

TÜRKİYE’NİN TÜKETİM FONKSİYONU: YAPISAL KIRILMALI ZAMAN SERİSİ ANALİZİ (1998-2016)

Sevgül KAYA*

ÖZET

Bir tüketim fonksiyonu, tüketim ile tüketimi etkileyebilecek değişkenler arasındaki ilişkiyi göstermektedir. Bu çalışmada Türkiye’nin tüketim fonksiyonu 1998-2016 yılları arasında çeyrek dönem veriler kullanılarak Yaşam Boyu Sürekli Gelir hipotezi çerçevesinde ampirik olarak analiz edilmiş ve tüketim harcamaları üzerinde faiz oranı ve gelirin etkisinin araştırılması amaçlanmıştır. Çeyreklik olarak toplanan veriler Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS) yöntemi kullanılarak tahmin edilmiş ve değişkenler arasındaki uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin incelenmesi için iki yapısal kırılmayı dikkate alan Hatemi-J eşbütünleşme testi uygulanmıştır. 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 dönemli ilişkilerin incelenmesi için Hata Düzeltme Modeli oluşturulmuş ve bir dönemde oluşacak dengesizliğin tüketim harcamaları için yaklaşık yüzde 66’sı bir sonraki dönemde düzeltilerek denge değerine yaklaşması sağlanmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Tüketim fonksiyonu, eşbütünleşme testi, durağanlık, hata düzeltme mekanizması

TURKEY'S CONSUMPTION FUNCTION: TIME SERIES ANALYSIS WITH STRUCTURAL BREAK (1998-2016)

ABSTRACT

A consumption function indicates the relationship between consumption and variables that may affect consumption. In this study, Turkey's consumption function has been analyzed in the framework of life cycle-permanent income hypothesis using quarterly data between the years 1998-2016. The purpose of this article is to investigate the effect of interest rate and income on consumption expenditures. Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS) method was used to estimate the long term cointegration relationship between the variables and Hatemi-J cointegration test was applied. The test takes account of two structural breaks. In Turkey, there is a significant relationship between the private final consumption expenditure and income in the long term and also consumption is determined by income and wealth. For analysis of short-term relationship, Error Correction Model (ECM) was established and according to the results about %66 of imbalances in consumption expenditures are in balance in the next period.

Key Words: Consumption function, cointegration test, stationarity, error correction model.

* Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, iktisat bölümü yüksek lisans öğrencisi, kayasvgl@gmail.com

1. GİRİŞ

Tüketim harcamaları mikro iktisadi olarak tüketicinin fayda maksimizasyonu açısından önemlidir. Makro iktisadi açıdan baktığımızda ise istihdamı ve milli geliri belirleme noktasında, toplam talebin en önemli bileşenini oluşturması bakımından iktisatçıların ilgisini çekmektedir.

Tüketim harcamalarının iktisadi analizlere konu olması oldukça eskilere dayanmaktadır. Fakat makro iktisadi perspektifte ilk defa Keynes tarafından 1936'da yayınlanan Genel Teori adlı eserinde ele alınmıştır. Klasik iktisatçılar tüketimle faiz oranı arasındaki ilişki üzerinde yoğunlaşmıştır, fakat 1929 buhranı ile bu iktisatçılara duyulan güvenin sarsılması ve Keynes'in Genel Teorisi'ni ortaya koyması ile birlikte, tüketim ve gelir arasındaki ilişkisi üzerinde durulmaya başlanmıştır. Keynes, ilk defa tüketimin cari gelirin fonksiyonu olduğunu ve cari gelirle tüketim arasında düzenli bir ilişki bulunduğunu ifade etmektedir.

Yapılan analizler sonucu yorumlanacak olan iktisat politikalarının yararlı ve etkin olabilmesi için, güvenilir bir makro ekonomik model gerekmektedir. Tüketim fonksiyonlarına ait teorilerde kendi içlerinde tutarlı sonuçlar yer alsa da ampirik analizlerde belli kısıtlar yüzünden çeşitli problemler yaşanabilmektedir. Bu kısıtların en büyüğü model için önemli olan ve modele dahil edilmesi gereken değişkenlere ait verilere ulaşılamamasıdır. Bu kısıt ise modeli eksik tanımlama hatalarına ve sahte regresyon sonuçlarına neden olabilmektedir. Model için önemli olan değişkenlerin modele alınmaması ise hata teriminin şişkin çıkması gibi sorunlara yol açmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde teorik literatürde tüketim fonksiyonuna değinilmektedir. Üçüncü bölümde geçmişten günümüze tüketim teorileri ile ilgili yapılan çalışmalara yer verilmiştir. Dördüncü bölümün ilk aşamasında analizde kullanılan temel yöntemler tanıtılmakta ve bunların elde edilişi açıklanmaktadır. İkinci aşamasında ise Türkiye'ni tüketim fonksiyonu için yapılan analizler sonucunda ulaşılan bulgulara yer verilmektedir.

2. TÜKETİM TEORİLERİ

Tüketim konusunda mevcut belli başlı teorilerin hepsi de tüketimi belirleyen temel unsur (bağımsız değişken) olarak geliri almaktadır. Ancak gelir; J. Maynard Keynes (1936) tarafından ortaya atılan mutlak gelir teorisinde "cari mutlak gelir", James Duesenberry (1949)'nin nispi gelir teorisinde kişinin toplum içinde nispi durumuna bağlı "nispi gelir" , Milton Friedman

(1957)“ın sürekli gelir teorisinde, uzun dönemde normal olarak kazanılacağı ümit edilen “sürekli gelir”, Franco Modigliani ve Albert Ando (1963)“nun birlikte geliştirdikleri yaşam boyu teorisine göre ise “beklenen gelir” dir. Bu teorilerde yapılan aynı analizler farklı sonuçlar verebilmektedir. Bu farklılığın nedenleri de bu teorileri geliştiren kişilerin ekonometrik analizlerini değişik gelir tanımlamaları ve farklı yaklaşımlara göre yapmalarındır.

2.1 FİŞER’İN ZAMANLAR ARASI TÜKETİM SEÇİMİ

Zamanlar Arası Tüketim Seçimi Irving Fisher tarafından 1930’lu yılların başında geliştirilmiştir. Aynı zamanda bu yaklaşıma Zamanlararası Bütçe Kısıtı da denilmektedir. Bu yaklaşım tüketicilerin karşı karşıya kaldıkları kısıtlar altında tüketim seçimlerini nasıl yaptıklarını açıklar. Fisher, bireylerin hayatını bugün ve gelecek dönem olarak ikiye ayırmıştır. Tüketici gelecekteki tüketimi bugünkü tüketime tercih ederse gelirin bir kısmını harcamayıp ileride faiziyle birlikte geri almak üzere borç verme imkanına (tasarruf) sahiptir. Diğer yandan tüketici bugünkü tüketimini gelecekteki tüketime tercih ederse borçlanarak gelirini aşan bir harcama yapma imkanına sahip olur. (Ünsal, 2011). Hanhalkları ömürleri boyunca bir gelir akımı kazanırlar ve ömür boyu kazandıkları gelirlerine uygun bir tüketim akımını tercih ederler. Verili bir dönemde, hanhalkı o dönemin gelirinden az ya da çok tüketebilir. Eğer daha az tüketip daha çok tasarruf ederse, neticede bu tasarruflarını gelecek bazı dönemlerde daha yüksek tüketimde bulunmak için kullanacaktır. Eğer daha çok tüketirse, şimdiki dönemde negatif tasarrufta bulunacaktır ve gelecek dönemde şimdiki dönemde yaptığı negatif tasarrufun bir sonucu olarak tüketimini azaltacaktır (Larrian, 1993)

Fisher tüketicilerin tüketim tercihlerini açıklarken, zamanlararası farksızlık eğrileri ve zamanlararası bütçe doğrusundan faydalanmıştır. Zamanlararası farksızlık eğrileri tüketiciye aynı tatmini sağlayan birinci dönem (bugünkü) ve ikinci dönemdeki (gelecekteki) tüketim bileşimlerini, zamanlararası bütçe doğrusu ise tüketicinin sahip olabileceği alternatif birinci ve ikinci dönemdeki tüketim bileşimlerini gösterir. Farksızlık eğrisinin bütçe doğrusuna teğet olduğu noktada (Bu noktada farksızlık eğrisi ve bütçe doğrusunun eğimleri birbirine eşittir.) optimum tüketim bileşimi gerçekleşmektedir.

Fisher’e göre bugünkü tüketim, bugünkü gelir yanında gelecekteki gelire de bağlıdır. (Ünsal, 2011). Dolayısıyla tüketim bireyin ömrü boyunca elde edeceği gelire bağlı olarak değişim gösterecektir. Fisher ’in bu bulgusu Keynes’in geliştirdiği Mutlak Gelir Hipotezi ’ne

ciddi bir eleştiri niteliği taşımaktadır. Mutlak Gelir Hipotezi tüketimin cari gelire bağlı olarak değişeceğini ileri sürmektedir.

Zamanlararası Tüketim Seçimi dört temel varsayım üzerinde kurulmuştur. İlk varsayıma göre hanehalkı geçmişten gelen hiçbir varlığa sahip değildir. Aynı zamanda öldüğünde de hiçbir varlığa sahip olmayacaktır. İkinci varsayıma göre gelecek kuşaklara miras bırakma güdüsü yoktur. Üçüncü yaklaşıma göre kimse borç içinde ölmeyecektir. Son varsayım olan hanehalkının borçlanma kısıtına sahip olmaması ise eleştirilerin odak noktası olmuştur. Bu varsayıma göre bireyler istedikleri zaman borçlanma imkanına sahiptirler. Fakat gerçek hayatta bireyler gelecekteki elde edeceği gelir karşısında borçlanma imkanına sahip olamayabilirler. Borçlanma kısıtının olduğu durumda bireyin bugünkü tüketimi bugünkü gelirine eşit veya ondan küçük olacaktır.

