

Özel Tüketim Harcamalarının Belirleyicileri: Türkiye Ekonomisi Üzerine Bir Uygulama^{1 2}

Sacit SARI³ - Kemal YILDIRIM⁴

Başvuru Tarihi: 19.03.2021

Kabul Tarihi: 07.05.2021

Makale Türü: Araştırma Makalesi

Öz

Bu çalışmanın amacı Türkiye ekonomisinde özel tüketim harcamalarının belirleyicilerini 2000:3 ile 2020:2 arası çeyrek dönemlik verilerle incelemektir. Çalışma kapsamında öncelikle özel tüketim harcamalarının yıllar içindeki seyri ve ekonomik büyümeye katkısı verilmiştir. Modelde yer alan değişkenlerin durağanlıkları geleneksel birim kök testleri ve Fourier birim kök testleriyle sınanmıştır. Birim kök test sonuçlarına göre düzeyde durağan çıkmayan seriler arasındaki uzun dönem ilişkiler Fourier-Shin eşbütünleşme testi ve ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelenmiştir. Eşbütünleşme testi sonucunda serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri tespit edilmiştir. ARDL sınır testine göre GSYH değişkeni ve varlıklardaki net değişimi yansıtan seriler beklenildiği gibi özel tüketim harcamalarını pozitif yönde etkilemiştir. GSYH’de meydana gelen %1’lik artış özel tüketim harcamalarını %0.61 oranında artırmaktadır. Faiz oranlarında meydana gelen artış ise teoride beklenildiği üzere özel tüketim harcamalarını azaltmaktadır. Etkinin büyüklüğü ise görece küçük çıkmıştır. Ekonomide belirsizliği temsilen seçilen enflasyon değişkeni özel tüketim harcamalarını negatif yönde etkilemektedir. Enflasyon oranlarındaki %1’lik artış özel tüketim harcamalarında %0.59 oranında azalmaya neden olmaktadır. Kamu harcamaları özel tüketim harcamalarını negatif yönde etkilemektedir. Kamu harcamalarındaki %1’lik artış özel tüketim harcamalarını % 0.34 azaltmaktadır. Bu sonuç Türkiye ekonomisinde kısmi Ricardocu denklemin geçerli olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Özel Tüketim Harcamaları, Gelir, Kamu Tüketim Harcamaları, ARDL, Türkiye Ekonomisi

Atıf: Sarı, S. ve Yıldırım, K. (2021). Özel tüketim harcamalarının belirleyicileri: Türkiye ekonomisi üzerine bir uygulama. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(2), 391-416.

¹ Bu çalışma etik kurul izin belgesi gerektirmemektedir

² Bu çalışma Prof. Dr. Kemal Yıldırım danışmanlığında tamamlanan ‘Seçilmiş Makroekonomik Değişkenlerin Tüketim ve Tasarruf Üzerindeki Etkileri: Türkiye Üzerine Bir Zaman Serisi Analizi’ adlı doktora tez çalışmasından üretilmiştir.

³ Munzur Üniversitesi İİBF Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, sacitsari@munzur.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1305-5727

⁴ Anadolu Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü, kyildirim@anadolu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3660-6886

The Determinants of Private Consumption Expenditures: An Application for Turkish Economy

Sacit SARI⁵ - Kemal YILDIRIM⁶

Submitted by: 19.03.2021

Accepted by: 07.05.2021

Article Type: Research Article

Abstract

The aim of this study is to investigate the determinants of private consumption for Turkey's economy in 2000: 3 2020: 2 with quarterly data. Within the scope of the study, the course of private consumption expenditures over the years and its contribution to economic growth were given. The stationarities of the variables in the model have been tested with traditional unit root tests and Fourier unit root tests. According to unit root test results, series have unit root hence, long-term relationships between series were examined by Fourier-Shin cointegration test and ARDL bounds test approach. Cointegration test results reveal that the series move together in the long term. According to the ARDL bounds test, the GDP variable and the series reflecting the net change in assets positively affected private consumption expenditures as expected. A 1% increase in GDP increases private consumption expenditures by 0.61%. As expected in theory, the increase in interest rates reduces private consumption expenditures. However, the magnitude of the effect was relatively small. The inflation variable, which represents the economy's uncertainty, negatively affects private consumption expenditures. A 1% increase in inflation rates causes a 0.59% decrease in private consumption expenditures. Public expenditures affect private consumption expenditures negatively. 1% increase in public expenditures reduces private consumption expenditures by 0.34 %. This result shows a partial Ricardian equivalence is valid for Turkey.

Keywords: Private Consumption Expenditure, Income, Public Consumption Expenditure, ARDL Bounds Test, Turkish Economy

⁵ Munzur University Faculty of Economics and Administrative Science Department of International Trade and Management, sacitsari@anadolu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1305-5727

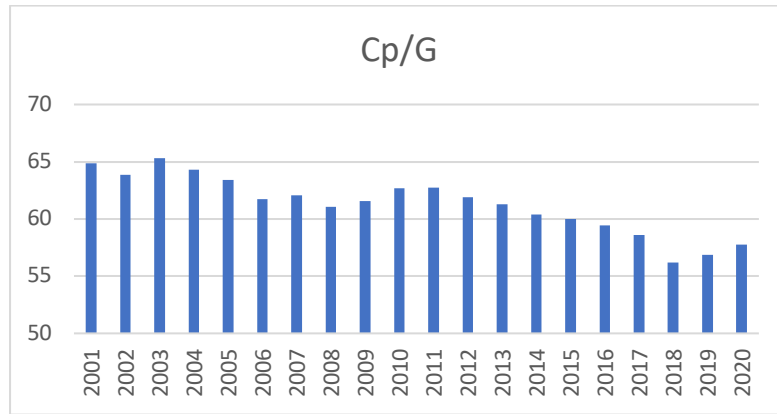
⁶ Anadolu University Faculty of Economics and Administrative Science Department of Economics, kyildirim@anadolu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3660-6886

Giriş

Tüketim faaliyeti bireyler, firmalar, organizasyonlar, kamu kuruluşları özelinde devlet ve kâr amacı gütmeyen kurumlar tarafından yapılmaktadır. Çalışmanın konusunu oluşturan özel tüketim harcamaları, hanehalkları ve kâr amacı gütmeyen kuruluşlar tarafından mal ve hizmet amacına yönelik yapılan harcamaların toplamıdır. Bütün ülke ekonomilerinde milli hasılanın yaklaşık olarak 2/3ünü oluşturan özel tüketim harcamaları finansal kurumlar, ekonomistler ve politika yapımcılar tarafından yakından izlenmektedir. Bu bağlamda özel tüketim harcamalarını belirleyen faktörlerin incelenmesi önem arz etmektedir. Bu çalışma kapsamında Türkiye ekonomisinde özel tüketim harcamalarını belirleyen faktörler 2000:3-2020:2 arası çeyrek dönemlik verilerle incelenecektir. Bu kapsamda çalışma planı şu şekilde oluşturulmuştur. Türkiye ekonomisinde temel makroekonomik değişkenlerle özel tüketim harcamaları ilişkisi incelendikten sonra tüketim konusunda geliştirilen hipotezlerin çıkarımları tartışılacaktır. Çalışmanın literatür taraması bölümünde tüketim konusunda yapılan çalışmaların sonuçları tablo halinde verilecektir. İzleyen bölümde çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemlerin teorik açıklamaları yapıldıktan sonra veri seti tanıtılacaktır. Bir sonraki bölümde ampirik analizlerin bulguları verildikten sonra çalışma sonuç ve politika önerileri bölümüyle tamamlanacaktır.

Türkiye Ekonomisinde Özel Tüketim Harcamaları

Özel tüketim harcamalarının Türkiye ekonomisinde GSYH içindeki payı yüzdeler olarak Şekil 1 aracılığıyla görülmektedir. 2001-2020 dönemi için özel tüketim harcamalarının milli hâsıla içinde payının son yıllardaki düşüş trendine rağmen oldukça istikrarlı olduğu gözlenmektedir. Tablo 1 ise 2013-2019 arası dönem için GSYH büyümesi ve özel tüketim harcamalarının büyümeye katkısını vermektedir. Bu bağlamda, Türkiye ekonomisindeki büyümenin dinamiğini özel tüketim harcamalarının oluşturduğu görülmektedir. Bu durum, Türkiye ekonomisinin büyümesinin üretim kaynaklı olmaktan çok iç talep kaynaklı olduğu ve özel tüketim harcamalarının itici faktör olduğu anlamına gelmektedir.



Şekil 1. Özel Tüketim Harcamalarının GSYH İçindeki Payı (Dünya Bankası)

Tablo 1
Özel Tüketim Harcamalarının Büyüme Katkısı

Yıl	GSYH Büyümesi	Özel Tüketim Harcamalarının Büyüme Katkısı
2013	8,5	3,4
2014	5,2	0,9
2015	6,1	3,3
2016	3,2	2,2
2017	7,5	3,7
2018	2,8	1,2
2019	0,9	0,4

Kaynak: TÜİK

Tüketim Harcamalarını Belirleyen Faktörler

Tüketim, ekonomik, sosyal, kültürel ve psikolojik boyutları olan oldukça kapsamlı bir yapıya sahiptir. Bu bağlamda tüketim harcamalarını farklı açılardan etkileyen birçok faktör vardır. Tüketim ilk safhada ekonomik bir aktivite olduğundan şüphesiz ekonomik faktörler ilk akla gelenlerdir. İlgili yazında bu ekonomik faktörler, gelir, gelir dağılımı, servet, faiz oranı, enflasyon, geçmiş dönem tüketimi, para arzı, döviz kuru, kamu politikaları, finansal gelişmeler olarak sıralanabilir. Ekonomik faktörler haricinde tüketici davranışlarını etkileyen faktörler psikolojik faktörler, sosyo-kültürel faktörler ve demografik faktörler olmak üzere üç grup altında toplanabilir (Ticaret Bakanlığı, 2018).

Tüketim Konusunda Geliştirilen Hipotezler

Ülke ekonomilerinin milli gelirinin (GSYH) önemli bir bölümünü oluşturan tüketim harcamalarını belirleyen faktörleri açıklamaya yönelik birçok teori geliştirilmiştir. Bunlardan ilki Keynes (1936) tarafından geliştirilen cari dönem tüketimini belirleyen temel değişkenin cari dönem geliri olduğunu belirten ve tüketim gelir ilişkisini fonksiyonel formda ortaya koyan ilk yaklaşım olan Mutlak Gelir Hipotezidir (MGH). Keynes hipotezini 'temel psikolojik kanuna' dayandırarak ortaya koymuş ve bireylerin gelirleri arttıkça tüketimlerinin de artacağını belirtmiştir. Keynes'e göre, toplam tüketim, toplam gelirin pozitif fakat azalan bir fonksiyonuydu. Modelin en önemli çıkarımı ise tüketim eğilimleri ile ilgiliydi. Bireylerin gelirleri arttıkça, bu gelirden tüketime ayrılan miktarını gösteren ortalama tüketim eğilimi (APC) ve gelirdeki artışın ne kadarlık kısmının tüketime artışa yol açacağını gösteren marjinal tüketim eğiliminin (MPC) gelir arttıkça azalmasıydı (Palley, 2010).

