



Abant Sosyal Bilimler Dergisi

Journal of Abant Social Sciences

2022, 22(1): 375 – 389, doi: 10.11616/asbi.1099015



Özel Tasarrufları Belirleyen Faktörlerin ARDL Yöntemiyle İncelenmesi: Türkiye Ekonomisi için Bir Uygulama

Investigation of the Factors Determining Private Savings by ARDL Method: An Application for Turkey Economy

Sacit Sarı¹, Kemal Yıldırım²

Geliş Tarihi (Received): 24.03.2021

Kabul Tarihi (Accepted): 04.07.2021

Yayın Tarihi (Published): 31.03.2022

Öz: Bu çalışma kapsamında Türkiye ekonomisinde özel tasarrufların belirleyicileri 1980-2019 arası yıllık verilerle araştırılmıştır. Değişkenlerin durağanlıkları ADF ve Phillips-Perron birim kök testleriyle sınanmıştır. Değişkenlerin durağanlıkları ayrıca Fourier ADF ve KPSS testleriyle de sınanmıştır. Seriler arasında uzun dönemli ilişkiler ise ARDL sınır testi ve FMOLS yöntemiyle incelenmiştir. Eşbütünleşme testi sonucuna göre serilerin eşbütünleşik oldukları uzun dönemde birlikte hareket ettikleri tespit edilmiştir. ARDL sınır testi sonuçlarına göre uzun dönemde kişi başı gelir, faiz oranı ve cari işlemler dengesi serilerinin özel tasarrufları pozitif yönde etkilediği, kamu tasarrufları, enflasyon oranı ve nüfus bağımlılık oranının ise negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Kişi başı gelirden meydana gelen %1'lik artış özel tasarrufları %0.45 oranında artırırken, faiz oranlarında meydana gelen aynı düzeyde bir artış özel tasarrufları %0.64 oranında artırmaktadır. FMOLS sonuçları enflasyon değişkeninin anlamsız çıkması haricinde sınır testi sonuçlarını doğrulamıştır.

Anahtar Kelimeler: Özel Tasarruf Oranları, Birim Kök Testleri, ARDL Sınır Testi, Türkiye Ekonomisi.

&

Abstract: In this study the determinants of private savings in Turkey's economy was investigated with annual data from 1980-2019. The stationarities of the variables were tested by ADF and Phillips-Perron unit root tests. The stationarities of variables have also been tested with Fourier ADF and KPSS tests. The long-term relationships between series were analyzed using ARDL bounds test and FMOLS method. According to the results of the cointegration test, series were cointegrated, which means that series move together in the long term. According to the ARDL bounds test results, it has been determined that in the long run, per capita income, interest rate and current account balance series positively affect private savings, while public savings, inflation rate and population dependency rate have a negative effect. While a 1% increase in per capita income increases private savings by 0.45%, a same increase in interest rates increases private savings by 0.64%. FMOLS results confirmed the limit test results, except that the inflation variable was found to be insignificant.

Keywords: Private Saving Rates, Unit Root Tests, ARDL Bounds Test, Turkish Economy.

Atıf/Cite as: Sarı, S., Yıldırım, K. (2022). Özel Tasarrufları Belirleyen Faktörlerin ARDL Yöntemiyle İncelenmesi: Türkiye Ekonomisi için Bir Uygulama. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(1), 375-389. doi: doi: <https://doi.org/10.11616/asbi.1099015>

İntihal-Plagiarizm/Etik-Ethic: Bu makale, en az iki hakem tarafından incelenmiş ve intihal içermediği, araştırma ve yayın etiğine uyulduğu teyit edilmiştir. / This article has been reviewed by at least two referees and it has been confirmed that it is plagiarism-free and complies with research and publication ethics. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/asbi/policy>

Copyright © Published by Bolu Abant İzzet Baysal University, Since 2000 – Bolu

¹ Arş. Gör. Dr., Sacit Sarı, Munzur Üniversitesi, sacitsari@anadolu.edu.tr (Sorumlu yazar).

² Prof. Dr., Kemal Yıldırım, Anadolu Üniversitesi, kyildirim@anadolu.edu.tr.

1. Giriş

En temel tanımıyla ekonomik birimlerin kullanılabilir gelirleri ile cari dönem harcamaları arasındaki fark olarak tanımlanan tasarruf, yatırımların finansmanı dolayısıyla kalkınmanın ve büyümenin temel belirleyicisidir. Tasarruflar cari işlemler dengesiyle yakından ilişkisinden dolayı makroekonomide, işletmelerin ve hane halklarının harcanabilir gelirlerinin bir parçası ve tüketim harcamalarını düzeltmelerine yardımcı olduğu için mikroekonomide önemli bir değişken konumundadır (Özkaya, 2018). Bu bağlamda, dengeli ve sağlam bir ekonomik yapı için tasarrufları artırmaya yönelik politikaların geliştirilmesi gerekmektedir. Türkiye ekonomisi tasarruf açığı sorunu olan bir ülke konumundadır. Yatırımların finansmanında oluşan bu tasarruf açığını gidermeye yönelik dış finansmana başvurulmakta, bu durum ise Türkiye ekonomisinin dış şoklara karşı kırılgan hale gelmesine zemin oluşturarak istikrarsızlığa neden olmaktadır. Bu doğrultuda, tasarruf eğilimlerini artıracak politikaların başarılı olması, tasarrufları belirleyen faktörlerin doğru şekilde tespit edilmesine bağlı olmaktadır. Bu çalışma kapsamında Türkiye ekonomisinde özel tasarrufların belirleyicileri 1980-2019 arası yıllık verilerle incelenmiştir. Giriş bölümünden sonra, tasarrufların Türkiye ekonomisindeki yıllar içindeki seyri verilmiştir. İzleyen bölümde tasarrufu açıklamaya yönelik teorik açıklamalar getirilmiştir. Tasarrufları belirleyen temel faktörler açıklandıktan sonra literatür taraması bölümünde temel çalışmaların özeti verilmiştir. Veri seti ve metodoloji bölümünde ise modelde kullanılan değişkenler tanımlanarak, analizde kullanılan ekonometrik yöntemlerin teorik açıklaması yapılmıştır. Bulgular bölümünde ekonometrik analizlerin sonuçları verilmiştir. Çalışma sonuç ve politika önerileri bölümüyle tamamlanmıştır.

2. Türkiye Ekonomisinde Tasarrufların Seyri

Türkiye ekonomisinde özel tasarruflar, kamu tasarruflar ve toplam ulusal tasarrufların 1998-2018 dönemindeki seyri Tablo-1 aracılığıyla verilmiştir. Finansal serbestleşmenin başladığı yıl olan 1989 yılından itibaren sermaye hareketlerinin önündeki engeller kaldırılarak ekonomi dışı açılmaya başlamıştır. Faiz oranlarının piyasa dinamikleri tarafından belirlenmesi sonucu artan faiz oranları özel tasarrufları artırırken kamu borç yükünü artırarak kamu tasarruflarının azalmasına neden olmuştur (Merkez Bankası, 2015). 1990'lı yıllardan itibaren kamu kesiminin yüksek sosyal güvenlik harcamaları, yüksek faiz ödemeleri neticesinde oluşan kamu kesimi harcamalarının artması durumu kamu tasarrufların azalmasına neden olmuştur (Özcan ve Peker, 2018). Nitekim Tablo 1'de görüleceği üzere 2005 yılına kadar kamu tasarrufları negatif gerçekleşmiştir. Bu yıllarda konsolide bütçedeki, bütçe dışı döner sermaye fonlarında, sosyal güvenlik kuruluşlarındaki ve KİT'lerdeki açıkların toplamı kamu bütçe açıklarını artırarak kamuda harcamaların gelirlerden fazla olmasına neden olarak tasarruf açığına neden olmuştur (Kalkınma Bakanlığı, 2014). 2001 ekonomik kriziyle birlikte -%7'lere dayanan kamu tasarruf açıklarını azaltmak, ekonomik istikrar sağlamak ve enflasyonu düşürebilmek için 'Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı' uygulamaya konulmuştur. Program neticesinde mali disiplin ve yapısal reformların başarıyla uygulanması sonucu enflasyon oranları tek haneli rakamlara düşürülerek ekonomi daha dengeli ve istikrarlı bir yapıya ulaşmıştır (Merkez Bankası, 2015).

