

PAPER DETAILS

TITLE: Türkiye'de Sürekli Gelir Hipotezinin Test Edilmesi: Doğrusal Olmayan Birim Kök Testlerinden Kanıtlar

AUTHORS: Resat CEYLAN,Güray Enes KARAAGAÇ

PAGES: 219-237

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/1359258>



TÜRKİYE'DE SÜREKLİ GELİR HİPOTEZİNİN TEST EDİLMESİ: DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİNDEN KANITLAR

Reşat CEYLAN*
Güray Enes KARAAĞAÇ**

ÖZ

Bu çalışmanın amacı, sürekli gelir hipotezinin Türkiye için 1950-2014 örneklem döneminde test edilmesidir. Sürekli gelir hipotezine göre ortalama tüketim eğilimi uzun dönemde istikrarlıdır ve durağan bir süreçtir. Bu amaçla, öncelikli olarak satın alma gücü paritesi cinsinden hane halkı tüketiminin, çıktı yöntemiyle hesaplanan GSYİH'daki payına (APC) doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan testlerin kullanılabilmesi için doğrusallık testi yapılmıştır. Doğrusallık hipotezinin reddedilmesi ile birlikte doğrusal olmayan birim kök testlerinin kullanılmasında teknik bir engel kalmamıştır. ADF birim kök testi, Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi ve Lumsdaine-Papell çoklu yapısal kırılmalı birim kök testinin yanı sıra doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan birim kök testlerinden, Kapetanios, Snell, Shin (KSS), Leybourne, Newbold ve Vougas (LNV), Sollis (LNV-Sollis) ve Sollis (AESTAR), testleri kullanılarak seri analiz edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre; geleneksel birim kök testlerinin aksine, doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan birim kök testleri, içsel ve dışsal şokların, uzun dönemde ortalama tüketim eğilimini etkilemediğini ve kalıcı etkilere yol açmadığını göstermektedir. Uzun dönemde ortalama tüketim eğilimi ortalamaya ve/veya trende dönme eğilimindedir. Bu sonuç, Türkiye'de ele alınan inceleme döneminde sürekli gelir hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Tüketim, Sürekli Gelir Hipotezi, Non-Linear Birim Kök Testleri

Jel Sınıflandırması : C22, E21

* Doç, Dr. Pamukkale Üniversitesi, İktisat Bölümü, rceylan@pau.edu.tr, rceylanpau.edu.tr.

** Bilkent Üniversitesi, Ekonomi Bölümü Yüksek Lisans Öğrencisi, gekaraagac@gmail.com.

Makale Gönderim Tarihi: 26.04.2019

Makale Kabul Tarihi: 26.06.2019

TEST FOR PERMANENT INCOME HYPOTHESIS IN TURKEY: EVIDENCES FROM NON-LINEAR UNIT ROOT TESTS

ABSTRACT

The purpose of this article is to analyze permanent income hypothesis whether exists in Turkey in period of 1950-2014 or not. According to permanent income hypothesis, average propensity to consume is stable and stationary. On this purpose, share of household consumption in output based GDP at PPPs (APC) analyzed by not only ADF unit root test, Zivot-Andrews unit root test with structural break and Lumsdaine-Papell unit root test with multiple breaks but also unit root tests based on non-linear time series techniques: Kapetanios, Snell, Shin (2003) (KSS), Leybourne, Newbold and Vougas (1996) (LNV), Sollis (2004) (LNV-Sollis), and Sollis (2009) (AESTAR). Linearity test is applied to data in order to use non-linear time series technique based tests. There is no any technical restriction left to use non-linear time series techniques based unit root tests by the rejection of null hypothesis of linearity. According to findings; unit root tests which are based on non-linear time series techniques reveals that internal and externals shocks do not affect aggregate consumption tendency in the long run and they do not cause permanent effects while traditional unit root tests can not. Average propensity to consume tends to return to mean and/or trend in the long run. This result imply that, permanent income hypothesis is valid in Turkey for sample period.

Keywords: Consumption, Permanent Income Hypothesis, Non-Linear Unit Root Tests

Jel Classification: C22, E21

1. Giriş

Makroekonomide, tüketim harcamalarının belirleyicilerinin neler olduğu konusunda geçmişten günümüze birçok çalışma yapılmıştır. Bu gün de olduğu gibi geçmişte de tüketim harcamaları ülkelerin GSYİH düzeylerinin en önemli bileşenlerinden biri olmuştur. Tüketim harcamalarının istikrarlı olup olmadığı meselesi, makroekonomik istikrarın devamlılığını olumsuz etkileyen konjonktürel dalgalanmaların doğasını anlamak açısından son derece önemlidir. Bu çalışmaların başlangıç noktası Fisher (1930) tarafından geliştirilen zamanlararası tüketim seçimi hipotezidir. Bu hipotez, borçlanma kısıtına tabi olmayan hane halkının veri olan reel faiz oranını dikkate alarak bugünkü tüketim ile gelecekteki tüketim arasında tercih yaptığını ileri sürmektedir. Fisher tarafından ortaya atılan zamanlararası tüketim seçimi hipotezi, bireylerin dönemler arası gelirleri ile dönemler arası tüketim düzeyleri arasında bir dengenin sağlanabileceğini ima etmektedir. Dolayısıyla bireylerin tüketim harcamaları istikrarlıdır ve belli bir zaman ufku dikkate alınarak tüketim düzleştirmesi yapılmaktadır. Keynes tarafından geliştirilen mutlak gelir hipotezi, zamanlar arası tüketim seçimi modelinden önemli bir sapmadır. Mutlak gelir hipotezinde tüketim sadece cari harcanabilir gelire bağlıdır. Bireylerin tüketim kararları birbirinden bağımsızdır. Hükümet politikaları harcanabilir gelir üzerinden tüketim harcamalarını etkileyebilmektedir. Dolayısıyla, tüketim kararları hükümetler tarafından yönetilen iktisat politikaları yolu ile değiştirilebilmektedir. Kuznets (1946), Keynes'in tüketim fonksiyonunun geçerliliğini test etmek amacıyla kısa ve uzun dönem verilerini kullanarak yaptığı çalışmada, kısa dönemde Keynesyen tüketim fonksiyonunun geçerli olduğunu, ancak uzun dönemde Keynesyen tüketim fonksiyonunun geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Kuznets'in çalışması, uzun dönemde ortalama tüketim eğilimi ve marjinal tüketim eğiliminin birbirine eşit olduğunu göstermiştir. Kuznets tarafından yapılan bu çalışma, kısa ve uzun dönem analiz sonuçlarının çelişkili olması nedeniyle literatüre "tüketim bulmacası" olarak geçmiş ve yeniden dikkatleri Fisher'in zamanlararası tercih modeline çevirmiştir. Fisher'dan sonra geliştirilen yaşam boyu gelir hipotezi (Modigliani, Ando, Brumberg) ve sürekli gelir hipotezi (Friedman) de zamanlar arası tercih modelinden hareket etmektedir. Yani, bireyler için önemli olan cari gelir değil, yaşamboyu elde edilmesi beklenen gelir veya fiziksel ya da zihinsel beceriye dayalı olarak elde edilen sürekli gelirdir. Her iki model de, tüketim düzleştirmesi üzerinde durmaktadır. Zira tüketim düzleştirmesi, cari gelirden ya da yaşamboyu gelirden meydana gelen artışların, bireylerin dönemler arası tüketim kararlarını etkileyeceği argümanına dayanmaktadır. Örneğin bireyin, bugünkü gelirindeki artışlar sadece bugünkü tüketimini etkilemez, aynı zamanda gelecekteki tüketimini de etkiler. Bireyler rasyonel oldukları için, reel faiz oranına bakarak bugünkü ve gelecekteki tüketim kararlarını belirlerler.