2.2 MUTLAK GELİR HİPOTEZİ

Makro bir büyüklük olarak tüketim harcamaları Keynes'in bulguları ile başlamaktadır. Keynes'e göre tüketim ve cari gelir düzeyi arasında istikrarlı bir ilişki vardır. Tüketim üzerinde etkili olabilecek subjektif faktörler (alışkanlıklar vb.) kısa sürede değişmeyeceği için gelir dışındaki faktörler tüketim üzerinde ikinci derecede etkili olacaktır. Keynes Genel Teori 'de tüketim harcamaları konusunda üç varsayım üzerinde durmuştur (Keynes, 1936):

İlk olarak, harcanabilir gelir artarsa tüketim gelirden daha az artacaktır. Keynes bu durumu temel psikolojik kanun olarak nitelendirmiş ve marjinal tüketim eğiliminin sıfır ve bir arasında bir değer alacağını belirtmiştir. İkinci varsayıma göre harcanabilir gelir artınca gelirin tüketime ayrılan kısmı azalacaktır. Dolayısıyla gelirin ne kadarının tüketime ayrılacağını gösteren ortalama tüketim eğilimi (APC) azalış gösterecektir. Son varsayım ise tüketim harcamalarını belirleyen temel değişkenin cari harcanabilir gelir olduğu ve faiz oranının klasik iktisatçıların ileri sürdüklerinin aksine tüketim harcamaları üzerinde belirleyici bir rol oynamadığıdır. Bu varsayımla birlikte Keynesyen tüketim fonksiyonu Mutlak Gelir Hipotezi olarak adlandırılmaktadır. Bu açıklamalar altında mutlak gelir hipotezi aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

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

C= Tüketim

Y= Harcanabilir gelir

C_0 = Ortalama tüketim

c = Marjinal tüketim eğilimi

Genel Teori'nin yayınlanmasından sonra iktisatçılar mutlak gelir hipotezinin geçerliliğini test eden çalışmalar yapmışlar ve bu çalışmaların bazılarında mutlak gelir hipotezinin doğruluğunu ortaya koyan sonuçlar elde edilmiştir. Mutlak gelir hipotezinin geçerliliğini test eden iktisatçılardan birisi de Simon Kuznets'tir. Kuznets, 1946'da yayınlanan uzun dönem zaman serisi analizlerinde gelirin ciddi bir şekilde artmasına karşılık, ortalama tüketim eğilimi kısa dönem analizlerinin ileri sürdüğü gibi azalmamış, sabit kalmıştır (Kuznets, 1946). Dolayısıyla uzun dönem zaman serileri mutlak gelir hipotezinin geçersiz olduğunu (uzun dönemde gelir artınca ortalama tüketim eğiliminin azalmayıp sabit kalacağını) ileri sürmektedir. Bu duruma tüketim bulmacası denmektedir

Diğer yandan Keynes'e göre mutlak gelir hipotezinin geçerli olduğu büyüyen bir ekonomide ortalama tüketim eğilimi sürekli düşeceğinden ekonominin talep yetersizliğinden dolayı bir durgunluk yaşamaması için yatırımlar sabit iken kamu harcamalarının sürekli artması gerekmektedir. Mutlak gelir hipotezine göre büyüyen bir ekonomide yatırımlar sabit iken kamu harcamalarının artmaması halinde ekonominin durgunluğa gireceğini ileri süren bu hususa durgunluk tezi denilmektedir. Keynesyen tüketim fonksiyonuna göre savaş sonrasında durgunluğa girileceğini iddia eden iktisatçılar, durgunluk yaşanmadığını görmüşlerdir (Mankiw, 1992). Mutlak gelir hipotezinin geçerliliğinin azalmasına neden olan bu husus hipoteze olan güvenin azalmasına ve alternatif hipotezlerin geliştirilmesine yol açmıştır.

2.3 NİSPİ GELİR HİPOTEZİ

Mutlak gelir hipotezinin eleştirisi niteliğinde olan nispi gelir hipotezi James S. Duesenbery tarafından 1949 yılında geliştirilmiştir. Nispi gelir hipotezine göre bireylerin tüketim kararlarında psikolojik unsurların etkileri görülmektedir. Nisbi Gelir Hipotezi, iki temel varsayım üzerine inşa edilmiştir (Duesenberry, 1949):

İlk varsayıma göre bireylerin tüketim kararları mutlak gelir hipotezindeki tersine birbirinden bağımsız değildir. Bireylerin buldukları sosyal grupların nispi gelirleri tüketim üzerinde etkili sonuçlar doğurur. İkinci varsayım ise tüketimin mutlak gelir hipotezindeki gibi sadece cari gelir seviyesi tarafından değil aynı zamanda geçmişte elde edilmiş en yüksek gelir

seviyesi tarafından belirlendiğini ileri sürmektedir. Duesenberry'e göre, hanhalklarının bir defa ulaştıkları tüketim seviyesini düşürmeleri, önceki dönemlerde gelirlerinden oransal olarak yaptıkları tasarrufları azaltmalarından çok daha zordur. Bunun nedeni, hanhalklarının tüketim davranışlarının süreklilik göstermesi ve alışkanlık arz etmesidir. Bu varsayımına göre, belirli bir hayat standardına alışan tüketici geliri düştüğünde aynı tüketim kalıbını sürdürmeye çalışır. Böylece, gelirlerin düştüğü iktisadi daralma dönemlerinde tüketimdeki düşüş gelirdeki düşüşten daha az olacaktır. Ancak gelir artarken tüketim de artmaktadır.

Kısa dönemde tüketim fonksiyonunun gelir düşerken gelirden daha az azalması, gelir artarken ise artması durumuna "zemberek etkisi" adı verilmektedir (Wonnacatt, 1984)

Duesenberrey'e göre, tüketimle harcanabilir gelir arasındaki sabit orantılılık, cari gelir önceki dönemlerde ulaşılan gelir düzeyinin altına düştüğünde, kısa dönemde bozulur. Dolayısıyla, gelir düzeyindeki dalgalanmalar nedeniyle, kısa ve uzun dönem tüketimi farklılaşır. (Diulio, 1988).

Mutlak gelir hipotezi gibi nispi gelir hipotezinin de mikro temellerinin olmaması ve tüketici fayda maksimizasyon davranışına dayalı bir biçimde geliştirilmemiş olması nedeniyle iktisatçılar bu hipoteze çok fazla önem atfetmezler.

2.4 YAŞAM BOYU GELİR HİPOTEZİ (Hayat Devresi Hipotezi)

F. Modigliani tarafından geliştirilen ömür boyu gelir hipotezinin hareket noktasını Fisher'in zamanlar arası tüketim seçimi analizi oluşturmaktadır. Ömür boyu gelir hipotezine göre bir ekonomideki t dönemindeki tüketim, tüketicilerin t dönemindeki elde ettikleri gelire değil, ömür boyunca elde etmeyi bekledikleri gelire bağlıdır (Ünsal, 2011). Kendisinden önceki yaklaşımlara yöneltilen mikro temelleri barındırmadığı yönündeki eleştiriler bu hipotez için geçerli değildir. Ömür boyu gelir hipotezi mikro temelli bir analizdir.

Ömür boyu gelir hipotezinde bireylerin hayatları çalışma ve emeklilik dönemi olarak ikiye ayrılmaktadır. Bireyler hayatlarının çalışma döneminde emeklilik dönemine nazaran daha fazla gelir elde ederler. Bu yüzden kişiler ömür boyu aynı düzeyde tüketim harcaması yapabilmek (tüketim düzleştirme) için hayatlarının çalışma döneminde pozitif tasarruf yaparlar ve bu tasarrufla emeklilik döneminde tüketimin geliri aşan kısmını finanse ederler (Modigliani, 1963).

Modigliani modeline servet unsurunu da dahil etmiştir:

$$C = \alpha W + \beta Y \quad (2)$$

α = servet üzerinden marjinal tüketim eğilimi

β = Gelir üzerinden marjinal tüketim eğilimi

W= Servet

Y = Gelir (emek geliri)

2 no'lu denklem ortalama tüketim eğilimi itibariyle yazılırsa aşağıdaki gibi açıklanabilir:

$$C/Y = \alpha(W/Y) + \beta(Y/Y) \quad (3)$$

$$C/Y = \alpha(W/Y) + \beta \quad (4)$$

4 no'lu denklemde kısa dönemde servetin sabit olduğu hesaba katılarak değerlendirme yapılırsa, gelir artınca kısa dönemde (W/Y) teriminin değeri ve dolayısıyla (C/Y) ortalama tüketim eğilimi teriminin değeri, mutlak gelir hipotezinin ileri sürdüğü gibi düşer. Buna karşılık uzun dönemde servet sabit olmayacaktır, gelir artınca uzun dönemde servet de artar. Dolayısıyla da gelir artınca uzun dönemde (W/Y) teriminin değeri ve buna bağlı olarak (C/Y) ortalama tüketim eğiliminin değeri değişmez. Sonuç olarak kısa dönem tüketim fonksiyonu servet sabit olacağından gelire bağlı olarak değişirken uzun dönemde tüketim fonksiyonu gelir ve servete bağlı olarak değişir.

İkinci Dünya Savaşı sonrasında, savaş savunma sektöründe çalışanların gelirleri düşmüş ama tüketim harcamaları (Keynes'in tahmin ettiği gibi) azalmamış, ömür boyu gelir hipotezinde belirtildiği gibi insanlar, diğer sektörlerde iş bulacaklarını düşündükleri için tüketim harcamalarını azaltmamışlardır. (Güreşçi & Utkulu, 2007). Hipoteze eleştiri getiren konuların başında bireylerin miras bırakmayı planlamadığı varsayımı gelmektedir. Yapılan çalışmalarda ise miras bırakma güdüsünün var olduğu ve tüketimi etkilediği sonuçlarına ulaşılmıştır. Hipoteze gelen bir diğer eleştiri ise bireylerin çalışma dönemlerinde elde ettiği gelirin sabit olduğunun varsayılmasıdır. Gerçekte ise her yıl aynı gelirin elde edilmemesi olasıdır. Diğer yandan bireylerin ne kadar çalışıp yaşayacaklarını bildikleri varsayılır. Bu varsayımın da gerçekte tahminlemesi zor hatta imkansıza yakındır.

2.5 SÜREKLİ GELİR HİPOTEZİ

Sürekli gelir hipotezi 1957 yılında Milton Friedman tarafından geliştirilmiştir. Bu hipotezin çıkış noktası da hayat boyu gelir hipotezinde olduğu gibi Fisher'in zamanlararası tüketim tercihine dayanır.