Keynesyen tüketim fonksiyonu genellikle otonom tüketim ve marjinal tüketim eğiliminin (c) olduğu bir eşitlikle gösterilmektedir.

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

eşitlikte C tüketimi, C_0 otonom tüketimi, YD harcanabilir geliri, c ise marjinal tüketim eğilimini ifade etmektedir. Eşitlikteki C_0 ile gösterilen ifade otonom tüketimi yani gelirden bağımsız tüketimi gösterirken c ise harcanabilir gelirdeki bir birimlik artışın tüketime etkisini yansıtan marjinal tüketim eğilimini (MPC) göstermektedir. Marjinal tüketim eğiliminin 0 ile 1 arasında bir değer alması gelirdeki bir birimlik artışın tüketimde bir birimden az bir artmayla sonuçlanacağını belirtmektedir.

Keynes'in tüketim konusundaki çıkarımlarının kısa vadede gösterdiği ampirik başarıya rağmen kısa ve uzun dönem tüketim fonksiyonlarının çelişmesi ve modelin temel önermelerinden biri olan gelir arttığı zaman uzun vadede ortalama tüketim eğiliminin düşeceği çıkarımının gerçekleşmemesi, tüketim ve tasarruf davranışlarını açıklamaya yönelik yeni yaklaşımların doğmasına zemin hazırlamıştır. Bunlardan ilki James S. Duesenberry tarafından geliştirilen Nispi Gelir Hipotezidir (1949).

Duesenberry bu noktada tüketici tercihlerinin birbirine bağlı olduğunu böylece tüketici davranışlarının seyri veya zaman içinde niçin değiştiği daha iyi açıklanabileceğini belirtmiştir. Aynı sosyal çevrede ve gelir grubunda yaşayan kişilerin gelirleri aynı oranda artıyorsa yani nispi gelir durumlarında bir değişme yoksa tüketiciler bu durumda tüketim harcamalarını gelir artışı oranında yaparlar. Bu çıkarım MGH'nin temel çıkarımı olan tüketimin bireylerin mutlak geliri tarafından belirlendiği şeklinde olan hipotezin doğru olmadığı, bireylerin tüketimlerinin etkileşimde buldukları sosyal çevrenin gelirene bağlı olduğu şeklinde belirtilebilir.

Tüketim teorileri 1950'lerin ortasından itibaren yeni teorilerin ortaya çıkmasıyla radikal bir şekilde değişmiştir. Irving Fisher, rasyonel, ileri görüşlü tüketicilerin zamanlar arası seçimlerini nasıl yaptıklarını analiz ederek modelini geliştirmiştir (Mankiw, 2003). Cari dönem ve gelecek dönem olarak iki dönemde yaşadığı varsayılan birey bir bütçe kısıtı altında likidite kısıtlarının olmadığı mükemmel bir piyasada borçlanma veya tasarruf etme kararlarıyla tüketim düzeyini dönemler arası stabilize etmek istemektedir. Bu kavram tüketim düzeltmesi olarak adlandırılmaktadır. Fisher'in zamanlar arası optimizasyon teorisine dayanan iki yaklaşım olan: Milton Friedman'ın Sürekli Gelir Hipotezi (SGH) ve Franco Modigliani'nin Yaşam Boyu Gelir Hipotezi (YBGH) tüketim konusunda başvurulan temel yaklaşımlar olmuştur (Blinder ve Deaton, 1985; Mankiw, 2003). Her iki hipotez de mevcut tüketim harcamalarının Keynes'in öngördüğü şekilde salt cari gelire bağlı olmayacağını, bireyin uzun vadeli beklenen gelirene, varlıklarına bağlı olduğunu öne sürmüştür (Heim, 2008).

YBGH Modigliani ve Brumberg tarafından 1954 yılında ortaya konulmuştur. Hipotez tüketim ve tasarruf davranışlarını açıklamaya çalışan mikroekonomi temelli bir teoridir. Model rasyonel, ileriye dönük kararlar alan temsili bireyin tüketim davranışlarını analiz ederek toplam tüketim fonksiyonuna ulaşmaktadır. Bireyler yaşam döngüleri boyunca tüketimlerini cari gelirleri, beklenen gelirleri ve toplam varlıklarını (cari varlıklarının değeri ve gelecekteki varlıklarının cari döneme indirgenmiş değeri) göz önünde bulundurarak belli bir seviyede tutarak faydalarını maksimum seviyeye çıkarmaya çalışmaktadırlar. Rasyonel bireyler tüketimlerini yaşam devrelerinin farklı yerlerinde, gelirlerinin yüksek olduğu dönemlerde pozitif tasarruf yaparken gelirlerinin göreceli düştüğü emeklilik yıllarında ve ekonominin daralma dönemlerinde ise negatif tasarrufta bulunarak değişen gelirlerine karşın standart bir tüketim kalıbı amacıyla yaptıklarını belirtmektedir (Yıldırım vd., 2014; Pistaferri, 2009). Hipotez fonksiyonel formda şu şekilde ifade edilmektedir; (Mishkin, 2012; Mankiw, 2003).

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

2 nolu eşitlikte α katsayısı servetin marjinal tüketim eğilimini belirtirken β parametresi ise gelirin marjinal eğilimidir. Bu bağlamda bireylerin sahip oldukları varlıkların ve gelirlerin marjinal tüketim eğilimlerinin farklı olduğunu belirtebiliriz.

Fisher'in zamanlar arası optimizasyon teorisine dayanan bir diğer hipotez ise Milton Friedman (1957) tarafından geliştirilen SGH'dir. Friedman, tüketimin yalnızca cari gelir tarafından belirlenmediğini ve tüketim harcamalarını cari gelirin dışında etkileyen faktörler olduğunu ayrıca tüketim düzeltmesininin rasyonel davranan tüketicilerin temel amacı olduğunu belirterek modelini ortaya koymuştur. SGH'de Friedman gelirin iki bileşenden oluştuğunu, gelirin uzun süre devam etmesi beklenen ve bireyin yaşam boyu varlıklarını temsil

eden birimini gelirin sürekli bileşeni olarak adlandırırken, sürekli gelirin aksine, uzun bir süre devam etmeyen ve dolayısıyla geçici dalgalanmalara maruz kalan geliri ise geçici gelir olarak belirtmiştir (Mishkin, 2012). Kısa ve uzun dönem tüketim eğilimlerinin farklı olması olgusunu Friedman, hanehalklarının sürekli gelirlerinin sabit bir yüzdesini tüketime ayırdıklarını, gelirin geçici bileşenin tüketim üzerinde bir etkisi olmadığını temel olarak açıklamaya çalışmıştır. SGH'ye göre, sürekli gelirin marjinal tüketim eğilimi (MPC) sabit ve ortalama tüketim eğilimine (APC) eşittir (Palley, 2010; Ünsal, 2013).

$C=kY^p$ eşitliğiyle açıklanan hipotez bireylerin tüketimlerini sürekli gelirlerinin 'k' kadarlık kısmını tüketime ayırdığını ve bu katsayının istikrarlı olduğunu öne sürmüştür. Tüketim harcamalarını belirleyen gelirin sürekli gelir olduğunu gelirin geçici bileşenin ise tüketim düzeyi üzerinde etkisinin olmadığını belirtmiştir.

SGH'yi rasyonel beklentiler yaklaşımıyla inceleyen bir diğer yaklaşım ise Robert Hall (1978) tarafından geliştirilen tüketimin rassal yürüyüş hipotezidir. Bu doğrultuda tüketimin rassal yürüyüşü cari dönem tüketimin, tüketimin önceki dönemlerde gözlemlenen herhangi bir ekonomik değişkenle ilgisiz olduğu anlamına gelmektedir (Ünsal, 2013, s. 492). Euler eşitliğiyle tüketimi açıklayan Hall, sürekli gelir hipotezi ve rasyonel beklentilerin birleşiminin tüketimin rassal bir yürüyüş göstereceğini belirtmiştir. Bu bağlamda bireyler sürekli gelirlerini rasyonel beklentiler altında formüle ederek tüketim düzeylerini belirlerken, yalnızca beklenmedik politika değişikliklerinin tüketim düzeyini etkileyeceğini belirtebiliriz (Mankiw, 2003).

Mikro temelli tüketim fonksiyonlarında ve Hall'ın yaklaşımında tüketim fonksiyonu, temsili bir birey ele alınıp model bu rasyonel beklentilere sahip, geleceğe yönelik kararlar alan birey üzerinden toplam tüketim fonksiyonuna ulaşıyordu. Bu yaklaşımın aksine Campbell ve Mankiw (1989) tüketim düzeyini gelecekteki beklenen sürekli gelirine göre belirleyen temsili tek birey yerine ikinci bir tür tüketici grubunun olduğunu farz ederek modellerini geliştirmişlerdir. Likidite kısıtlamaları nedeniyle bireyler stabil bir tüketim düzeyi sürdüremeyebilirler, bazı bireyler 'miyopluk' olgusu ve insan doğası gereği gelecek dönem tüketimi yerine cari dönem tüketimine daha fazla önem verebilirler. Campbell ve Mankiw mikro temelli tüketim hipotezlerinin aksine bireylerin tümünün tüketim düzeylerini geleceğe yönelik beklenen sürekli geliriyle belirlemediğini, yaklaşık olarak toplumun yarısının 'parmak kuralı' yani kabaca cari gelirlerine göre tüketim düzeylerini belirlediklerini vurgulamışlardır. Tasarruf düzeylerinin hipotezlerin öngördüğünden düşük çıkması, tüketim harcamalarının cari gelire aşırı hassas olması, tüm bireylerin tüm kararlarından rasyonel olamayıp mevcut döneme gelecek dönemden daha fazla önem vermeleri gibi etmenler tüketim harcamalarının en azından toplumun bir bölümü için cari gelirlerine duyarlı olduğu anlamına gelmektedir.

Davranışsal İktisatçılar ise bireylerin neden arzulanan düzeyin altında tasarruf ettiklerini, tüketim harcamalarının neden stabil bir düzeyde tutmanın zor olacağını insan doğasını temel olarak açıklama getirmeye çalışmışlardır. David Laibson (1997) önderliğindeki bir grup ekonomist bireylerin neo-klasik tüketim hipotezlerinin öngördüğü şekilde kuadratik fayda fonksiyonlarına sahip olmadıklarını ifade etmişlerdir. Bu ekonomistlere göre bireylerin hem kısa anlık sahip olmanın hazzı için kısa dönem tercihleri hem de sabırlı davranmak için uzun dönem tercihleri vardır. İşte bu iki dönemli tercihler hiperbolik iskonto olarak adlandırılmaktadır. Davranışsal iktisatçılar, hiperbolik iskonto fonksiyonuna sahip hanehalklarının cari dönem tüketimini uzun dönemli tüketime tercih ederek cari gelirlerinin ve cari dönem tüketim harcamalarının birlikte aynı yönde hareket etmelerine neden olacağını belirtmişlerdir.