Tablo 1: Tasarrufların Yıllar içinde Seyri

| Zaman | Özel Tasarruflar | Kamu Tasarrufları | Toplam Tasarruflar |
|-------|------------------|-------------------|--------------------|
| 1998 | 26,9 | -1,4 | 25,5 |
| 1999 | 26,4 | -4,9 | 21,5 |
| 2000 | 24,2 | -3,4 | 20,9 |
| 2001 | 27,7 | -7 | 20,7 |
| 2002 | 26,4 | -4,7 | 21,7 |
| 2003 | 24 | -4 | 19,9 |
| 2004 | 22,4 | -0,9 | 21,5 |
| 2005 | 20,2 | 2,7 | 22,9 |
| 2006 | 20 | 4 | 24 |
| 2007 | 21 | 2,3 | 23,3 |
| 2008 | 22,3 | 1,6 | 24 |
| 2009 | 22,2 | -0,8 | 21,4 |
| 2010 | 19,8 | 1,5 | 21,3 |
| 2011 | 19 | 3,4 | 22,5 |
| 2012 | 20,1 | 2,6 | 22,8 |
| 2013 | 20,2 | 2,9 | 23,2 |
| 2014 | 21,8 | 2,7 | 24,4 |
| 2015 | 21,1 | 3,6 | 24,8 |
| 2016 | 21,7 | 2,7 | 24,5 |
| 2017 | 22,5 | 0,1 | 26,5 |
| 2018 | 21,9 | -0,5 | 25,2 |

Kaynak: Kalkınma Bakanlığı ve TÜİK

Kamu tasarrufları, 2008 krizinin etkilerini gidermek için artırılan kamu harcamalarının olduğu 2009 yılı hariç, 2018 yılına kadar pozitif bir seyir izlemiştir. Öte yandan özel tasarruf oranları ise ekonomide istikrarın başladığı yıl olan 2002 yılından itibaren düşüş eğilimine girmiştir. Çolak ve Öztürkler (2012), 2001 krizi sonrasında uygulanan tüketimi teşvik eden politikaların tasarruflardaki düşüşün temel gerekçesi olduğunu belirtmişlerdir. Bu doğrultuda 2000'li yıllara kadar olan düşük tasarruf oranları kamu kesiminden kaynaklanırken, izleyen yıllarda özel tasarruf oranlarındaki düşüşü kamu tasarruflarındaki artış dahi karşılayamayarak toplam tasarrufların düşük düzeyde kalmasına neden olmuştur.

3. Teorik Çerçeve

Tüketim konusunda ilk hipotezi geliştiren John M. Keynes, (Mutlak Gelir Hipotezi) kullanabilir gelir arttıkça tüketim harcamalarının da artacağını fakat bu artışın gelirdeki artış kadar olmayacağını belirtmiştir. Tasarrufları 'artık' olarak değerlendiren Keynes, bireylerin gelirleri yükseldikçe gelir ile tüketim arasındaki farkın açılacağını bunun ise tasarrufların artmasına neden olacağını belirtmiştir (Keynes, 1936). Klasik iktisadi görüş ise tasarrufları ekonomik büyümenin sürdürülebilir ve istikrarlı olması noktasında ve yatırımların finansmanına kaynak olması dolayısıyla önemli bir değişken olarak kabul etmektedir. Klasik ekol ekonominin daima tam istihdamda dengeye geleceğini, bu koşul altında ekonomide tasarruf-yatırım eşitliğinin faiz oranları aracılığıyla kendiliğinden sağlanacağını belirtmiştir (Sancak ve Demirci, 2012).

Neo Klasik iktisatçılar yüksek tasarruf oranlarının yüksek büyüme hızı anlamına geleceğini ve yurtiçi tasarrufların yetersiz kalması durumunda yabancı tasarrufların alternatif bir kaynak olabileceğini belirtmişlerdir (Bedir vd., 2017: 266). Neo Klasik büyüme modellerinde yüksek tasarruf düzeyleri yeni bir kararlı duruma geçişteki yüksek büyüme ile ilişkiliyken, içsel büyüme modellerinde yüksek tasarruf, büyüme üzerinde kalıcı bir etkiye sahiptir (Rijckeghem ve Üçer, 2009). Solow modelinde tasarruf oranının, sabit durumdaki sermaye stokunun temel belirleyicisi olduğu ve tasarruf oranı yüksekse, ekonominin büyük bir sermaye stokuna dolayısıyla yüksek bir çıktı seviyesine sahip olacağı vurgulanmıştır (Mankiw, 2003: 189).

Tüketim konusunda geliştirilen hipotezlerden mikro temelli yaklaşımlar olan Yaşam Boyu Gelir Hipotezi (YBGH) ve Sürekli Gelir Hipotezi (SGH) de tasarruf konusunda çeşitli çıkarımlarda bulunmuşlardır. Bu iki

yaklaşımında bireyler tüketim ve tasarruf kararlarını yaşam boyu varlıkları ve sürekli gelirlerine göre belirleyerek stabil bir tüketim düzeyi sürdürmek istemektedirler. YBGH'de bireyler görece gelirlerinin yüksek olduğu çalışma döneminde pozitif tasarruf yaparak, gelirlerinin nispeten düşük olacağı dönemler (çalışma hayatının başlangıcı ve emeklilik zamanları) için menfi tasarrufta bulunarak tüketim düzleştirmesi yapmaktadırlar. Bu bağlamda nüfusun yaş yapısının ve sosyal güvenlik sistemlerinin tasarruf düzeyini belirleyen temel faktörler olduğu belirtilebilir (Merkez Bankası, 2015). YBGH'ye göre gelirler yüksek olduğunda toplam tasarrufların da artacağı, tasarrufların gelirden ziyade büyüme ile artacağı belirtilmiştir. Modigliani bu durumu 'toplama etkisi' olarak adlandırmıştır (Rijckeghem ve Üçer, 2009; Çolak ve Öztürkler, 2012).