Friedman cari geliri sürekli gelir ve geçici gelir olmak üzere iki ayrı kısma ayırmıştır. Sürekli gelir, kişilerin sahip oldukları beşeri ve beşeri olmayan servet ile her yıl (sürekli olarak) elde etmeyi planladıkları ortalama-normal gelire eşittir. Geçici gelir ise cari gelirden meydana gelen beklenmeyen değişimlerdir (Ünsal, 2011). Dolayısıyla sürekli gelir bir ortalamayı ifade ederken cari gelir ise bu ortalamadan tesadüfi sapmaları göstermektedir.

$$Y = Y^P + Y^T$$

(5)

Yukarıdaki denklemde Y , t dönemindeki cari geliri ifade ederken, Y^P sürekli geliri, Y^T ise geçici geliri ifade etmektedir. Konjonktürel dalgalanmanın genişleme dönemlerinde kişiler beklediklerinden daha fazla gelir elde ettiklerinden geçici gelir pozitif olmakta, konjonktürel dalgalanmaların daralma dönemlerinde ise geçici gelir negatif olmaktadır.

Friedman sürekli gelir hipotezinde cari tüketimi ikiye ayırmıştır:

$$C = C^P + C^T$$

Yukarıdaki denklemde C cari tüketimi, C^P sürekli tüketimi ve C^T ise geçici tüketimi ifade etmektedir. Friedman'a göre tüketim sürekli gelire bağlıdır ve geçici gelir tüketimi etkilemez. Geçici gelir artışları tüketimden çok tasarrufu arttırıcı özellik göstermektedir. Yaşam boyu gelir hipotezi gibi sürekli gelir hipotezi de kişilerin tüketim düzleştirmesi (tüketicilerin hayatları boyunca istikrarlı bir tüketim düzeyi sağlamaya çalışması) yaptıklarını ve dolayısıyla tüketimin sürekli gelire oransal olarak değiştiğini kabul eder:

$$C = kY^P \tag{6}$$

6 numaralı eşitlikte k katsayısı sürekli gelirden tüketime ayrılan payı ifade etmektedir yani marjinal tüketim eğilimidir ve faiz oranı, servet ve tüketim-tasarrufla ilgili alışkanlıklar tarafından belirlenmektedir.

Sürekli gelir hipotezinin eleştirilen noktalarından biri ampirik analizlerde kullanılacak değişkenlere ait verilere ulaşmadaki güçlüklerdir. Sürekli gelir hipotezindeki sürekli gelir, ölçülen gelirin aksine ampirik olarak ölçülebilen bir gelir değildir. Kişilerin sahip oldukları

beşeri ve beşeri olmayan servet ile her yıl elde etmeyi planladıkları ortalama geliri ifade eden sürekli gelir, kişilerin şu ya da bu yolla tahmin ettikleri bir teorik gelir büyüklüğüdür. (Ünsal, 2011). Dolayısıyla sürekli gelir hipotezinin ampirik olarak test edilebilmesi için, sürekli gelir ve sürekli tüketime ait verilerin elde edilmesi gerekmektedir ama bu gerçek hayatta oldukça zordur.

Sürekli gelir hipotezinde kişilerin sürekli geliri uyarlayıcı bekleyişler hipotezi çerçevesinde (sürekli geliri sürekli gelirin geçmişteki değerine bakarak) belirledikleri kabul edilir. Friedman'ın bekleyişleri analize dahil etmesi, modern tüketim teorileri açısından önemli bir gelişmedir.

2.7 YAŞAM BOYU SÜREKLİ GELİR HİPOTEZİ

Çıkış noktaları zamanlararası tüketim tercihi olan sürekli gelir hipotezi ve yaşam boyu gelir hipotezinin arasındaki benzerlikler bu iki hipotezin ampirik çalışmalarda yaşam boyu sürekli gelir hipotezi olarak adlandırılmasına neden olmuştur. Bu yeni hipotez yaşam boyu gelir hipotezinin servete önem veren yaklaşımı ile sürekli gelir hipotezinin beklentiler ile ilgili varsayımını birleştirmektedir

Yaşam Boyu Sürekli Gelir Hipotezini değişik yönlerden inceleyen iktisatçıların başında Davidson, Hendry, Srba ve Yeo (1978), Hall (1978) ve Muellbauer ve Lattimore (1995) gelmektedir. Ama ampirik literatürde hipotezin testinde en çok Hall'ın yaklaşımı kullanılmaktadır. Hall (1978) yaşam boyu sürekli gelir hipotezini bireylerin rasyonel beklentilere sahip olduğu bir model içerisinde yeniden ele almıştır. Hall'ın Rasyonel Beklentiler hipotezi olarak adlandırılan modelinin en önemli öngörüsü tüketimin tesadüfi yürüyüş süreci izlediği, yani tüketim harcamalarındaki değişimin tamamen rassal olduğudur. Tüketiciler her dönemde cari ve gelecekteki gelirleri ile ilgili kullanılabilir tüm bilgilere sahiptirler (Hall, 1978). Tahmin edilen dönemlerde faiz oranlarının sabit olduğu varsayılmıştır. Fakat gerçek hayatta bu varsayımın çok da geçerli olmadığı söylenmelidir. 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 (Hall, 1978). Yaşam Boyu Sürekli Gelir Hipotezine göre cari tüketimi tüketimin birinci gecikmesi tahmin etmeye yardım etmektedir. Fakat bazı gecikmeli değişkenler de eklenerek modelin

genişletilebilmektedir. Bu hipoteze göre talep yönetimi politikaları bireylerin sürekli gelirlerinde bir değişikliğe yol açıyorsa etkili olacaktır. Ayrıca hükümetin mali politikaları kullanma yeteneği eğer ülke ekonomisinde Yaşam Boyu Gelir Hipotezi geçerliyse oldukça sınırlı kalacaktır.

Yapılan ampirik çalışmalar tüketicilerin bir kısmının yaşam boyu 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 (Güreşçi & Utkulu, 2007).

3. LİTERATÜR

Ampirik analizlerde çeşitli kısıtlarla karşı karşıya olursa da tüketim konusu çeşitli teorilere sahip bir konu olması dolayısıyla zengin bir literatüre de sahiptir. Bazı çalışmalar tüketim fonksiyonu ile ilgili hipotezlerin doğruluğunu test ederken bazı çalışmalar ise ülkeler ve şehirler için tüketim davranışlarını test etmektedirler.

Klein ve Liviatan (1957), Londra'da 305 farklı aileyi kapsayan çalışmalarında aile bütçesi anketi uygulaması yoluna gitmişlerdir. Söz konusu çalışmada mirasa konan ailelerin harcamalarında paralel bir artış olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Muelbauer (1983), Wickens ve Molana (1984), Hall'ın sabit bir reel faiz oranı varsayımına eleştiri getirmişler ve stokastik reel faiz oranlarının geçerli olduğunu söyleyerek, reel faiz oranlarındaki değişikliğin tüketim fonksiyonu üzerinde etkili olduğunu vurgulamışlar ve Rassal Yürüyüş Hipotezini, stokastik reel faiz oranlarını kullanarak test etmişlerdir.

Kuznets Amerika Birleşik Devletleri verilerini kullanarak yaptığı çalışmasında ortalama ve marjinal tüketim eğilimlerinin zaman içinde sabit kaldığını görmüştür. Daha sonra bu konuda Haavelmo (1947), Duesenberry (1949), Brown (1952), Modigliani (1954) ve Friedman (1957) katkı yapmışlardır.

Modigliani ve Ando (1963), tüketimin temel belirleyicileri olarak emek gelirinin yanında finansal serveti de dikkate almışlardır. Böylece servet değişkeni ilk kez tüketim analizlerinde dikkate alınmıştır.

Campbell-Mankiw (1990) A.B.D. ekonomisi için çeyrekli (kişi başına) verilerle, 1953-1986 dönemini kapsayan bir çalışma yapmışlardır. Bu çalışma sonucunda cari gelir 1 dolar arttığında tüketimde yaklaşık 0.50 dolar artış olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu önemli duyarlılığı nedenini kişilerin bekleyişlerini Rasyonel Bekleyişlere göre değil de uyarlayıcı bekleyişlere göre şekillendirmeleri ve bu nedenle sürekli geliri, cari gelirlerine aşırı ağırlık vererek tahmin etmelerine dayandırmışlardır.

Özer (1992), Erzurum ilinde 400 hane halkına uyguladığı anketler yardımıyla hane halklarının yaşam standartlarını belirlemiştir. Çalışmada belirlenen 5 farklı tüketim fonksiyonu Sıradan En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin ederek gelir hipotezleri test edilmiş ayrıca doğrusal modelin en iyi model olduğuna karar verilmiştir.

Aşırım (1996), Türkiye’de tüketicilerin Hayat Devresi Hipotezine uygun davranıp davranmadıklarını test ettiği çalışmasında Türkiye’yi temsil eden bir tüketim modeli oluşturmuştur. Türkiye için sadece tüketimin bir dönem gecikmesinin tüketimi tahmin etmede tahmin gücü olduğu sonucuna ulaşmıştır. Yani tüketiciler, her bir çeyrekte bir önceki çeyrekte planladıkları kadar tüketimde bulunmak istemektedirler.

Özmen (1997), Türkiye İçin Tüketim Fonksiyonunun Ekonometrik Tahmini isimli çalışmasında, 1950-1994 döneminde Mutlak Gelir Hipotezi, Nispi Gelir Hipotezi, Sürekli Gelir Hipotezi ve Rasyonel Beklentiler Sürekli Gelir Hipotezini incelemiş ve de bu hipotezlere ilişkin model tahminleri yapmıştır. Bulduğu sonuçlar ise Hayat Devresi Hipotezini desteklemiştir.

Apergis (2000) çalışmasında Yunan Ekonomisinin hayat devri-sürekli gelir hipotezine uygun davranış göstermediğini bulmuştur.

Güreşçi ve Utkulu (2007) hayat devresi-sürekli gelir hipotezini Türkiye ekonomisine ait 1987-2006 dönemine ilişkin çeyrek dönem verileri kullanarak test etmişler ve Türkiye’de, uzun dönemde özel nihai tüketim harcamaları ile gelir ve servet arasında anlamlı bir ilişki olduğunu ve tüketimin gelir ve servet tarafından belirlendiğini bulmuşlardır.

Gomes ve Paz (2010) yaşam boyu-sürekli gelir hipotezini Brezilya, Kolombiya, Peru ve Venezüella için test etmişler; Brezilya ve Kolombiya için likidite baskısının geçerli olduğunu bulmuşlardır.

Şahin ve Cengiz (2011) Türkiye için 1998-2009 arası çeyrek dönem verileri kullanarak tüketimin kişi başına harcanabilir gelir esnekliğini tahmin etmiş ve faiz oranı katsayısını negatif ve anlamsız olduğunu ve tüketicilerin yaklaşık olarak yüzde 90'ının tüketiminin cari dönem gelirine duyarlı olduğunu bulmuştur.