Literatür Taraması

Tüketim konusunda ilk dönem ampirik çalışmaların genellikle geliştirilen hipotezlerin sınanması şeklinde olduğu görülmektedir. Duesenberry (1949) Nispi Gelir Hipotezini Amerikan ekonomisi için test ederek sosyal çevre, meslek ve kentte yaşam gibi faktörlerin tüketim üzerinde etkili olduğunu belirterek modelin çıkarımlarının geçerli olduğunu belirtmiştir. Ando ve Modigliani (1963) geliştirdikleri Yaşam Boyu Gelir Hipotezini Amerika ekonomisi için sınavarak, tüketim harcamalarının beklenen gelir tarafından belirlendiğini belirtmişlerdir. Hall (1978) tüketimin rassal yürüyüşünü yine Amerikan ekonomisinde sınamıştır. Yazar, tüketimi açıklamada gelirin bir rolü olmadığını belirterek tüketimin rassal yürüyüş gösterdiğini öne sürmüştür. Campbell ve Mankiw (1989,1990) çalışmalarında geliştirdikleri λ tüketim hipotezini sınamışlardır. Bireylerin en az yarısının tüketimlerini cari gelirlerine göre verdiklerini belirterek modellerinin geçerli olduğunu belirtmişlerdir.

İzleyen dönem çalışmaları genellikle geliştirilen hipotezlerin test edilmesi ve ekonomik değişkenlerin tüketim harcamaları üzerindeki etkisini araştırmak üzerine olmuştur.

Tablo 2
Literatür Özeti

Çalışma Bilgisi	Ülke/Bölge	Zaman Aralığı	Yöntem	Sonuç
Ho (2001)	24 OECD ülkesi	1981-1997	Panel Eşbütünleşme	Kamu harcamaları ile özel tüketim harcamaları arasında önemli derecede ikame edilebilirlik olduğunu belirterek Klasik ekollerin çıkarımın doğrulamıştır.
Çağlayan (2003)	Türkiye	1988:01-2000:04	Zaman Serisi	Tüketim ve gelir serisinin eş bütünleşik olduğunu belirten yazar YBSGH'nin Türkiye ekonomisi için geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır.
Pehlivan(2006)	Türkiye	1987-2005	Eş bütünleşme	Sonuçlar gelir değişkeninin tüketim harcamalarını pozitif yönde etkilediği, faiz değişkeninin ise negatif yönde etkilediğini göstermektedir. Uzun dönemde özel nihai tüketim harcamaları ile gelir ve servet arasında anlamlı ilişki bulunmuştur.
Guo ve N'Diaye (2010)	39 Ülke	1980-2008	Panel Veri	GSYH, GSYH büyümesi, kamu tüketimi, ticaret hadleri ve dış finansman tüketimi olumlu etkilerken, reel faiz oranı, yaşlı bağımlılık oranı, finansal gelişmişlik ve reel döviz kurunun negatif yönde etkilediğine dair bulgulara ulaşmışlardır.
Adedeji ve Adegboye (2013)	Nijerya	1981-2010	ECM	Kişi başı gelir, GSYH, enflasyon ve harcanabilir gelirin tüketim üzerinde pozitif etkileri varken, büyüme oranı, doğrudan yabancı yatırımları, reel döviz kuru ve kamu harcamalarının negatif etkileri olduğunu, reel faiz oranlarının etkisi olmadığını belirtmişlerdir.

Tablo 3
Literatür Özeti (Devamı)

Çalışma Bilgisi	Ülke/Bölge	Zaman Aralığı	Yöntem	Sonuç
Khan, vd., (2015)	Çin ve G7 ülkeleri	1985-2013	ARDL	Gelir ve servetin toplam tüketimin belirleyicisi, Kanada dışındaki ülkelerde reel faiz oranlarının tüketimi negatif yönde etkilediği ve işsizlik oranı tüm ülkelerde toplam tüketimi negatif yönde etkilediğini belirtmişlerdir.
Akıncı ve Tuncer (2016)	Türkiye	2006:1-2016:2	Eşbütünleşme, Nedensellik	Ricardocu denkliğin geçerli olduğunu dair bulgulara ulaşmışlardır.
Djeddi (2017)	Cezayir	1980-2015	Eşbütünleşme, ECM	RBSGH geçerliliğini sınamıştır. Analiz sonuçları gelir, tüketim ve gecikmeli değerlerin eş bütünleşik olduğunu, ilgili hipotezin Cezayir ekonomisi için geçerli olmadığını sonucuna ulaşmıştır.
Dajcman (2018)	12 Avrupa Ülkesi	1998:01-2016:04	Panel eş bütünleşme	Reel tüketim harcamaları ile, reel gelir, reel finansal servet, reel konut serveti ve gelir belirsizliği arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Değişkenlerin uzun dönemde eş bütünleşik olduğunu belirten yazar, reel gelir ve reel finansal servetin tüketimin temel belirleyicisi olduğunu, Portekiz, İspanya, İrlanda Yunanistan için gelir ve sermaye belirsizliğinin tüketimi negatif yönde etkilediğini belirtmiştir.
Lunfang, vd., (2018)	Çin	1970-2016	Zaman Serisi	SGH ile MGH'nin geçerliliğini sınamışlardır. SGH'nin geçerli olmadığını, MGH'nin Çin'deki tüketim davranışlarını açıklamada başarılı olduğunu belirtmişlerdir.
Liaqat,ve Bunnika, (2018)	Çin	1970-2016	OLS IV	Çin ekonomisinde nüfusun %25'nin tüketim harcamalarını sürekli gelirlerine göre verdiği, geri kalanların ise tüketim harcamalarını MGH'nin öngördüğü şekilde cari gelirlerine göre belirlediğini belirtmişlerdir.
Muzindutsi ve Mjeso (2018)	Güney Afrika	1995-2015	ARDL	Uzun dönemde ekonomik birimler tüketimlerini büyük oranda cari gelirlerine göre belirlerken, döviz kurunun düşmesi (yerli paranın değerlenmesi) tüketimi olumlu yönde etkilemektedir. Kısa ve uzun dönemde enflasyon ve faiz oranları tüketimi negatif yönde etkilemektedir.

Tablo 4
Literatür Özeti (Devamı)

Çalışma Bilgisi	Ülke/Bölge	Zaman Aralığı	Yöntem	Sonuç
Odionye ve Ukeje (2019)	Nijerya	1998:01-2016:04	ARDL-ECM	Harcanabilir gelir, finansal varlıklar, faiz oranı ve devlet harcamalarının özel tüketim harcamalarını etkilediğini, harcanabilir gelir, kamu harcamaları ve kredi imkanlarının tüketimi pozitif yönde etkilerken, diğer değişkenlerin negatif yönde etkilediğini belirtmişlerdir.
Yamak. vd., (2019)	Türkiye	2004:01-2018:03	ARDL	Tüketim harcamaları, reel GSYH, tüketici güven endeksi, enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. İlgili değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğunu tespit eden yazarlar, güven endeksi ve gelirin tüketimi pozitif yönde, enflasyon ve faiz oranlarının ise negatif yönde etkilediğini belirtmişlerdir.
Almosabbeh (2020)	Mısır	1970-2017	ARDL VE NARDL	Kamu harcamaları ile özel tüketim harcamaları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İki değişken arasında asimetric ilişkilerin olduğunu belirtmiştir. Kamu harcamalarındaki yüzde 1'lik bir artışın, tüketici harcamalarında yüzde 0,8699 düşüşle sonuçlanacağını, iki tür harcama arasındaki ilişkinin dışlandığını ortaya koymuştur.
Sugiarto ve Wibowo (2020)	Endonezya	2010-2019	GMM	Analiz sonuçları, bir önceki dönem tüketimi, gelir düzeyi ve kamu harcamalarının özel tüketimi pozitif yönde etkilediğini, enflasyon ve işsizlik oranlarının ise negatif yönde olduğunu göstermektedir.

Yöntem

“Bu çalışma, kapsamı gereği etik kurul onayı gerektirmemektedir.”

Bu çalışma kapsamında Türkiye ekonomisinde özel tüketim harcamalarının belirleyicileri incelenecektir. Tüketim harcamaları 2000:Q3 ile 2020:Q2 arası çeyrek dönemlik verilerle, Tüketim harcamalarını açıklamak üzere model şu şekilde kurulmuştur.

$$LCP=f(LCG, LGDP, LINT, LREX, LENF, NETW)$$

Bu modelde, LCP özel tüketim harcamalarını, LCG kamu tüketim harcamalarını, LGDP, Gayri Safi Yurtiçi Hasılayı, LINT, faiz oranı (Merkez Bankası Mevduat Faiz Oranı), LREX, Reel döviz kurunu, LENF Enflasyon değişkenini ve NETW ise serveti temsilen net varlıklardaki değişim verisi olarak kullanılmıştır. Tüm değişkenlerin reel hali alındıktan sonra doğal logaritmaları alınmıştır. Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 3 aracılığıyla verilmiştir.

Tablo 5

Tanımlayıcı İstatistikler

DEĞİŞKEN	AÇIKLAMA	ORTALAMA	MAKSİMUM	MİNİMUM	STANDART SAPMA	VERİ KAYNAĞI
LCP	Reel Özel Tüketim Harcamaları	1.85E+08	2.81E+08	1.02E+08	50125453	Data Stream
LCG	Reel Kamu Harcamaları	41650539	74875851	22948815	12900301	Data Stream
LGDP	Reel GSYH	2.99E+08	4.78E+08	1.56E+08	89816708	Data Stream
LINT	Merkez Bankası Politika Faiz Oranı	19.18225	183.20	1.50	24.72476	Data Stream
LREX	Reel Döviz Kuru	96.76239	118.1836	65.45640	13.27814	Data Stream
LENF	Enflasyon değişkeni	15.32022	70.46700	4.34800	14.59397	Data Stream
NETW	Özel Kesim Servet Değişim Oranı	4.424375	28.04000	-9.190000	5.876694	Data Stream

Geleneksel zaman serisi çalışmalarında değişkenlerin durağan oldukları varsayılıyordu. En temel tanımıyla bir serinin ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmiyorsa ilgili serinin durağan olduğu kabul edilmektedir (Gujarati, 2004). Durağan olmayan serilerle yapılan analizlerde aralarında ilişki olmadığı halde seriler arasında yüksek bir R^2 değeri, anlamlı t istatistikleri çıkmasına rağmen Durbin-Watson değeri düşük çıkmaktadır. Bu tür durumlarda sahte regresyon denilen olgu ortaya çıkmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2017; Göktaş vd, 2019, s. 1). Bu çalışma kapsamında değişkenler yapısal kırılmaları dikkate almayan doğrusal testlerden en çok kullanılan ADF ve Phillips-Perron (1988) testleriyle sınanmıştır.