Milton Friedman tarafından geliştirilen SGH'de ise bireyler tüketim kararlarını gelirlerinin sürekli bileşenini dikkate alarak vermektedir. Gelirin geçici kısmının tüketim üzerinde bir etkisi olmadığını belirten Friedman, geçici gelirin genellikle tasarruf edileceğini öne sürmüştür. Bu doğrultuda hipotez kapsamında, ekonomik birimlerin sürekli gelirlerinin artacağı beklentisinde olduklarında tasarruf eğilimlerini azaltacaklarını; aksine gelirlerinde düşme beklentilerinde ise tasarruf eğilimlerini artıracakları belirtmiştir (Friedman, 1957). Tasarruf konusunda geliştirilen diğer yaklaşımlar olan Tampon stok tasarrufu (Buffer-Stock) ve İhtiyat güdüsüyle yapılan tasarruf modellerinde ise temel olarak bireylerin belirsizlik durumunda riskten kaçınma amacıyla, negatif bir gelir şoku durumunda veya öngörülemeyen (sürpriz) maliyetleri karşılamak amacıyla tasarruflarını artıracakları belirtilmiştir (Deaton, 1991; Carroll, 1992).

3.1 Tasarrufları Belirleyen Faktörler

İstikrarlı ve dengeli bir ekonomideki önemi yatırımlara finansman sağlama rolünden dolayı anahtar bir ekonomik değişken olan tasarruflar gerek iktisat teorisinde gerek büyüme ve kalkınma ekonomisinde teorik ve ampirik olarak oldukça yoğun çalışılan konuların başında gelmektedir. İlgili alan yazınında ilk grup çalışmalarda tasarrufların yatırım ve ekonomik büyüme ile ilişkisi araştırılmıştır. Tasarruf yatırım ilişkisini inceleyen çalışmalarda (Solow, 1956; Romer, 1986; Deaton ve Paxson, 2000) yüksek tasarruf oranlarının yüksek yatırımlara neden olduğu bunun ise ekonomik büyümeyi hızlandırdığı şeklinde sonuca ulaşılmıştır (Akin, 2018). Tasarrufların ekonomik büyümeyle ilişkisi inceleyen çalışmalarda ise iki değişkenin uzun dönemde birlikte hareket ettiği ve aralarında nedensellik ilişkisi olduğu belirtilmiştir (Loayza vd., 2000).

Diğer tür çalışmalarda ise tasarrufları belirleyen faktörler araştırılmıştır. Tasarruf konusunda yapılmış en kapsamlı çalışma, 150 ülkeyi kapsayan Dünya Bankası projesi olan ve Loayza vd., (2000) tarafından yapılan 'What Drives Saving Across the World' adlı çalışmadır. İlgili çalışmada bir önceki dönem tasarruf düzeyi, kişi başı gelir, kişi başı gelir büyümesi, reel faiz oranları, finansal derinlik, dış ticaret hadleri, kamu tasarrufları, enflasyon oranı, nüfus bağımlılık oranı ve kentleşme analize dâhil edilen değişkenler olmuştur. Bu çalışmadan sonra literatürde yapılan çalışmaların önemli bir kısmında ilgili değişkenler kullanılmıştır. Tasarruf konusunda yapılan ampirik çalışmalar incelendiğinde tasarrufları belirleyen faktörleri dört başlık altında toplamak mümkün olmaktadır: makroekonomik değişkenler, finansal değişkenler, demografik değişkenler ve kamu kesimi değişkenleri. Finansal sistemin derinliği, gelişmişliği, finansal servet, finansal okuryazarlık ve likidite kısıtlamaları finansal sistemin tasarrufları etkilediği düşünülen en önemli değişkenlerdir. Bağımlılık oranı, kentleşme oranı ve kadınların iş gücüne katılım oranı ise ulusal tasarrufları etkilediği düşünülen demografik değişkenlerdir. Vergiler, kamu tasarrufları, kamu harcama politikaları, emeklilik yaşı ve sosyal güvenlik sistemleri kamu kesimi değişkenlerini oluşturmaktadır (Bhandari vd., 2007; Yaraşır ve Yılmaz, 2011; Aka, 2019).

4. Literatür Taraması

Khan vd., (1994) Pakistan ekonomisinde 1960-1988 dönemi için özel tasarrufların belirleyicilerini OLS yöntemiyle incelemişlerdir. Analiz sonuçlarına göre kişi başı gelir, reel faiz oranı, ticaret hadlerindeki olumlu değişmelerin ve dışa açıklığın tasarrufları pozitif yönde, borçluluk oranı ve bağımlılık oranının ise negatif yönde etkilediği görülmektedir.

Edwards (1995) seçilmiş 36 ülke için 1970-1992 dönemi için kamu tasarrufları ile özel tasarruflar arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ricardocu denklik hipotezinin öngördüğü şekilde kamu tasarruflarının özel tasarrufları dışladığı sonucuna ulaşmıştır.

Masson vd., (1998) 21 gelişmiş, 40 gelişmekte olan ülke (Türkiye dahil) için 1971-1993 ve 1982-1993 dönem için özel tasarrufların belirleyicilerini incelemiştir. Kişi başına gelir artışı özellikle gelişmekte olan ülkeler için tasarrufları artırırken, sanayileşmiş ülkelerde düşürmektedir. Finansal servetteki artışlar, cari işlemler dengesindeki iyileşmeler özel tasarruflar üzerinde pozitif etkilere sahiptir. Reel faiz oranı özellikle gelişmiş ülkeler için tasarrufları olumlu etkilerken, gelişmekte olan ülkelerde olumsuz ve önemsiz etkiye sahiptir. Bağımlılık oranı özel tasarruflar üzerinde negatif etkiye sahipken, enflasyonun tasarruflar üzerinde önemli etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Loayza vd., (2000) 150 ülkede tasarrufların belirleyicilerini incelemiştir. Önceki dönem tasarruf düzeyi, kişi başı gelir, büyüme, ticaret hadlerindeki iyileşme ve belirsizliği temsilen seçilen enflasyon değişkenlerinin tasarrufları pozitif yönde etkilediğini, reel faiz oranı, finansal derinlik, özel kredilerdeki artış ve analize dâhil edilen tüm demografik değişkenlerin (kentleşme oranı, genç-yaşlı bağımlılık oranı) özel tasarruflar üzerinde negatif etkileri olduğunu belirtmişlerdir.

Hondroyiannis (2006) seçilmiş 13 Avrupa ülkesinde özel tasarrufların belirleyicilerini panel eş bütünleşme yöntemiyle incelemiştir. Özel tasarrufları, demografik değişkenler, bütçe dengesi, reel gelir artışı, reel faiz oranı ve enflasyonun pozitif yönde etkilediğini, likidite kısıtındaki değişimlerin ise negatif etkilediğine dair bulgular tespit etmiştir.

Yaraşır ve Yılmaz (2011) 20 OECD ülkesinin tasarruf davranışlarını dinamik panel veri yöntemiyle incelemiştir. Analiz sonuçları bir önceki yıl tasarruf oranlarının, özel kredilerin, cari hesap dengesinin ve enflasyonun özel tasarrufları pozitif yönde, kamu tasarruflarının ve yaşlı bağımlılık oranlarının ise negatif yönde etkilediğini göstermektedir.

Khan vd., (2017) içinde Türkiye'nin de olduğu 16 ülke için özel tasarrufların belirleyicilerini incelemiştir. Analiz sonuçları, GSYH, para arzı ve kişi başına gelir değişkenlerinin tasarrufları olumlu yönde, bağımlılık oranı, doğrudan yabancı yatırım ve enflasyon değişkenlerinin ise tasarruflar üzerinde negatif etkileri olduğunu göstermektedir.