1957 yılında Milton Friedman tarafından öne sürülen Sürekli Gelir Hipotezine göre tüketim harcamaları ve gelir, kalıcı ve geçici olmak üzere iki bileşenden oluşmaktadır. Friedman'ın bu konudaki katkıları, Keynes'in tüketimi sadece cari harcanabilir gelir ile ilişkilendiren modelinden önemli ölçüde farklılaşmakta ve Keynes'in modelinin aksine, hükümetlerin iktisat politikası değişikliklerinin (özellikle vergi politikası), tüketim üzerinde etkili olamayacağı düşüncesine dayanmaktadır.

$$C = C_p + C_t \quad (1)$$

$$Y = Y_p + Y_t \quad (2)$$

Burada C_p ve Y_p , tüketim harcamalarının ve gelirin kalıcı bileşenlerini; C_t ve Y_t ise tüketim harcamalarının ve gelirin geçici bileşenlerini temsil etmektedir. Beklenmedik hastalıklar, iyi bir satın alma fırsatı, cömert bir hasat gibi olaylar tüketim harcamalarının beklenmeyen bileşenini, C_t , oluşturur.

Gelirin sürekli bileşeni, Y_p , kapitalin değerini veya serveti: birim başı gelirden kişinin sahip olduğu nitelikler: eğitim, yetenek, karakter gibi faktörlerdir. Geçici bileşeni, Y_t , ise kaza eseri oluşan, şans, ekonomik aktivitedeki artışların ve azalışların etkileri gibi tahmin edilebilir diğer bütün etkileri içermektedir. Geçici bileşen aynı zamanda ölçüm hatalarını da içermektedir. Pozitif ve negatif beklenmeyen olaylar, şoklar, uzun vadede birbirini nötralize edecektir. Bu durum şans ve sistematik ölçüm hataları için de geçerlidir. Dolayısıyla geçici gelir, Y_t , sıfır kabul edilmektedir.

Friedman (1957)'a göre sürekli bileşenleri ortalama değer, geçici bileşenleri ise ortalama değer ile belirli bir dönemde ölçülen değerlerin farkı olarak yorumlamak oldukça cazip bir tanımlama olsa da iki nedenden dolayı ciddi bir hata olacaktır:

- 1) Kendi biriminde ölçülen bir birimlik olay kendisine eşittir. Ancak, bu olay, daha geniş bir hipotetik evrenin küçük bir örneğidir. Dolayısıyla, bu olayın geçici bileşeninin zaman içerisinde ortalamaya dönmesini varsaymaya gerek yoktur.
- 2) Öncelikli olarak *sürekli* bileşeninin tanımlanması gerektiği gibi arzulanan bir durum da değildir. Bu durum, birinci nedenden daha önemlidir.

Sürekli ile geçici tanımının arasındaki temel fark, asıl davranışı yansıtır yansıtmadığıdır. Ele alınan değişken yapısal olarak farklılık yaratmayacak davranışı yansıtıyorsa sürekli. Yansıtmıyorsa geçicidir. Bu noktada Friedman, tüketimin sürekli bileşeninin sadece gelirin sürekli bileşeni tarafından etkilenebileceğini ileri sürmektedir.

Friedman (1957) tarafından tanımlanan sürekli gelir-sürekli tüketim ilişkisi aşağıdaki gibidir.

$$C_p = k(i, w, u)Y_p \quad (3)$$

Buna göre; sürekli tüketim ve sürekli gelir arasındaki oran, sürekli gelirden bağımsızdır. Bunun anlamı, sürekli gelir hipotezinde marjinal tüketim eğilimini temsil eden k parametresinin sabit olamayacağıdır. Bunun yanında, sürekli gelir ile sürekli tüketimi ilişkilendiren oran (k), faiz oranına (i), beşerî olmayan servet/gelir oranına (w) ve bireyin tüketim için sahip olduğu zevk ve tercihlere karşın servete yapılacak katkının kıyaslandığı bir değişkene (u) bağlıdır.

Genel haliyle ekonometrik teknikler açısından test edilemez ve tanımsal olarak kurulmuş olan, denklem 1, 2 ve 3, sürekli gelir hipotezinin test edilebilmesi için aşağıdaki karakteristikler dikkate alınarak tahmin edilebilir hale getirilmiştir:

$$\rho_{Y_t Y_p} = \rho_{C_t C_p} = \rho_{Y_t C_t} = 0 \quad (3.3)$$

$$\mu_{Y_t} = \mu_{C_t} = 0 \quad (3.4)$$

Buna göre; denklem (3.3)'e göre geçici gelir ile sürekli gelir, geçici tüketim ile sürekli tüketim ve geçici gelir ile geçici tüketim arasında bir ilişki (korelasyon) yoktur, bu değişkenler birbirinden etkilenmemektedir. Denklem (3.4)'e göre ise, pozitif ve negatif şoklar birbirini uzun dönemde nötralize edeceği için geçici gelirin ve geçici tüketimin ortalaması sıfırdır. Friedman (1957) tarafından yapılan bu teorik analizler sonucunda, sadece sürekli tüketim ile sürekli gelir arasında bir ilişki vardır ve sürekli tüketim, sürekli gelirin istikrarlı bir fonksiyonudur. Sözü edilen bu ilişki denklem 4 tarafından aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir.