4. TÜRKİYE'NİN TÜKETİM FONKSİYONUNUN EKONOMETRİK ANALİZİ

Tüketim fonksiyonlarına ait teorilerde kendi içlerinde tutarlı sonuçlar yer alsa da ampirik analizlerde belli kısıtlar yüzünden çeşitli problemler yaşanabilmektedir. Bu kısıtların en büyüğü model için önemli olan ve modele dahil edilmesi gereken değişkenlere ait verilere ulaşamamasıdır. Bu kısıt ise modeli eksik tanımlama hatalarına ve sahte regresyon sonuçlarına neden olabilmektedir.

Yaşam boyu gelir hipotezi ve sürekli gelir hipotezi arasındaki benzerlikler ve birbirlerini tamamlayıcı özellikler ampirik literatürde bu iki hipotezin birleşmesine neden olmuştur. İki hipotezin birleşimden oluşan yaşam boyu sürekli gelir hipotezi, yaşam boyu gelir hipotezinin servete ve sürekli gelir hipotezinin beklentilere önem veren boyutunu dikkate almaktadır. Bu çalışmada Türkiye'nin tüketim fonksiyonunu yaşam boyu sürekli gelir hipotezi çerçevesinde analiz etmek ve değişkenlerin tüketim üzerindeki etkilerini inceleyerek politika önerilerinde bulunmak amaçlanmıştır.

4.1 UYGULAMADA KULLANILAN EKONOMETRİK YÖNTEMLER

Çalışmada öncelikle durağanlığın testi için yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testleri uygulanmıştır. Bu aşamadan sonra iki yapısal kırılmanın dikkate alındığı Lumsdaine-Papell (LP), Lee-Strazicich (LS) ve Narayan-Popp (NP) birim kök testleri uygulanmıştır.

Eşbütünleşmenin varlığı, durağan olmayan zaman serileri ile modelleme yapılması ve uzun dönem nedenselliği garantilemesi açısından önem arz etmektedir. Bu çalışmada Türkiye'nin tüketim fonksiyonu için iki yapısal kırılmanın dikkate alındığı Hatemi-J (HJ) eşbütünleşme testleri uygulanmıştır.

4.1.1 Lumsdaine-Papel İki Kırılmalı Birim Kök Testi

Uzun dönemli makro ekonomik zaman serilerinde tek kırılmanın dikkate alınması sonucu yapılan ekonometrik analizler hatalı tahmin sonuçları içerebilmektedir. Bu sorunu dikkate alan Lumsdaine ve Papell (1997), Zivot ve Andrews (1992) birim kök testindeki modelleri iki kırılmaya izin verecek şekilde geliştirmiştir. Lamsdaine-Papell birim kök testinde düzeyde iki kırılmaya izin veren Model AA ile hem eğim hem de düzeyde iki kırılmaya izin veren Model CC oluşturulmuştur:

Model AA

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta DU1_t + \theta DU2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_i$$

Model AA'daki kukla değişkenler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$DU_1 = \begin{cases} t > TB_1 \text{ iken} & 1 \\ \text{diğer} & 0 \end{cases} \quad DT_1 = \begin{cases} t > TB_1 \text{ iken} & t - TB \\ \text{diğer} & 0 \end{cases}$$

Model CC

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_1 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \phi_2 DT2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_i$$

$$DU_1 = \begin{cases} t > TB_1 \text{ iken} & 1 \\ \text{diğer} & 0 \end{cases} \quad DT_1 = \begin{cases} t > TB_1 \text{ iken} & t - TB \\ \text{diğer} & 0 \end{cases}$$

$$DU_{12} = \begin{cases} t > TB_2 \text{ iken} & 1 \\ \text{diğer} & 0 \end{cases} \quad DT_2 = \begin{cases} t > TB_2 \text{ iken} & t - TB \\ \text{diğer} & 0 \end{cases}$$

TB_1 birinci , TB_2 ise ikinci kırılma zamanını göstermektedir. DU sabitte kırılmayı, DT ise sabit+trendde kırılmayı ifade eden kukla değişkenlerdir. Sıfır hipotezi altında yapısal değişim olmadan serinin birim kök içerdiğini ifade eden bu testte alternatif hipotez serinin iki yapısal değişimle birlikte serinin durağan olduğunu ifade etmektedir.

4.1.2 Lee- Strazicich İki Kırılmalı Birim Kök Testi

Lumsdaine-Papell testi iki kırılmayı dikkate almasına karşın temel hipotezin yapısal kırılmayı dikkate almaması nedeniyle Lee ve Strazicich (2003) tarafından eleştirilmiştir. Lee

ve Strazicich, temel hipotezde yapısal kırılmanın dikkate alınmamasının sahte reddetmelere yol açacağını savunmaktadır. Dolayısıyla böyle bir durumda yapısal kırılmaya sahip olan fakat durağan olmayan bir seri durağanmış gibi hatalı tahmin edilebilecektir. Lee ve Strazicich (2003,2004), temel ve alternatif hipotez altında yapısal kırılmaya yer veren bir ve iki kırılmalı test geliştirmiştir. Böylece temel hipotezin reddedilmesi, gerçek anlamda durağanlığa işaret edecektir (Cook, 2005). Lee ve Strazicich (LM) testi, Schmidt ve Phillips (1992) tarafından geliştirilen Lagrange Çarpanları birim kök testine dayanmaktadır. Düzeyde tek kırılmaya izin veren Model A için regresyon şöyledir:

$$y_t = \delta'Z_t + X_t \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Burada y_t , bağımlı değişkeni; Z_t dışsal değişkenler vektörünü, ε_t ise kalıntıları ifade etmektedir. Düzeyde tek kırılmaya izin veren Model A dikkate alındığında $Z_t = [1, t, D_{1t}]'$ biçimini almaktadır. D_{1t} ; kukla değişken olup düzeydeki yapısal kırılmayı ifade etmektedir. $t \geq T_B + 1$ için 1, diğer durumlarda sıfır değerini almaktadır. Model C için dışsal değişkenler vektörü $Z_t = [1, t, D_{1t}, DT_{1t}]'$ biçimini almaktadır. DT_{1t} eğimdeki kırılmayı ifade eden kukla değişken olup $t \geq T_B + 1$ için $t - T_B$, diğer durumlar için sıfır değerini almaktadır.

İki kırılmayı dikkate alan LM testinde ise Model A için $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$; Model C için $Z_t = [1, t, D_{1t}, DT_{1t}, D_{2t}, DT_{2t}]'$ şeklini almaktadır. Model A için D_{jt} ; düzeyde kırılmaları veren kukla değişkeni, T_{Bj} ise kırılma tarihlerini göstermektedir. $j = 1,2$ olduğu durumlarda $t \geq T_B + 1$ iken D_{jt} 1, diğer durumlarda sıfır değerini almaktadır.

Veri yaratma süreci temel hipotez ve alternatif hipotez altında yapısal kırılmaları içermektedir. Model A için temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0: y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + \eta_{1t}$$

$$H_1: y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + y_{t-1} + \eta_{2t}$$

Model C'de düzeydeki kırılmayı D_{jt} , eğimdeki kırılmayı ise DT_{jt} kukla değişkeni temsil etmektedir. Bu modelde $t \geq T_B + 1$ için D_{jt} , 1 değerini alırken diğer durumlarda sıfır değerini almaktadır. DT_{jt} ise, $t \geq T_B + 1$ iken $t - T_B$, diğer durumlarda sıfır değerini almaktadır.

4.1.3 Narayan ve Popp İki Kırılmalı Birim Kök Testi

Narayan ve Popp (2010), serilerdeki iki yapısal kırılmayı dikkate alan bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Testteki ilk model (M1) sabitte iki yapısal kırılmaya izin verirken, ikinci

model (M2) sabitte ve trendde iki yapısal kırılmaya izin vermektedir. Testin regresyon denklemleri şu şekildedir:

$$y_t^{M1} = \rho y_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + \theta_1 D(T'_B)_{1,t} + \theta_2 D(T'_B)_{2,t} + \delta_1 DU'_{1,t-1} + \delta_2 DU'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t$$

$$y_t^{M2} = \rho y_{t-1} + \alpha^* + \beta^* t + \Omega_1 D(T'_B)_{1,t} + \Omega_2 D(T'_B)_{2,t} + \delta_1^* DU'_{1,t-1} + \delta_2^* DU'_{2,t-1} + \gamma_1^* DT'_{1,t-1} + \gamma_2^* DT'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t$$

$$DU'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i}), DT'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i})(t - T'_{B,i}), i=1,2.$$

y_t^{M1} ve y_t^{M2} denklemlerinde T'_B kırılma dönemlerini gösterirken, θ_i ve γ_i parametreleri sırasıyla sabitteki ve trenddeki kırılmaların büyüklüklerini göstermektedir. Seride birim kök olduğunu gösteren sıfır hipotezi ($H_0: \rho = 1$), alternatif hipotez ($H_1: \rho < 1$) karşısında test edilmektedir. Bu testte y_t^{M1} ve y_t^{M2} denklemlerindeki ρ için t istatistikleri kullanılmaktadır. Testin kritik değerleri Monte Carlo simülasyonları ile hesaplanmaktadır. Hesaplanan test istatistiği kritik değerlerden yüksek olduğunda, seride birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir.

4.1.4 Hatemi-J Eşbütünleşme Testi

Hatemi-J (2008) tarafından önerilmiş olan eşbütünleşme testi, Gregory ve Hansen (1996) tarafından literatüre kazandırılan ve incelenen seriler arasında bir içsel kırılmaya izin veren eşbütünleşme testinin, iki içsel kırılma için genişletilmiş şeklidir. Hatemi-J (2008), hem kesmede hem de eğimdeki 2 yapısal kırılmanın etkisini aşağıdaki modeli dikkate alarak açıklamaya çalışmıştır:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 (\alpha_i D_{it} + \beta'_i D_{it} x_t) + \beta'_0 x_t + u_t$$

Burada α_0 yapısal değişimlerden önceki sabit terimi gösterirken, α_1 birinci yapısal kırılma nedeniyle, α_2 ise ikinci yapısal değişim nedeniyle sabit terimde oluşan değişimi göstermektedir. β_0 yapısal değişimlerden önceki eğim parametresini gösterirken, birinci yapısal

değişimin eğimde yarattığı etkiyi β_1 , ikinci yapısal değişimin yarattığı etkiyi ise β_2 parametresi göstermektedir.