Çalışmanın konusunu oluşturan Türkiye ekonomisinde ise yapılan çalışmalar özel tasarrufların seçilmiş değişkenlerle ilişkisini ortaya koymak üzerine olmuştur. Özcan vd., (2003) gelir, finansal derinleşme ve enflasyonun özel tasarrufları pozitif etkilediğini, yaşam beklentisinin negatif yönde etkilediğini, Türkiye ekonomisinde incelenen dönem için Ricardocu denkliğin kısmen geçerli olduğunu, kamu tasarruflarının özel tasarrufları bire bir dışlamadığına dair bulgular tespit etmişlerdir. Matur vd., (2012) Türkiye ekonomisinde 1980-2008 arası dönem için özel tasarrufların belirleyicilerini incelemiştir. Kişi başı reel gelir, enflasyon ve reel faiz oranlarının özel tasarrufları pozitif yönde, yaşlı nüfus oranı ve kişi başına gelir büyümesinin ise sürekli gelir hipotezinin belirttiği üzere özel tasarruflar üzerinde negatif etkileri olduğunu belirtmişlerdir.

Özcan ve Peker (2018) ARDL yöntemiyle özel tasarrufların belirleyicilerini Türkiye ekonomisinde 1985-2014 arası dönem için incelemiştir. Kamu tasarrufu ve yaşlı nüfus bağımlılığı özel tasarrufları negatif yönde, enflasyon oranları ihtiyat güdüsüyle tasarruf eğilimi nedeniyle özel tasarrufları pozitif yönde etkilemektedir. Reel kişi başı gelir ve reel faiz oranı değişkenlerinin ise tasarruf üzerinde anlamlı etkileri olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

5. Veri Seti ve Metodoloji

Türkiye ekonomisinde 1980-2019 arası yıllık verilerle özel tasarruf oranları, kamu tasarruf oranları, kişi başı gelir, enflasyon, faiz oranı, cari işlemler dengesi ve bağımlılık oranı arasındaki ilişki incelenecektir. Bu doğrultuda literatürde yapılan diğer çalışmalar (Loayza, vd., 2000, Özcan, vd., 2003; Matur, vd., 2012) ve verilerin yayınlanma sıklığından dolayı 1980-2019 arası yıllık verilerle incelenecektir. Tasarruf modeli ise şu şekilde kurulmuştur;

Bu modelde, SP özel tasarrufların GSYH'a oranını, SG, kamu tasarruflarının GSYH'a oranını, ENF değişkeni ise enflasyonu temsil etmek üzere tüketici fiyat endeksinden hesaplanmıştır. FAO, faiz oranlarını temsil ederken, faiz oranını temsilen 1 yıla kadar açılan mevduat faiz oranı kullanılmıştır. CAD, Cari işlemler dengesinin GSYH'a oranını, BAG ise 15 yaş altı ile 65 yaş ve üstü nüfusun toplam nüfusa bölünmesiyle elde edilen bağımlılık oranını temsil etmektedir. Negatif olan değişkenler pozitif hale getirilerek tüm serilerin doğal logaritmaları alınmıştır.

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 R2 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).

Durağan bir zaman serisi ortalamaya dönme eğiliminde olacaktır. Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan analizler sadece incelenen dönem için geçerli olacağından analiz sonucu öngörü yapılamayacaktır (Gujarati 2004; Stock ve Watson, 2011). Zaman serilerinde durağanlık tespiti ilgili serinin grafiğinin incelenmesi, otokorelasyon fonksiyonu ve birim kök testleri aracılığıyla yapılmaktadır (Gujarati, 2004).

Hesaplanan test istatistiği ilgili testin kritik değerinden küçükse H0 hipotezi reddedilerek serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır. Durağanlık sınaması için birçok test geliştirilmiştir. Bu çalışma kapsamında değişkenler yapısal kırılmaları dikkate almayan doğrusal testlerden en çok kullanılan ADF ve Phillips-Perron (1988) testleriyle sınanmıştır. Çalışmada sayfa kısıtından dolayı birim kök testlerinin teorik açıklamasına yer verilmemiştir.

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., (2004) 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 1 nolu denklemde verilen biçimde olan bir y serisinin;

$$y_t = X_t\beta + Z_t\gamma + r_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Hata teriminin bağımsız ve özdeş dağıldığı ve varyansının sabit olduğu kabul edilmektedir. $X_t = [1, t]'$ y 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) serisi Fourier fonksiyonuyla 3 numaralı eşitlikle gösterilmektedir.

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \sum_{k=1}^n \alpha \theta_k \cos(2\pi kt/T); n < \frac{T}{2} \quad (3)$$

Bu ifadede n, yaklaşık değerde bulunan frekansların sayısını gösterirken k belirli bir frekansı temsil eder. Zt ile gösterilen trigonometrik terimler anlamsız çıkarsa test geleneksel KPSS birim kök testini vermektedir. Eğimde ve trendde kırılmalara izin verildiğinde Fourier yaklaşımı ise 4' de verilen denklem yardımıyla gösterilmektedir.

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin(2\pi kt/T) + \gamma_2 \cos(2\pi kt/T) + \epsilon_t \quad (4)$$

4 nolu eşitlikten test istatistiğini ise 5 nolu eşitlikten hesaplamak mümkündür.

$$\tau_t(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t(k)}{\sigma^2} \quad (5)$$

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.

$$F_i(k) = (SSR_0 - SSR_1(k))/2 / (SSR_1(k)/(T-q)), i = \mu\tau \quad (6)$$

SSR1(k) Eşitlikteki hata terimlerin karesini gösterirken, SSR0 ise trigonometrik terimler olmayan eşitliğin hata terimleri karesini gösterirken, q açıklayıcı değişken sayısını temsil etmektedir. Hesaplanan F istatistiği kritik değerlerden büyükse 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).

Enders ve Lee (2012) ise deterministik terimde Fourier fonksiyonlu yeni bir Dickey-Fuller (DF) tipi birim kök testi önermişlerdir. Deterministik terimin $\alpha(t)$ gibi zamana bağlı bir fonksiyonla gösterildiği yt serisinde Dickey-Fuller testini göstermek üzere, 7 nolu eşitlikte ϵ_t durağan hata terimini göstermek üzere

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \epsilon_t, \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin(2\pi kt/T) + c_4 \cos(2\pi kt/T) + \epsilon_t \quad (8)$$

Enders ve Lee (2012) geliştirdikleri fourier birim kök testinin aşamalarını şu şekilde belirtmişlerdir. k hata terimlerinin kareleri toplamını minimize eden frekans sayısını göstermek üzere;

Trigonometrik terimlerim yer aldığı regresyonu en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilerek, hata terimi karesinin en küçük değerini veren frekans sayısını (k) tespit etme,

Trigonometrik terimlerin katsayılarının anlamlılığı sınanarak (c3 ve c4) doğrusal olup olmadığının tespit edilmesi, F test istatistiği kritik değerden büyükse trigonometrik terimlerin anlamlı olduğu, modelin doğrusal yapıda olmadığı anlaşılmaktadır. Bu bağlamda ilgili katsayıların anlamsız olması durumunda geleneksel ADF birim kök testi uygulanmaktadır.