Perron'un (1989) çalışmasıyla beraber birim kökün tespitinde yapısal kırılmaların önemi ortaya çıkmıştır. Bir verinin oluşturma sürecinde (DGP) yapısal kırılmaların formunun yanlış şekilde belirlenmesi durumunda durağanlık ve birim kök testlerinin hatalı sonuç vereceği kabul edilen bir gerçek olmuştur (Becker vd., 2006). Yapısal kırılmalı birim kök testlerinde kırılmalar oluşturulan kukla değişkenlerle temsil edilmiştir. Bu tür testlerde kırılmaların aniden keskin bir şekilde gerçekleştiği varsayılmaktadır.

Becker vd., (2006) vurguladığı gibi pratikte kırılmaların doğası, sayısı ve formu genellikle bilinmemektedir. Gallant (1984), Davies (1987), Gallant ve Souza (1991) ve Becker vd., (2006) belirttiği gibi Fourier yaklaşımının, kendisi periyodik olmasa bile, genellikle bilinmeyen bir kırılmanın davranışını yakalayabildiğini göstermektedir (Becker vd., 2006).

Becker vd., (2006) bu doğrultuda modelin deterministik bileşenlerine yaklaşmak için Fourier fonksiyonunun seçilmiş bir frekans bileşenini kullanan bir durağanlık testi geliştirmişlerdir. Bu doğrultuda Becker vd., (2006)

spesifik kırılma tarihlerini, kırılmaların sayısını ve kırılmaların şeklini seçmek yerine, spesifikasyon problemi tahmin denkleminde dahil edilecek uygun frekans bileşenini seçmişlerdir. Becker vd., (2006) bilinmeyen doğrusal olmayan kırılmaları yakalamak için trigonometrik terimler kullanmışlardır. Geliştirdikleri test KPSS tipi bir durağanlık testidir. Temel hipotez serinin durağan olduğunu belirtirken alternatif hipotez ise serinin birim köklü olduğunu belirtmektedir.

Veri oluşturma süreci 3 nolu eşitlikte verilen biçimde olan bir y serisinin;

$$y_t = X_t\beta + Z_t\gamma + r_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Hata teriminin bağımsız ve özdeş dağıldığı ve varyansının sabit olduğu kabul edilmektedir. $X_t = [1]$ y_t serisinin düzey durağan olduğu durumu belirtirken, $X_t = [1, t]$ ise trend durağan süreci göstermektedir. Deterministik terimdeki kırılmaları veya doğrusal olmama durumu $Z_t = [\sin(2\pi kt/T), \cos(2\pi kt/T)]$ ile tespit edilmektedir. Bu eşitlikteki k hata terimlerinin kareleri toplamını minimize eden frekans sayısını gösterirken, T gözlem sayısını göstermektedir. $\alpha(t)$ bilinmeyen sayıda ve formda kırılmaları göstermek üzere, (α_t) serisi Fourier fonksiyonuyla 5 nolu eşitlikle gösterilmektedir.

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \sum_{k=1}^n \alpha_{\theta_k} \cos(2\pi kt/T); n < \frac{T}{2} \quad (5)$$

Bu ifadede n, yaklaşık değerde bulunan frekansların sayısını gösterirken k belirli bir frekansı temsil eder. Z_t ile gösterilen trigonometrik terimler anlamsız çıkarsa test geleneksel KPSS birim kök testini vermektedir.

Eğimde ve trendde kırılmalara izin verildiğinde Fourier yaklaşımı ise 6'da verilen denklem yardımıyla gösterilmektedir.

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma_1 \sin(2\pi kt/T) + \gamma_2 \cos(2\pi kt/T) + \varepsilon_t \quad (6)$$

6 nolu eşitlikten test istatistiğini ise 7 nolu eşitlikten hesaplamak mümkündür.

$$\tau_t(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t(k)}{\sigma^2} \quad (7)$$

Becker vd., (2006) çoğu makro ekonomik seride birinci veya ikinci frekansta kırılmaları yakaladığını belirtmişlerdir. Modelin doğrusal olup olmadığını ise klasik F testi yaklaşımıyla hesaplanacağını belirtmişlerdir.

$$F_i(k) = \frac{SSR_0 - SSR_1(k)/2}{SSR_1(k)/(T-q)}, i = \mu\tau \quad (8)$$

$SSR_1(k)$ Eşitlikteki hata terimlerin kareleri toplamını gösterirken, SSR_0 ise trigonometrik terimler olmayan eşitliğin hata terimleri kareleri toplamını gösterirken, q açıklayıcı değişken sayısını temsil etmektedir. Hesaplanan F istatistiği kritik değerlerden büyüğe trigonometrik terimlerin anlamlı olduğu, aksi durumda ise geleneksel KPSS birim kök testinin kullanılması gerekmektedir.

Seri durağan olmadığında F testinin aşırı güç gösterebileceği bilindiğinden F testinin, doğrusallık hipotezinin reddedilmesinin mutlaka doğrusal olmayan eğilimin varlığı anlamına gelmediği sınırlaması nedeniyle F-testinin yalnızca durağanlık hipotezi reddedilmediğinde kullanılabileceğini belirtmişlerdir (Becker vd., 2006, s. 391).

Eşbütünleşme Testleri

Durağan olmayan zaman serilerinin uzun dönemdeki ilişkisi eşbütünleşme analizleriyle incelenmektedir. Literatürde sıklıkla kullanılan Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerinde değişkenlerin durağanlık derecelerinin aynı olması gerekmektedir. Pesaran vd., (2001) bu sorunu aşmak için alternatif bir eşbütünleşme testi geliştirmişlerdir. ARDL sınır testi yaklaşımında değişkenlerin aynı derecede bütünleşik olmalarına gerek duyulmadan ilgili seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmaktadır. Güriş'in (2018) belirttiği üzere ARDL sınır testinin birtakım avantajları bulunmaktadır. Öncelikle belirtildiği gibi değişkenler I(2) olmadığı müddetçe serilerin durağan özelliklerini dikkate almamaktadır. Monte-Carlo simülasyonları küçük örneklerde ARDL yaklaşımının diğer eşbütünleşme testlerinden daha iyi sonuç verdiğini göstermektedir. Sınır testi değişkenlerin Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış Modellerine (ARDL) dayandığından serilerin endojenlik problemi dikkate alınmaktadır (Güriş, 2018, s, 106). Sınır testinin bir diğer avantajı ise model aracılığıyla seriler arasındaki kısa ve uzun dönem esneklikleri hesaplamak mümkün olmaktadır.

ARDL sınır testi denklemi şu şekilde ifade edilmektedir;

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \dots + \sum_{i=0}^n \beta_{ki} \Delta X_{tk-i} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 X_{1t-1} + \dots + \delta_k X_{kt-1} + u_t \quad (9)$$

Model bu şekilde belirtildikten sonra uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Uygun gecikme uzunluğu belirlendikten sonra hipotez şu şekilde kurulmaktadır.

$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$ (Eşbütünleşme yoktur).

$H_1 = \delta_1 \neq \delta_2 \neq \dots \neq \delta_k \neq 0$ (Eşbütünleşme vardır).

Hesaplanan test istatistiği üst kritik değerden büyük ise temel hipotez reddedilerek seriler arasında uzun dönemli ilişki olduğu kabul edilir. Test istatistiği alt kritik değerden küçük ise temel hipotez reddedilemeyerek seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı kabul edilir. Test istatistiği alt ve üst sınır değerleri arası ise kararsız bölge olarak kabul edilir ve değişkenlerin durağanlıklarının tekrardan incelenmesi gerekmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki ise şu denklemlerle ifade edilir.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \dots + \beta_{ki} \Delta X_{tk-i} + u_t \quad (10)$$

Uzun dönemli katsayılar bağımsız değişkenlerin bir gecikmeli değerinin katsayısının bağımlı değişkenin bir gecikmeli katsayısına bölünüp negatif işaretlisi ile çarpılması ile elde edilmektedir (Pesaran ve Shin, 1999).

Kısa dönem esneklikleri ise;

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \dots + \sum_{i=0}^n \beta_{ki} \Delta X_{tk-i} + \mu_{ECM,t-1} + u_t \quad (11)$$

μ ile gösterilen hata düzeltme terimi (ECM) uzun dönem ilişkinin elde edildiği modelin kalıntılarının bir gecikmeli değeridir (Esen, vd., 2012). Hata düzeltme terimi kısa dönemde dengeden meydana gelen bir sapmanın ne kadarının uzun dönemde dengeye geleceğini göstermektedir. İlgili katsayı istatistiksel olarak anlamlı ve 0 ile -1 arasında değer almalıdır.

Geleneksel eşbütünleşme testlerinde incelenen dönemde meydana gelen yapısal kırılmalar dikkate alınmamaktadır. Tsong vd, (2016) deterministik eğilimde mevcut bir kırılmanın ihmal edildiği durumda eşbütünleşme testinin eşbütünleşme ilişkisi olmasına rağmen ilişki yokmuş şeklinde sonuç vereceğini belirtmişlerdir.

Bu doğrultuda Tsong vd., (2016) Fourier formunu kullanarak deterministik trendde bilinmeyen formdaki yapısal kırılmalara izin veren eşbütünleşmenin varlığını sınamak için bir test geliştirmişlerdir. Yazarlar, bilinmeyen biçim ve sayıdaki yapısal kırılmaları deterministik terimlerle barındırmak için Fourier bileşenini kullanarak temel hipotezde tıpkı KPSS tipi testte olduğu gibi eşbütünleşmenin olduğu alternatif hipotez ise eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı şeklinde olan bir test önermişlerdir. Bu yaklaşımla bilinmeyen formdaki ve tarihteki yapısal kırılmaların düşük frekanslı bir Fourier bileşeni ile tespit edileceği öngörülmektedir.

Tsong vd., (2016) çalışmalarında 12 de belirtilen eşbütünleşme denklemini incelemiştir;

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t, t=1,2, \dots, T$$

$$\eta_t = \gamma_t + v_{1t}, \gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t, \gamma_0 = 0 \text{ ve } x_t = x_{t-1} + v_{2t} \quad (12)$$

12 nolu denklemde u_t durağan hata terimini gösterirken, γ_t ise rassal yürüyüş sürecini göstermektedir. v_{1t} ve v_{2t} durağan vektörleri durağan olduğundan, γ_t ve x_t birinci fark durağan süreçlerdir. Modelde yer alan d_t ise;

$$d_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + f, \quad m \text{ 0 veya 1 olmak üzere} \quad (13)$$

13 nolu eşitlikteki f terimi ise fourier fonksiyonunu göstermektedir.

$$f = \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \beta_k \cos(2\pi kt/T) \quad (14)$$

Bu denklemde k frekans sayısını, t trendi ve T ise gözlem sayısını göstermektedir. Eşbütünleşmenin varlığı ise şu hipotezlerle sınanmaktadır.

$$H_0 = \sigma_u^2 = 0 \quad (\text{Eşbütünleşme vardır}) \quad H_1 = \sigma_u^2 > 0 \quad (\text{Eşbütünleşme yoktur})$$

Test istatistiğini elde edebilmek için fourier fonksiyonlu eşitlik 15 nolu eşitlikle yazılabilir;

$$y_t = \delta_0 + \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \beta_k \cos(2\pi kt/T) + x_t' \beta + v_{1t} \quad (15)$$

15 numaralı eşitlikten KPSS tipi eşbütünleşme istatistiği ise 16 numarada verilen eşitlik yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$CI_f^m = T^{-2} \omega_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2, \quad (16)$$

S_t , 21 numaralı eşitliğin en küçük kareler ile tahmin edilmesinden elde edilen artıkları göstermektedir.

