hayat Devresi Hipotezinde de Zamanlararası Tüketim Seçimi analizinde olduğu gibi insanların hayatları çeşitli evrelere ayrılmış ve tüketim ve tasarruf kararlarını verirlerken uzun dönemi dikkate aldıkları varsayılmıştır. Ayrıca bu hipotez, Fisher'in modeli gibi, zamanlararası seçim üzerinde durmaktadır. Hipoteze göre bireyler, bugünkü tüketimlerinin büyüklüğüne karar verirlerken aslında gelecek hakkındaki beklentilerine göre davranmaktadırlar ve bu nedenle bu karar verme davranışı zamanlararası özellik göstermektedir (Sachs ve Larrain, 1993: 78). Ama Keynesyen tüketim fonksiyonuna göre tüketim, cari kullanılabilir gelir tarafından belirlenmekte ve gelecekteki tüketim olanakları dikkate alınmamaktadır. Hayat Devresi Hipotezinin, Nispi Gelir Hipotezi ile de benzer bir yönü bulunmaktadır. Bu iki hipoteze göre de, kısa dönem tüketim fonksiyonunda cari tüketim sadece cari gelir tarafından belirlenmemekte, cari gelir yanında, cari gelirin ulaştığı en yüksek gelir düzeyinden de etkilenmektedir. Ama Duesenberry bu konu üzerinde daha fazla durmuştur.

Hayat Devresi Hipotezinde fonksiyona gelir yanında servet de eklenmektedir:

$$C = c_1 Y_d + k_1 W \quad (3)$$

$Y_d$  = Kullanılabilir emek geliri

$W$  = Hanehalkının finansal serveti

$c_1$  = Kullanılabilir emek geliri üzerinden marjinal tüketim eğilimi

$k_1$  = Servet üzerinden marjinal tüketim eğilimi

Fonksiyona göre, marjinal tüketim eğiliminin sadece cari gelirle ilişkili olmadığı varsayımı altında  $c_1$ 'in 1'den küçük olması, katsayı  $k_1$ 'in de yıllık faiz oranından biraz daha yüksek olması beklenmiştir. Çünkü Hayat Devresi Hipotezine göre bir kişi mallarını bütün hayatını dikkate alarak kullanmaktadır. Eğer kişi her bir dönemde sadece faiz geliri kadar tüketimde bulunursa öldüğünde mallarının tamamıyla birlikte ölmekte bu nedenle de faiz kazançlarından biraz daha fazlasını tüketmeyi seçmektedir.

İkinci Dünya Savaşı sonrasında, savaş savunma sektöründe çalışanların gelirleri düşmüş ama tüketim harcamaları (Keynes'in tahmin ettiği gibi) azalmamış, Hayat Devresi Hipotezinde belirtildiği gibi insanlar, diğer sektörlerde iş bulacaklarını düşündükleri için tüketim harcamalarını azaltmamışlardır. Hayat Devresi Hipotezi ile ilgili yapılan bir çok ampirik çalışma (Ando ve Modigliani; Richard Brumberg; M. J. Farrell; Malcolm Fisher ve Michael Landsberger; Keizo Nagatani; James Tobin) hipotezi destekler sonuçlara ulaşmıştır. Hipoteze eleştiri getirilen konuların başında ise, hanehalklarının miras bırakmayı planlamadıkları varsayımı gelmektedir. Ama yapılan ampirik çalışmalarda, hanehalklarının miras bırakma güdüsüne sahip oldukları ve bu güdünün onların tüketim kararlarını etkilediği görülmüştür. Hayat Devresi Hipotezinin ampirik tahmini sırasında karşılaşılan bir başka problem ise emek gelirinin bireylerin çalışma yılları boyunca sabit olduğunun varsayılmasından kaynaklanmaktadır. Ama gerçek hayatta insanların çalışmaya başladıkları ilk yıllarda gelirleri düşük olmakta, ilerleyen yıllarda kazandıkları deneyim sayesinde gelirlerinde artış meydana gelmektedir. Bu da Hayat Devresi Hipotezinin tahmin edilebilmesi için bireylerin elde ettiği gelirlerin ortalamasının hesaplanarak bir ortalama ücret tahminini gerektirmektedir. Bir diğer eleştiri konusu ise hipotezin, insanların ne kadar yaşayacaklarını bildikleri ve tüketim ve tasarruf kararlarını verirken yaşam sürelerini dikkate aldıkları varsayımı ile ilgilidir. Oysa ki insanlar ne kadar yaşayacaklarını bilemezler ve bu nedenle de Hipotezin öngördüğünden daha az tüketip daha fazla tasarrufta bulunacaklardır. Tüm bu eleştiriler dikkate alındığında, basit Hayat Devresi Hipotezinin tüketim

teorilerine önemli katkılar getirmekle birlikte, tüketici davranışlarını yeterince açıklayamadığı görülmektedir.

Milton Friedman (1957) tarafından geliştirilen Sürekli Gelir Hipotezi, tüketim seçimlerini açıklarken, insan ömrünün tamamını sonsuz bir ufuk olarak dikkate alarak, zamanlararası optimizasyon problemini araştırmaktadır. Friedman, geliri ve tüketimi geçici ve sürekli unsurlar olmak üzere ikiye ayırmıştır ve sürekli tüketimin, sürekli gelirin bir fonksiyonu olduğunu söylemiştir. Sürekli Gelir Hipotezi ve Hayat Devresi Hipotezi birbirlerini tamamlayıcı niteliktedirler. İki hipotezin de çıkış noktası, Fisher'in Zamanlararası Tüketim Seçimi Hipotezidir ve bu hipotezler, geleceğe dönük bir yapıya sahiptirler ve tüketimin sadece cari gelire bağlı olmadığı konusunda aynı görüşü paylaşmaktadırlar. Bu iki hipotezin ayrılan yanı ise, Sürekli Gelir Hipotezine göre gelirin yıldan yıla rassal ve geçici değişmeler göstermesi beklenirken, Hayat Devresi Hipotezine göre gelirin tüketicilerin çalışma hayatı boyunca sabit olmasıdır. Ayrıca Hayat Devresi Hipotezi tasarruf motifine ve servet etkisine daha fazla yer verirken, Sürekli Gelir Hipotezi bireylerin gelecekteki gelirleri hakkındaki beklentilerine daha çok önem vermektedir. Friedman'ın bekleyişleri analize dahil etmesi, modern tüketim teorileri açısından önemli bir gelişmedir.

Friedman, geçici gelir değişmelerinin geçici tüketimi etkilemediğini varsaydığı için tüketiciler tüketim harcamalarını sürekli gelire göre belirlemektedirler. Çünkü tüketiciler, kısa dönemli gelir değişmelerine değil, uzun dönemli gelirlerine önem vermektedirler. Bu durumda geçici tüketim toplamda sıfır olduğu için ölçülen tüketim, sürekli tüketime eşittir. Bu varsayımlar altında tüketim fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$C^P = cY^P \quad (4)$$

$C^P$  : sürekli tüketim

$c$  : marjinal tüketim eğilimi

Sürekli Gelir Hipotezinin ampirik olarak test edilebilmesi için, sürekli gelir ve sürekli tüketime ait verilerin elde edilmesi gerekmektedir ama bu gerçek hayatta oldukça zordur. Ampirik çalışmalara bakıldığında, bu hipotezle ilgili çalışmaların çoğununun yatay kesit verileri kullanılarak yapıldığı ve çoğunda sürekli tüketimin sürekli gelir ile ilişkili olduğunun bulunduğu, geçici unsurların ise rolünün çok küçük olduğu (fakat sıfır olmadığını) görülmektedir. Ando ve Modigliani (1963) yaptıkları çalışmalarda, Friedman'ın analizinin yatay-kesit verileri kullanılarak yapılan testler için bazı güçlükleri olmasına rağmen uygun olabildiğini ama zaman serisi verilerinin analizi için uygun olmadığını söylemişlerdir. Sürekli Gelir Hipotezine göre tüketim, cari gelirden çok sürekli gelire bağlıdır ama bazı ampirik çalışmalarda, tüketimin cari gelire, hipotezin öngördüğünden daha

duyarlı olduğu görülmüştür. Bu sonucun başlıca iki nedeni vardır. Bunlardan ilki gelecek ile ilgili belirsizlik, ikincisi ise likidite kısıtlarının varlığıdır.