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: 106). Sınır testinin bir diğer avantajı ise model aracılığıyla seriler arasındaki kısa ve uzun dönem

esneklikleri hesaplamak mümkün olmaktadır. ARDL yönteminin en büyük avantajlarından biri serilerin durağanlığı konusunda bir sonuca varılamadığı durumunda da kullanılmasıdır. Ayrıca serilerde yapısal kırılmaya bağlı olarak bütünleşme derecelerinde bir belirsizlik oluşuyorsa bu yöntemi tercih etmek gerekmektedir (Göktaş vd., 2019: 110).

ARDL sınır testi denklemi şu şekilde ifade edilmektedir;

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

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 denklemle ifade edilir.

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

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

Kısa dönem esneklikleri ise;

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

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.

6. Bulgular

Tasarruf modelinde yer alan serilerin birim kök test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir. Özel tasarrufların GSYH’ye oranını temsil eden (SP), kamu tasarruflarının GSYH’ye oranını temsil eden (SG), Faiz değişkeni ve enflasyon değişkeninin ve geliri temsilen seçilen değişken olan kişi başı GSYH (GDPKİSİ) değişkenlerinin ADF testine göre birim kök içerdikleri, durağan olmadıkları görülmektedir. Bağımlılık oranı ve cari işlemler dengesi değişkenlerinin ise düzeyde test istatistiklerinin kritik değerden küçük olduğundan dolayı temel hipotez reddedilerek ilgili serilerin düzeyde durağan oldukları görülmektedir. Phillips- Perron (1988) birim kök testinde ise SP ve SG değişkenlerinin birim kök içerdiği, enflasyon ve faiz değişkenlerinin de hem sabitli hem de trendli modelde durağan olmadıkları, birinci farkları alındıkları durumda ise ilgili serilerin durağanlaştığı görülmektedir. CAD değişkeni %5 anlamlılık düzeyinde durağan çıkmaktadır. Nüfustaki bağımlılık oranı olan (BAG) değişkeni ise sabit terimli modelde durağan çıkmaktadır. Gelir değişkenini temsilen seçilen değişken olan kişi başı gelir ise sabit terim ve trendli modele göre birim kök içerdiği, birinci farkı alınca ise durağanlaştığı görülmektedir. Sonuç olarak tasarruf modelinde yer alan değişkenlerin bir kısmı düzeyde durağanken $I(0)$, diğer kısmı ise fark durağan olduğu $I(1)$ görülmektedir.

Tasarruf modelinde yer alan değişkenlere ait Fourier birim kök test sonuçları Tablo 3 aracılığıyla verilmiştir. SP değişkeni Fourier ADF test sonuçlarına göre %5 anlam düzeyinde durağan çıkmıştır. SG değişkeninin tüm test istatistikleri kritik değerden büyük olduğu için ilgili seri birim köklü çıkmıştır. CAD ve ENF değişkenleri sabitli modele göre Fourier ADF testinde deterministik trend etrafında durağan

çıkarken, BAG ve GDPKİSİ değişkeni ise Fourier ADF test sonucuna göre sabitli ve trendli modelde durağan çıkmışlardır.

Tablo 2: Değişkenlerin ADF-PP Birim Kök Test Sonuçları

| Değişkenler | | ADP Birim Kök Testi | | PP Birim Kök Testi | |
|-------------|------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | | Sabit Terimli | Sabitli ve Trendli | Sabit Terimli | Sabitli ve Trendli |
| SP | I(0) | -2.3095 | -2.0442 | -2.3161 | -2.0725 |
| | I(1) | -5.4046*** | -5.3471*** | -5.4046*** | -5.3704*** |
| SG | I(0) | -1.7894 | -1.7389 | -1.7894 | -1.8296 |
| | I(1) | -5.7088*** | -5.6702*** | -5.7191*** | -5.6769*** |
| FAO | I(0) | -1.5800 | -2.9143 | -1.5927 | -2.9262 |
| | I(1) | -6.0282*** | -6.1517*** | -6.5553*** | -6.5114*** |
| ENF | I(0) | -2.429982 | -2.778612 | -2.346933 | -2.744320 |
| | I(1) | -7.994193*** | -6.510705*** | -8.677456*** | -8.589376*** |
| CAD | I(0) | -3.2497** | 3.6758** | -3.2520** | -3.6758** |
| | I(1) | -7.2167*** | -7.0583*** | -9.1024*** | -8.9227*** |
| BAG | I(0) | -4.4492*** | -1.1037 | -6.7509*** | 1.0634 |
| | I(1) | - | -4.1202** | - | -4.1129** |
| GDPKİSİ | I(0) | 1.269004 | -1.207917 | 1.594322 | -1.236225 |
| | I(1) | -5.554753*** | -5.862220*** | -5.55475*** | -5.859518 |

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

Tablo 3: Fourier Birim Kök Test Sonuçları

| Değişken | Yöntem | Sabit Model | | | Sabit ve Trendli Model | | |
|----------|--------------|------------------|----------------|--------------|------------------------|----------------|--------------|
| | | Test İstatistiği | Fourier Sayısı | Kritik Değer | Test İstatistiği | Fourier Sayısı | Kritik Değer |
| SP | Fourier ADF | -3.326** | 2 | -3.27 | -4.85** | 1 | -4.35 |
| | Fourier KPSS | 0.962 | 1 | 0.17 | 0.059 | 1 | 0.07 |
| SG | Fourier ADF | -1.611 | 5 | -2.93 | -3.038 | 1 | -4.35 |
| | Fourier KPSS | 0.305 | 1 | 0.17 | 0.124 | 1 | 0.07 |
| CAD | Fourier ADF | -5.019*** | 1 | -4.42 | -5.247*** | 1 | -4.35 |
| | Fourier KPSS | 0.147 | 1 | 0.26 | 0.051 | 1 | 0.071 |
| ENF | Fourier ADF | -5.573*** | 1 | 4.42 | -4.660*** | 4 | -3.65 |
| | Fourier KPSS | 0.099 | 1 | 0.26 | 0.090 | 1 | 0.071 |
| BAG | Fourier ADF | -1.972 | 5 | 3.58 | -3.809** | 3 | -4.45 |
| | Fourier KPSS | 1.167 | 1 | 0.26 | 0.194 | 1 | 0.071 |
| GDPKİSİ | Fourier ADF | -7.432*** | 4 | -3.64 | -7.331*** | 4 | -4.29 |
| | Fourier KPSS | 0.057 | 4 | 0.72 | 0.029 | 4 | 0.217 |
| FAO | Fourier ADF | -4.071** | 1 | 4.42 | -3.920 | 1 | -4.35 |
| | Fourier KPSS | 0.128 | 1 | 0.26 | 0.071 | 1 | 0.071 |

Not: Fourier ADF (Enders ve Lee, 2012a), Fourier KPSS (Becker, Enders ve Lee, 2006) ve ***, ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Kalın rakamlar FKPSS testi H₀: kabul göstermektedir

FAO %5 anlamlılık düzeyinde Fourier ADF birim kök test sonuçlarına göre sabitli modelde durağan çıkmıştır. Temel hipotezin serilerin durağan olduğu şeklinde kurulan Fourier KPSS test sonuçlarına göre ise SP, SG, BAG ve FAO değişkenlerinin test istatistikleri kritik değerden büyük olduğu ise temel hipotez reddedilerek ilgili serilerin birim kök içerdiği tespit edilmiştir.

Tasarruf modelinde yer alan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiler ise ARDL sınır testi ve FMOLS yöntemiyle incelenmiştir. Tablo-4 ARDL sınır testi sonuçlarını vermektedir. ARDL sınır testi sonucuna göre test istatistiği 5.4188116 değeri tüm anlamlılık düzeylerinde kritik değerlerden büyük olduğu için temel hipotez reddedilerek seriler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir.