$\tau_1 \in (0,1)$ ve $\tau_2 \in (0,1)$ ilgili rejim değişim noktasının zamanlamasını gösteren bilinmeyen parametreleri gösterirken, yapısal kırılmaların etkilerini modele dahil eden gölge değişkenler şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$D_{1t} = \begin{cases} 1 & t > [n\tau_1] \text{ iken,} \\ 0 & t \leq [n\tau_1]. \end{cases}$$

$$D_{2t} = \begin{cases} 1 & t > [n\tau_2] \text{ iken,} \\ 0 & t \leq [n\tau_2]. \end{cases}$$

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını gösteren temel hipotezi test etmek amacıyla ADF*, Z_α ve Z_t test istatistiklerinden faydalanılır. ADF* istatistiği Model 2 den elde edilen kalıntılara ADF birim kök test istatistiğini uygulama yöntemiyle elde edilirken, Z_α test istatistiği,

$$Z = n(\hat{\alpha} - \alpha)$$

şeklinde hesaplanır (Hatemi-J, 2008).

4.2 VERİ SETİ VE BULGULAR

Bu çalışmada 1998 – 2016 yılları arası çeyrek dönem verileri kullanılarak Türkiye'nin tüketim fonksiyonu yaşam boyu sürekli gelir hipotezi çerçevesinde analiz edilmektedir. Bu amaçla 2009 baz yıllı bağımlı değişken olan özel nihai tüketim harcamaları (CONS), bağımsız değişkenler olarak da Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) ve nominal faiz oranları² (F) kullanılmaktadır. Özel nihai tüketim harcamaları (CONS) ve Gayri Safi Yurtiçi Hasılaya (GSYH) ilişkin veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) Elektronik Veri

² Servet değişkenini temsil etmek üzere kullanılmıştır.

Dağıtım Sisteminden (EVDS), faiz (F) değişkenine ait veriler ise Uluslararası Para Fonu'ndan (IMF) elde edilmiştir. Analizi yapılacak değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır.

Tüketim (lcons), gelir(lgsy) ve faiz oranı(lf) arasındaki uzun dönem ilişki aşağıdaki gibi modellenmektedir:

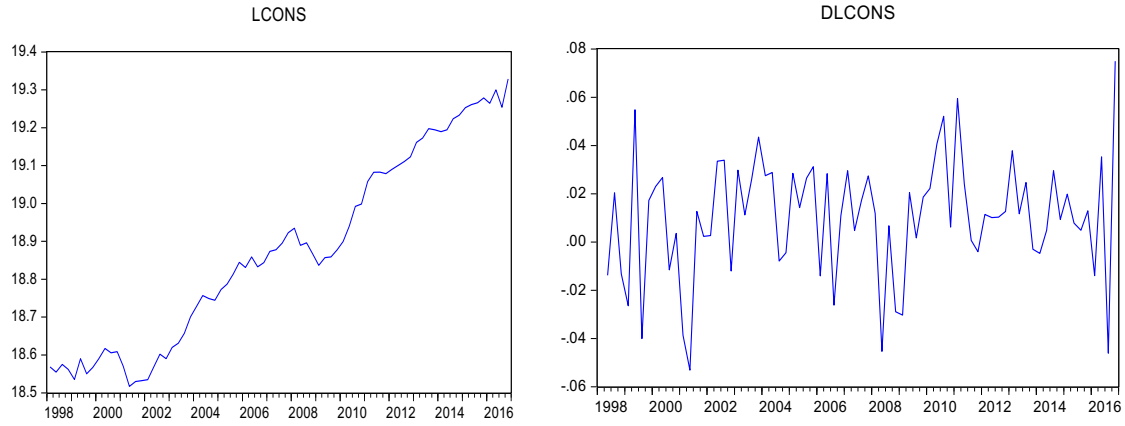
$$LCONS_t = \alpha_0 + \alpha_1 LGSYH + \alpha_2 LF + u_t$$

u_t = Uzun dönem denkleminin hata terimi

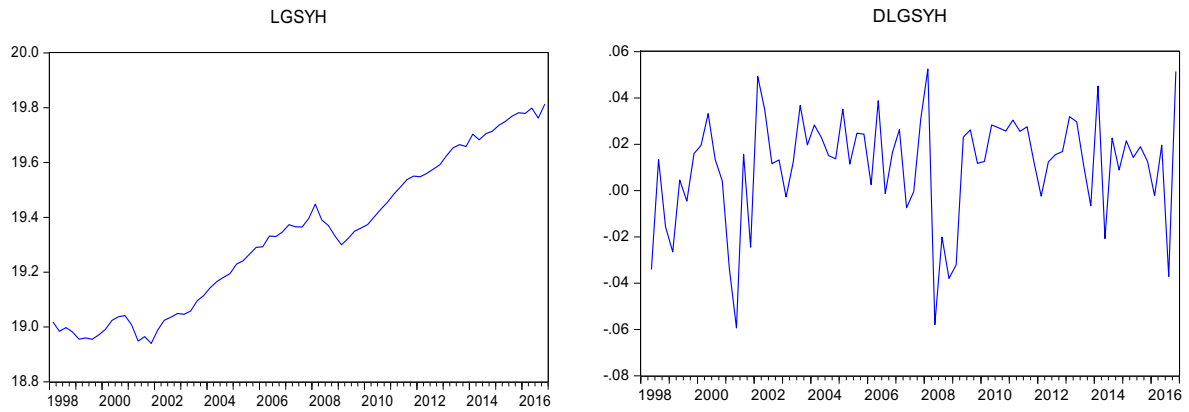
Engle-Granger iki aşamalı modelleme yönteminde uzun dönem denklemi için iki koşul aranmaktadır. Birincisi, modelin sağında yer alan bağımsız değişkenlerin zayıf dışsal olması beklenmektedir.³ Dışsallığı test etmek için modelde bulunan bağımsız değişkenler tek tek bağımlı hale getirilip hata düzeltme mekanizmasının çalışıp çalışmadığına bakılabilir. Hata düzeltme mekanizması çalışıyorsa o değişken dışsal değildir. İkinci olarak ise tek eştümleşik vektör yaklaşımı sağlanmış olmalıdır. Tek eştümleşik vektör yaklaşımına göre N değişkenli bir modelde en fazla (N-1) tane eştümleşme vektörü olmalıdır. Serilerde mevsimsellik etkisi incelendiğinde, lnc ve lny serilerinde mevsimsel etkiler görülmüş ve mevsimsellik Census X-13 yöntemi ile giderilmiştir. Serilerin zamana karşı grafikleri şekil 1, 2 ve 3'te aşağıdaki gibi görünmektedir.

³ Bağımsız değişkenlerden olan LF, dışsallık testi sonucunda dışsal bulunmuş fakat LGSYH değişkeninde içsellik söz konusudur. İçsellik ise katsayı tahminlerinde sapmalı sonuçlara neden olabilmektedir. Uzun dönem model FMOLS yöntemi ile tahmin edileceği için içsellikten kaynaklanan sapmalar ortadan kalkacaktır.

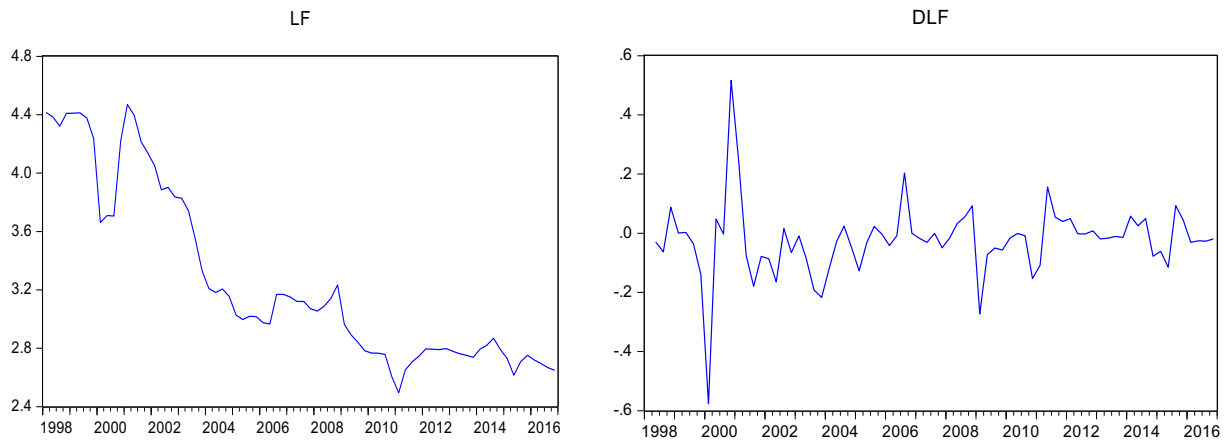
Şekil 1: Tüketim Serisinin ve Birinci Farkının Zamana Karşı Grafiği



Şekil 2: Gelir Serisinin ve Birinci Farkının Zamana Karşı Grafiği



Şekil 3: Faiz Serisinin ve Birinci Farkının Zamana Karşı Grafiği



Görsel tespiti serilerin durağanlığını görmek açısından yapmak önemli olsa da net bir sonuç alınamayacağı için durağanlık testlerinin yapılması daha büyük bir öneme sahiptir. Söz konusu değişkenler arasındaki ilişkinin tahmininde, her bir değişkenin zaman serisi özelliklerini incelemek için öncelikle serilerin durağan olup olmadığı saptanmıştır. Zaman serilerinin analizinde, değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkilerin elde edilmesi için serilerin birim kök içermemesi yani durağan olması gerekmektedir. Durağan olmayan zaman serileri ile çalışılması halinde sahte regresyon problemi ile karşılaşılabilir. Bu durumda regresyon analiziyle elde edilen sonuç gerçek ilişkiyi yansıtmamaktadır (Gujarati, 1999). Bu nedenle çalışmadan kullanılan değişkenlerin durağanlığı öncelikle yapısal kırılmaları dikkate alınmayan Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testleri ile sınanmıştır. Uygulanan ADF, PP ve KPSS testlerinin sonuçları tablo 1, 2 ve 3'te görülmektedir.

Tablo 1: Augmented Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

	İntercept		İntercept and trend	
Değişkenler	Düzyey min t istatistiği	1.Fark min t istatistiği	Düzyey min t istatistiği	1.Fark min t istatistiği
LCON S	0.075434 (5) (-2.90484)	-4.490366 (4) (-2.90356)	-3.133704 (7) (-3.47727)	-4.668093 (4) (-3.47530)
LGSY H	0.853560 (0) (-2.90067)	-7.591479 (0) (-2.90121)	-3.430976 (7) (-3.47936)	-4.710954 (1) (-3.47255)
LF	-1.760432 (1) (-2.90121)	-6.518966 (0) (-2.90121)	-2.626958 (0) (-3.47085)	-5.680778 (1) (-3.47169)

NOT *Test istatistiklerinin sağındaki parantezlerde belirtilen optimum gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) dikkate alınarak belirlenmiştir.