Son yıllarda tüketim fonksiyonu ile ilgili analizler incelendiğinde, özellikle üç temel katkı dikkat çekicidir. Bu katkılardan ilki Robert Hall'ın geliştirdiği Rassal Yürüyüş Hipotezidir. Hall (1978) çalışmasında Sürekli Gelir Hipotezini, Rasyonel Beklentiler analizi ile birleştirmiş ve çalışmanın sonucunda tüketimin rassal yürüyüş izlediği sonucuna ulaşmıştır. Rassal Yürüyüş Hipotezi, tüketicilerin tüketim düzeylerini, sadece beklenmedik politika değişikliklerinin etkilediğini ve bu değişikliklerin de ancak bekleyişleri değiştirebildiği zaman tüketim düzeyi üzerinde etkili olduğunu vurgulamaktadır (Okubo, 2002: 259). Yapılan ampirik çalışmalar bu varsayımın her zaman doğru olmayabileceği konusunda hipoteze eleştiri getirmişlerdir. Çünkü bazı durumlarda, gelirden meydana gelen beklenmedik değişimler, tüketim düzeyini etkilememekte (aşırı düzleştirme), bazı durumlarda ise gelirden meydana gelen beklenen değişimler tüketim düzeyini etkilememekte (aşırı duyarlılık)'dir.

Geliştirilen ikinci yaklaşım, Davidson, Hendry, Srba ve Yeo (DHSY)'nin çalışması olan, Tüketimin Hata Düzeltme Modeli (ECM)'dir. Bu Modelin en önemli özelliği, kısa dönem ve uzun dönem etkilerini birbirinden ayırmasıdır. Geleneksel DHSY Modeli (1978)'ne göre uzun dönemde tüketimin gelir ve enflasyon oranı olmak üzere iki belirleyicisi olduğunu söylemektedir (Sarantis ve Stewart, 2000: 3). Daha sonra Molana (1991), tüketim ve servet arasında bir ECM geliştirmiştir ve ECM'nin tüketim ve servet arasındaki ilişki üzerine kurulabileceğini göstermiştir.

Yapılan son katkı ise, Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezidir. Bu hipotez, Hayat Devresi Hipotezinin servete önem veren yaklaşımı ile Sürekli Gelir Hipotezinin beklentiler ile ilgili varsayımını birleştirmekte ve son yıllarda tüketim araştırmalarının merkezinde yer almaktadır. Bu hipotezi DHSY (1978), Hall (1978) ve Muellbauer ve Lattimore (1995) değişik yönlerden incelemişlerdir. Ama ampirik literatürde hipotezin testinde en çok Hall'ın yaklaşımı kullanılmaktadır. Hall, sadece beklenmedik politika değişikliklerinin tüketimi etkilediğini kabul etmektedir. Beklenmedik politika değişiklikleri ancak sürekli geliri etkilediğinde tüketimi etkileyebilmektedir. Gelir üzerinde geçici etkisi olan politikalar tüketim üzerinde etkili olamamaktadır. Tüketiciler her dönemde cari ve gelecekteki gelirleri ile ilgili kullanılabilir tüm bilgilere sahiptirler (Hall, 1978: 976). Tahmin edilebilir negatif ve pozitif gelir artışları tüketim artışlarını etkilememektedir (Drakos, 2002: 103).

Yapılan ampirik çalışmalar tüketicilerin bir kısmının Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezinin öngördüğü şekilde davrandığını göstermekle birlikte bir kısmının da Keynes'in Mutlak Gelir Hipotezine göre davrandığını göstermiştir. Bunun nedeni, likidite kısıtlarının varlığı ve tüketicilerin kısa



görüşlü olmalarıdır. Tüketiciler kısa görüşlü iseler, ekonomi politikalarında meydana gelen değişikliklerin, sürekli mi yoksa geçici mi olduğunu anlayamamakta ve bu nedenle hipotezin öngördüğü şekilde davranmamaktadırlar.

Son yıllarda, dünyada toplam tüketim fonksiyonu ile ilgili yapılan ampirik çalışmalar incelendiğinde, bu çalışmaların yoğun olarak Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezini temel aldıkları görülmektedir. Bunun nedeni, tüketim teorilerinin kendi içlerinde tutarlı olmakla beraber, belli kısıtlar nedeniyle ampirik tahminleri yapılırken problemler yaşanmasıdır. Bu problemlerin başında, modele dahil edilemeyen değişkenler nedeniyle modelin eksik spesifikasyonu gelmekte, bu durumda da sahte regresyon sorunu ve ölçme hataları oluşabilmektedir. Bu çalışmada Türkiye'nin tüketim fonksiyonunu Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezi çerçevesinde tahminlemek amaçlanmıştır. Bunun için yöntem olarak eşbütünleşme yöntemi seçilmiş ve serilerin parçalı özelliğe sahip oldukları görüldüğü için, Geweke, Porter-Hudak Parçalı Eşbütünleşme Yaklaşımı kullanılmıştır.

## **UYGULAMADA KULLANILAN EKONOMETRİK YÖNTEMLERE BİR BAKIŞ**

Çalışmada durağanlığın testi için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) ve Geweke ve Porter-Hudak (GPH) birim kök testleri kullanılmıştır. Eşbütünleşmenin varlığı, durağan olmayan zaman serileri kullanılarak ampirik modelleme yapılmasına imkan vermesi açısından da önem taşımaktadır. Bu bağlamda eşbütünleşmenin testi için Engle ve Granger'ın İki Aşamalı Modelleme Yaklaşımı, Johansen Maksimum Olabilirlik (ML) Vektör Otoregresif (VAR) Modelleme Yaklaşımı ve Parçalı Eşbütünleşme Yaklaşımı kullanılmıştır. Bu çalışmanın katkısı açısından GPH Parçalı Birim Kök Testi ve Parçalı Eşbütünleşme yaklaşımı açıklanmıştır.

### **Parçalı Durağanlık Testi**

Granger-Joyeux (1980) ve Hosking (1981), zaman serilerinin entegrasyon derecelerinin, geleneksel birim kök testlerinde söylenenin aksine her zaman 0, 1 veya 2 gibi tamsayı olmayabileceği, ondalık sayı da olabileceği üzerinde durmuşlar ve serilerin entegrasyon derecelerinin ondalık sayı olması durumunda, parçalı yapının dikkate alınması gerektiğini vurgulamışlardır.

Parçalı durağanlık analizi, zaman serilerinin uzun hafıza sürecinin tespitine imkan vermesi açısından önem arz etmektedir. Parçalı özelliklere sahip olan zaman serilerinin bu özelliği dikkate alınmadan ampirik çalışmalar yapılırsa, politika öngörülerini açısından yanıltıcı sonuçlar ortaya çıkabilmektedir.

Geleneksel durağanlık testlerinde kısa hafıza özelliğine sahip ARIMA süreci; parçalı durağanlık testlerinde ise uzun hafıza özelliğine sahip ARFIMA süreci ele alınmaktadır. Bu bağlamda kısa hafıza, kovaryans durağan bir serinin otokorelasyon fonksiyonunun değerlerinin üstel bir biçimde hızla küçüldüğünü, uzun hafıza ise kovaryans durağan bir  $Y_t$  serisinin otokorelasyon fonksiyonunun değerlerinin hiperbolik bir biçimde yavaş küçüldüğünü ifade etmektedir (Turgutlu, 2004: 57). ARFIMA yapı otokorelasyon fonksiyonu daha yavaş değiştiği için ARIMA yapıya göre zaman serilerinin süreklilik derecesini daha iyi vermekte, bu sayede uzun hafızanın varlığına ilişkin fikir edinilebilmektedir. Ayrıca uzun hafıza özelliğine sahip bir zaman serisine geleneksel birim kök testlerinin uygulanması durumunda birim kök bulunması lehine sapma yaratması nedeniyle bu özelliğin varlığının bilinmesi önem taşımaktadır. ARFIMA yapı ilk kez Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından ortaya konmuş, daha sonra Blasco ve Santamaria (1886) Crato (1994) ve Crato ve Tothman (1994) tarafından ARFIMA metodolojisinin açıklayıcı uygulamaları yapılmıştır (Resende ve Teixeira, 2002: 2). ARFIMA sürecinin ARIMA sürecinden bir diğer farkı ise, entegrasyon derecesinin tam sayı olması kısıtını içermemesidir.