$$C_p = f(Y_p) \quad (4)$$

Bu noktadan hareketle Friedman'ın sürekli tüketim modelinde, sürekli gelir hipotezinin geçerli olabilmesi için sürekli tüketim fonksiyonu uzun dönemde istikrarlı ve durağan olmalıdır. Bu sonucun elde edilmesi, iktisat politikalarına yön veren politika yapıcılar için de önemli çıkarımlar sunmaktadır. Çünkü, Nelson ve Plosser (1982)'ye göre makroekonomik zaman serileri büyük ölçüde birim kök içermekte ve durağan olmamaktadır. Serilerin durağan olmaması, ekonomilerde oluşan içsel ya da dışsal şokların veya politika değişikliklerinin etkilerinin uzun dönemde kalıcı olması anlamına gelmektedir. Makroekonomik zaman serilerinin olağan zaman patikalarından kalıcı bir şekilde sapma göstermesi politika yapıcılar açısından önem taşımaktadır. Aslında, serilerin durağan olması, uzun dönemde uygulanan iktisat politikalarının etkili olmaması sonucunu da yaratmaktadır. Tüketim harcamalarının istikrarlı olması, ekonomilerde yaşanan konjonktürel dalgalanmaların kaynağının tüketim harcamaları olmayacağı anlamına gelmektedir. Böylece konjonktürel dalgalanmaların nedeni olarak dikkatleri, GSYİH'nın oransal olarak görece düşük bir bileşeni olan yatırım harcamalarına yöneltmektedir. Yatırım harcamalarının görece olarak daha istikrarsız olması Keynes'in de belirttiği gibi, girişimcilerin içgüdüsel davranışları ile ilgili olabilir. Girişimci kararları, subjektif olarak verilmekte ve büyük ölçüde, bir sermaye malından ömrü boyunca elde edilmesi beklenen getiriler toplamının şimdiki değerini sermaye malının bugünkü maliyetine eşitleyen iskonto oranı olarak tanımlanan sermayenin marjinal etkinliği kavramına dayandırılmaktadır.

Bu çalışmada tüketim harcamalarının istikrarlı olup olmadığı analizi için sürekli gelir hipotezinin seçilmiş olmasının birkaç nedeni vardır. Birincisi sürekli gelir hipotezini test etmek, literatürde de sıklıkla kullanıldığı gibi ortalama tüketim eğilimi yolu ile yapılabilir. İkincisi, sürdürülebilirlik ya da istikrarlılık meseleleri araştırılırken sıkça kullanılan birim kök testlerine başvurulabilir. Üçüncüsü, sürekli gelir hipotezi lehinde güçlü kanıtlar elde edilimesi durumunda iktisat politikalarına yön verenler açısından önemli ip uçlarına ulaşmak mümkündür.

Çalışma aşağıdaki gibi organize edilmektedir. İkinci bölümde, sürekli gelir hipotezini değişik ekonometrik yöntemler ile farklı ülkeler için sınavan çalışmaların yer aldığı kısa bir literatür özeti sunulmaktadır. Üçüncü bölümde hipotezi Türkiye ekonomisi için test ederken kullanılan veri seti tanımlanmaktadır. Dördüncü bölümde analizde kullanılan alternatif birim kök testleri tanıtılmaktadır. Beşinci bölümde, kullanılan ekonometrik yöntemlerden elde edilen bulgular sunulmaktadır. Çalışmanın son bölümünde ise, bulgular tartışılmakta ve politika önerileri sunulmaktadır.

2. Literatür

Literatürde Sürekli Gelir Hipotezini (PIH) ve bireyin tüketim yaparken sadece sahip olduğu geliri değil, hayatının ileriki safhalarında elde edeceği geliri de hesaba kattığını belirten Yaşam Boyu Sürekli Gelir Hipotezini (LC/PIH) kullanarak tüketim-gelir ilişkisini açıklamaya çalışan birçok çalışma mevcuttur. Aşağıdaki tablo, bu hipotezleri çeşitli ekonometrik teknikleri kullanarak tüketim-gelir ilişkisini açıklayan önemli çalışmaları özetlemektedir.

Tablo 2: Literatür

Yazar	Örneklem dönemi	Ülke	Değişkenler	Metodoloji	Model	Sonuç
Stafford ve Holbrook (1971)	1960-1962	ABD	İş gücü geliri, Transfer geliri, Sermaye geliri, Sermaye-Emek karışımı gelir	Panel veri	PIH	Geçerli
Hall (1978)	1948-1977	ABD	Dayanıklı olmayan tüketim malları tüketimi ve servis hizmetleri harcamaları, Harcanabilir gelir	EKK	LC/PIH	Geçerli
Hall ve Mishkin (1982)	1969-1975	ABD	Harcanabilir gelir, Besin harcaması, Demografik faktörler	Panel veri	PIH	Geçerli
Wolpin (1982)	1969-1971	Hindistan	Çiftlik gelirleri, Gelir, Dayanıklı-dayanıksız mallar için tüketim harcamaları, Dayanıklı mallar dahil edilmiş tasarruflar, Kötü hava koşulları	Panel veri	PIH	Geçerli
Bernanke (1984)	1968-1970	ABD	Toplam aile geliri, otomobil harcamaları	Panel veri	PIH	Geçerli olmadığı yönünde kanıt yok
Carrol (1997)	1986-1991	ABD	Tüketim/Sürekli gelir, Hane halkı beklentisi, Tüketimin ortalama büyüme oranı	Kalibrasyon, Nümerik çözüm	PIH C/PIH	Geçerli Zayıf kanıt
Seater ve DeJuan (1999)	1986-1991	ABD	Tüketici harcama anketi, Gelir, Aile genişliği	Panel veri	LC/PIH	Geçerli

Souleles (1999)	1979-1990	ABD	Gelir vergisi iadesi, Tüketim, Demografik faktörler	Panel veri	PIH	Geçersiz
Pistaferri (2001)	1989-1991	İtalya	Tüketim, Gelir, Demografik karakteristikler	Panel veri	PIH	Belirsiz
Çağlayan (2003)	1988-2000	Türkiye	Tüketim harcamaları (dayanıklı-dayanıksız), Harcanabilir gelir	Mevsimsel eşbütünleşme	PIH	Geçersiz
Sivri ve Eryüzlü (2010)	1987-2009	Türkiye	Özel nihai tüketim harcamaları, (gıda-içki, yarı dayanıklı ve dayanıksız mallar)	Dışlama testi	PIH	Geçersiz
Kargı (2014)	2004-2012	Türkiye	Tüketim harcamaları, geçici gelir, sürekli gelir	Eşbütünleşme-Granger Nedensellik	PIH	Geçerli
Aras (2014)	1998-2010	Türkiye	GSYİH, Tüketim, Yatırım, iç borçlanma, faiz enflasyon.	EKK	PIH	Geçerli

Yukarıdaki tabloda yer alan çalışmalara bakıldığında Sürekli Gelir Hipotezinin geçerliliğini Stafford ve Holbrook (1971), Hall ve Mishkin (1982), Wolpin (1982), Carrol (1997), Kargı (2014) ve Aras (2014) çalışmaları desteklemekte iken Souleles (1999), Çağlayan (2003) ve Sivri ve Eryüzlü (2010) çalışmaları hipotezin geçersiz olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Ayrıca, Berkanke (1984) çalışmasında sürekli gelir hipotezinin geçerli olmadığı yönünde bir kanıt bulunamamıştır. Pistaferri (2001) çalışmasına göre ise bu hipotezin geçerliliği belirsizdir. Bunun yanında, Hall (1978), Seater ve DeJuan (1999) çalışmalarında yaşam boyu gelir hipotezinin geçerliliği yönünde bulgulara ulaşılmış iken Carrol (1997) çalışmasında zayıf kanıt elde edilmiştir.