Bulgular ve Tartışma

Bağımlı değişken özel tüketim harcamaları (LCP), kamu tüketim harcamaları (LCG), Reel GSYH (LGDP), Faiz değişkeni (LINT), Enflasyon değişkeni (LENF), Reel Döviz kuru (LREX) düzey değerlerinin test istatistiğinin kritik değerden büyük olduğu görülmektedir. İlgili serilerin birinci farkları alındıktan sonra %1 düzeyinde dahi güçlü durağanlık özellikleri gösterdikleri görülmektedir. Tüketim modelinde yer alan ve serveti temsilen seçilen değişken olan özel kesimin varlıklarındaki net değişim (NETW) değişkeni ise hem sabitli hem de trendli modelde durağan çıkmaktadır. Tüketim modelinde yer alan değişkenlerin durağanlıkları ayrıca Philips-Perron birim kök testi aracılığıyla da incelenmiştir. İlgili testin sadece sabitli modelinin sonuçları ADF testiyle uyumluluk göstermektedir.

Tablo 4
Tüketim Modelinde Yer alan Değişkenlerin ADF-PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler		ADF Birim Kök Testi		PP Birim Kök Testi	
		Sabit Terimli	Sabitli ve Trendli	Sabit Terimli	Sabitli ve Trendli
LCP	I(0)	-1.1659	-3.0606	-0.7756	-6.3618***
	I(1)	-3.4489**	-3.4003***	-14.0591***	-13.9739*
LCG	I(0)	-0.8133	-1.8630	-1.8359	-15.4355***
	I(1)	-27.3818***	-27.2804***	-38.8995***	-38.7947***
LGDP	I(0)	-1.2943	-2.8188	1.0679	-7.1669***
	I(1)	-3.6188***	-3.4433***	-13.4626***	-13.3204***
LINT	I(0)	-1.2909	-1.9949	-1.2683	-1.9654
	I(1)	-7.5496***	-6.3802***	-7.1604***	-7.0082***
LENF	I(0)	2.1056	4.9980	2.5323	3.5211
	I(1)	-4.3902***	-4.8286***	-4.3349***	-4.7994***
LREX	I(0)	-2.6820*	-2.5007	-2.5454	-2.2844
	I(1)	-7.6212***	-6.9000*	-8.6911***	-9.2587***
NETW	I(0)	-7.1293***	-7.4413***	-7.1293***	-7.4689***
	I(1)	-	-	-	-

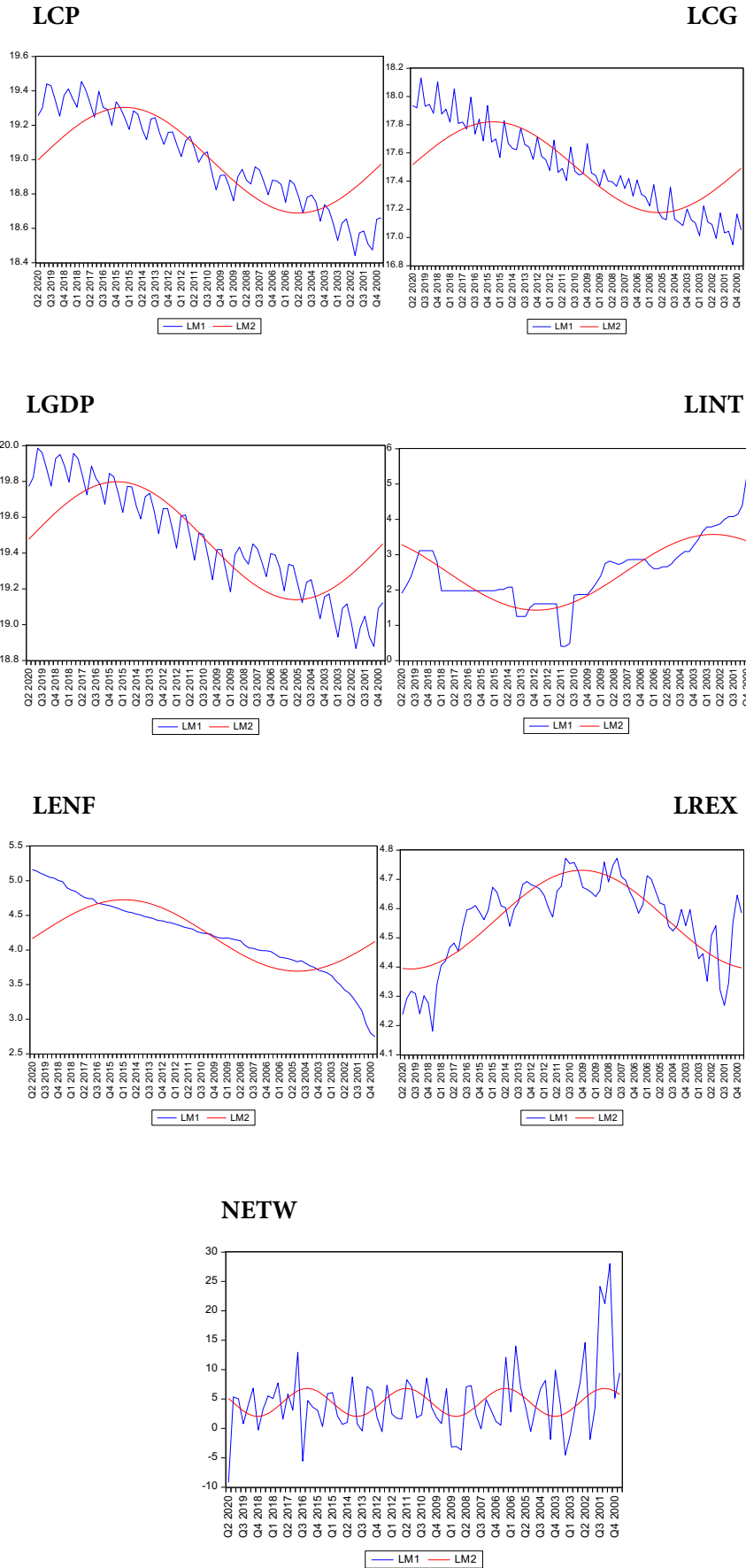
Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlam düzeylerini ifade etmektedir.

İlgili değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri ayrıca Fourier birim kök testleri aracılığıyla da sınanmıştır. Tablo 5 ilgili testlerin sonucunu vermektedir. LCP, LGDP ve LENF değişkenlerinin sabitli ve trendli modele göre Fourier ADF testine göre test istatistiklerinin kritik değerden büyük olduğundan temel hipotez reddedilemeyerek ilgili serilerin durağan olmadıkları görülmektedir. Faiz ve Döviz kuru değişkenleri bütün Fourier birim kök testlerinde deterministik trend etrafında birim köklü çıkmışlardır. Serveti temsilen seçilen değişkenlerden NETW değişkeni düzeyde durağan çıkarken, Temel hipotezin serinin deterministik trendle durağan olduğunu belirten Fourier KPSS test sonucuna göre ise LGDP ve Kamu harcamaları değişkenlerinin test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğu için serilerin deterministik trend etrafında durağan oldukları görülmüştür.

Tablo 5
Fourier Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Yöntem	Sabitli			Sabitli ve Trendli		
		Test İst.	Fourier Sayısı	Kritik Değer	Test İst.	Fourier Sayısı	Kritik Değer
LCP	Fourier ADF	-2.859	1	-4.42 -3.81	-3.513	2	-4.69 -4.05
	Fourier LM				-3.450	1	-4.69 -4.10
	Fourier GLS	-1.717	1	-3.91 -3.29	-3.62	1	-4.77 -4.17
	Fourier KPSS	1.917	1	0.26 0.17	0.075	2	0.20 0.13
LGDP	Fourier ADF	-3.451	1	-4.42 -3.81	-1.419	1	-4.95 -4.35
	Fourier LM				-3.502	1	-4.69 -4.10
	Fourier GLS	-1.857	1	-3.91 -3.29	0.038	2	-4.27 -3.64
	Fourier KPSS	1.861	1	0.26 0.17	0.038	2	0.20 0.13
LENF	Fourier ADF	1.948	4	-3.64 -2.97	-3.189	2	-4.69 -4.05
	Fourier LM				-2.143	2	-4.25 -3.57
	Fourier GLS	-0.658	1	-3.91 -3.29	-2.266	1	-4.77 -4.17
	Fourier KPSS	2.248	1	0.26 0.17	0.245	1	0.071 0.054
LCG	Fourier ADF	-0.018	2	-3.97 -3.27	-3.106	2	-4.69 -4.05
	Fourier LM				-1.344	2	-4.25 -3.57
	Fourier GLS	-0.013	1	-3.91 -3.29	-2.285	2	-4.27 -3.64
	Fourier KPSS	1.883	1	0.26 0.17	0.014	2	0.20 0.13
LREX	Fourier ADF	0.196	5	-3.58 -2.93	-0.903	3	-4.45 -3.78
	Fourier LM				-3.391	1	-4.69 -4.10
	Fourier GLS	0.144	1	-3.91 -3.29	-3.127	1	-4.77 -4.17
	Fourier KPSS	0.671	1	0.26 0.17	0.147	1	0.071 0.054
LINT	Fourier ADF	-3.012	1	-4.42 -3.81	-3.774	1	-4.95 -4.35
	Fourier LM				-3.716	1	-4.69 -4.10
	Fourier GLS	-2.642	1	-3.91 -3.29	-3.938	1	-4.77 -4.17
	Fourier KPSS	0.865	1	0.26 0.17	0.140	1	0.071 0.054
NETW	Fourier ADF	-5.993*	3	-3.77 -3.07	-5.803*	3	-4.45 -3.78
	Fourier LM				-3.213	1	-4.69 -4.10
	Fourier GLS	-1.545	5	-2.88 -2.20	-1.531	3	-4.04 -3.36
	Fourier KPSS	0.544	4	0.72 0.45	0.037	1	0.071 0.054

Not (A): Fourier ADF (Enders ve Lee, 2012a), Fourier LM (Enders ve Lee, 2012b), Fourier GLS (Rodrigues ve Taylor, 2012), Fourier KPSS (Becker, Enders ve Lee, 2006) ve *, ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.