Tablo 4: ARDL Sınır Testi Sonucu

| Açıklayıcı değişken sayısı (k) | F İstatistiği | Alt Sınır | | | Üst Sınır | | |
|--------------------------------|---------------|-----------|------|------|-----------|------|------|
| | | %1 | %5 | %10 | %1 | %5 | %10 |
| 6 | 5.4148116 | 2.66 | 2.04 | 1.75 | 4.05 | 3.24 | 2.87 |

Tasarruf modelinde yer alan değişkenlere ait uzun dönem katsayıları ise Tablo 5 aracılığıyla verilmiştir. Beklenildiği üzere kişi başı gelirdeki %1'lik artış özel tasarrufları %0.45 oranında artırmıştır. Bu sonuç literatürde yer alan çalışmalardan olan Khan (1994), Masson vd., (1998) Loayza vd., (2000), Matur vd., (2012) sonuçlarıyla örtüşmektedir. Kamu tasarrufları ise özel tasarrufları negatif yönde etkilemektedir. Bu bağlamda Ricardocu denkliğin kısmen Türkiye ekonomisi için geçerli olduğu şeklinde yorumlanabilmektedir. Kamu tasarruflarının özel tasarrufları dışlaması sonucu Edwards (1996), Loayza vd., (2000) ve Özcan ve Günay'ın (2012) Türkiye ekonomisi için yaptıkları çalışmalarla benzer sonuçlar vermiştir. Faiz oranları ve cari işlemler dengesindeki iyileşmeler ise teoride beklenildiği gibi özel tasarrufları olumlu yönde etkilemiştir. Bulgular Fry (1986), Aron ve Muelbauer (2000) ve Türkiye ekonomisine yönelik çalışmalardan olan Çağlayan (2006) ve Özcan vd., (2012) ile aynı yönde çıkmıştır.

Ekonomide gelir belirsizliğini temsilen modele dahil edilen enflasyon değişkeni ise ihtiyat amaçlı tasarruf motifi teorisinin öngördüğünün aksine özel tasarrufları negatif yönde etkilemiştir. Enflasyon oranlarında gerçekleşen %1'lik artış özel tasarrufları %0.34 oranında azaltmaktadır. Esasında, enflasyon oranlarının özel tasarruflar üzerindeki etkisi noktasında literatürde bir görüş birliği bulunmamaktadır. Masson, vd., (1998) ve Agrawal (2009) etkinin önemsiz olduğuna dair bulgular tespit ederken, Loayza vd., (2000), Özcan vd., (2003) ve Aksoy (2016) enflasyonun tasarrufları pozitif yönde etkilediğini belirtirken, Türkiye ekonomisi üzerine çalışmaları olan Çağlayan (2006), Özcan vd., (2012) negatif etkiler olduğunu belirtmişlerdir.

Teoride beklenildiği gibi nüfus bağımlılık oranındaki %1'lik artış özel tasarrufları %0.63 oranında azaltırken, cari işlemler dengesinde meydana gelen %1'lik iyileşme özel tasarrufları %0.28 oranında artırmaktadır.

Tablo 5: ARDL Uzun Dönem Katsayıları

| Değişkenler | Katsayı | Standart Sapma | t İstatistiği | Olasılık |
|-------------|-------------|----------------|---------------|----------|
| GDPKİSİ | 0.457596*** | 0.097633 | 4.686898 | 0.0001 |
| SG | -0.487022** | 0.225425 | -2.160464 | 0.0473 |
| FAO | 0.644944*** | 0.180906 | 3.565068 | 0.0014 |
| ENF | -0.342571** | 0.160267 | -2.137501 | 0.0421 |
| CAD | 0.282443** | 0.121282 | 2.328812 | 0.0279 |
| BAG | -0.636677** | 0.282696 | -2.252164 | 0.0330 |

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

Tasarruf modelinde yer alan değişkenlerin kısa dönem eğim katsayıları ve hata düzeltme terimi Tablo 6'da verilmektedir. Özel tasarrufların bir dönem gecikmeli değeri tasarrufları olumlu yönde etkilerken, enflasyon değişkeni bir dönem gecikmeli değeri özel tasarrufları uzun dönemin aksine pozitif yönde etkilemektedir.

Tasarruf modeline ait hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlı ve -0.441 değerinde olduğundan çalışmaktadır. Bu bağlamda kısa dönemde meydana gelen sapmaların yaklaşık olarak %44'lük kısmı bir sonraki dönemde düzeltilmektedir.

Tasarruf modelinin ARDL sınır testi tanısal testleri ise Tablo 7'de verilmiştir. İlgili sonuçlar model kurma hatasının olmadığını, serilerin otokorelasyon içermediğini, değişen varsans sorununun olmadığını ve serilerin normal dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Şekil 1 ise Cusum ve Cusum square test sonuçlarını vermektedir. İlgili dönem boyunca yapısal kırılmanın gerçekleşmediği ve uzun dönem katsayıların istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 6 : ARDL Kısa Dönem Katsayıları ve Hata Düzeltme Terimi (ECT)

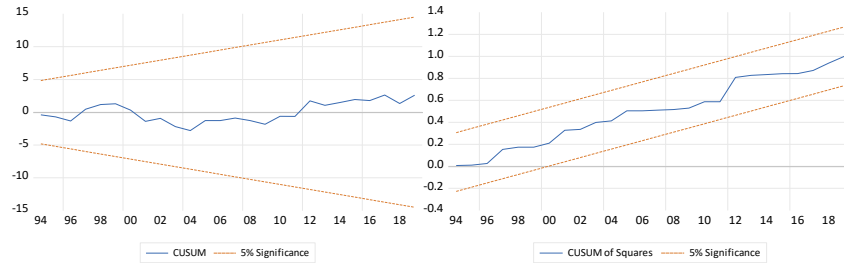
| Değişkenler | Katsayı | Standart Sapma | t İstatistiği | Olasılık |
|-------------|--------------|----------------|---------------|----------|
| D(SP(-1)) | 0.343097*** | 0.103018 | 3.330474 | 0.0026 |
| D(ENF) | -0.151842*** | 0.053348 | -2.846262 | 0.0085 |
| D(ENF(-1)) | 0.182442*** | 0.037212 | 4.902818 | 0.0000 |
| D(FAO) | 0.315297*** | 0.063219 | 4.987341 | 0.0000 |
| D(FAO(-1)) | -0.224678*** | 0.043735 | -5.137234 | 0.0000 |
| ECT(-1) | -0.441049*** | 0.064574 | -6.830130 | 0.0000 |

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

Tablo 7: Tanısal Testler

| | |
|--|---------------------|
| Ramsey Reset Testi | 1.440059 (0.1680) |
| Heteroskedasticity Breusch-Pagan-Godfrey | 1.779845 (0.1084) |
| Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi | 1.635679 (0.2158) |
| Jorgue-Bera Normallik Testi | 1.317000 (0.517627) |

Şekil 1 : Cusum ve Cusum Square Test Sonuçları



Son olarak aralarında eşbütünlük ilişkisi bulunan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiler FMOLS yöntemiyle incelenmiştir. Kişi başı geli değişkeni ARDL modelinde olduğu gibi tasarrufları pozitif yönde etkilemektedir. Kişi başı gelirden meydana gelen %1'lik artış özel tasarrufları %0.64 oranında artırmaktadır. Kamu tasarrufları Ricardocu denkliğin öngördüğü üzere özel tasarrufları azaltmaktadır. Faiz değişkeni ise tıpkı ARDL sınır testinde olduğu gibi özel tasarrufları pozitif yönde etkilemektedir. Faiz oranlarındaki bir artış Türkiye ekonomisindeki özel kesimde yer alan ekonomik birimleri tasarruf etmeye teşvik etmektedir. Enflasyon değişkeninin ise Masson, vd., (1998) ve Agrawal (2009) belirttiği üzere etkisinin anlamsız olduğu tespit edilmiştir. ARDL modelinin aksine FMOLS yönteminde cari işlemler dengesindeki iyileşmelerin özel tasarruflar üzerindeki etkisini görece küçük ve istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Son olarak nüfus bağımlılık oranındaki bir artış YBGH'de belirtildiği üzere özel tasarrufları negatif yönde etkilemektedir.