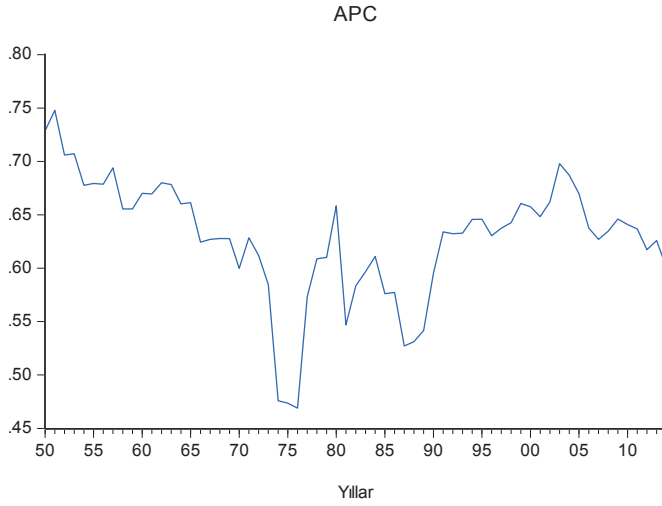
Yukarıda kronolojik olarak sunulan literatür özeti konu ile ilgili bazı çalışmalara yer vermektedir. Bu çalışmalardan Türkiye ile ilgili olanlara bakıldığında, Çağlayan (2003), Sivri ve Eryüzlü (2010), Kargı (2014) ve Aras (2014) çalışmaları öne çıkmaktadır. Diğer çalışmaların ise daha çok ABD ile ilgili olduğu görülmektedir. Çağlayan (2003) çalışmasında, tüketim harcamalarını dayanıksız ve dayanıklı olmak üzere ayırarak her bir tüketim bileşeninin harcanabilir gelir ile ilişkisini mevsimsel eşbütünleşme tekniğini kullanarak araştırmış ve sürekli gelir hipotezinin geçerli olmadığı yönünde kanıtlar sunmuştur. Aynı şekilde, Sivri ve Eryüzlü (2010) çalışmalarında, dışlama testini kullanarak tüketim harcamalarını dayanıklı ve dayanıksız olarak ayırmış ve yine Harcanabilir gelir ile olan ilişkisine bakmış ve Çağlayan (2003) çalışmasına benzer sonuca ulaşmıştır. Ancak, Kargı (2014) eşbütünleşme ve Granger nedensellik analizlerini kullanarak Türkiye’de 2004-2012 döneminde tüketim harcamaları ile harcanabilir gelir arasındaki ilişkiyi inelemiş ve ele alınan dönemde sürekli gelir hipotezinin

lehinde kanıtlar sunmuştur. Son olarak, Aras (2014), 1998-2010 döneminde Türkiye’de GSYİH, tüketim harcamaları, yatırım harcamaları, iç borçlanma ve faiz değişkenlerini kullanarak sıradan en küçük kareler yöntemi ile tahminlerini gerçekleştirmiş ve Kargı (2014)’te olduğu gibi sürekli gelir hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Ancak Aras (2014) bu bulgusuna ulaşırken Türkiye’de tüketim ertelemesi davranışının baskın olduğu vurgusundan hareket etmiştir.

Tabloda listelenen ve literatürde bulunan birçok çalışma sürekli gelir hipotezini test ederken Hane halkı tüketim anketinden yararlanırken panel veri metodolojisine dayanan yöntemleri kullanmaktadır. Bu çalışmanın benzerlerinden farkı, ortalama tüketim eğilimi (APC) serisini ele alarak birim kök testleriyle sürekli gelir hipotezini test etmesi ve görece yeni geliştirilen ekonometrik yöntemlerden olan doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan birim kök testlerinin kullanılmasıdır. Ayrıca, sürekli gelir hipotezinin Türkiye için geçerliliğini test eden kayda değer bir çalışmanın olmaması, çalışmanın temel motivasyon kaynağını oluşturmaktadır. Çünkü Türkiye için elde edilecek sonuç, tarihsel olarak konjonktürel dalgalanmalara maruz kalan ekonomide yaşanan şokların doğasını anlama yolunda önemli bir ipucu verecektir.

3. Veri Seti

Türkiye için sürekli gelir hipotezinin geçerliliğinin test edildiği bu çalışmada örneklem dönemi 1950-2014 yıllarını kapsamaktadır. Penn World Tables’tan alınan satın alma gücü paritesi cinsinden hane halkı tüketiminin, çıktı yöntemiyle hesaplanmış GSYİH’daki payı (Share of household consumption at current PPPs in CGDPo) (APC) bu kapsamda analiz edilmiştir. APC serisinin çarpıklık, basıklık, dağılım gibi tanımlayıcı istatistikleri incelemiş ve birim kök testlerinde kullanımını engelleyecek herhangi bir sorunla karşılaşılmamıştır. Ele alınan serinin grafiği aşağıda yer almaktadır. Grafik incelendiğinde, örneklem döneminde serinin istikrarsız bir görünüme sahip olduğu ve Türkiye ekonomisinin maruz kaldığı krizlere karşı duyarlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla serinin analizinde geleneksel birim kök testlerinin kullanımı, serilerde doğrusal olmayan davranışların analizine imkan vermeyebilir.



Yukarıdaki grafiğe bakıldığında, 1950-2014 döneminde ortalama tüketim eğilimi serisinin 1970'li yılların ortalarında, 1990'lı yılların ortalarında ve 2000'li yılların ortalarında keskin düşüşler sergilediği görülmektedir. Bilindiği gibi Türkiye ekonomisi, 1970'li yıllarda bir taraftan petrol şoklarının etkisiyle diğer taraftan da Kıbrıs Barış hareketinin etkisiyle ekonomik olarak zor yıllar yaşamıştır. Aynı şekilde 1994 yılında ortaya çıkan ekonomik kriz, 2001 krizi ve son olarak 2008 Küresel krizinde etkisiyle ekonomik büyüme performansında keskin düşüşler oluşmuştur. Bu gelişmeler sonunda ortalama tüketim eğilimi serisi de istikrarsız bir görünüme sahip olmuş olabilir.

Çalışmanın sonraki aşamasında uygulamada kullanılan metodolojiden bahsedilecektir. İzleyen bölümde çalışmadan elde edilen bulgular paylaşılacak ve sonrasında politika çıkarımları yapılacaktır.

4. Ekonometrik Metodoloji

Çalışmanın bu bölümünde analizde kullanılan geleneksel birim kök testleri yanında serilerde tek yapısal kırılmaya izin verev Zivot-Andrews (1992) birim kök testi, Çift yapısal kırılmaya izin veren Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi ve doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan Kapetanios, Snell, Shin (2003) (KSS) testi, Leybourne, Newbold, Vougas (1998) (LNV) testi Solis (2004) (LNV-S) testi ve Solis (2009) (AESTAR) testine yer verilmektedir.