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

Tablo 1'de yapısal kırılmaları dikkate almayan ADF birim kök testinin sonuçları yer almaktadır.

Bu teste göre serilerin durağan bulunması için birim kökün varlığını ifade eden H_0 hipotezini reddetmek gerekecektir. Tablodaki sonuçlar değerlendirildiğinde tüm değişkenler için düzey değerinde H_0 hipotezi, hesaplanan t istatistikleri %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerden büyük olduğu için reddedilememiştir. Dolayısıyla değişkenler düzey değerlerinde birim kök içerir. Durağanlık söz konusu değildir. Değişkenlerin birinci farkı alındığında ise tüm değişkenler için t istatistik değeri % anlamlılık düzeyindeki kritik değerden küçük olduğundan birim kökün varlığını yansıtan H_0 hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla değişkenler durağandır.

Tablo 2'de yapısal kırılmaları dikkate almayan PP birim kök testinin sonuçları özetlenmiştir .

Bu teste göre serilerin durağan bulunması için birim kökün varlığını ifade eden H_0 hipotezini reddetmek gerekecektir. Tablodaki sonuçlar göre tüm değişkenler için düzey değerinde H_0 hipotezi, hesaplanan t istatistikleri %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerden büyük olduğu için reddedilememiştir. Dolayısıyla değişkenler düzey değerlerinde birim kök içerir. Durağanlık söz konusu değildir. Değişkenlerin birinci farkı alındığında ise tüm değişkenler için t istatistik değeri % anlamlılık düzeyindeki kritik değerden küçük olduğundan birim kökün varlığını yansıtan H_0 hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla değişkenler durağandır.

Tablo 2: Phillips-Peron (PP) Birim Kök Testi

Değişkenler	intercept		İntercept and trend	
	Düzyen min t istatistiği	1.Fark min t istatistiği	Düzyen min t istatistiği	1.Fark min t istatistiği
LCONS	0.566244 (4) (-2.90067)	-8.916914 (4) (-2.90121)	-2.811804 (4) (-3.47085)	-8.966066 (4) (-3.47169)
LGSYH	0.642236 (3) (-2.90067)	-7.631585(2) (-2.90121)	-3.138336 (3) (-3.487085)	-7.651586 (1) (-3.47169)
LF	-1.669322 (3) (-2.90067)	-6.418076 (3) (-2.90121)	-2.146934 (3) (3.47085)	-6.408004 (3) (-3.47169)

NOT *PP testi için gecikme uzunluğu (Barlett Kernel-Newey West)

** Alt parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler (MacKinnon, 1996)'dir.

Tablo 3'te KPSS birim kök testi sonuçlarına yer verilmiştir. KPSS testinde ADF ve PP birim kök testlerinin aksine temel hipotez olan H_0 hipotezi birim kökün olmadığını dolayısıyla serinin durağan olduğunu, H_1 alternatif hipotezi ise birim kökün varlığını yani serinin durağan olmadığını ifade etmektedir. Tabloda intercept modelinin sonuçlarına göre tüm değişkenler düzey değerlerinde birim köke sahiptir. Dolayısıyla H_0 hipotezini reddedilmiştir. Değişkenlerin birinci farkı alındığında ise H_0 hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla değişkenler durağandır. Intercept ve Trend modelinde ise LCONS ve LGSYH değişkenleri düzeyde durağandır. LF değişkeni ise düzey değerinde durağan bulunamadığı için birinci farkı alınmış ve durağan hale getirilmiştir.

Tablo 3: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) Birim Kök Testi

Değişkenler	İntercept		İntercept and trend	
	Düzyen min t istatistiği	1.Fark min t istatistiği	Düzyen min t istatistiği	1.Fark min t istatistiği
LCONS	1.152170(6) (0.46300)	0.165869(4) (0.46300)	0.118139 (6) (0.14600)	-
LGSYH	1.151100 (6) (0.46300)	0.201160 (4) (0.46300)	0.097207 (6) (0.14600)	-
LF	1.038205 (3) (0.46300)	0.176307 (8) (0.46300)	0.230656(6) (0.14600)	0.054265(9) (0.14600)

NOT *KPSS testi için gecikme uzunluğu (Barlett Kernel-Newey West)

** Alt parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler

Bu çalışmada yapısal kırılmalı birim kök testleri ve eşbütünlüşme analizine geçilmeden önce geleneksel eşbütünlüşme testleri uygulanarak, sonuçları incelenecektir. Aşağıda tek denklemler temelli Engle-Granger eşbütünlüşme yönteminin birinci aşaması olan uzun dönem eşbütünlüşme denklemi görülmektedir.

Tablo 4'te Engle-Granger eşbütünlüşme testi sonucuna göre değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunamamıştır. Dolayısıyla eşbütünlüşme olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu aşamadan sonra Engle-Granger yönteminin ikinci aşaması olan hata düzeltme modelinin analizine geçilmiştir. Optimal gecikme uzunlukları ve uzun dönem

modelinin hata teriminin bir gecikmelisi kullanılarak kısa dönem fark denklemi tahmin edilmiştir. Hata düzeltme teriminin işaretinin negatif (0 ile -1 arasında) ve istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır.

Tablo 4: Engle-Granger Yönteminin Birinci Aşaması: Uzun Dönem Eşbütünleşme Denklemi

Model: $LCONS = -0.006998LF + 0.80189LGSYH + 3.29470 + 0.00148t + u_t$ $R^2 = 0.993227$ Düzeltilmiş $R^2 = 0.993041$ F-istatistiği = 3747.791 (0.0000) Regresyonun standart hatası= 0.025818
Engle-Granger Eşbütünleşme testi test istatistiği= -2.41881 (6) %5 hata düzeyi için kritik değer = -3.42478

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

Tablo 5: Engle-Granger Yönteminin İkinci Aşaması: Hata Düzeltilme Modeli Tahmin Sonuçları

Model: $\Delta LCONS = -0.01743\Delta LF + 0.75135\Delta LGSYH + 0.0021 - 0.4707U_{t-1}$ $(0.2474) \quad (0.0000) \quad (0.398) \quad (0.0000)$ $- 0.0457\Delta LGSYH_{t-1}$ (0.0475)
$R^2 = 0.941710$ Düzeltilmiş $R^2 = 0.938331$ DW = 2.131404 F-istatistiği = 278.6826 (0.0000) Regresyonun standart hatası= 0.020505

NOT *Parantez içindeki değerler prob değerleridir.

Yukarıdaki modelde hata düzeltme teriminin katsayısının -1 ve 0 arasında bir değer almış olduğu görülmektedir. Aynı zamanda istatistiki olarak anlamlıdır. Dolayısıyla hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır.

Bu aşamada serilerin durağanlık analizlerinin tamamıyla irdelenebilmesi için serilerdeki olası kırılmaların varlığı araştırılmalıdır. Bir zaman serisinin düzey ve eğiminde kırılmanın olması zaman serisinin yapısında belli bir dönemden sonra gerek düzey gerekse eğimde bir kırılmanın meydana geldiği anlamını taşımaktadır (Sevünteğin & Nargeleçekenler, 2010). Analizde kullanılacak değişkenler Bai-Peron testine tabi tutulmuş ve her bir değişkenin içerdiği kırılma sayısı belirlenmiştir. Bai-Peron test sonucuna göre tüketim ve gelir değişkeni üç kırılmaya sahip iken faiz oranı değişkeninde iki kırılma geçerlidir. Değişkenlerde bir kırılma bulunmadığı için bir yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmamıştır. Fakat çoklu yapısal kırılmayı dikkate alan testler de uygulanmamıştır. Bunun sebebi ise veri sayısının bu testlerden etkin sonuçlar alacak kadar yeterli olmamasıdır. Çalışmada değişkenlerin durağanlık düzeyleri hakkında daha tutarlı sonuçların elde edilebilmesi için serilerde iki kırılmaya izin veren Lumsdaine-Papell (1997), Lee- Strazicich (2003) ve Narayan-Popp (2010) birim kök testleri uygulanmıştır. Bu testlerin sonuçları sırasıyla tablo 6, 7 ve 8 de görülmektedir.

Tablo 6: Lumsdaine-Papell Birim Kök Testi

Değişkenler	MODEL AA		MODEL CC	
	Min t istatistiği	Kırılma yılı	Min t istatistiği	Kırılma yılı
LCONS	-4.3893 (7)	2008:01 2010:02	-5.7492 (7)	2002:02 2008:01
LGSYH	-4.8696 (2)	2008:01 2010:03	-6.3351 (8)	2002:03 2008:03
LF	-4.4754(3)	2003:02 2011:04	-4.7117(3)	2003:02 2009:03

NOT MODEL AA için kritik değerler: %1 = -6.74 , %5 = -6.16 ve %10=-5.89

MODEL CC için kritik değerler: %1 = -7.19 , %5= -6.75 ve %10= -6.48

Optimal gecikme uzunluğu maksimum 8 gecikme kullanılarak ve minimum t-istatistiği ile belirlenmiştir.

Tablo 6'da Lumsdaine-Papell birim kök testinin sonuçları özetlenmektedir. Bu testin temel hipotezi yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığını ifade ederken, alternatif hipotez serinin iki yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğunu ifade eder. Tablo 4'teki sonuçlara göre her üç değişken için de sabit ve sabit-eğim modelinde hesaplanan t istatistikleri ilgili kritik değerlerden büyüktür. Bu nedenle seride yapısal kırılma olmadan birim kökün olduğunu ifade eden temel hipotez % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Bu testin sonucuna göre seriler durağan değildir.

Tablo 7'de ise Lee- Strazicich birim kök testinin sonuçları yer almaktadır. Lee-Strazicich birim kök testi, Lumsdaine-Papell birim kök testindeki temel hipotezin aksine yapısal kırılmaları temel hipoteze ekler. Lee- Strazicich birim kök testinin temel hipotezi yapısal kırılmalar altında birim kökün varlığını ifade ederken, alternatif hipotez yapısal kırılma durumunda trend durağanlığı ifade eder. Model A'da tüm değişkenlerinde yapısal kırılma altında birim kökün olduğunu ifade eden temel hipotez %5 anlamlılık düzeyinde reddedilemezken, Model C'de LCONS ve LGSYH değişkenleri %5 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılma altında birim köke sahiptir. Yani yapısal kırılma altında birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilememiştir. Model C'de yer alan LF değişkeni için yapısal kırılma altında birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Dolayısıyla bu değişkenler birim kök içermektedir.