Bir zaman serisinin bütünleşme derecesi çeşitli yöntemlerle tahminlenebilmektedir. Bu yöntemlerin başında Geweke ve Porter-Hudak (GPH) Yöntemi (1983); Geweke McLeod (1986) ve Fox Taquu (1986) Yaklaşık En Çok Olabilirlik Yöntemi; Sowell (1992) Kesin En Çok Olabilirlik Yöntemi gelmektedir (Turgutlu, 2004: 58). Bu çalışmada GPH yöntemi kullanılmıştır.

GPH yöntemi, spektral bir yarı-parametrik regresyon denkleminin En Küçük Kareler Yöntemi (EKKY) ile tahminlenmesi üzerine kurulmuştur. Parametrik yöntemler kullanılarak tahmin edilen parçalılık özelliği ARMA düzeylerinin doğru bir şekilde tahmin edilmesine bağlıdır. GPH bu olumsuzluğu, spektral fonksiyonun<sup>1</sup> logaritmasını alarak ortadan kaldırmıştır. Bu sayede yapısal ve rejim değişimlerinden kaynaklanan sahte uzun hafıza süreci giderilmiştir (Kahyaoglu ve Utkulu, 2006: 118).

GPH yöntemine göre  $d$  parametresi aşağıdaki şekilde tahminlenmektedir (Geweke ve Porter-Hudak, 1983: 221-238). Buna göre spektral yarı-parametrik regresyon denklemi:

$$\ln I(w_j) = \alpha - d[\ln(4 \sin^2(\frac{1}{2} w_j))] + \eta_j \quad j : 1, \dots, n; \quad n = T^{0.5} \quad (5)$$

---

<sup>1</sup> Spektral yapı: Mevcut veri setlerine ait bilgilerin hangi frekans aralığında yoğunlaştığını gösteren fonksiyonel yapıdır (Kahyaoglu ve Utkulu, 2006: 118).

$w_j$ , T gözlemden oluşan örneklemin fourier<sup>2</sup> frekansları ( $w_j = \frac{2\pi j}{T}$ ) ;  $I(w_j)$ ,

Y serisinin  $w_j$  frekansındaki periodogramı;  $n$ , spektral fonksiyon da dahil olmak üzere fourier frekanslarının sayısıdır.  $d$  parametresi, fourier frekans sayısını temsil eden  $n$  parametresine çok duyarlıdır. Bu nedenle  $n$ 'nin doğru belirlenmesi önem taşımaktadır.

$I(w_j)$ , serinin  $w_j$  frekansındaki periodogramını vermekte ve aşağıdaki şekilde gösterilmektedir (Turgutlu, 2004: 59):

$$I(w_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T e^{it\lambda_j} (X_t - \bar{X}) \right|^2 \quad t = 1, 2, \dots, T \quad i = \sqrt{-1} \quad (6)$$

GPH (1983)'e göre,  $\lambda$ 'nın 0.5 ve 0.6 arasındaki değerleri daha sağlıklı sonuçlar vermektedir. Ama uygulamada  $n$ 'nin belirlenmesi için  $\lambda$ 'nın 0.40, 0.45, 0.50, 0.55, 0.60 olduğu değerler için  $d$ , ayrı ayrı tahmin edilmektedir.

Bir serinin hafıza özelliği  $d$  parametresinin değerlerine göre farklılık göstermektedir. Uzun hafızaya sahip olan bir zaman serisinde şokların etkisinin nasıl olacağı ise entegrasyon derecesine göre değişmektedir (Kahyaoğlu ve Duygulu, 2005: 4). Tablo 1'de  $d$  parametresinin bulunabileceği aralıklar ve bunlara karşılık gelen hafıza özellikleri gösterilmiştir.

### **Parçalı Eşbütünleşme Yaklaşımı**

Parçalı eşbütünleşme analizi ilk olarak Granger (1986) tarafından geliştirilmiştir. Granger'a göre ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler parçalı yapıya sahip olabileceği için eşbütünleşme analizlerinde serilerin parçalılık özelliği dikkate alınmalı ve parçalı eşbütünleşme yöntemi kullanılmalıdır.

Parçalı entegrasyon ilişkisinin varlığı, incelenen değişkenler için önemli bir anlama sahiptir. Pozitif fark parametreleri ile tüm parçalı değişkenler, şokun değişkene etkisinin neticede yok edileceği bir karakteristiğe sahiptirler (Aaron ve Norrbin, 2003: 3). Parçalı eşbütünleşme analizlerinde, Cheung ve Lai (1993) GPH yöntemini; Robinson (1994) LM testini; Dueker ve Stratz (1994) En Çok Olabilirlik yöntemini kullanmışlardır. Yakın zamandaki

---

<sup>2</sup> Fourier dönüşüm, frekans analizlerinde kullanılmakta ve ilişkileri frekans boyutunda ele almaktadır. Matematiksel olarak her frekansta ve her frekans aralığında çözüm elde edilebilmektedir. GPH yöntemi Fourier dönüşümü kullanmaktadır (Aksu, 2006: 1-4).

çalışmalarda da bu yöntemler uygulanmaktadır<sup>3</sup> (Turgutlu, 2004: 62). Bu çalışmada ise Geweke, Porter-Hudak yöntemi kullanılacaktır.

Parçalı eşbütünleşme yaklaşımı, ARIMA sürecini değil, ARFIMA sürecini dikkate almaktadır. Geleneksel eşbütünleşme yöntemlerinde hata düzeltme terimi  $I(0)$  ile sınırlanmakta parçalı eşbütünleşme yönteminde hata düzeltme terimi birden küçük olmakla birlikte sıfır veya sıfırdan büyük olabilmektedir (Maddala ve Kim, 1998: 302). Bunun anlamı hata düzeltme teriminin uzun hafıza özelliği gösterebileceğidir. Ama serilerin modellenebilmeleri için bütünleşme derecelerinin birden küçük olması şartının sağlanması gerekmektedir.

Parçalı eşbütünleşme yönteminde, serilerin parçalı farkı alınarak seriler durağan hale getirilmektedir. Böylece, kısa dönemde ciddi bir kalıcı etki gösteren hata terimlerinin aslında ortalamalarına geri dönen ve uzun hafıza özelliği taşıyan seriler olabileceği dikkate alınmış olmaktadır. Eğer bir seri parçalı yapıya sahip olduğu halde bu özelliği dikkate alınmadan analizlere devam edilirse eşbütünleşme yoktur hipotezi lehine sapma ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle geleneksel eşbütünleşme analizlerindeki gibi birim kök vardır (yoktur) hipotezleri kurmak yerine, hata terimlerinin uzun hafızaya sahip olabileceğini söyleyen parçalı eşbütünleşme yöntemlerini kullanmak daha doğru sonuçlar verebilecektir. (Cheung ve Lai, 1993: 104). Ayrıca eğer zaman serisi analizlerinde geleneksel yöntemler kullanılarak eşbütünleşme bulunamazsa (ya da sonuçları çelişkiyse) parçalı birim kök ve parçalı eşbütünleşme yöntemlerinden yararlanılmalıdır (Sephton, 2002: 331). Aksi takdirde geleneksel eşbütünleşme teknikleri kullanılarak yapılan analizler sahte ilişkilere neden olabilmektedir.

Parçalı Hata Düzeltme Modeli (FECM), Granger Temsil Teoremine parçalı eşbütünleşme yöntemi uyarlanarak geliştirilmiştir. Temeli Granger (1980)'e kadar gitmekle birlikte ilk defa Dittman (2001) tarafından literatüre girmiştir (Dittman, 2004: 27-32). FECM'de serilerin  $d$  ( $\Delta^d$ ) kadar farkı alınır ve uzun dönem modelinin hata teriminin bir gecikmelişi de modele eklenerek model tahminlenir. Bütünleşme dereceleri  $d_1$  ve  $d_2$  olan parçalı hata düzeltme eşitliği aşağıdaki şekilde yazılabilmektedir:

$$\Delta^{d_1} y_t = \alpha_1 \Delta^{d_2} x_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Uzun dönem modelinin hata teriminin işareti 0 ile eksi 1 arasında ve istatistiki olarak anlamlı ise FECM çalışmaktadır, değişkenler eşbütünleşiktir<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup> Turgutlu (2004), Utkulu vd. (2004), Kasman vd. (2005), Kahyaoğlu ve Duygulu (2005), Kahyaoğlu ve Utkulu (2006).