4.1. Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Makroekonomik zaman serilerinde yapısal kırılmaların oluşmasına yol açacak birçok neden bulunmaktadır. Bunlar; ekonomik krizler, politika değişiklikleri, seçim süreçleri, savaşlar, doğal afetler ve benzeri nedenler olarak sıralanabilir. Dolayısıyla ekonomik analizlerde kullanılacak makroekonomik zaman serileri için birim kök araştırması yapılırken, yukarıda

sayılan nedenlerle oluşabilecek yapısal kırılmaları dikkate alan tekniklerin kullanılması yapılacak analizlerin geçerliliğini ve doğruluğunu arttıracaktır.

Zivot ve Andrews (1992) (ZA) çalışması, tek yapısal kırılmaya izin veren ve yapısal kırılmanın içsel kabul edildiği aşağıdaki üç modeli tanımlamaktadır.

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Model A, Model B ve Model C için boş hipotez: yapısal kırılma var iken serinin birim kök içermesidir. Kukla değişken DU, düzeydeki kırılmayı temsil eder iken kukla değişken DT, eğimdeki kırılmayı temsil eden kukla değişkendir.

$$DU(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & t \leq T_B \end{cases} \text{ ve } DT(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda, & t > T\lambda \\ 0, & t \leq T\lambda \end{cases}$$

$t=1,2,3,\dots,T$ zamanı göstermekte iken T_B kırılma tarihini, $\lambda = T_B/T$, kırılma zamanını göstermektedir.

4.2. Lumsdaine-Papell Çift Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992) çalışması gibi Lumsdaine-Papell (1997) (LP) de yapısal kırılmayı içsel kabul etmektedir. Bunun yanında Lumsdaine-Papell birim kök testi, çift yapısal kırılmaya izin vermektedir. Bu çalışmada tanımlanan modeller aşağıda yer almaktadır.

$$\text{Model AA: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{Model CC: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\text{Model CA: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Model AA, Model CC ve Model CA için tanımlanan boş hipotez, serinin birim kök içermesidir. Kukla değişkenler, DU1, DU2, DT1 ve DT2, Zivot-Andrews (1992) çalışmasındaki gibi düzeydeki ve eğimdeki kırılmayı temsil etmektedir ve aynı fonksiyonel ilişkiye sahiptir. Kukla değişkenlerindeki rakamsal belirteçler, birinci ve ikinci yapısal kırılmayı göstermektedir.

4.3. Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta(LST) Doğrusallık Testi

Doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan testlerin uygulanabilmesi için serinin doğrusal olmadığına ispatlanması gerekmektedir. Bu amaçla Davies (1987) ile aynı yaklaşımı kullanan Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta(LST) (1988) testi uygulanmıştır. Standart X^2 dağılımına sahip ve Lagrange çarpanı (LM) istatistiğinin hesaplandığı bu testte sıfır hipotezi serinin doğrusal olduğunu belirtirken alternatif hipotez, serinin doğrusal olmadığını belirtir.

$$y_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j} y_{t-j} + \beta_{1j} y_{t-j} y_{t-d} + \beta_{2j} y_{t-j} y_{t-d}^2) + \varepsilon_t, \quad (j = 1, 2, \dots, p) \quad (11)$$

ve

$$H_0: \beta_{1j} = \beta_{2j} = 0, \quad (j = 1, 2, \dots, p) \quad (12)$$

Uygulamada testin gücünü arttırmak için Lagrange çarpanı testine F istatistiği yaklaşımı kullanılır. Gecikme sayısını belirlemek için Tsay (1989) çalışmasında benimsenen yöntem kullanılmıştır. Buna göre, tatmin edici sayıda gecikme için doğrusallık testi yapılır ve p (olasılık değeri) değerini minimize eden $\hat{d}$ (bozucu terim) değeri seçilir.

4.4. Kapetanios, Shin ve Snell(KSS) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi

Kapetanios, Shin ve Snell 2003 yılında serinin durağan olmadığını belirten boş hipoteze karşılık alternatif hipotezi, serinin durağan ve Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif Sürece (ESTAR) sahip olduğunu belirten basit bir test geliştirmişlerdir. Tanımlanan model aşağıda yer almaktadır.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (13)$$

Bu modelde geleneksel ADF testinin gerçek süreç doğrusal olmadığına ve birim kök içermediğinde yeterince güçlü olmaması beklenmektedir. Ayrıca KSS testi küçük örneklerde de birim kökün varlığının ortaya konmasında ADF testine göre daha başarılı sonuçlar ortaya koymaktadır. Dolayısıyla, bu modeli test etmek için farklı bir test yöntemi geliştirilmiştir. Buna göre;

$$H_0: \theta = 0$$

ve

$$H_a: \theta \neq 0$$

olarak tanımlanmıştır. Ancak, γ parametresi sıfır hipotezinde tanımlanmadığından bu testi gerçekleştirmek mümkün değildir. Bu nedenle; Luukkonen ve diğ. (1988) çalışmasındaki gibi t testi türünde bir test geliştirilmiştir. ESTAR modeline birinci derece Taylor yaklaşımı uygulandığında elde edilen yardımcı denklem aşağıda yer almaktadır.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (14)$$

Sıfır hipotez $\delta = 0$ ve alternatif hipotez $\delta \neq 0$ şeklinde tanımlanmış iken t_{NL} istatistiği şu şekilde hesaplanır:

$$t_{NL} = \frac{\hat{\delta}}{s.h.(\hat{\delta})}$$

Olası otokorelasyon sorununu çözmek için Dickey ve Fuller (1979) çalışmasında olduğu gibi bağımlı değişkeninin gecikmeleri eklenen, denklem 13'ün genişletilmiş hali aşağıda yer almaktadır.

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (15)$$

Boş hipotezin ($\theta = 0$) test edilebilmesi için denklem 15'ten türetilen ve yukarıdaki gibi hesaplanan yardımcı regresyon aşağıda yer almaktadır.

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (16)$$

Bu modelde t_{NL} istatistiği ile boş hipotez ($\delta = 0$) test edilerek serinin durağanlığı incelenir.