Değişkenlerin durağanlık düzeyleri hakkında daha tutarlı sonuçlar elde edebilmek için çalışmada Narayan ve Popp (2010) tarafından geliştirilen ve serilerde iki yapısal kırılmaya izin veren birim kök testi de kullanılmıştır. Narayan-Popp birim kök testi de Lee- Strazicich birim kök testi gibi yapısal kırılmaları temel hipoteze dahil etmektedir. Temel hipotez yapısal kırılmalar altında birim kökün varlığını ifade etmekte, alternatif hipotez ise yapısal kırılmalar altında trend durağanlığı ifade etmektedir. Narayan-Popp birim kök testinden elde edilen bulgular Tablo 6'dan izlenmektedir. Söz konusu birim kök testinin sonuçlarına göre her iki modelde de tüm serilere ait t istatistikleri %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük oldukları için yapısal kırılma altında birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilememektedir. Dolayısıyla seriler yapısal kırılma altında birim köke sahiptir.

Tablo 7: Lee- Strazicich Birim Kök Testi

Değişkenler	MODEL A		MODEL C	
	Min t istatistiği	Kırılma yılı	Min t istatistiği	Kırılma yılı
LCONS	-2.5402 (2)	2002:03 2010:04	-4.4926 (3)	2003:01 2008:02
LGSYH	-2.1089 (2)	2002:02 2007:04	-4.0058 (2)	2003:01 2008:04
LF	-2.6774(3)	2001:02 2003:03	-5.7655(2)	2001:02 2004:02

NOT *Model A için kritik değerler: %1= -4.545 , %5= -3.842 ve %10= -3.504

*Model C için kritik değerler: LC ve LGSYH değişkeni için : %1= -6.41, %5= -5.74 ve %10= -5.32

LF değişkeni için: %1=-6.16, %5= -5.59 ve %10= -5.27 (Lee- Strazicich, 2003)

* Optimal gecikme uzunluğu maksimum 8 gecikme kullanılarak ve minimum t-istatistiği ile belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler optimal gecikmeleri ifade etmektedir.

Tablo 8: Narayan-Popp Birim Kök Testi

Değişkenler	MODEL TYPE 1		MODEL TYPE 2	
	Min t istatistiği	Kırılma yılı	Min t istatistiği	Kırılma yılı
LCONS	-4.091(7)	2008:01 2010:02	-4.353 (7)	2004:04 2008:01
LGSYH	-2.827 (4)	2008:01 2010:01	-5.760 (2)	2003:02 2008:01
LF	-4.230 (6)	2003:03 2008:04	-4.352 (5)	2006:02 2008:04

NOT *Model tpe 1 için %5 kritik değer: -4.514 %1= -5.259

*Model type 2 için %5 kritik değer: -5.181 , %1=-5.949 (Narayan-Popp, 2010)

*Optimal gecikme uzunluğu maksimum 8 gecikme kullanılarak ve minimum t-istatistiği ile belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler optimal gecikme sayısını belirtmektedir.

Tablo 9: Hatemi-J Eşbütünleşme Testi

	Min t istatistiği	Kırılma yılı	%1	%5	%10
ADF* Break in constant (C)	-7.4230	2007:04 2009:03	-6.928	-6.458	-6.224
ADF* Break in regime (C/S)	-8.24034	2009:03 2011:01	-6.928	-6.458	-6.224

NOT *Kritik değerler için (Hatemi-J, 2008: 501) Tablo 1, $m = 2$ 'den; optimum gecikme uzunluğu belirlenirken ise BIC bilgi kriterinden faydalanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 8'dir. Parantez içindeki değer optimum gecikme uzunluğudur.

Tablo 9'da özel nihai tüketim harcamaları, gelir ve faiz oranı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi iki yapısal kırılmayı dikkate alarak araştıran Hatemi-J eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Hatemi-J eşbütünleşme testinin temel hipotezi değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığını, alternatif hipotez işte değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğunu ifade etmektedir. Tablo 7'deki sonuçlara bakıldığında rejim modelinde ADF test istatistiği %5 önem düzeyinde kritik değerden küçük bulunmuştur. Dolayısıyla bu sonuç; değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığı hipotezinin reddedilmesi gerektiğini, söz konusu değişkenlerin iki yapısal kırılmayla eşbütünleşik olduğunu göstermektedir.

4.3 UZUN VE KISA DÖNEM KATSAYI TAHMİNLERİ

Çalışmada tahmin edilen uzun dönem tüketim modelinin yorumlanabilmesi için, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olması gerekmektedir. Hatemi-J eşbütünleşme testi sonucuna göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildiğinden dolayı Phillip ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Square)⁴ yöntemiyle uzun dönem denkleminde Hatemi-J eşbütünleşme testinde bulunan kırılma

⁴ FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Square) yönteminin tercih edilmesinin nedeni içsellikten kaynaklanan sapmaları gidermesi ve t istatistiklerini yorumlanabilir hale getirmesidir.

dönemleri eklenmiş ve katsayılar tahmin edilmiştir. Katsayı tahminleri tablo 10'da görülmektedir.

Tablo 10: Engle-Granger Yöntemi: Birinci Aşama Uzun Dönem Statik Denklemi

Model:

$$\begin{aligned} \text{LCONS} = & 0.7436\text{LGSYH} - 0.033880\text{LF} - 21.57727\text{DUM} + 20.74801\text{DUM1} + \\ & 1.074237\text{DUM}*\text{LGSYH} + 0.274155\text{DUM}*\text{LF} - 1.025312\text{DUM1}*\text{LGSYH} - 0.297301 \\ & \text{DUM1}*\text{LF} + 4.5868 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.996904 \quad \text{Düzeltilmiş } R^2 = 0.996529$$

	FMOLS Katsayı	T İstatistikleri	Olasılık değerleri
LGSYH	0.743611	19.49572	0.0000
LF	-0.033880	-2.969140	0.0042
DUM	-21.5772	8.095133	0.0097
DUM1	20.74801	2.563241	0.0127
DUM*LGSYH	1.074237	2.738919	0.0079
DUM*LF	0.274155	1.341684	0.1843
DUM1*LGSYH	-1.025312	-2.614049	0.0111
DUM1*LF	-0.297301	-1.417623	0.1610
C	4.586825	5.977693	0.0000

Türkiye için tahmin edilen uzun dönem tüketim modelini incelediğimizde, gelir ve faiz oranı değişkenlerinin işaretlerinin teoriye uygun ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir.⁵ 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 gelirden meydana gelen yüzde 1'lik artış, özel nihai tüketim harcamalarını yüzde 0.74 arttırmakta; uzun dönemde

⁵ Faiz oranlarının yükselmesi tahvil fiyatlarını düşüreceği için tüketicilerin serveti azalır, dolayısıyla tüketimleri azalır. Bu nedenle hazine bonusu faiz oranlarının işaretinin eksi çıkması beklenmektedir.

faiz oranlarında meydana gelen yüzde 1'lik bir artış, özel nihai tüketim harcamalarını yüzde 0.03 azaltmaktadır. Türkiye'de, uzun dönemde özel nihai tüketim harcamaları ile gelir ve servet arasında anlamlı bir ilişki vardır ve tüketim, gelir ve servet tarafından belirlenmektedir.

Değişkenlerin eşbütünleşik olması uzun dönem ilişkisinde hata teriminin gittikçe büyümesini önleyen bir uyarılma sürecinin bulunduğuna işaret eder. Engle-Granger eşbütünleşmeye sahip olan serilerin 'Hata Düzeltme Mekanizmasına' sahip olacaklarını ifade eder. Bu ifadenin tersi de geçerlidir. Yani hata düzeltme mekanizması çalışıyorsa değişkenler eşbütünleşiktir. Bu durum Granger Temsil Teorisi olarak adlandırılmaktadır. Engle-Granger iki aşamalı modelleme yönteminin ilk aşamasında uzun dönem denklem tahminlendikten sonra uzun dönem denklemden çekilecek olan hata teriminin bir dönem gecikmelisi kısa dönem fark denkleminde konularak kısa dönem denklemi tahminlenmelidir. Hata düzeltme mekanizması ise bu aşamada devreye girmektedir. Uzun dönem denklemden çekilen hata teriminin bir gecikmelisinin katsayı -1 ile 0 arasında ve istatistiki olarak anlamlıysa hata düzeltme mekanizması çalışıyor demektir ve değişkenler eşbütünleşiktir.

Tablo 11'de uzun dönem regresyon denkleminde hareketle elde edilen kısa dönem denkleminin tahmin sonuçları yer almaktadır. Kısa dönem denklemi EKK yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Kısa dönem denkleminde tüm değişkenler durağan haldedir. Dolayısıyla standart tüm test istatistikleri geçerlidir ve yorumlanabilir. Kısa dönem denkleminde hata düzeltme mekanizmasının çalışması için gerekli olan hata düzeltme terimi katsayısının -1 ve 0 arasında yer alması aynı zamanda istatistiki olarak anlamlı olması koşulunun sağlandığı tablo 11'deki sonuçlara bakıldığında görülmektedir. U_{t-1} teriminin katsayısı -0.66 ve aynı zamanda istatistiki olarak anlamlıdır. Dolayısıyla hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Yani uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkar ve seriler tekrar uzun dönem denge ilişkisine yakınsar. Hata düzeltme mekanizmasının çalışması uzun dönem nedenselliği garantilemektedir. Bağımsız değişkenler topluca bağımlı değişkeni uzun dönem Granger nedenidir. Bu sonucu Türkiye'nin tüketim fonksiyonu açısından yorumlamak gerekirse kısa dönem değişkenlerinde, cari dönemde, bir önceki döneme göre ortalama yüzde 66'lık bir düzeltme meydana gelmektedir. Bir başka deyişle tüketiciler, değişkenlerdeki değişikliklerin gelecek dönemde de sürekli olacağını düşünmekte ve tüketimlerinin yüzde 66'lık kısmını bu değişikliklere göre uyarlamaktadırlar.