## UYGULAMA VE BULGULAR

Birbirine çok yakın varsayımlara sahip olan Hayat Devresi ve Sürekli Gelir Hipotezlerinin ampirik literatürde birleştirilmesi ile oluşturulan Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezi, Hayat Devresi Hipotezinin servete ve Sürekli Gelir Hipotezinin beklentilere önem veren yaklaşımını temel almıştır. Ayrıca her iki hipotezin ortak noktası olan, tüketicilerin tercihlerinin belli bir trend izlediği varsayımı, bu yeni hipotezin de önemli bir varsayımdır. Davidson ve Hendry (1981), Blinder ve Deaton (1989), Macklem (1994), Tan ve Voss (2000) ile Goh ve Downing (2002) tüketim ( $\ln C_t$ ), gelir ( $\ln Y_t$ ) ve servet ( $\ln W_t$ ) arasındaki uzun dönem ilişkisinin Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezine göre aşağıdaki şekilde modellenebileceğini söylemişlerdir (Singh, 2004; 9):

$$\ln C_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln W_t + e_t \quad (8)$$

$e_t$ , uzun dönem modelinin hata terimidir. Kısa dönem modeli ise aşağıdaki gibi değişkenlerin gecikmeli değerleri modele eklenerek tahminlenmekte, böylece kısa dönem dinamikleri modele dahil edilmiş olmaktadır (Singh, 2004; 10):

$$\Delta \ln C_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^d \beta_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^d \varphi_i \Delta \ln W_{t-1} + \sum_{i=1}^d \chi_i \Delta \ln C_{t-1} + \tau e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$\varepsilon_t$ : kısa dönem modelinin hata terimi

Çalışmada kullanılan veriler TCMB, EVDS'den alınan 1987-2006 dönemine ilişkin çeyrekli verilerdir ve 1987 fiyatlarıyla ifade edilmektedirler. Bağımlı değişken özel nihai tüketim harcamaları ( $\ln c$ ), bağımsız değişkenler ise gayri safi yurtiçi hasıla ( $\ln y$ )<sup>5</sup> ve üç ay vadeli hazine bonusu faiz oranları ( $\ln i$ )<sup>6</sup>'dır.

Serilerde mevsimsellik etkisi incelendiğinde,  $\ln c$  ve  $\ln y$  serilerinde mevsimsel etkiler görülmüş ve bu etkiler tramo/seats yöntemi ile giderilmiştir. ADF, PP, KPSS ve Parçalı birim kök testleri yapılmıştır. Bu testlere ilişkin sonuçlar Tablo 2, 3, 4 ve 5'te gösterilmiştir. ADF ve PP birim kök testleri sonucunda seriler, birinci farklarında durağan bulunmuşlardır. Buna göre seriler I(1)'dir.

---

<sup>4</sup> Cheung ve Lai (1993), uzun dönem modelinin hata teriminin bütünleşme derecesinin 0 ile 0.5 arasında olmamakla birlikte değişkenlerin bütünleşme derecesinden çıkarıldığında I(d-b) fark sıfırdan büyük ise ( $b > 0$ ) seriler parçalı olarak eşbütünleşiktir (Kasman vd., 2005; 2492).

<sup>5</sup> Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) değişkeni, kullanılabilir geliri temsil için (proxy) kullanılmıştır. Literatürde bir çok çalışmada kullanılabilir gelirin hesaplanmasındaki güçlükler nedeniyle GSYİH kullanılmaktadır. Bu çalışmalardan bazıları: Koç, Smith, Fuller ve Fabiosa (1998), Robinson (2001), Leong (2001), Banerjee ve Batini (2003).

<sup>6</sup> Gösterge niteliğindeki finansal varlık oranıdır ve serveti temsilen kullanılmıştır.

KPSS testindeki boş hipotez, ADF ve PP testlerindeki boş hipotezlerin tersine, birim kökün olmadığını ileri sürmektedir. Bu bağlamda KPSS testi, ADF ve PP testlerinin sağlamasını yapmak için kullanılmaktadır. ADF ve PP testlerinin sonuçları gecikmelere karşı duyarlıdır. Bu nedenle KPSS testinin uygulanması, bu eksikliği dikkate alması açısından önem taşımaktadır. ADF ve PP testlerinde birim kökün varlığı kabul edilmişken, KPSS testinde birim kökün olmadığı yönünde bir sonucun bulunması, bu serilerin parçalı özellik taşıdığı konusunda ön bilgi vermektedir (Kahyaoglu ve Duygulu, 2005: 5). Yukarıdaki sonuçlar incelendiğinde, lnc ve lny serilerinin trendli ve sabitli KPSS testi sonucunda durağan oldukları görülürken, sabitli (trendsiz) KPSS testi sonucunda birinci dereceden durağan oldukları görülmektedir. Lni serisine bakıldığında ise bu serinin trendli ve sabitli KPSS testine göre birinci dereceden durağan olduğu (birim kök içerdiği) görülmektedir. Bu sonuçlar bize, serilerin parçalı özellik taşıyabileceği konusunda ön bilgi sağlamaktadır. KPSS testinin sonuçlarının ADF ve PP testlerinin sonuçları ile çelişmesi durumunda parçalı birim kök testi yapılması gerekmektedir. Çünkü KPSS testi serilerin parçalı özellik taşıdığına dair ön bilgi vermekle birlikte, entegrasyon derecelerini vermemektedir. Bu nedenle serilere parçalı birim kök testi uygulanmıştır. Bu çalışmada uygulanan yöntem ise, yarı-parametrik GPH parçalı birim kök testidir.

Tablo 5 incelendiğinde serilerin, 0.45 frekans aralığında, uzun hafıza özelliğine ( $0,5 \leq d < 1$ ) sahip oldukları görülmektedir<sup>7</sup>. Bunun anlamı, serilerin uzun dönemde ortalamalarına geri dönecekleridir. Yani bir şokun etkisi uzun sürmekte ama kalıcı olmamaktadır. Şokların etkisi yavaş ve hiperbolik olarak azalmaktadır ama seriler ortalamalarına dönmekle birlikte kovaryans durağan değildirler. Varyans ise zamana bağlıdır ve sonlu değildir. Fakat yine de ortalama varyansla ilişkili değildir. Serilerin tümü 0.45 frekans aralığında uzun hafıza özelliğine sahiptir ve yüzde 5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak geçerli oldukları için parçalı eşbütünleşme testinde 0.45 frekans aralığına karşılık gelen parçalı farklar dikkate alınmıştır.

Yapılan birim kök testleri sonucunda serilerin uzun hafıza özelliğine sahip olduğu görülmüştür. Son yıllarda literatürde yapılan çalışmalarda serilerin parçalı özelliğe sahip olması durumunda geleneksel eşbütünleşme yöntemlerinin (EG, VAR) eşbütünleşmenin olmadığı yönünde sonuç verecekleri söylenmektedir. Sephton (2002) da buna bağlı olarak, geleneksel eşbütünleşme testleri ile eşbütünleşmenin bulunamaması veya sonuçlarının çelişkili olması durumunda parçalı eşbütünleşme yaklaşımının kullanılmasını önermiştir. S. Johansen ise, parçalı VAR yönteminin kullanılabilirliğini söylemiştir (Johansen, 2006: 1-22). Bu çalışmada da parçalı eşbütünleşme

---

<sup>7</sup> Eğer serinin bütünleşme derecesi frekans aralıklarında farklılaşıyorsa seri, farklı dönemlerde, farkı varyans ve ortalama ilişkisine sahip oluyor demektir. Bu da serinin içinde yapının farklılaşmasıdır.

analizine geçilmeden önce geleneksel eşbütünleşme testleri uygulanarak, sonuçları incelenecektir.

Tablo 6'da tek denklem temelli EG eşbütünleşme yönteminin birinci aşaması olan uzun dönem eşbütünleşme denklemi görülmektedir.