Tablo 8 : FMOLS Uzun Dönem Katsayıları (Tasarruf)

| Değişken | Katsayı | Standart Sapma | t İstatistiği | Olasılık |
|----------|--------------|----------------|---------------|----------|
| GDPKİSİ | 0.648732*** | 0.038419 | 16.88557 | 0.0000 |
| SG | -0.156892*** | 0.040396 | -3.883867 | 0.0005 |
| FAO | 0.251002*** | 0.079502 | 3.15173 | 0.0034 |
| ENF | 0.068812 | 0.064178 | 1.072216 | 0.2914 |
| CAD | 0.021004 | 0.055954 | 0.375376 | 0.7098 |
| BAG | -0.911550*** | 0.120397 | -7.571215 | 0.0000 |

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

7. Sonuç

Türkiye ekonomisinde çalışmanın kapsamı olan 1980 yılından itibaren tasarrufların yatırımları karşılayacak düzeyde gerçekleşmediği görülmektedir. Tasarruf açığı yatırımların finansmanı için ülkenin dış kaynaklara yönelerek cari açık sorununa ve ekonominin dış şoklara karşı kırılgan olmasına neden olmaktadır. 2001 ekonomik krizinden çıkış için uygulanan 'Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı' kapsamında neticesinde sıkı para ve maliye politikaları, yapısal reformların başarıyla uygulanması sonucu kamu tasarrufları artmış, enflasyon oranları tek haneli rakamlara düşürülerek daha dengeli ve istikrarlı bir ekonomik yapıya kavuşulmuştur. Düşük enflasyon, değerli para birimi ve faiz oranlarındaki düşme sonucu ertelenmiş tüketim harcamaları gerçekleşmiş ve özel kesimin tüketim harcamaları artarken, tasarruf oranları azalmıştır. Bu bağlamda, ulusal tasarrufların yetersiz düzeyde gerçekleşmesine 2001 sonrası dönemde özel tasarrufların düşüklüğü neden olurken, 1980-2000 arası dönemde kamu tasarruflarının yetersiz olması neden olmuştur.

Tasarruf modelinde yer alan serilerin arasındaki uzun dönemli ilişki ARDL sınır testi ve FMOLS testi aracılığıyla incelenmiştir. Tasarruf modelinde yer alan serilerin eşbütünlük oldukları uzun dönemde birlikte hareket ettikleri tespit edilmiştir. ARDL sınır testi sonuçlarına göre uzun dönemde kişi başı gelir, faiz oranı ve cari işlemler dengesi serilerinin özel tasarrufları artırdığı, kamu tasarrufları, enflasyon oranı ve nüfus bağımlılık oranının ise negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Kişi başı gelirden meydana gelen %1'lik artış özel tasarrufları %0.45 oranında artıracakken, faiz oranlarında meydana gelen aynı düzeyde bir artış özel tasarrufları %0.64 oranında artırmaktadır. Ekonomide gelir belirsizliğini temsilen modele dâhil edilen enflasyon değişkeni ise ihtiyat amaçlı tasarruf motifi teorisinin çıkarımı doğrultusunda tasarruf oranlarını artırması beklenmektedir. Bu çalışmada enflasyon oranlarının özel tasarruflar üzerinde negatif etkileri olduğu tespit edilmiştir. Tasarruf modeline ait hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlı ve -0.441 değerinde olduğundan çalışmaktadır. Bu bağlamda kısa dönemde meydana gelen sapmaların yaklaşık olarak %44'lük kısmı bir sonraki dönemde düzelmektedir. Tasarruf modelinde yer alan serilere ait uzun dönem katsayılar FMOLS yöntemiyle de analiz edilmiştir. Sonuçlar enflasyon değişkeninin etkisinin anlamsız çıkması hariç sınır testi sonuçlarını doğrulamıştır.

Bu bağlamda, ekonomide gelir düzeyinin artması tasarruf ve tüketim harcamaları üzerinde olumlu etkiler oluşturacaktır. Faiz oranlarında bir artış tasarrufları artırırken, 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 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. Hali hazırda tasarruf açığı bulunan Türkiye ekonomisinde tasarruf açığının daha da derinleşmesine neden olarak dışa bağımlılığın ve şoklara karşı kırılganlığın artmasına neden olacaktır. İç talep çekişli tüketime dayalı büyüme modeli sürdürülebilir olmadığından politika yapıcılarının tasarruf oranlarını niceliksel ve niteliksel artıracak politikalar geliştirip, üretim ve yatırıma dayalı büyüme modeli inşa etmeleri şoklara karşı dayanıklı ve istikrarlı bir ekonomik yapı için zorunlu olmaktadır.