Şekil 2. Tüketim Modelinde Yer Alan Değişkenlerin Fourier Grafikleri

Şekil-2 tüketim modelinde yer alan serilerin incelenen dönem boyunca grafiklerini vermektedir. Şekillerden de görüleceği üzere Fourier terimlerin kırılmaları daha iyi yakaladığı görülmektedir.

Tüketim modelinde yer alan değişkenlerden özel tüketim harcamaları, reel milli gelir, kamu tüketim harcamaları, enflasyon ve faiz değişkenleri Fourier KPSS birim kök testine göre sabitli modelde birinci farkları alınca durağanlaşmaktadır. Bu doğrultuda tüketim modelinde Fourier-Shin eşbütünleşme testi sabitli modelde şu eşitlikle sınanmıştır;

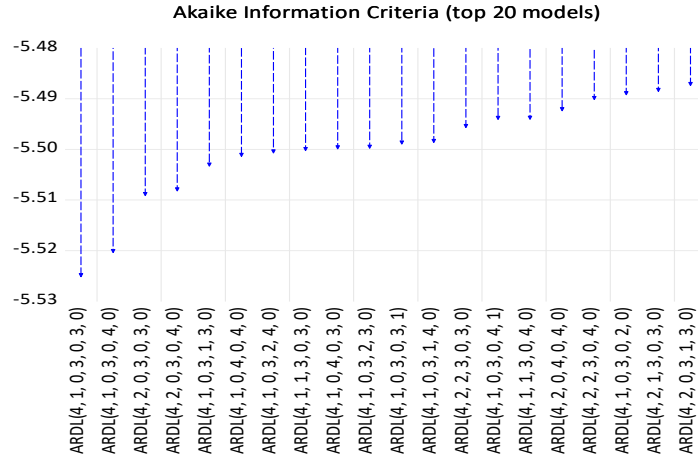
$$LCP=f(LGDP, LCG, LINT, LENF, LREX) \quad (17)$$

Tablo 6
Fourier-Shin Eşbütünleşme Test Sonucu (Tüketim)

Bağımlı Değişken	Frekans	Fourier Test İstatistiği	Bant Genişliği	F Test İstatistiği	Fourier Kritik Değer %5	F Test Kritik Değer
LCP	1	0.037373	3	21.03571	0.061	4.066

Fourier-Shin eşbütünleşme testinde temel hipotez serilerin eşbütünleşik olduğu, alternatif hipotez ise seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı şeklindedir. Test istatistiği kritik değerden küçük ise temel hipotez reddedilemeyerek ilgili serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri ortaya çıkmaktadır. F test istatistiği ise trigonometrik terimlerin anlamlılığını sınamaktadır. Tüketim modelinde trigonometrik terimlerin anlamlılığını sınan F test istatistiği kritik değerden büyük olduğu için ilgili terimlerin anlamlı olduğu görülmektedir. Türkiye ekonomisinde Fourier-Shin eşbütünleşme testi sonucu özel tüketim harcamaları, gelir-kamu tüketim harcamaları, enflasyon, faiz oranı ve döviz kuru serilerinin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri, tüketimin belirlenmesinde cari gelirin yanında modele ilave edilen diğer değişkenlerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Özel tüketim harcamalarıyla modele dâhil edilen değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı ayrıca ARDL sınır testiyle de analiz edilmiştir. Tüketim modelinde yer alan değişkenler için Şekil 3' de görüleceği üzere (4,1,0,3,0,3,0) modeli en uygun gecikme olarak seçilmiştir.



Şekil 3. Uygun Model Seçimi (Tüketim)

Tablo 7

ARDL Sınır Testi Sonucu (Tüketim)

Açıklayıcı değişken sayısı (k)	F İstatistiği	Alt Sınır			Üst Sınır		
		%1	%5	%10	%1	%5	%10
6	6.487040	4	3.077	2.657	5.397	4.284	3.776

Değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı Tablo 7 aracılığıyla verilmiştir. F istatistiği bütün anlamlılık düzeylerinde üst sınırdan daha büyük olduğu için temel hipotez reddedilerek değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

ARDL sınır testinde uzun dönem katsayılar Tablo 8'de verilmiştir. Gelir ve özel kesimin servetinde değişmeyi yansıtan NETW değişkenlerinin literatürde yapılan çalışmalara benzer şekilde (Pehlivan, 2006, Odionye ve Ukeje, 2019; Ezeji ve Ajuda, 2015) özel tüketim harcamalarını pozitif yönde etkilediğine dair bulgulara ulaşılmıştır. Modelde yer alan diğer değişkenlerin uzun dönemde özel tüketim harcamaları üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etkileri olduğu tespit edilmiştir. Kamu harcamalarındaki %1'lik bir artışın özel tüketim harcamalarında %0.34 azalmaya neden olacağı, bu doğrultuda Türkiye ekonomisinde incelenen dönem boyunca kısmi Ricardocu denklemin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç Ho (2001), Akıncı ve Tuncer (2016) ve Almosabbah (2020) sonuçlarıyla paralellik göstermektedir.

Tablo 8

ARDL Uzun Dönem Katsayıları (Tüketim)

Değişkenler	Katsayı	Standart Sapma	t İstatistiği	Olasılık
LGDP	0.615597***	0.142728	4.313093	0.0002
LCG	-0.343562***	0.068863	-4.989049	0.0000
LINT	-0.019371***	0.007133	-2.715570	0.0087
LENF	-0.596586***	0.196051	-3.043019	0.0056
LREX	-0.339446***	0.111273	-3.050567	0.0055
NETW	0.006846**	0.002725	2.511767	0.0191

Not: * ** *** sırasıyla %10, %5, %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Faiz oranlarındaki bir artışın da özel tüketim harcamalarında azalmaya neden olduğu görülmektedir. Bu bağlamda faiz oranlarındaki bir artış sonucu ikame etkisinin gelir etkisinden baskın olması sonucu özel tüketim harcamalarını azaltırken, tasarruf oranları artmaktadır. Enflasyon oranlarındaki %1'lik artışın özel tüketim harcamalarını %0.59 oranında azaltacağı gözlenmiştir. Enflasyon ve faiz oranlarındaki artışın özel tüketim harcamalarını negatif yönde etkilemesi yapılan Sekantsi (2016), Muzindutsi ve Mjeso (2018) ve Yamak vd., (2019) çalışmalarla aynı sonuçları vermiştir.

ARDL sınır testinde tüketim modelinde yer alan değişkenlere ait kısa dönem katsayılar ve hata düzeltme terimine ait katsayılar Tablo 9'da verilmiştir. Kısa dönemli katsayılar özel tüketim harcamalarının bir dönem gecikmeli değeri cari dönem tüketimini negatif yönde etkilediği gözlenmektedir. Kamu harcamaları tıpkı uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de özel tüketimi negatif yönde etkilemektedir. Döviz kurundaki artış (yerli paranın değer kaybetmesi) kısa dönemde tüketimi negatif yönde etkilerken, bu etki istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır.

Tablo 9

ARDL Kısa Dönem Katsayıları ve Hata Düzeltme Terimi (ECT) (Tüketim)

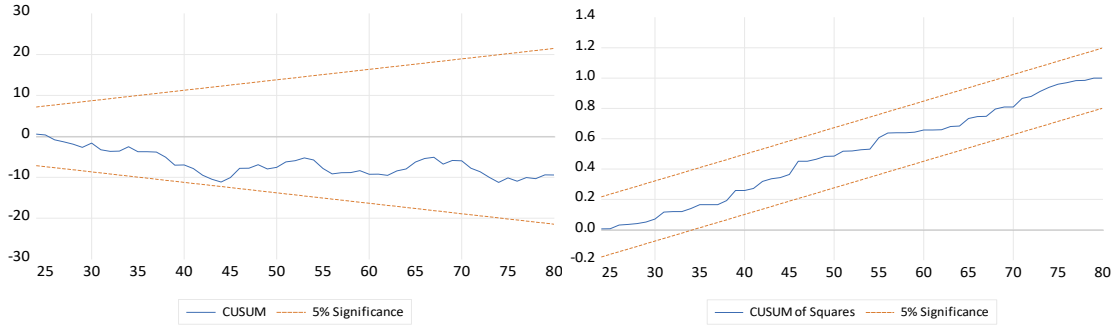
Değişkenler	Katsayı	Standart Sapma	t İstatistiği	Olasılık
Sabit (C)	6.268641	0.299803	20.90919	0.0000
Trend	-0.003468	0.000181	-19.16433	0.0000
D(LCP(-1))	-0.116863	0.049098	-2.380201	0.0207
D(LCP(-2))	-0.122852	0.034423	-3.568868	0.0007
D(LCP(-3))	-0.111983	0.038152	-2.935178	0.0048
D(LCG)	-0.156207	0.032041	-4.875163	0.0000
D(LREX)	-0.010756	0.027247	-0.394760	0.6945
D(LREX(-1))	0.125189	0.024572	5.094713	0.0000
D(LREX(-2))	0.102057	0.029372	3.474623	0.0010
D(LINT)	-0.010360	0.005028	-2.060310	0.0439
D(LINT(-1))	-0.012842	0.005964	-2.153426	0.0355
D(LINT(-2))	0.015886	0.006270	2.533491	0.0141
ECT(-1)	-0.864399	0.041214	-20.97345	0.0000

Faiz değişkeni yine kısa dönemde de özel tüketim harcamalarını negatif yönde etkilemektedir. Etkinin büyüklüğü ise uzun dönemle kıyaslayınca nispeten önemsiz durmaktadır. ARDL modelinde yer alan ECT(-1) terimi ise kısa dönemde dengede meydana gelen sapmaların bir dönemde ne kadarlık kısmının giderileceğini göstermektedir. Hata düzeltme teriminin çalışabilmesi için ilgili katsayının istatistiksel olarak anlamlı ve 0 ile -1 arasında değer alması gerekmektedir. Tüketim modelinde yer alan hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Modelde kısa dönemde dengeden sapmaların bir sonraki dönemde %86'lık kısmının dengeye geleceğini göstermektedir.

ARDL modeline ait tanısal (diagnostik) test sonuçları ise Tablo 10'da verilmiştir. Temel hipotezin modelde spesifikasyon hatası olmadığını belirten Ramsey-Reset test sonucuna göre temel hipotez reddedilemeyerek kurulan modelde bir hata olmadığını göstermektedir. Kurulan modelde ayrıca değişen varyans sorunu da bulunmamaktadır. Otokorelasyon sınaması ise Breusch-Godfrey testi ile sınanmıştır. Tüketim modelinin otokorelasyon içermediği ve serilerin normal şekilde dağıldığı sonucuna ulaşılmıştır. Son olarak modelin uzun dönem istikrarlığı Cusum ve Cusum Square testleriyle sınanmıştır. Şekil 4 de görüleceği üzere %5 anlamlılık düzeyinde model kırmızı çizgilerle belirtilen kritik sınırların arasında yer almaktadır. Bu bağlamda analiz döneminde bir yapısal kırılmanın olmadığı ve uzun dönemde modelin istikrarlı olduğu söylenebilmektedir.