Uzun dönem denkleminin hata terimine uygulanan birim kök testi sonucunda, test istatistiğinin MacKinnon (1991) kritik tablo değerinden büyük olması nedeniyle hata terimi durağan değildir, eşbütünleşme olmadığını söyleyen boş hipotez reddedilememektedir. Birinci aşamada gerekli koşul sağlanamadığı için ikinci aşamada ECM'nin çalışmaması beklenmektedir. Bunu araştırmak için EG yönteminin ikinci aşaması olan ECM'ye geçilmiştir. ECM de kullanılmak üzere Nihai Tahmin Hatası (Final Prediction Error- FPE) yöntemi ile gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Tüketim serisi için optimal gecikme uzunluğu 5; gelir serisi için 1 ve faiz oranı serisi için 2'dir. Optimal gecikme uzunlukları ve uzun dönem modelinin hata teriminin bir gecikmeli kullanılarak kısa dönem denklemi tahmin edilmiştir. Hata düzeltme teriminin işaretinin negatif (0 ile -1 arasında) ve istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda ECM çalışmaktadır.

Tablo 7'deki modelde hata düzeltme teriminin katsayısı negatif işaretli olmakla birlikte istatistiki olarak anlamlı değildir. ECM çalışmamaktadır. EG yöntemi, değişkenlerin zayıf dışsal olduklarını varsaymaktadır. Bu nedenle içsellikten kaynaklanan bir sapmanın olup olmadığını belirlenmesi amacıyla zayıf dışsallık koşulunun varlığı test edilmiştir. Test etmek için EG (1987)'in önerdiği yöntem<sup>8</sup> kullanılmış ve her bir değişken için ayrı ayrı zayıf dışsallık koşulu araştırılmıştır.  $\ln y$  değişkeni içsel,  $\ln i$  değişkeni zayıf dışsal bulunmuştur. EG yönteminin zayıf dışsallık koşulu  $\ln y$  değişkeni için sağlanamamakta, tahmin sonuçlarında içsellikten kaynaklanan sapmalar olabilmektedir. EG yönteminin bir diğer varsayımı  $N$  değişkenli bir modelde  $N-1$  tane eşbütünleşik vektör olduğunu söylemektedir. Değişkenlerden biri içsel çıktığı için ve eşbütünleşik vektör sayısını belirlemek amacıyla VAR yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem uygulandığında da eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır. VAR yöntemi yapısal kırılmaların varlığını ihmal etmektedir. Oysaki yapısal kırılmaların varlığı serilerin bütünleşme derecelerini etkilemektedir. Yapısal değişimler serilerde sahte birim kök yaratmakta ve regresyon parametreleri kararlı olmaktan çıkmaktadır. Ayrıca tüm değişkenlerin parçalı özelliğe sahip olması da eşbütünleşmenin bulunmasında bir diğer etken olabilmektedir. Son yıllarda sayılan bu

---

<sup>8</sup> Örneğin gelir değişkenininin zayıf dışsallığı incelenirken gelir değişkeni bağımlı değişken olarak ECM'de yerine konular. Bu şekilde ECM tekrar çalıştırıldığında hata düzeltme katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunursa zayıf dışsallık koşulu sağlanmamıştır.

nedenlerle VAR yöntemine eleştiriler getirilmektedir. Johansen (2006) de eleştiri getirenlerden biridir.

Uzun dönem modelinin hata teriminin entegrasyon düzeyinin 0 ve 1 ile kısıtlanması eşbütünleşme testinin sapmalı sonuç vermesine neden olduğu için parçalı eşbütünleşme testi kullanılmıştır. (Daha önce yapılan parçalı birim kök testi sonrasında serilerin uzun hafıza özelliğine sahip oldukları görülmüştür.) Uzun dönem modelinde değişkenler arasındaki ilişkinin istatistiki olarak yorumlanabilmesi için ise parçalı eşbütünleşmenin bulunması gerekmektedir. Bu nedenle öncelikle uzun dönem modelinin hata terimine ait parçalı birim kök testi sonuçlarına bakılmıştır.

Tablo 9'da 0.40 frekans aralığı hariç uzun dönem modelinin hata teriminin bütünleşme derecesi 0 ile 0.50 arasında çıkmamıştır. Cheung ve Lai (1993), uzun dönem modelinin hata teriminin bütünleşme derecesinin 0 ile 0.5 arasında olmamakla birlikte değişkenlerin bütünleşme derecesinden çıkarıldığında  $I(d-b)$  fark sıfırdan büyük ise ( $b>0$ ) seriler parçalı olarak eşbütünleşik olduğunu söylemiştir (Kasman vd., 2005: 2492). Cheung ve Lai (1993) ve Kasman vd. (2005)'in önerdiği gibi serilerin bütünleşme dereceleri kullanılarak hata teriminin bütünleşme derecesi serilerin bütünleşme derecelerinden çıkarılmış ( $I(d-b)$ ) ve aradaki farkın sıfırdan büyük olduğu görülmüştür. Buna göre boş hipotez reddedilerek, parçalı eşbütünleşme vardır alternatif hipotezi kabul edilir.

Tüm seriler 0.45 frekans aralığında uzun hafıza özelliğine sahip ve yüzde 5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak geçerli oldukları için, tutarlı tahminciler elde edebilmek amacıyla, parçalı eşbütünleşme testinde lambdanın ( $\lambda$ ) 0.45 değerine karşılık gelen eşbütünleşme dereceleri kullanılarak serilerin parçalı farkları alınmıştır. Ayrıca GPH (1983)'e göre de lambdanın 0.5 ve 0.6 arasındaki değerleri daha sağlıklı sonuçlar vermektedir.

Serilerin parçalı farkını alırken Shimotsu'nun (2003) yazdığı Matlab kodu kullanılmıştır. Serilerin parçalı farkları alınarak tahmin edilen aşağıdaki kısa dönem modelinde hata teriminin bir gecikmeli değerinin ( $u(-1)$ ) tahmin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ve 0 ile eksi 1 arasında bulunmuştur. FECM çalışmaktadır ve seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi uzun hafıza özelliğine sahiptir.

### **Ampirik Bulguların Değerlendirilmesi**

Çalışmada tahmin edilen uzun dönem tüketim modelinin yorumlanabilmesi için, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olması gerekmektedir. Yapılan birim kök testleri sonucunda tüm serilerin 0.45 frekans aralığında ( $\lambda=0.45$ ), uzun hafıza özelliğine ( $0,5 \leq d < 1$ ) sahip oldukları görülmektedir. Bunun anlamı, serilerin uzun dönemde ortalamalarına geri dönecekleridir. Yani şokların etkisi yavaş ve hiperbolik olarak azalmaktadır ama seriler ortalamalarına dönmekle birlikte kovaryans



durağan değildirler. Varyans ise zamana bağlıdır ve sonlu değildir. Serilerin parçalı özelliğe sahip oldukları görüldüğü için, geleneksel eşbütünleşme testlerinin kullanılması sapmalı sonuçlara neden olabilecektir. Bu nedenle, parçalı eşbütünleşmenin varlığı araştırılmıştır. Çünkü serilerin parçalı özelliğe sahip olması durumunda, parçalı eşbütünleşme söz konusuysa değişkenler arasında uzun dönemli gerçek bir ilişki var olmakta ve model yorumlanabilmektedir. Yapılan parçalı eşbütünleşme testi sonucunda, FECM'nin çalıştığı görülmüştür. Buna göre, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi uzun hafıza özelliğine sahiptir ve Türkiye için tahmin edilen tüketim modeli yorumlanabilir.

Son yıllarda serilerin parçalı özelliğini dikkate alan parçalı eşbütünleşme analizleri uygulanmaya başlamıştır. Bu çalışma ile ilgili olması nedeniyle, dünyada tüketim ile ilgili yapılan parçalı eşbütünleşme analizleri incelenmiş ve genellikle tüketim ve gelir arasındaki ilişkinin analiz edildiği görülmüştür<sup>9</sup>. Dünyada ampirik uygulamaları olmakla birlikte, Türkiye'de henüz tüketim fonksiyonunun uzun hafıza özelliğinin incelenmemiş olması bu çalışmanın sonuçlarını önemli kılmaktadır.