Kaynaklar

- Agrawal, P., Sahoo, P., ve Dash, R. K. (2009), Savings Behaviour in South Asia, *Journal of Policy Modeling*, 31(2), s.208-224.
- Aka, K. (2019), Türkiye'de Tasarrufun Belirleyicileri ve Finansal Sistem İlişkisi: Bankacılık Sektörü Üzerine Bir Uygulama. Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul: Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü.
- Akın, T. (2018), Tasarrufların Makroekonomik Performansa Etkileri: Kuram ve Türkiye Örneği. Yayınlanmamış Doktora Tezi, Aydın: Adnan Menderes Üniversitesi SBE.
- Aksoy, F. (2016), Tasarrufun Belirleyicileri: Tüketici ve Ticari Kredilere İlişkin Bulgular. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Dış İlişkiler Genel Müdürlüğü Uzmanlık Yeterlik Tezi, 3, <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/33e65aab-ed4f-4439-9743>, (Erişim tarihi: 13.09.2020).
- Ando, A. ve Modigliani, F. (1963), The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests, *The American Economic Review*, 53(1), s.55-84.
- Aron, J., ve Muellbauer, J. (2000), Personal and Corporate Saving In South Africa, *The World Bank Economic Review*, 14(3), s.509-544.
- Bakanlığı, K. (2014), Yurtiçi Tasarruflar Özel İhtisas Komisyon Raporu (Yayın No: 2902), https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2018/10/10_YurticiTasarruflar.pdf, (Erişim tarihi: 24.06.2020).
- Bankası, T. M. (2015), Tasarruf-Yatırım Dinamikleri ve Cari İşlemler Dengesi Gelişmeleri. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/1c433a55-1f29-4115-acd7>, (Erişim tarihi: 24.04.2020).
- Becker, R., Enders, W., ve Hurn, S. (2006), Modeling Inflation and Money Demand Using a Fourier-Series Approximation. *Contributions to Economic Analysis*, 276, s.221-246.
- Bedir, S., Özdemir, D., ve Bozkurt, E. (2017), Özel, Kamu ve Yabancı Tasarruf İlişkisi: Türkiye Örneği, *Ege Akademik Bakis*, 17(2), s.265-276 .
- Bhandari, R., Dhakal, D., Pradhan, G., ve Upadhyaya, K. P. (2007), Determinants of Private Saving In South Asia. *South Asia Economic Journal*, 8(2), s.205-217.
- Carroll, C. D., Hall, R. E., ve Zeldes, S. P. (1992), The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence, *Brookings Papers On Economic Activity*, 1992(2), s.61-156.
- Çağlayan, E. (2006), Enflasyon, Faiz Oranı ve Büyümenin Yurtiçi Tasarruflar Üzerindeki Etkileri. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, 21(1), s.423-438.
- Çolak, Ö. F., ve Öztürkler, H. (2012), Tasarrufun Belirleyicileri: Küresel Tasarruf Eğiliminde Değişim ve Türkiye'de Hanehalkı Tasarruf Eğiliminin Analizi, *Bankacılar Dergisi*, 82, s.3-44.
- Deaton Angus, S. (1991), Saving and Liquidity Constraints. *Econometrica*, 59(5), s.221-248.
- Deaton, A., ve Paxson, C. (2000), Growth and Saving Among Individuals and Households, *Review of Economics and Statistics*, 82(2), s.212-225.
- Edwards, S. (1995), Why Are Saving Rates So Different Across Countries: An International Comparative Analysis, National Bureau of Economic Research, No. w5097, https://www.nber.org/system/files/working_papers/w5097/w5097.pdf (Erişim tarihi: 11.01.2021).
- Edwards, S. (1996), Why Are Latin America's Savings Rates So Low? An International Comparative Analysis, *Journal of Development Economics*, 51(1), s.5-44.
- Enders, W., ve Lee, J. (2012), The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit Root Tests, *Economics Letters*, 117(1), s.196-199.

- Esen, E., Yıldırım, S., ve Kostakoglu, S. F. (2012), Testing Feldstein-Horioka Hypothesis For Turkish Economy: Application Of ARDL Model. *Eskisehir Osmangazi Üniversitesi İibf Dergisi*, 7(1), s.251-278.
- Friedman, M. (1957), The Permanent Income Hypothesis,(Ed: Milton Friedman), In *A Theory of The Consumption Function* (pp. 20-37). Princeton University Press.
- Fry, M. J. (1986), Terms-of-Trade Dynamics In Asia: An Analysis of National Saving and Domestic Investment Responses to Terms-of-Trade Changes in 14 Asian LDCs, *Journal of International Money and Finance*, 5(1), s.57-73.
- Göktaş, P., Pekmezci, A., ve Bozkurt, K. (2019), *Ekonometrik Serilerde Uzun Dönem Eşbütünleşme ve Kısa Dönem Nedensellik*, Ankara: Gazi Kitabevi.
- Gujarati, D., ve Porter, D. C. (2004), *Basic Econometrics*, Boston: Editura McGraw-Hill, 858.
- Güriş, B. (2018), *Doğrusal Zaman Serileri Analizi*. Yayımlanmamış Ders Notu, Dicle Üniversitesi Ekonometri Semineri, Diyarbakır: Dicle Üniversitesi.
- Hondroyannis, G. (2006), Private Saving Determinants In European Countries: A Panel Cointegration Approach, *The Social Science Journal*, 43(4), s.553-569.
- Keynes, J. M. (1936), *İstihdam, Faiz ve Paranın Genel Teorisi*, (çev: A. M.Akalın,2008), İstanbul: Kalkedon.
- Khan, A. H., Hasan, L., ve Malik, A. (1994), Determinants of National Saving Rate In Pakistan. *Economia Internazionale/International Economics*, 47(4), s.365-382.
- Khan, M. I., Teng, J. Z., Khan, M. K., Jadoon, A. U. ve Rehan, M. (2017), Factors Affecting The Rate of Gross Domestic Saving In Different Countries. *European Academic Research*, 5(8), s.42-62.
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., ve Servén, L. (2000), What Drives Private Saving Across The World?. *Review of Economics and Statistics*, 82(2), s.165-181.
- Mankiw N. G. (2003), *Macroeconomics*, (5th edition), New York: South-Western Cengage Learning.
- Masson, P. R., Bayoumi, T., ve Samiei, H. (1998), International Evidence On The Determinants of Private Saving, *The World Bank Economic Review*, 12(3), s.483-501.
- Matur, E. P., Sabuncu, A., ve Bahçeci, S. (2012), Determinants of Private Saving and Interaction Between Public and Private Savings In Turkey, *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 14. Middle East Economic Association and Loyola University Chicago, 2012, <https://ecommons.luc.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1153&context=meea>,(Erişim tarihi,18.02.2020).
- Özcan, B., ve Peker, A. E. (2018), Özel Tasarrufun Belirleyenleri: Türkiye Örneği. *Firat University Journal of Social Sciences*, 28(2), s.179-197.
- Özcan, K. M., Gunay, A., ve Ertac, S. (2003), Determinants of Private Savings Behaviour In Turkey, *Applied Economics*, 35(12), s.1405-1416.
- Özcan, K. M., Gunay, A., ve Ertac, S. (2012), Macro and Socioeconomic Determinants of Turkish Private Savings, *Journal of Economic Cooperation and Development*, 33(2), s.93-130.
- Özkaya, H. G. (2018), *Gelişmekte Olan Ülkelerde Tasarrufları Etkileyen Değişkenler ve Bankacılık İlişkisi; Panel Veri Analizi*. Yayımlanmamış Doktora Tezi, İstanbul: Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., ve Smith, R. J. (2001), Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), s.289-326.
- 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), s.621-634.

- Phillips, P. C., ve Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root In Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), s.335-346.
- Rijckeghem, C. V., ve Üçer, M. (2009), Türkiye’de Tasarruf Oranı’nın Evrimi ve Başlıca Belirleyicileri: Doğru Politikalar İçin Çıkarılacak Dersler, TÜSİAD, TÜSİAD Yayın No: TÜSİAD, 2009-02, İstanbul.
- Romer, P. (1986), *Recent Theories of Endogenous Growth*, Berkeley: University of California.
- Sancak, E., ve Demirci, N. (2012), Ulusal Tasarruflar ve Türkiye’de Sürdürülebilir Büyüme İçin Tasarrufların Önemi, *AİBÜ-İİBF Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(2), s.159-198.
- Sevüktekin, M., ve Çınar, M. (2017), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: Eviews Uygulamalı* (5. Baskı), Bursa: Dora Basım Yayım.
- Solow, R. M. (1956), A Model of Balanced Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), s. 65-94.
- Stock, J. H., Watson, M. W. (2011), *Ekonometriye Giriş*, (çev: Saraçoğlu, B.), İstanbul: Efil.
- Yaraşır, S., ve Yılmaz, B. E. (2011), OECD Ülkelerinde Özel Tasarruflar: Bir Bakış (1999-2007). *Maliye Dergisi*,160(1), s. 139-15.