4.5. Leybourne, Newbold ve Vougas(LNV) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi

Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) çalışmasında lojistik fonksiyondan hareket ederek, serilerde yumuşak yapısal geçişlere izin veren bir birim kök testi geliştirilmiş ve aşağıdaki üç model tanımlanmıştır:

$$\text{Model A: } y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (17)$$

$$\text{Model B: } y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (18)$$

$$\text{Model C: } y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + \beta_2 t S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (19)$$

Yukarıdaki modellerde v_t , sıfır ortalamalı durağan bir süreç iken $S_t(\gamma, \tau)$, örneklem büyüklüğüne (T), dayanan ve rejimler arası geçişi kontrol eden yumuşak geçişli lojistik fonksiyondur.

$$S_t(\gamma, \tau) = [1 + \exp(-\gamma\{t - \tau T\})]^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (20)$$

Bu lojistik fonksiyonda τ , geçiş sürecinin orta noktasını belirlemektedir. $\gamma > 0$ Olduğu için $S_{-\infty}(\gamma, \tau) = 0, S_{+\infty} = 1$ ve $S_{\tau T}(\gamma, \tau) = 0.5$ olur. γ , geçiş hızını belirlemektedir. Eğer, γ , küçük ise $S_t(\gamma, \tau)$ yumuşak geçişli lojistik fonksiyonunun (0,1) aralığını geçmesi uzun zaman alır. $\gamma = 0$ ise tüm t anları için $S_t(\gamma, \tau) = 0.5$ 'tir. Diğer yandan, eğer γ büyük ise $S_t(\gamma, \tau)$, (0,1) aralığını oldukça hızlı bir şekilde geçer. Bunun yanında $\gamma, +\infty$ 'a yakınsar iken $t = \tau T$ anında fonksiyonun değeri anlık olarak 0'dan 1'e değişir. Bu nedenle eğer v_t 'nin sıfır ortalamalı ve düzey durağan bir süreç olduğunu varsayarsak:

Model A: y_t , başlangıç değeri α_1 ve nihai değeri $\alpha_1 + \alpha_2$ olan bir ortalama etrafında durağandır.

Model B: y_t , başlangıç değeri α_1 ve nihai değeri $\alpha_1 + \alpha_2$ olan bir ortalama ve sabit bir eğim katsayısı etrafında durağandır.

Model C: y_t , sabit terimde, α_1 , meydana gelen bir değişime, $\alpha_1 + \alpha_2$, karşılık aynı değişim hızıyla eğim katsayısında, β_1 , eş zamanlı değişime, $\beta_1 + \beta_2$, izin veren bir eğim katsayısı etrafında durağandır.

4.6. Sollis LNV(SLNV) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi

Geleneksel ADF birim kök testini doğrusal olmayan serilere uyarlayan Enders ve Granger (1998) ve LNV (1998) çalışmalarını birleştiren Sollis (2004), LNV (1998) çalışmasında tanımlanan Model A, Model B ve Model C için sıfır hipotezi birim kökün varlığını, alternatif hipotezi deterministik lineer trendler arasında yumuşak geçiş ile düzeltmeye izin veren durağan sürecin varlığını belirten hipotezleri öne sürmüştür. Bu hipotezler, aşağıda tanımlanmıştır.

$$H_0: y_t = \mu_t, \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

H_a : Model A, Model B veya Model C

$$H_0: y_t = \mu_t, \quad \mu_t = \kappa + \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

H_a : Model B veya Model C

Burada ε_t 'nin sıfır ortalamalı durağan bir süreç olduğu varsayılmaktadır. Belirtilen hipotezlerin test edilmesi için LNV, iki aşamalı bir prosedür önermektedir. Birinci adım, Doğrusal olmayan en küçük kareler(NLS) yöntemi ile incelenen modelin deterministik kısmının tahmin edilerek NLS artık serisinin elde edilmesidir.

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (21)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (22)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) - \hat{\beta}_2 t S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (23)$$

İkinci aşama, AR modelinde $\rho = 0$ için t istatistiğinin hesaplanmasıdır.

$$\Delta \hat{v}_t = \rho \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \eta_t \quad (24)$$

Burada k, η_t 'nin beyaz gürültü sürecine sahip olduğu gecikme olarak seçilir. Sollis (2004), birim kök testinin gerçekleştirilmesi için LNV ve EG çalışmalarıyla aynı yaklaşımı kullanarak, modellerin deterministik kısımlarını çıkararak, modelleri birleştirmiştir. Buna göre; y_t , aşağıdaki TAR(Eşik otoregresif) modeli kullanılarak oluşturulmuş v_t serisinin kullanıldığı Model A, Model B ya da Model C ile üretilmiş olsun.

$$\Delta v_t = I_t \rho_1 v_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 v_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta v_{t-i} + \eta_t \quad (25)$$

Burada; $v_{t-1} \geq 0$ ise $I_t = 1$ 'dir ve $v_{t-1} < 0$ ise $I_t = 0$ 'dir. Aynı zamanda η_t , sıfır ortalamalı durağan bir süreçtir. Böylece y_t , yumuşak geçişli eşik otoregresif (ST-TAR) süreç olur. Hangi modelin kullanıldığından bağımsız olarak eğer $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ise v_t ve dolayısıyla y_t birim kök içerir. Eğer, $\rho_1 = \rho_2 < 0$ ise y_t , *simetrik* düzeltmeli durağan bir ST-TAR sürece sahiptir. Eğer, $\rho_1 < 0, \rho_2 < 0$ ve $\rho_1 \neq \rho_2$ ise y_t , *asimetrik* düzeltmeli durağan bir ST-TAR sürece sahiptir.

Sollis(2004)'e göre durağanlık, F testi kullanılarak $\rho_1 = \rho_2 = 0$, veya t testi kullanılarak $\rho_1 = 0$ ve $\rho_2 = 0$ hipotezlerinin test edilmesiyle incelenebilir.

4.7. Sollis (2009) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi

Sollis (2009), alternatif hipotezi, serinin bir ESTAR süreci olduğunu iddia eden birim kök testlerinin örtük olarak sürecin simetrik olduğunu varsaydıklarını belirtmiştir. Bu noktadan hareketle, alternatif hipotezi, serinin bir ESTAR süreci olduğunu ve bu sürecin simetrik olabileceği gibi asimetrik de olabileceğini kabul eden bir test geliştirmiştir. Bu süreç, genişletilmiş üstel yumuşak geçişli otoregresif süreç (AESTAR) olarak isimlendirilmektedir.

Kapetanios ve diğ. (2003) çalışmasından hareketle kurulan model aşağıda yer almaktadır.

$$\Delta y_t = G_t(\gamma_1, y_{t-1})\{S_t(\gamma_2, y_{t-1})\rho_1 + [1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1})]\rho_2\}y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Burada:

$$G_t(\gamma_1, y_{t-1}) = 1 - \exp[-\gamma_1(y_{t-1}^2)], \quad \gamma_1 \geq 0 \quad (27)$$

ve

$$S_t(\gamma_2, y_{t-1}) = [1 + \exp(-\gamma_2 y_{t-1})]^{-1}, \quad \gamma_2 \geq 0 \quad (28)$$

'dır. Ayrıca; hata terimi serisi, sıfır ortalama ve sabit varyansa sahiptir. Tanımlanan modelde γ_1 , geçiş döneminin hızını belirlemektedir. Eğer, $\rho_1 = \rho_2 = \rho$ ise yukarıdaki model, Kapetanios ve diğ. (2003) çalışmasında kurulan modele eşit olur. Yani, simetrik bir ESTAR süreci mevcuttur. Kurulan modelde durağanlığın geçerli olabilmesi için $\rho_1 < 0$, $\rho_2 > 0$ ve $\gamma_1 < 0$ olmalıdır.