Türkiye için tahmin edilen uzun dönem tüketim modelini incelediğimizde, gelir ve hazine bonusu faiz oranı değişkenlerinin işaretlerinin beklentilere uygun ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir<sup>10</sup>. Bu katsayılar logaritmik değerler oldukları için uzun dönem elastikiyetlerini vermektedirler. Uzun dönem gelir elastikiyetinin uzun dönem servet elastikiyetinden büyük olduğu görülmektedir. Uzun dönem tüketim modeline göre uzun dönemde gelirde meydana gelen yüzde 1'lik artış, özel nihai tüketim harcamalarını yüzde 0.92 arttırmakta; uzun dönemde hazine bonusu faiz oranlarında meydana gelen yüzde 1'lik bir artış, özel nihai tüketim harcamalarını yüzde 0.02 azaltmaktadır.

Kısa dönem modeli FECM kullanılarak tahmin edilmiştir. Parçalı hata düzeltme teriminin işareti 0 ile eksi 1 arasında (-0.37) ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. FECM çalışmaktadır. Kısa dönem değişkenlerinde, cari dönemde, bir önceki döneme göre ortalama yüzde 37'lik bir düzelme meydana gelmektedir. Bir başka deyişle tüketiciler, değişkenlerdeki değişikliklerin gelecek dönemde de sürekli olacağını düşünmekte ve tüketimlerinin yüzde 37'lik kısmını bu değişikliklere göre uyarlamaktadırlar. Kısa dönem modelleri, değişkenlere ait zaman serilerinin değişkenliğindeki

---

<sup>9</sup> Bu çalışmalardan Alana (2000, 2002), Alana ve Robinson (2000) ve Alana (2003, 2004) tarafından Birleşik Krallık ve Japonya için, Sürekli Gelir Hipotezi temel alınarak parçalı eşbütünleşme ilişkisi incelenmiş ve gelir ile tüketim arasında parçalı eşbütünleşme bulunmuştur.

<sup>10</sup> Faiz oranlarının yükselmesi tahvil fiyatlarını düşüreceği için tüketicilerin serveti azalır, dolayısıyla tüketimleri azalır. Bu nedenle hazine bonusu faiz oranlarının işaretinin eksi çıkması beklenmektedir.

etkilerin modellenmesidir. Bu açıdan, bu çalışmada tahminlenen kısa dönem modeline göre, gelir değişkeninde bir önceki dönemde meydana gelen yüzde 1'lik bir pozitif değişkenlikteki artış, özel nihai tüketim harcamalarının bir çeyrek içindeki değişkenliğini yüzde 0.93 azaltmaktadır. Bu durum, çalışmanın temel hipotezi açısından doğru olup, gelirin değişkenliğindeki artışın bir belirsizlik kaynağı olarak tüketimin de değişkenliğini azaltıcı yönde bir etki yaratması beklenmelidir. Çünkü uzun dönemde ekonomik birimler gelir ve tüketim harcamalarını uyumlaştıracaklardır. Bir dönem önceki hazine bonusu faiz oranının değişkenliğinde meydana gelen yüzde birlik bir artış özel nihai tüketim harcamalarının değişkenliğini yüzde 0.93 azaltmaktadır. Bir dönem önceki tüketimin değişkenliğinde meydana gelen yüzde 1'lik bir artışın ise özel nihai tüketim harcamalarının değişkenliğini bir çeyrek içinde yüzde 1.58 arttırdığı görülmektedir<sup>11</sup>.

Kısa dönem modelinden, Türkiye'de tüketim fonksiyonunun, denge düzeyine oldukça hızlı döndüğü görülmektedir. Bu da, tüketicilerin gelir ve servetteki değişmelerin sürekli olup olmadığıyla ilgili açık göstergelere kısa sürede ulaştıklarını ve tüketimlerini bu değişiklik uyarınca düzelttiklerini göstermektedir. Sonuç olarak söylenebilir ki, Türkiye'de, uzun dönemde özel nihai tüketim harcamaları ile gelir ve servet arasında anlamlı bir ilişki vardır ve tüketim, gelir ve servet tarafından belirlenmektedir.

## **SONUÇ**

Ampirik bir analizde, teorik modelin, gerçek ekonomik duruma nasıl adapte edileceği araştırılmaktadır. Etkili ve yararlı bir politika önerisi getirebilmek için ise güvenilir bir makroekonomik modele sahip olunması gerekmektedir. Bu doğrultuda bu çalışmada, Türkiye için güvenilir bir tüketim fonksiyonu tahminlemek amaçlanmıştır.

Tüketim fonksiyonunun teorik çerçevesi incelendiğinde literatürde, tüketim fonksiyonu ile ilgili yapılan bir dizi çalışma olduğu ve bu çalışmaların bazılarının birbirini tamamlayıcı varsayımlara, bazılarının ise diğerlerinden çok ayrılan varsayımlara sahip oldukları görülmektedir. Tüketim teorilerinin kendi içlerinde tutarlı olmakla beraber, belli kısıtlar nedeniyle ampirik tahminleri yapılırken problemler yaşanmaktadır. Bu problemler nedeniyle son yıllarda dünya literatüründe yaygın olarak Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezi kullanılmaktadır. Bu çalışmada da tüketim fonksiyonu ile ilgili hipotezlerin teorik özellikleri ve ampirik kısıtları dikkate alınarak, Türkiye'nin tüketim fonksiyonunu Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezi çerçevesinde

---

<sup>11</sup> Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezine göre, bir önceki dönemin tüketiminde meydana gelen değişme, tüketimi belirlemede çok büyük güce sahiptir. Bu çalışmada da bu doğrultuda bir sonuca ulaşılmıştır.

tahminlemek amaçlanmıştır. Bunun için yöntem olarak eşbütünleşme yöntemi seçilmiş ve serilerin parçalı özelliğe sahip oldukları görüldüğü için, Geweke, Porter-Hudak Parçalı Eşbütünleşme Yaklaşımı kullanılmıştır. Bu çalışmanın, Türkiye’de tüketim fonksiyonu ile ilgili yapılan diğer çalışmalardan farkı, tüketim fonksiyonunda yer alan değişkenlerin parçalı yapısını dikkate almış olmasıdır. Değişkenlere parçalı birim kök testi uygulanmış ve parçalı birim kök içerdikleri görülmüştür. Bu nedenle, bu özellik dikkate alınmadan geleneksel eşbütünleşme yöntemleri kullanılarak analizlere devam edilmiş olsaydı, sapmalı sonuçlar elde edilmiş olacaktır.

Bu çalışmada, 1987-2006 dönemini kapsayan çeyrekli veriler kullanılmıştır. Türkiye için tahmin edilen uzun dönem tüketim modeli incelendiğinde, gelir değişkeninin işareti beklendiği gibi pozitif; hazine bonusu faiz oranı değişkeninin işareti ise yine beklendiği gibi negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Türkiye’de, uzun dönemde özel nihai tüketim harcamaları ile gelir ve servet arasında anlamlı bir ilişki vardır ve tüketim, gelir ve servet tarafından belirlenmektedir. Kısa dönem modeli incelendiğinde ise, kısa dönem değişkenlerinde, cari dönemde, bir önceki döneme göre ortalama yüzde 37’lik bir düzelme meydana geldiği görülmektedir. Tüketiciler, bu değişkenlerde meydana gelen değişikliklerin sürekli olduğuna karar vererek, tüketimlerini bu değişikliğe göre ayarlamaktadırlar. Bu sonuçtan görülmektedir ki, Türkiye’de tüketiciler, gelir ve servetteki değişmelerin sürekli olup olmadığıyla ilgili açık göstergelere kısa sürede sahip olmakta ve tüketimlerini kısa sürede yeni değişikliğe göre ayarlamaktadırlar.

Tahmin edilen tüketim fonksiyonuna bağımsız değişken olarak gelirin yanında servetin de eklenmesi, para politikasının ekonomiyi gelir yanında servetin piyasa değeri yoluyla da etkileyebilmesine imkan vermektedir. Bu sayede tüketim, sermaye piyasası kanalıyla da etkilenebilmektedir çünkü sahip olunan hisse senetleri servetin bir parçasıdır ve tüketim harcamaları üzerinde etkilidir. Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezine göre geçici iktisat politikaları (örneğin geçici gelir vergileri) ile tüketim harcamaları çok az etkilenebilmektedir. Çünkü bu hipoteze göre tüketicilerin asıl önem verdiği durum, sürekli gelir ve servetlerindeki değişimdir.