Tablo 10
Tanısal Testler (Tüketim)

Ramsey Reset Testi	0.406181 (0.6862)
Heteroskedasticity Breusch-Pagan-Godfrey	0.429336 (0.9751)
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi	0.482614 (0.6198)
Jorgue-Bera Normallik Testi	0.398937 (0.81916)



Şekil 4. Cusum ve Cusum Square Test Sonuçları

Tüketim modelinde yer alan değişkenler arasında yapılan eşbütünleşme testleriyle uzun dönemli ilişki olduğu tespit edilmiştir. Uzun dönemli katsayıları Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen ‘Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS)’ ile de sınanmıştır. Bu yöntem açıklayıcı değişkenlerle hata terimi arasındaki otokorelasyon sorununu yarı- parametrik bir yöntemle düzeltmektedir (Küçükaksoy, vd., 2015, s. 706). Phillips ve Hansen (1990) FMOLS yönteminin süper tutarlı, asimptotik olarak sapmasız ve küçük örnekleme bile iyi sonuçlar verdiğini belirtmişlerdir (Phillips ve Hansen, 1990, s. 120). Tablo 11 FMOLS uzun dönem katsayı sonuçlarını vermektedir. Gelir ve servet değişkeni özel tüketim harcamalarını pozitif yönde etkilerken, Kamu harcamaları ve faiz değişkenleri ARDL sınır testinde olduğu gibi özel tüketim harcamalarını negatif yönde etkilemektedir. Enflasyon değişkeni özel tüketim harcamalarını pozitif yönde etkilerken bu etki istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. FMOLS sonuçlarının ARDL sınır testi sonuçlarını doğruladığı görülmektedir.

Tablo 11
FMOLS Uzun Dönem Katsayıları (Tüketim)

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
LGDP	0.707188***	0.029974	23.59362	0.0000
LCG	-0.638032***	0.029868	-21.36196	0.0000
LINT	-0.012019***	0.003198	-3.758527	0.0003
LENF	0.027891	0.019658	1.418823	0.1603
NETW	0.008489***	0.000436	19.46845	0.0000
LREX	-0.041669*	0.023391	-1.781403	0.0791
Sabit Terim (C)	5.987687***	0.575660	10.40143	0.0000
Trend	-0.004094***	0.000606	-6.755805	0.0000

Not: *** sırasıyla %10 %5, %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Sonuç

Özel tüketim harcamaları ile temel makroekonomik değişkenler olan GSYH, Faiz oranları, Kamu Harcamaları, Döviz kuru, Enflasyon oranı ve servet arasındaki ilişki 2000:Q3 ile 2020:Q2 arası dönem için çeyreklik verilerle incelenmiştir. İlgili serilerin reel hali alındıktan sonra katsayıların doğrudan esnekliği vermesi için logaritmik dönüşümleri yapılmıştır. Tüketim modelinde yer alan serilerin uzun ve kısa dönem katsayıları ARDL sınır testi ve FMOLS yöntemleriyle incelenmiştir. ARDL sınır testine göre GSYH değişkeni ve varlıklardaki net değişimi yansıtan seriler beklenildiği gibi özel tüketim harcamalarını pozitif yönde etkilemiştir. GSYH meydana gelen %1'lik artış özel tüketim harcamalarını %0.61 oranında artırmaktadır. Faiz oranlarında meydana gelen artış ise teoride beklenildiği üzere özel tüketim harcamalarını azaltmaktadır. Etkinin büyüklüğü ise görece küçük çıkmıştır. Bu sonuç faiz oranı artışı neticesinde cari dönem tüketiminin azalarak tasarrufların artması anlamına gelmektedir. Bu doğrultuda ikame etkisinin gelir etkisinden baskın olduğu teoride belirtildiği üzere doğrulanmıştır. Ekonomide belirsizliği temsilen seçilen enflasyon değişkeni özel tüketim harcamalarını negatif yönde etkilemektedir. Enflasyon oranlarındaki %1'lik artış özel tüketim harcamalarında %0.59 oranında azalmaya neden olmaktadır. Kamu harcamaları özel tüketim harcamalarını negatif yönde etkilemektedir. Kamu harcamalarındaki %1'lik artış özel tüketim harcamalarını %0.34 azaltmaktadır. Bu sonuç Türkiye ekonomisinde kısmi Ricardocu denkliğin geçerli olduğunu, kamu harcamalarındaki artışın özel tüketim harcamalarını dışlayacağı anlamına gelmektedir. Politika yapıcılar tarafından tüketimi veya tasarruf üzerine uygulanacak bir politikada değişkenlerin tüketim ve tasarruf üzerindeki etkilerinin bilinmesi ilerde uygulanacak politikaların etkinliğini ve başarısını artıracaktır. Bu bağlamda ekonomide gelir düzeyinin artması tasarruf ve tüketim harcamaları üzerinde olumlu etkiler oluşturacaktır.

Ekonomideki belirsizliği temsilen enflasyon oranlarının makul düzeylere indirilmesi ilgili değişkenler üzerinde olumlu etkiler yapacaktır. Faiz oranlarında bir artış tasarrufları artırırken özel tüketim harcamalarını negatif yönde fakat nispi olarak olumsuz etkilemektedir. Bu doğrultuda merkez bankasının faiz oranlarını bağımsız bir şekilde piyasa dinamiklerini dikkate alarak belirlemesi büyük önem arz etmektedir. Çalışan nüfusun oransal olarak artırılması ve cari işlemler dengesindeki iyileşmelerin ise tasarrufları olumlu yönde etkilediği gözlenmiştir. Türkiye ekonomisindeki büyümenin talep çekişli tüketim harcamalarına bağlı olduğu bilinmektedir. Tüketim harcamalarını teşvik etmek için uygulanan düşük faiz ve krediye erişim imkânlarının kolaylaşması sonucu özel tüketim harcamalarının artması tasarrufların azalmasına neden olacaktır.

Kaynakça

- Abel, A., Bernanke, B. ve Croushore, D. (2008). *Macroeconomics*, (6th Ed.). New York: Addison Wesley.
- Adedeji, A. O. ve Adegboye, A. A. (2013). The determinants of private consumption spending in Nigeria. *International Journal of Business and Economic Research*, 1(2), 103-116. Erişim adresi: <https://www.researchgate.net>
- Akıncı, A. ve Tuncer, G. (2016). Kamu harcamaları ile özel tüketim harcamaları arasındaki ilişki: Türkiye örneği. *FSM İlmî Araştırmalar İnsan ve Toplum Bilimleri Dergisi*, (8), 35-55. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/263394>
- Almosabbeh, I. A. (2020). Is the relationship between government spending and private consumption in Egypt symmetric? *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, 14(3), 285-308. Erişim adresi: <https://www.academia.edu/download/61663786>

- Ando, A. ve Modigliani, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55-84. Erişim adresi: https://www.jstor.org/stable/40969831?seq=1#metadata_info_tab_contents
- T.C. Ticaret Bakanlığı, Türkiye Tüketicinin Korunması ve Piyasa Gözetimi Genel Müdürlüğü. (2018). Tüketici profili ve bilinç düzeyi araştırma raporu. Erişim adresi: <https://ticaret.gov.tr/data/5cca9f5c13b8760c08096092/17-12-2018%20tuketici%20baski.pdf>
- Becker, R., Enders, W. ve Hurn, S. (2006). Modeling inflation and money demand using a Fourier-series approximation. *Contributions to Economic Analysis*, 276, 221-246. doi: 10.1016/S0573-8555(05)76009-0
- Blinder, A. S., Deaton, A., Hall, R. E., ve Hubbard, R. G. (1985). The time series consumption function revisited. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1985(2), 465-521. Erişim adresi: https://www.brookings.edu/wpcontent/uploads/1985/06/1985b_bpea_blinder_deaton_hall_hubbard.pdf
- Campbell, J. Y. ve Mankiw, N. G. (1989). Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, 1989(4), 185-216. Erişim adresi: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c10965/c10965.pdf>
- Campbell, J. Y. ve Mankiw, N. G. (1990). Permanent income, current income, and consumption. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(3), 265-279. doi:10.1080/07350015.1990.10509798
- Çağlayan, E. (2003). Yaşam boyu sürekli gelir hipotezi'nde mevsimsellik. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 18(1), 409-422. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/3506>
- Dajcman, S. (2018). The Long-run determinants of consumption in the Euro area: Is there a role for uncertainty? *Ekonomický časopis*, 66(10), 969-986. Erişim adresi: <https://www.sav.sk/journals/uploads/1106103010%2018%20Daj%20C4%8Dman%20+%20SR.pdf>
- Duesenberry, J. S. (1949). Income, saving, and the theory of consumer behavior. *Economica*, 17(68), 1-149. Erişim adresi: <https://agris.fao.org/agris-search/search.do?recordID=US201300614905>
- Esen, E., Yildirim, S. ve Kostakoğlu, S. F. (2012). Testing Feldstein-Horioka hypothesis for Turkish economy: application of ARDL model. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 7(1), 251-267. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/65475>
- Ezeji, C. E. ve Ajudua, E. I. (2015). Determinants of aggregate consumption expenditure in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(5), 164-168. Erişim adresi: <https://core.ac.uk/download/pdf/234646913.pdf>
- Fisher, I. (1930). *Theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. Clifton: Augustus Kelly Publishers.
- Friedman, M. (1957). The permanent income hypothesis. M. Friedman (Editör) In *A theory of the consumption function* (pp. 20-37). Princeton University Press
- Göktaş, P., Pekmezci, A. ve Bozkurt, K. (2019). *Ekonometrik serilerde uzun dönem eşbütünlük ve kısa dönem nedensellik*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Gujarati, D. ve Porter, D. C. (2004). *Basic econometrics*. Boston, Mass: McGraw-Hill.
- Guo, K. ve N'Diaye, P. (2010). Determinants of China's private consumption: an international perspective. *IMF Working Papers*, 1-16. Erişim adresi: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp1093.pdf>