Orijinal simetrik ESTAR modelinde olduğu gibi AESTAR modelinde de aşağıdaki gibi daha yüksek mertebeden dinamikler içerebilir.

$$\Delta y_t = G_t(\gamma_1, y_{t-1})\{S_t(\gamma_2, y_{t-1})\rho_1 + [1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1})]\rho_2\}y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \kappa_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (29)$$

Yukarıdaki denklemde, boş hipotez, $\gamma_1 = 0$, test edilerek birim kök testi yapılabilir. Ancak, bilinmeyen parametreler (γ_2, ρ_1 ve ρ_2) mevcut olduğundan dolayı geleneksel yöntemlerle bu test gerçekleştirilemez. Bu nedenle, Kapetanios ve diğ. (2003) ve Luukkonen ve diğ. (1988) çalışmalarında olduğu gibi birinci dereceden Taylor yaklaşımı kullanılarak aşağıdaki yardımcı regresyon modeli hesaplanmıştır. Yardımcı regresyon modeline G_t^* ve S_t^* denklemlerinin yerleştirilmesiyle elde edilen model aşağıda yer almaktadır.

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \eta_t \quad (30)$$

Burada $\phi_1 = \rho_2^* \gamma_1$ ve $\phi_2 = a(\rho_2^* - \rho_1^*) \gamma_1 \gamma_2$ 'dir. Aynı zamanda, $\eta_t = \varepsilon_t + R_t$ 'dir. R_t , Taylor serisindeki artıktır. Bu modelin genişletilmiş şekli aşağıda yer almaktadır.

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^k \kappa_i \Delta y_{t-i} + \eta_t \quad (31)$$

Denklem 30 için geçerli olan boş hipotez, $\gamma_1 = 0$, yardımcı regresyonun genişletilmiş modelinde boş hipotez $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ şeklinde tanımlanabilir.

5. Bulgular

Çalışmanın bu aşamasında sürekli gelir hipotezinin zaman içerisinde durağan ve istikrarlı olduğunu belirleyebilmek için birim kök testleri uygulanacaktır. Doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan birim kök testlerinin uygulanabilmesi için seri doğrusal olmamalıdır. Serinin doğrusal olup olmadığını belirleyebilmek için uygulanan LST (1988) testinin sonucu aşağıda yer almaktadır.

Tablo 2: LST Doğrusallık Testi		
Değişken	F istatistiği	Kritik değer
APC	24.052	16.812
Gecikme	3	

Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden büyük olduğu için serinin doğrusal olduğunu belirten sıfır hipotezi %99 güven ile reddedilmiştir. Seri, doğrusal değildir. LST testi sonucunda doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan birim kök testlerinin uygulanmasının önünde herhangi bir engel kalmamıştır. Geleneksel ADF birim kök testinin ve Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testinin sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 3: Birim Kök Testleri		
Test	ADF	ZA
Test istatistiği	-2.6115	-4.3174
Kritik değer	-3.1687 ^a	-4.82 ^a
Gecikme	0	3

a, b, c sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyleri için kritik değerleri göstermektedir. ADF testinde gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre, ZA yapısal kırılmalı birim kök testinde ise içsel olarak belirlenmiştir.

ADF ve Zivot-Andrews testinden elde edilen bulgulara göre serinin birim kök içerdiğini belirten boş hipotez reddedilememiştir. Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testine göre yapısal kırılma 1973 yılında gerçekleşmiştir. Ancak test istatistiğine göre ortalama tüketim eğilimi serisi durağan değildir.

Çift yapısal kırılmaya izin veren Lumsdaine-Papell birim kök testinden elde edilen bulgular, aşağıdaki tabloda özetlenmiştir.

Tablo 4: Lumsdaine-Papell Çift Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi							
Değişken	APC	Sabit terim	Trend	DU1	DT1	DU2	DT2
Katsayı	-0.4658	-0.1207	-0.007	0.1295	-0.0028	0.1192	0.0086
Test istatistiği	-5.1138	-3.9122	-4.5124	4.2584	-0.805	3.9954	2.5043

LP testi için %10 anlamlılık düzeyini gösteren kritik değer -6.48'dir. Birinci yapısal kırılma 1976, ikinci yapısal kırılma 1989 yılında gerçekleşmiştir. Kullanılan model; sabit terimin ve trendin dahil edildiği CC modelidir.

LP testinden elde edilen bulgulara göre de serinin durağan olmadığını belirten boş hipotez reddedilememiştir. Bu testlere göre seri durağan değildir; başka bir deyişle seri, birim kök içermektedir. Seriyeye t anında etki eden bir şokun etkisi t+1 anında devam etmektedir. Dolayısıyla insanların gelirlerindeki geçici artış veya azalışların, tüketim üzerinde bir etkisi olmayacağını belirten sürekli gelir hipotezi Türkiye için reddedilmiştir.

Analizin bu aşamasında bu çalışmanın asıl farkını ortaya koyan doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan alternatif birim kök test sonuçlarına yer verilmektedir.

Aşağıdaki tabloda, doğrusal olmayan birim kök testlerinden elde edilen bulgular listelenmektedir.

Tablo 5: Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri				
Test	LNV	SLNV	Sollis	KSS
Tüketim	-2.9539	12.2262**	5.5013***	-3.1874**
Kritik değer	-5.053 ^a	12.204 ^b	4.954 ^c	-2.93 ^b
Gecikme	--	2	2	2

***, ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. a, b, c sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyleri için kritik değerleri göstermektedir. SLNV, Sollis ve KSS testlerinde gecikme sayısı, özelden genele yaklaşım ile belirlenmiştir.

Doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan LNV testi ile boş hipotez reddedilememiş iken doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan SLNV, Sollis (2009) ve KSS testleri ile boş hipotez reddedilmiştir. Bu durum; SLNV, Sollis ve KSS testlerinin, LNV testine olan üstünlüğünü göstermektedir. Tüketim harcamaları serisi durağandır. Bir başka deyiş ile birim kök içermemektedir yani seriyeye etki eden bir şokun etkisi azalarak kaybolmaktadır. Bunun sonucunda, insanların gelirlerindeki geçici artış veya azalışların, tüketim üzerinde bir etkisi olmayacağını belirten sürekli gelir hipotezi Türkiye için kabul edilmiştir.