Bir ülkede Hayat Devresi-Sürekli Gelir Hipotezi geçerli davranış ise, hükümetin mali politikaları kullanma yeteneği sınırlanmış olmaktadır. Hipoteze göre talep yönetimi politikaları ise, sadece tüketiciler toplam ömür boyu gelir ve servetlerinde bir değişiklik olacağına inandıklarında etkili olabilmektedir. Bu çalışmada yapılan ampirik uygulama sonucunda, Türkiye’de tüketicilerin gelir ve servette meydana gelen değişmelerin sürekli olduğuyula ilgili açık göstergelere hızlı bir şekilde ulaştıkları görülmüştür. Bu nedenle, bu değişkenleri etkileyecek bir politikanın tüketim harcamalarını değiştireci etkisi de çok kısa zaman içinde görülebilecektir.

## **KAYNAKLAR**

- AARON, D. S. ve NORRİN, S. C. (2003) Long Memory Processes, Cointegration Bias, and Exchange Rate Dynamics, Erişim: 20.05.2006. <http://depts.washington.edu/sce/2003/Papers/32>.
- AKSU, S. (2006) DZD Sistemlerin Frekans Yanıtının Frekans Döneminde Gösterilimi, Erişim: 07.08.2006, [http://www.ehb.itu.edu.tr/~cercis/LAB/DSP\\_Lab\\_Bolum4](http://www.ehb.itu.edu.tr/~cercis/LAB/DSP_Lab_Bolum4).
- CHEUNG, Y. ve LAI, K. (1993) Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity, *Journal of Business and Economic Statistics*, II, ss. 103-112.
- DRAKOS, K. (2002) Myopia, Liquidity Constraints, and Aggregate Consumption: The Case of Greece, *Journal of Economic Development*, 27 (1).
- DITTMAN, J. (2004) Error Correction Models for Fractionally Cointegrated Time Series, *Journal of Time Series Analysis*, 25 (1), ss.27-32.
- ENDERS, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*, Iowa State University: United States of America.
- ENGLE, R. F. ve GRANGER, C. W. J. (1987) Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, ss. 251-276.
- ENGLE, R.F. ve GRANGER, C. W. J. (1991) *Long-Run Economic Relationships Readings in Cointegration*, (Editörler: R. F. ENGLE ve C.W.J. GRANGER), Oxford University Press: New York.
- GEWEKE, J. ve PORTER-HUDAK, S. (1983) The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models, *Journal of Time Series Analysis*, 4, ss.221-238.
- GUJARATI, D. (1999) *Temel Ekonometri*, (Çevirenler: Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen), 2. Baskı, Literatür Yayıncılık: İstanbul.
- GÜREŞÇİ PEHLİVAN, G. (2006) Türkiye'nin Tüketim Fonksiyonu: Ekonometrik Bir Uygulama, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Basılmamış Yüksek Lisans Tezi, İzmir.
- HALL, R. E. (1978) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *The Journal of Political Economy*, 86 (6), ss. 971-987.
- JOHANSEN, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, ss. 231.254.

- JOHANSEN, S. (2006) A Representation Theory for a Class of Vector Autoregressive Models for Fractional Processes, *Department of Applied Mathematics and Statistics*, University of Copenhagen.
- KAHYAOĞLU, H. ve ABUK DUYGULU, A. (2005) Finansal Varlık Fiyatlarındaki Değişme-TCMB Bilançosu Etkileşimi, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt: 20. Sayı:1.
- KAHYAOĞLU, H. ve UTKULU, U. (2006) Euro-Dolar Paritesindeki Oynaklığın İhracat Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği, *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, Mayıs. 114-125.
- KANZLER, L. (1998) GPH: MATLAB Module to calculate Geweke-Porter-Hudak Long Memory Statistic, Erişim: 06.12.2005. <http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/g/gph.m>.
- KASMAN, A. , KIRBAŞ-KASMAN, S. ve TURGUTLU, E. (2005) Nominal and Real Convergence Between the CEE Countries and the EU: A Fractional Cointegration Analysis, *Applied Economic*, 37, ss. 2487-2500.
- KEYNES, J. M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. McMillan: London, United Kingdom.
- KUTLAR, A. (2000) *Ekonometrik Zaman Serileri*, 1.Baskı, Gazi Kitabevi: Ankara.
- LAMB, L. (2005) Behavioural Foundations of Macroeconomic Theory. Erişim: 28.07.2006 [http://umanitoba.ca/faculties/arts/economics/faculty/lamb/248Consumption /and/Saving](http://umanitoba.ca/faculties/arts/economics/faculty/lamb/248Consumption%20and%20Saving).
- MANKIW, N. G. (1992) *Macroeconomics*, Worth Publishers, Inc.: United States of America.
- MACKINNON, J. G. (1991) Critical Values for Cointegration Tests, *Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration* içinde, Editörler: R. F. Engle ve C.W.J. Granger, Oxford University Press: New York.
- MADDALA, G. S. ve KIM, I.M. (1998) *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press: United Kingdom.
- PARASIZ, İ. (1998) *Makro Ekonomi, Teori ve Politika*, 7. Baskı. Ezgi Kitabevi Yayınları: Bursa.
- PHILLIPS, P. C.B. ve PERRON, P. (1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75 (2), ss, 335-346.
- RESENDE, M. ve TEIXEIRA, N. (2002) Permanent Structural Changes in the Brazilian Economy and Long Memory: a Stock Market Perspective, *Applied Economics Letters*. 9 (6). ss. 373-375.

- OKUBO, M. (2002) Long-Run Relationship between Consumption and Income in Japan: Tests of the Deterministic Cointegration Restriction, *Journal of the Japanese and International Economies*, 16.
- ÖNEL, G. (2004) Türkiye'de Dış Borçların Sürdürülebilirliği, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- ÖZER, H. (1992) Erzurum'da Tüketim Harcamalarının Ekonometrik Analizi, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. Erzurum.
- SACHS, J. D. ve LARRAİN, F.B. (1993) *Macroeconomics In The Global Economy*. Prentice-Hall: United States of America.
- SARANTIS, N. ve STEWART, C. (2000) An Error Correction Model of Consumption, With Unobserved Components, for Southern European Countries, *London: Imperial College*, ss. 1-25.
- SEPHTON, P. S. (2002) Fractional Cointegration: Monte Carlo Estimates of Critical Values, with an Application, *Applied Financial Economics*, 12, ss. 331-335.
- SEVÜKTEKİN, M. ve NARGELEÇEKENLER, M. (2005) *Zaman Serileri Analizi*, Nobel Yayın Dağıtım: Ankara.
- SHIMOTSU, K. (2003) Matlab Codes for Local Whittle Estimation and Exact Local Whittle Estimation of the Memory Parameter ( $d$ ) in Fractionally Integrated ( $I(d)$ ) Time Series, Erişim: 12.05.2006, <http://qed.econ.queensu.ca/~pu b/faculty/shimotsu/>.
- SINGH, Bimal (2004), Modelling Real Private Consumption Expenditure- An Empirical Study on Fiji. *Reserve Bank of Fiji*. Suva, Fiji.
- TELATAR, E. TÜRKMEN, Ş. ve TEOMAN, Ö. (2002) Pamuk Borsalarında Oluşan Fiyatların Etkinliği, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadî ve İdarî Bilimler Fakültesi Dergisi*. Cilt: 17.Sayı: 2. ss. 55-74.
- TURGUTLU, E. (2004) Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadî ve İdarî Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt: 19, Sayı: 2, ss. 55-74.
- ÜNSAL, E. M. (2003) *Makro İktisat*, Genişletilmiş 5. Bası. Turhan Kitabevi: Ankara.
- YÜCEL, İ. (1978) *Makro Ekonomi*, İktisadî ve Ticari İlimler Akademisi Yayını: Adana.