Tablo 11: Engle- Granger Yöntemi : İkinci Aşama Kısa Dönem Denklemi

Model:

$$\Delta LCONS = 0.001031 - 0.017246\Delta LF + 0.658756 \Delta LGSYH -13.43454DUM +13.43454 DUM1 + 13.43454DUM*LGSYH +0.320537DUM*LF - -0.667449DUM1*LGSYH - 0.367965DUM1*LF -0.145746\Delta LGSYH_{t-1} - 0.033323\Delta LF_{t-1} - 0.661578 U_{t-1}$$

$$R^2 = 0.710669 \quad \text{Düzeltilmiş } R^2 = 0.659336 \quad DW = 1.939376$$

	Katsayı	T İstatistikleri	Olasılık
ΔLF	-0.017246	-1.168535	0.1419
$\Delta LGSYH$	0.658756	7.893784	0.0000
U_{t-1}	-0.661578	-5.291379	0.0000
DUM	-13.43454	-2.091808	0.0406
DUM1	13.43454	2.161379	0.0345
DUM*LGSYH	13.43454	2.081799	0.0415
DUM*LF	0.320537	1.971444	0.0531
DUM1*LGSYH	-0.667449	-2.132291	0.0370
DUM1*LF	-0.367965	-2.204618	0.0312
$\Delta LGSYH_{t-1}$	-0.145746	-1.872478	0.0659
ΔLF_{t-1}	-0.033323	-2.057865	0.0438
C	0.001031	0.438395	0.6626

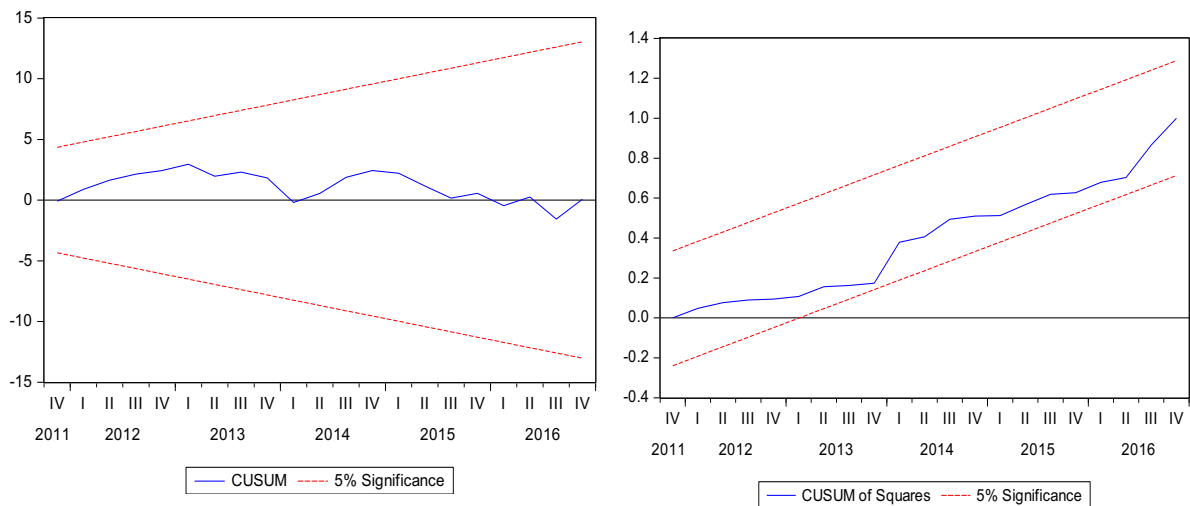
Kısa dönem denkleminin modellenmesi, değişkenlere ait zaman serilerinin değişkenliğindeki etkilerin modellenmesini sağlar. Bu açıdan bakıldığında tahminlenen kısa dönem modeline göre, gelir değişkeninde bir önceki dönemde meydana gelen yüzde 1'lik bir pozitif artış, özel nihai tüketim harcamalarının bir çeyrek içindeki değişkenliğini yüzde 0.14 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 faiz oranının değişkenliğinde meydana gelen yüzde birlik bir artış özel nihai tüketim harcamalarının değişkenliğini yüzde 0.03 azaltmaktadır.

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.

Uzun dönem parametrelerinin istikrarını test etmede kısa dönem dinamiklerinin de dikkate alınması gerekmektedir. Bu nedenle kısa dönem dinamiklerine ilişkin olarak hata düzeltme teriminin elde edilmesinde kullanılan uzun dönem katsayılarının istikrarının ölçülmesinde Brown, Durbin, ve Evans, (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ testlerinden yararlanılmaktadır. Hata terimlerine ilişkin olarak gösterilen CUSUM ve CUSUMQ testi istatistiklerinden elde edilen eğri, yüzde 5 anlamlılığı gösteren kritik sınır arasındaysa, tahmin edilen katsayıların uzun dönemde istikrarlı olduğu söylenebilmektedir.

Grafik 1: CUSUM ve CUSUMQ Test İstatistik Sonuçları



Kısa dönem denklemi elde edildikten sonra modele normallik , otokorelasyon , çoklu doğrusal bağlantı ve değişen varyans testleri uygulanmıştır. Bu testlerin sonuçları tablo 12’de özetlenmektedir. Tablodaki sonuçlara göre olasılık değeri %5’ten büyük olduğu için otokorelasyon olmadığını söyleyen boş hipotez reddedilememiştir. Dolayısıyla otokorelasyon yoktur. Normallik testi sonuçları için Jargue-Bera olasılık değeri ile %5 değeri karşılaştırılmış ve olasılık değeri %5’ten küçük olduğu için normal dağılımı ifade eden boş hipotez reddedilmiştir. Dolayısıyla normal dağılım söz konusu değildir. Çoklu doğrusal bağlantı için centered VIF değerlerine bakılmış ve 1 ile 5 arasında olduğu için çoklu doğrusal bağlantı bulunmamıştır. Değişen varyans için yapılan Breusch-Pagan testi sonuçlarına göre olasılık değeri %5’ten büyük olduğu için değişen varyansın olmadığına karar verilmiştir.

Tablo 12: Normallik, Çoklu Doğrusal Bağlantı, Değişen Varyans, Otokorelasyon Test Sonuçları

	Otokorelasyon testi	Normallik testi	Çoklu Doğrusal Bağlantı Testi	Değişen Varyans Testi
Olasılık	0.7865	0.0107	-	0.8133
Centered VIF	-	-	1.153472* 1.299484**	-

NOT * Faiz değişkeni için **gelir değişkeni için sonuçları gösterir.

SONUÇ

Bu çalışmada, 1998-2016 dönemini kapsayan çeyrekli veriler kullanılmıştır. Türkiye için tahmin edilen uzun dönem tüketim modeli incelendiğinde, gelir değişkeninin işareti teoriye uygun bir şekilde pozitif, faiz oranı değişkeninin işareti de yine teoriye uygun olarak 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 meydana gelecek dengesizliklerin yaklaşık bir çubuk çeyrek dönemde dengeye geldiği görülmektedir.

Tüketiciler, bu değişkenlerde meydana gelen değişikliklerin sürekli olduğuna karar vererek, tüketimlerini bu değişikliğe göre ayarlamaktadırlar. Bu sonuca göre 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. Tüketim fonksiyonuna açıklayıcı değişken olarak gelirin yanında servetin de eklenmesi, para politikasının ekonomiyi gelir yanında servetin piyasa değeri yoluyla da etkileyebilmesine imkan vermektedir.

Yaşam Boyu Sürekli Gelir Hipotezine göre tüketicilerin asıl önem verdiği durum, sürekli gelir ve servetlerindeki değişimdir. Bu yüzden Yaşam Boyu Sürekli Gelir Hipotezine göre geçici iktisat politikaları ile tüketim harcamaları çok az etkilenebilmektedir. Bir ülkede Yaşam Boyu Sürekli Gelir Hipotezi geçerli ise, hükümetin mali politikaları kullanmadaki etkinliği kısıtlanmış olacaktır. Hipoteze göre talep yönetimi politikaları ise, sadece tüketicilerin ömür boyu elde edecekleri sürekli gelir ve servetlerinde bir değişiklik olacağına inandıklarında etkili olabilmektedir. Çalışmada yapılan ampirik uygulamanın sonuçlarına göre Türkiye'de tüketiciler gelir ve servette meydana gelen değişmelerin sürekli olduğuyula ilgili açık göstergelere hızlı bir şekilde ulaşmaktadırlar. Bu nedenle, bu değişkenleri etkileyecek bir politikanın tüketim harcamalarını değiştirici etkisi de çok kısa zaman içinde görülebilecektir. Ekonomik karar vericilerin izleyecekleri ani politika değişiklikleri tüketiciler tarafından kısa sürede algılanabileceği için ekonomik karar vericilerin istediği doğrultuda bir etki yaratmaması olası olacaktır.

KAYNAKÇA

- Brown, R., Durbin, J., & Evans, J. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time. *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 37, 149-163 .
- Cook, S. (2005). "The Nonstationarity of the Consumption-Income Ratio: Evidence from More Powerful Dickey–Fuller Tests. *Applied Economics Letters*, 393-395.
- Diulio, E. A. (1988). *Schaum's Outline of Theory and Problems of Macroeconomic Theory*, Gökdere A.(Çev.). İstanbul: 3. Baskı, Türkiye Ekonomi Kurumu.
- Duesenberry, J. (1949). *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge: Harvard University Press.
- Gujarati, D. N. (1999). *Temel Ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen). İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Güreşçi, G. P., & Utkulu, U. (2007). Türkiye'nin Tüketim Fonksiyonu: Parçalı Hata Düzeltme Modeli Bulguları. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi (14)*, 39-65.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *The Journal of Political Economy*, 976.
- Hatemi-J, A. (2008). Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration. *Empirical Economics* (s. 497-505). içinde
- Keynes, J. M. (1936). *General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan and Co. Ltd.
- Kuznets, S. (1946). *National Product Since 1869*, National Bureau of Economic. New York.
- Larrian, J. S. (1993). *Macroeconomics in The Global Economy*. New Jersey: Prentice Hall.
- Mankiw, N. G. (1992). *Macroeconomics*. United States of America: Worth Publishers, Inc.
- Modigliani, F. (1963). "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, 55-84.
- Sevünteğin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi - Eviews Uygulamalı*. Geliştirilmiş 3. Baskı: Nobel Yayın Dağıtım.
- Ünsal, E. M. (2011). *Makro İktisat*. Ankara: İmaj.

Wonnacatt, P. (1984). *Macroeconomics*. Third Edition, Richard Irwin, Inc : Homewood.

Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further Evidence on The Great Crash, the Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 251.