6. Sonuç

Geçmişten günümüze tüketim ve tüketimi etkileyen faktörler iktisatçıların ilgi odağında olmuştur. Literatürde bu kavramı açıklayabilmek ve bu kavram üzerinden politika önerisi sunabilmek için yapılmış birçok çalışma mevcuttur. Sürekli Gelir Hipotezine göre gelir ve tüketim, sürekli bileşen ve geçici bileşen olmak üzere ikiye ayrılırlar. Gelirde ve tüketimde meydana gelen pozitif ve negatif şokların uzun dönemde birbirini nötralize edeceğini varsayan bu hipotez, geçici geliri ve geçici tüketimi sıfır kabul etmektedir. Dolayısıyla bu hipotezin geçerli olabilmesi için tüketim serisi uzun dönemde istikrarlı ve durağan olmalıdır. Bu çalışmanın amacı; Türkiye için 1950-2014 örneklem döneminde tüketim serisini doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri ile analiz ederek politika çıkarımında bulunmaktır. Bu amaçla, ele alınan serinin doğrusallığını incelemek için ilk olarak Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) doğrusallık testi uygulanmıştır. Bu testten elde edilen bulgu ile doğrusal olmayan birim kök testlerinin uygulanmasının önünde herhangi bir engel kalmamıştır. İlk olarak geleneksel birim kök testlerinden ADF birim kök testi, Zivot-Andrews tek yapısal kırılmalı birim kök testi ve Lumsdaine-Papell çift yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır. Sonrasında, doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayanan Leybourne, Newbold ve Vougas(LNV) (1998), Sollis-LNV (2004), Sollis (2009) ve Kapetanios, Shin ve Snell(KSS) (2003) testleri uygulanmıştır. Elde edilen bulgulara göre ortalama tüketim eğilimi serisi, ADF, ZA, Lumsdaine-Papell birim kök testlerine göre durağan değildir. Ayrıca LNV testi de aynı sonucu vermektedir. Ancak, KSS, LNVS ve Sollis (2009) birim kök testlerinin sonuçlarına göre ise, ortalama tüketim eğilimi serisi Türkiye’de 1950-2014 döneminde durağandır. Dolayısıyla bu dönem boyunca ekonomide çeşitli nedenlerle oluşan şoklar, tüketim davranışları üzerinde kalıcı etkiler yaratamamıştır.

Bu çalışmanın benzerlerinden farkı, sürekli gelir hipotezini görece yeni olan ekonometrik tekniklerden doğrusal olmayan zaman serisi tekniğine dayalı birim kök testleri ile test etmesidir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre; sürekli gelir hipotezi, Türkiye için geçerlidir. Tüketim serisi, uzun dönemde istikrarlı ve durağandır. Tüketimde meydana gelen şoklar zaman içerisinde etkisini kaybetmektedir. Sonuç olarak; ulaşılan bulgular, Türkiye’de iktisat politikaları oluşturulurken dikkate alınmalıdır. Geçici vergi indiriminin, bir veya birkaç defaya mahsus verilen ekonomik teşviklerin Türkiye ekonomisi üzerinde uzun dönemde bir etkisi bulunmamaktadır. Hane halkları, ekonomide oluşan şokların geçici gelirlerinde yarattığı etkileri, dönemlerarası optimizasyon yaparak tüketim düzleştirmesi yolu ile berataraf edebilmektedir. Tüketim harcamaları uzun dönemde istikrarlı bir patika izlemektedir ve dolayısıyla ortalama ve/veya trendine dönme eğilimindedir. Politika yapıcılarının tüketimi etkilemek için kalıcı etkileri olan yapısal değişiklikler yapmaları önerilmektedir. Ayrıca çalışmadan elde edilen bu sonuçlar, Türkiye ekonomisinde oluşan konjonktürel dalgalanmaların nedeninin tüketici davranışları olmadığını da ortaya koymaktadır. Ekonomide yaşanan konjonktürel dalgalanmaların doğasını anlamak için GSYİH’nın diğer önemli bir bileşeni olan yatırım harcamalarına odaklanmak yerinde olacaktır.

KAYNAKÇA

- Aras, A. (2014). Finansal Yatırım ve Tüketim Kararları Çerçevesinde Dönemlerarası Tüketim Ertelemesi, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, Cilt: 51. Sayı: 594. Sayfa: 113-122.
- Bernanke B.S. (1984) Permanent Income, Liquidity, and Expenditure on Automobiles: Evidence from Panel Data. *The Quarterly Journal of Economics*, 99(3), 587-614
- Carrol C.D. (1997) Buffer-Stock Saving and The Life-Cycle Permanent Income Hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 1-55.
- Çağlayan, E. (2003) Yaşamboyu Sürekli Gelir Hipotezinde Mevsimsellik, Marmara Üniv. İİBF Dergisi, Cilt: XVIII, Sayı: 1. Sayfa: 409-422.
- Davies R.B. (1987) Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternatives. *Biometrika* 74(1), 33-43
- Friedman M. (1957) The permanent income hypothesis. *Princeton University Press*, 20-37
- Fuller A.W., & Dickey D.A. (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74(366), 427-431
- Hall E. R. (1978) Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987
- Kapetanios G., Shin Y., & Snell A. (2003) Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics* 112, 359-379
- Kargı, B. (2014), Türkiye Ekonomisinde Sürekli Gelir Hipotezine İlişkin Kanıtlar: Zaman Serileri Analizi (2004-2012), *Akademik Bakış Dergisi*, Sayı: 42.
- Leybourne S., Newbold P., & Vougas D. (1996) Unit Roots and Smooth Transitions. *Journal of Time Series Analysis* 19(1), 83-97
- Luukkonen R., Saikkonen P., & Teräsvirta T. (1988) Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models. *Biometrika* 75(3), 491-499
- Mishkin F.S., & Hall R.E. (1982) The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households. *Econometrica*, 50(2), 461-481
- Papell D.H., & Lumsdaine R. L. (1997) Multiple Trend Breaks and Unit-Root Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218
- Pistaferri L. (2001) Superior Information, Income Shocks, and the Permanent Income Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics* 83(3), 465-476
- Seater J.J., & DeJuan J.P. (1999) The permanent income hypothesis: Evidence from the consumer expenditure survey. *Journal of Monetary Economics* 43, 351-376

- Sivri, U. ve Eryüzlü, H. (2010) Rasyonel Beklentiler-Yaşamboyu Sürekli Gelir Hipotezinin Testi, İstanbul Üniv. İktisat Fakültesi, Ekonometri ve İstatistik Dergisi, Sayı: 11; 90-99.
- Sollis R. (2004) Asymetric Adjustment and Smooth Transitions: a Combination of Some Unit Root Tests. *Journal of Time Series Analysis* 25(3), 409-417
- Sollis R. (2009) A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries. *Economic Modelling* 26, 118-125
- Souleles S. (1999) The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds. *The American Economic Review*, 89(4), 947-958
- Stafford F., & Holbrook R. (1971) The Propensity to Consume Separate Types of Income: A Generalized Permanent Income Hypothesis. *Econometrica* 39(1), 1-21
- Tsay R.S. (1989) Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes. *Journal of the American Statistical Association* 84(405), 231-240
- Wolpin K.I. (1982) A New Test of the Permanent Income Hypothesis: The Impact of Weather on the Income and Consumption of Farm Households in India. *International Economic Review* 23(3), 583-594
- Zivot E., & Andrews D.W.K. (2002) Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25-44