EK

Tablo 1: d Parametresinin Değerlerine Göre Bir Serinin Hafıza Özellikleri

Aralık	Hafıza Özelliği
$-0.5 < d < 0$	Seri kısa hafıza özelliğine sahiptir ve kalıcı etki gözlenmemektedir
$0 < d < 0.5$	Seri uzun hafızaya sahiptir ve durağandır
$d = 0$	Seri kısa hafızaya sahiptir ve durağandır
$0.5 \leq d < 1$	Seri kovaryans durağan değildir ancak ortalamasına geri döner; sonlu etki-tepki ağırlıklarına sahiptir
$d \geq 1$	Seri durağan değildir ve ortalamasına geri dönmemektedir

Kaynak: Turgutlu, 2004; 58

Tablo 2: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	DÜZEY				1. FARK			
	Trendli	Olasılık	Trendsiz	Olasılık	Trendli	Olasılık	Trendsiz	Olasılık
lnc	-2.154(1) (-3.468)	0.507	-0.396(0) (-2.899)	0.90 3	-8.045(0) (-3.469)	0.000	-8.094(0) (-2.899)	0.000
lny	-2.609(0) (-3.468)	0.277	-0.102(0) (-2.899)	0.94 9	-9.504(0) (-3.469)	0.000	-9.523(0) (-2.899)	0.000
lni	-1.849(0) (-3.468)	0.670	-0.506(2) (-2.900)	0.92 2	-8.109(0) (-3.469)	0.000	-7.956(0) (-2.899)	0.000

Not: 1. Test istatistiklerinin sağındaki parantezlerde belirtilen optimum gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) dikkate alınarak belirlenmiştir.

2. Alttaaki parantezlerde yer alan değerler %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler (MacKinnon, 1991)'dir.

3. Olasılık değerleri,  $H_0$  hipotezinin gerçekleşme ihtimalini göstermektedir.

**Tablo 3: PP Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	DÜZEY				1. FARK			
	Trendli	Olasılık	Trendsiz	Olasılık	Trendli	Olasılık	Trendsiz	Olasılık
lnc	-2.419 (-3.468)	0.366	-0.477 (-2.899)	0.88 9	-8.071 (-3.469)	0.000	-8.120 (-2.899)	0.000
lny	-2.712 (-3.468)	0.234	-0.044 (-2.899)	0.95 0	-9.499 (-3.469)	0.000	-9.515 (-2.899)	0.000
lni	-1.655 (-3.468)	0.761	-0.902 (-2.899)	0.78 2	-8.559 (-3.469)	0.000	-8.032 (-2.899)	0.000

Not: 1. PP testi için gecikme uzunluğu 3 olarak kullanılmıştır (Barlett Kernel ve Newey West'in gösterdikleri gibi).

2. Parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler (MacKinnon, 1991)'dir.

3. Olasılık değerleri,  $H_0$  hipotezinin gerçekleşme ihtimalini göstermektedir.

**Tablo 4: KPSS Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	DÜZEY		1.FARK	
	Trendli	Trendsiz	Trendli	Trendsiz
lnc	0.102 (0.146)	1.150 (0.463)		0.053 (0.463)
lny	0.079 (0.146)	1.193 (0.463)		0.064 (0.463)
lni	0.288 (0.146)	0.557 (0.463)	0.064 (0.146)	0.318 (0.463)

Not: 1. KPSS testi için gecikme uzunluğu 3 olarak kullanılmıştır (Barlett Kernel ve Newey West'in gösterdikleri gibi). Parantez içindeki değerler, KPSS (1992) kritik değerleridir.



**Tablo 5: GPH Parçalı Birim Kök Testi Sonuçları**

	$\lambda = 0.40$ n = 5	$\lambda = 0.45$ n = 7	$\lambda = 0.50$ n = 8	$\lambda = 0.55$ n = 11	$\lambda = 0.60$ n = 13
Değişken	d	d	d	d	d
lnc	0.818 (1.616)	0.930 (2.418)**	0.960 (2.766)**	0.915 (3.322)*	0.985 (4.007)*
lny	0.916 (1.810)	0.956 (2.487)**	1.014 (2.922)**	0.915 (3.452)*	0.987 (4.017)*
lni	1.052 (2.078)**	0.988 (2.571)**	0.961 (2.769)**	1.003 (3.642)*	1.027 (4.179)*

Not: 1. \* işareti, %1 anlamlılık düzeyindeki istatistiki geçerliliği göstermektedir.

\*\* işareti, %5 anlamlılık düzeyindeki istatistiki geçerliliği göstermektedir.

2. Kanzler (1998) MATLAB kodu kullanılmıştır.

3. Parantez içindeki değerler t değerleridir.

4.  $\lambda$ , frekans aralığını; n: frekans aralığına düşen değişken sayısını; d, bütünlük derecesini göstermektedir.

**Tablo 6: EG Yönteminin Birinci Aşaması: Uzun Dönem Eşbütünlük Denklemi**

Model	$lnc = 0.304 + 0.922lny - 0.022lni$ (0.06) (0.00) (0.00)
$R^2 = 0.985$	Düzeltilmiş $R^2 = 0.985$
F istatistiği = 952.7073 (0.000)	
Regresyonun Standart Hatası = 0.023	
Durbin-Watson İstatistiği (CRDW) = 0.504	
Hata Terimi için birim kök istatistiği = -2.6496 (2)	
%5 hata düzeyi için kritik değer : -3.8598	

Not: 1. Hata terimi için ADF istatistiğinin sağındaki parantezde belirtilen optimum gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) dikkate alınarak belirlenmiştir.

**Tablo 7: EG Yönteminin İkinci Aşaması: Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları**

$Model \Delta lnc_t = 0.007 + 0.246\Delta lnc_{t-1} + 0.168\Delta lnc_{t-2} + 0.216\Delta lnc_{t-3} - 0.403\Delta lnc_{t-4} +$					
	(2.004)**	(1.127)	(1.464)	(2.081)**	(-3.794)*
$0.186\Delta lnc_{t-5} - 0.184\Delta lny_{t-1} - 0.064\Delta lni_{t-1} + 0.042\Delta lni_{t-2} - 0.277u_{t-1}$					
	(1.585)	(-0.882)	(-3.612)*	(2.197)**	(1.191)
R <sup>2</sup> = 0.0338		Düzeltilmiş R <sup>2</sup> = 0.256			
F istatistiği = 3.9332 (0.0000)					
Regresyonun Standart Hatası = 0.0255					
Durbin-Watson İstatistiği (CRDW) = 2.085					

Not: 1. Parantez içindeki değerler t değerleridir.

2.\*, \*\*, \*\*\* işaretleri sırasıyla, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistikî geçerliliği göstermektedir.

**Tablo 8: Johansen Eşbütünlük Testi ve Eşbütünlük Vektör Tahmini**

Stokastik Matrisin Maksimum “Öz Değerine” Göre LR Eşbütünlük Testi				
H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer	
r=0	r≥1	15.906	25.82321	
r≤1	r≥2	12.527	19.38704	
r≤2	r≤3	2.745	12.51798	
Stokastik Matrisin “İz” Değerine Göre LR Eşbütünlük Testi				
H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer	
r=0	r≥1	28.178	42.91525	
r≤1	r≥2	15.272	25.87211	
r≤2	r≤3	2.745	12.51798	

**Tablo 9: Hata Terimi İçin GPH Birim Kök Testi Sonucu**

	$\lambda = 0.40$ n = 5	$\lambda = 0.45$ n = 7	$\lambda = 0.50$ n = 8	$\lambda = 0.55$ n = 10	$\lambda = 0.60$ n = 13
	d	d	d	d	d
Hata Terimi	0.322 (0.636)	0.575 (1.495)	0.581 (1.674)	0.533 (1.935)	0.689 (2.803)

Not: 1. GPH birim kök testinde Kanzler (1998) MATLAB kodu kullanılmıştır.

2. Parantez içindeki değerler t değerleridir.

3.  $\lambda$ , frekans aralığını; n; frekans aralığına düşen değişken sayısını; d, bütünleşme derecesini göstermektedir.

**Tablo 10: Parçalı Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları**

Model $\Delta^d \text{Inc} = 0.241 + 1.580\Delta^d \text{Inc}(-1) - 0.93990\Delta^d \text{Iny}(-1) - 0.080\Delta^d \text{Ini}(-1) - 0.366\Delta^d \text{u}(-1)$ (13.70)* (3.17)* (-1.63)*** (0.77)* (-1.96)**
$R^2 = 0.988$ Düzeltilmiş $R^2 = 0.987$
F istatistiği = 1532.851 (0.0000)
Regresyonun Standart Hatası = 0.066
Durbin-Watson İstatistiği (CRDW) = 2.05

Not: 1. Parantez içindeki değerler t değerleridir.

2. \*, \*\*, \*\*\* işaretleri sırasıyla, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiki geçerliliği göstermektedir.