- Güriş, B. (2018). Doğrusal zaman serileri analizi. Yayınlanmamış Ders Notu, Dicle Üniversitesi Ekonometri Semineri, Dicle Üniversitesi, Diyarbakır.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987. Erişim adresi: https://www.jstor.org/stable/1840393?seq=1#metadata_info_tab_contents
- Phillips, P. C. ve Hansen, B. E. (1990). Estimation and inference in models of cointegration: A simulation study. *Advances in Econometrics*, 8(1989), 225-248. Erişim adresi: https://www.researchgate.net/publication/4744422_Estimation_and_Inference_in_Models_of_Cointegration_A_Simulation_Study
- Heim, J. J. (2008). Do Friedman/Modigliani-type consumption functions explain consumer demand as well as Keynesian functions? *Review of Business Research*, 8(2), 130-138. Erişim adresi: <http://m.www.na-businesspress.com/JABE/Jabe112/HeimWeb.pdf>
- Ho, T. W. (2001). The government spending and private consumption: a panel cointegration analysis. *International Review of Economics and Finance*, 10(1), 95-108. doi: 10.1016/S1059-0560(00)00073-3
- Keynes, J. M. ve Teori, G. (1936). İstihdam, Faiz ve Paranın Genel Teorisi, (Çev. Uğur Selçuk Akalın, 2008), İstanbul: Kalkedon.
- Khan, K., Chen, F. E. I. ve Ashraf, N. (2015). Impact of government spending on private consumption using ARDL approach. *Asian Economic and Financial Review*, 5(2), 239-248. Erişim adresi: https://www.researchgate.net/publication/343126156_Impact_of_governmentspendingonprivateconsumptionusingardlapproach
- Küçükaksoy, İ., Çifçi, I. ve Özbek, R. I. (2015). İhracata dayalı büyüme hipotezi: Türkiye uygulaması/Export-led growth hypothesis: Turkey application. *Cankiri Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 691-720. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/382373>
- Laibson, D. (1997). Golden eggs and hyperbolic discounting. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(2), 443-478. doi: 10.1162/003355397555253
- Liaquat, S. ve Bunnika, P. (2018). 'China's consumption function: An empirical test of Absolute and Permanent income hypothesis. *Global Economics Review (GER)*, 3(1), 90-97. doi: 10.31703/ger.2018(III-I).10
- Lunfang, D., Khan, K., Khan, I. ve Khan, N. H. (2018). Testing the empirical validity of permanent income hypothesis and absolute income hypothesis for China. *The Empirical Economics Letters*, 17(4), 453-460. Erişim adresi: <https://www.researchgate.net/publication/325895730>
- Mankiw N. G. (2003). *Macroeconomics*, (5th edition). New York: South-Western Cengage Learning.
- Mishkin, F. S. (2012). *Macroeconomics: Policy and practice*. New York: Pearson Education.
- Modigliani, F., ve Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. *Franco Modigliani*, 1(1), 388-436. Erişim adresi: <https://www.arabictrader.com/cdn/application/2009/08/15/pdf/v202/B4E8E626-EFEE-42B4-FE04-862C02B7AC83.pdf#page=18>
- Muzindutsi, P. F., ve Mjeso, T. (2018). Analysis of South African household consumption expenditure and its determinants: Application of the ARDL Model. *EuroEconomica*, 37(3), 169-179. Erişim adresi: <https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=728484>
- Odionye, J. C., ve Ukeje, O. S. (2019). Long run determinants of private consumption spending: Evidence from Nigeria. *Journal of Business and Economic Development*, 4(1), 23-30. doi: 10.11648/j.jbed.20190401.14

- Palley, T. I. (2010). The relative permanent income theory of consumption: a synthetic Keynes–Duesenberry–Friedman model. *Review of Political Economy*, 22(1), 41-56. doi: 10.2139/ssrn.1295588
- Pehlivan, G. (2006). Türkiye'nin tüketim fonksiyonu: Ekonometrik bir uygulama, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Dokuz Eylül Üniversitesi, İzmir.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 94(446), 621-634. Erişim adresi: https://www.jstor.org/stable/2670182?seq=1#metadata_info_tab_contents
- Pistaferri, L. (2009). The life-cycle hypothesis: An assessment of some recent evidence. *Rivista Di Politica Economica*, 99(2), 35-65. Erişim adresi: <https://ideas.repec.org/a/rpo/ripoec/v99y2009i2p35-65.html>
- Sekantsi, L. P. (2016). Determinants of real private consumption expenditure in Lesotho. *European Journal of Economics and Management*, 3(2), 72-89. Erişim adresi: <https://www.um.edu.mt/library/oar/bitstream/123456789/67011/1/JCGIRM3%282%29A4.pdf>
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2017). *Ekonometrik zaman serileri analizi: Eviews uygulamalı* (5. Baskı), Bursa: Dora Basım Yayım.
- Stock, J. H. ve Watson, M. W. (2011). *Ekonometriye giriş* (Ed. Saraçoğlu, B.). İstanbul: Efil Yayınevi
- Sugiarto, S. ve Wibowo, W. (2020). Determinants of regional household final consumption expenditure in Indonesia. *JEJAK: Jurnal Ekonomi dan Kebijakan*, 13(2), 330-342. doi: 10.15294/jejak.v13i2.25736
- Tsong, C. C., Lee, C. F., Tsai, L. J. ve Hu, T. C. (2016). The Fourier approximation and testing for the null of cointegration. *Empirical Economics*, 51(3), 1085-1113. doi: 10.1007/s00181-015-1028-6
- Ünsal, E. (2013). *Makro ekonomi*. Ankara: İmaj Yayıncılık.
- Yamak, R., Yamak, N. ve Erkan, E. (2019). Tüketim fonksiyonu ve tüketici güven endeksi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(19), 511-532. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/749554>
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, M. (2014). *Makroekonomi* (12. Baskı), Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Temel+Faaliyetler/Para+Politikasi/PPK/2013/> Erişim tarihi: (17.11.2019).

Extended Abstract

Purpose

The aim of this study is to examine the determinants of private consumption in Turkey's economy for the period between 2000: 3 2020: 2 with quarterly data. Private consumption expenditures constitute approximately 2/3 of the GDP in the economies of nearly all countries. It also provides an important contribution to the economic growth rate of private consumption expenditure in Turkey's economy. In this context, it is important to examine the factors that determine private consumption expenditures. The study also discussed the implications of all hypotheses on consumption. In the analysis part of the study, Fourier unit root tests and Fourier-Shin cointegration tests were used which are the current approach among the time series methods. Within the scope of the study, whether there is a long-term relationship between private consumption expenditures and the variables included in the model, the factors that determine private consumption expenditure and the validity of the Ricardian equivalence hypothesis was tested for the Turkish economy.

Design and Methodology

In this study the determinants of private consumption in Turkey's economy were examined. In order to explain consumption expenditures, the model is established as follows.

$$LCP = f(LCG, LGDP, LINT, LREX, LInflation, NETW)$$

In this model, LCP represent private consumption expenditures, LCG public consumption expenditures, LGDP a proxy for income, LINT interest rate (Central Bank Deposit Interest Rate), LREX Real exchange rate, Inflation variable and NETW represent Wealth. All the variables are in real terms and their natural logarithms are taken.

Time series analysis should be started by examining the stationarities of variables. Hence, the stationarities of the variables used in the model were examined with the traditional ADF unit root test and Phillips-Perron unit root tests. Since the presence of structural breaks is not taken into account in traditional unit root tests, it may give erroneous results. Therefore, the stationarities of the series were also tested by the Fourier unit root tests, which modeled structural breaks with Fourier form. In time series analysis, the long-term relationship between non-stationary variables is tested by cointegration tests. In this context, the existence of a long-term relationship between series was tested with the Fourier-Shin cointegration test and ARDL bounds test approach. Long-term coefficients were also analyzed with the FMOLS test. In the ARDL bounds test, the short-term relationships between the series and the error correction term which means whether the deviations from the short-term equilibrium reached the long-term equilibrium, were also tested. Finally, In the ARDL boundary test, variance, autocorrelation, and stability problems in the model were also tested through diagnostic tests.

Findings

According to the results of the ADF unit root test, the level values of the dependent variable LCP, LCG, LGDP, LINT, Inflation (LENF), Real Exchange Rate (LREX) have unit root. After taking the first differences of the related series, it is seen that they show strong stationarity features even at 1% level. The net change in assets of the private sector (NETW) variable, which is included in the consumption model and selected to represent wealth, appears stationary in both the fixed and trend models. The stationarities of the variables included in the consumption model were also examined through the Philips-Perron unit root test. The results of the fixed model of the relevant test show compatibility with the ADF test. According to the results of the Fourier unit root test that models structural breaks, it is seen that the basic hypothesis cannot be rejected and that the related series are not stationary, since the test statistics of the variables of LCP, LGDP and LINF are greater than the critical value. The variables of interest rate and exchange rate have unit root around the deterministic trend in all Fourier unit root tests. While the NETW variable among the variables selected to represent wealth is stationary at the level, According to the result of the Fourier KPSS test, which states that the basic hypothesis is that the series is stationary with the deterministic trend, it is seen that LGDP and LCG are stationary around the deterministic trend.

The base hypothesis in the Fourier-Shin cointegration test is that the series is cointegrated, and the alternative hypothesis is that there is no long-term relationship between the series. Since the F test statistics, which tests the significance of trigonometric terms in the consumption model, is greater than the critical value, which means that the related terms are significant. Fourier-Shin cointegration test results show that private consumption expenditure, income-public consumption, inflation, interest rate and exchange rate series move together in the long term, for the Turkish economy. This result is also seen in the ARDL bounds test. According to the ARDL bounds test results, it was concluded that the series were cointegrated. According to the results

of the long-term coefficients, while income and wealth variables affect consumption positively, interest rate, inflation, public consumption and exchange rate variables affect private consumption expenditures negatively. The error correction term in the consumption model was found to be statistically significant. It shows that 86% of the deviations from the balance in the short term will come to balance in the next period.

Research Limitations

As it is known in consumption theory, socio-cultural factors, psychological factors and demographic factors are also important factors that determine the private consumption expenditures. Since it is difficult to quantitatively obtain the data of the relevant variables, they were not included in the study. This has led to the inability to determine the effect of non-economic factors determining consumption expenditures.

Implications (Theoretical, Practical and Social)

Since private consumption expenditure constitutes a significant portion of GDP, also it contributes significantly to economic growth of Turkish economy, private consumption expenditure is important. Knowing the effects of variables on consumption and savings in a policy to be implemented by policy makers will increase the effectiveness and success of future policies. In this context, the increase in income level in the economy will have positive effects on savings and consumption expenditures. Representing the uncertainty in the economy, lowering inflation rates to reasonable levels will have positive effects on the relevant variables. While an increase in interest rates increases savings, it affects private consumption expenditures negatively but relatively insignificant. Accordingly, it is of significant importance that the central bank determines the interest rates independently by taking market dynamics into account. Turkey's economic growth mainly depend on private consumption expenditures. Increasing private consumption expenditures as a result of lower interest rates and facilitated access to credit polices may lead to a decrease in savings. In addition, it is recommended for future studies to examine non-economic factors that determine consumption expenditures and understanding consumer trends.

Originality/Value

In this study the relationship between private consumption expenditures and key macroeconomic variables was investigated over the years in the Turkish economy. Besides the main hypotheses developed on consumption, the consumption hypothesis of Campbell-Mankiw (1989) and the "Pull of Instant Gratification" hypothesis, which is the hypothesis developed by behavioral economists, and their implications were discussed. In the analysis part of the study, Fourier approach, which is the current time series methods, was used.

Araştırmacı Katkısı: Sacit SARI (%70), Kemal YILDIRIM (%30).