



Araştırma Makalesi / Research Article

Özel Tasarrufların Makroekonomik Belirleyicileri: Seçilmiş MENA Ülkeleri Üzerine Bir Çalışma*

Selçuk Akçay¹, Durmuş Ali Yıldız¹

Öz

Ekonomik büyüme için hayati önem taşıyan yatırımlar, genellikle yurt içi ya da yurt dışı tasarruflarla finanse edilir. Ancak yurt dışı tasarruflar, bir ülke parasını aşırı değerlendirerek cari açığı ve ekonomik kırılganlığı artırdığından, yurt içi tasarruflar, yatırımların en güvenilir finansman kaynağıdır. Makroekonomik etkilerinden ve ortaya çıkardığı önemli sonuçlarından dolayı özel tasarrufların ve belirleyicilerinin iyi anlaşılması, gelişmekte olan ekonomiler için önemlidir. Bu çerçevede, çalışmamızın temel amacı, 1997-2016 dönemi için seçilmiş MENA (Cezayir, Mısır, İsrail, Ürdün, Fas ve Türkiye) ülkelerinde özel tasarrufların makroekonomik belirleyicilerini analiz etmektir. Bu amaçla, Panel ARDL/PMG (Havuzlanmış Ortalama Grup) yöntemi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre yabancı tasarruflar, özel tasarrufları hem kısa hem de uzun dönemde negatif etkilemektedir. Kişi başına gelirin büyüme oranı, özel tasarrufları uzun dönemde artırırken, kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi yoktur. Reel faiz ve işsizlik oranlarındaki değişimler özel tasarrufları sadece uzun dönemde negatif etkilemektedir. Bu sonuçlara göre MENA ülkelerinde politika yapıcılar, ekonomik büyümeyi ve istihdamı artırmaya ve yabancı tasarruf bağımlılığını azaltmaya yönelik politikalar uygulamalıdır.

Anahtar Sözcükler: Özel tasarruflar, makroekonomik belirleyiciler, MENA ülkeleri, panel ARDL.

Macroeconomic Determinants of Private Savings: An Investigation on Selected MENA Countries

Abstract

Investments vital to economic growth are usually financed by domestic or foreign savings. Because foreign savings lead to current account deficits and increases economic vulnerability in an economy by appreciating a country's currency, domestic savings constitute the most reliable source of finance for investments. Due to their macroeconomic impacts and significant consequences, it is important for developing economies to understand private savings and its determinants well. Against this backdrop, the main purpose of our study is to analyze the macroeconomic determinants of private savings in the selected MENA countries, namely, Algeria, Egypt, Israel Jordan, Morocco, and Turkey over the period 1997-2016. To this end, the Panel ARDL/PMG (Pooled Mean Group) method is used. The overall results show that the impact of foreign savings on private savings is negative in both the short and long run. The GDP per capita growth is positively associated with private savings in the long run, but in the short run, there is no statistically significant relationship between the two variables. Changes in real interest and unemployment rates hamper private savings only in the long run. Relying on these results, policymakers in MENA countries should pursue growth-oriented and employment enhancing policies and implement policies aimed at reducing foreign savings dependency.

Keywords: Private Savings, Macroeconomic Determinants, MENA Countries, Panel ARDL.

* Bu çalışma Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı'nda Prof. Dr. Selçuk Akçay danışmanlığında Durmuş Ali Yıldız tarafından "Özel Tasarrufun Belirleyicileri: Seçilmiş MENA Ülkeleri Üzerine Bir Araştırma" başlığı ile tamamlanarak 20.04.2020 tarihinde savunulan Yüksek Lisans tezinden türetilmiştir.

¹ Sorumlu Yazar (Corresponding Author), Prof. Dr., Afyon Kocatepe Üniversitesi, İktisat Bölümü, akcay@aku.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-5255-9653>

¹ Afyon Kocatepe Üniversitesi, yildizdal41@hotmail.com.tr, <https://orcid.org/0000-0003-3283-5320>

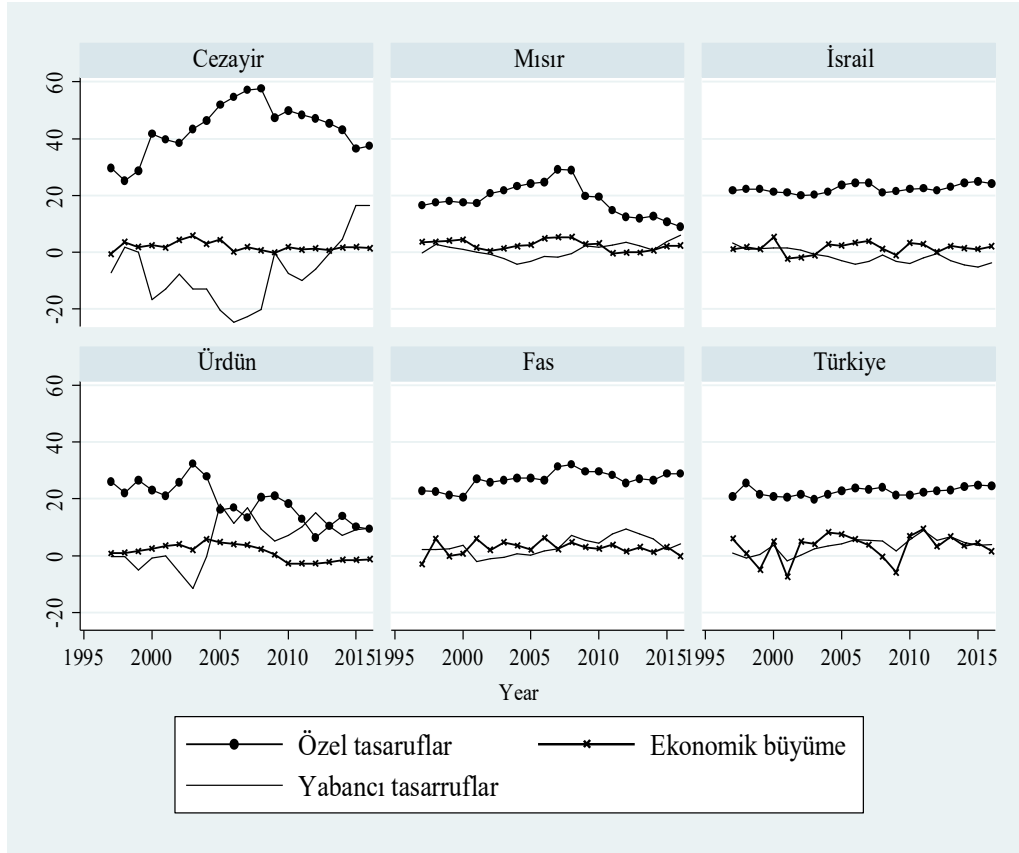
GİRİŞ

Ekonomik büyüme, ülkelerin gerçekleştirmek istedikleri en önde gelen makroekonomik hedeflerden biridir. Ekonomik büyümenin sağlanması üretken yatırımların artırılmasıyla mümkündür (Munir vd., 2011:95). Dolayısıyla, tasarrufların ve yatırımların finansman kaynağı olduğu gerçeği dikkate alındığında tasarrufların ekonomik büyüme sürecindeki önemi anlaşılmaktadır. Bir başka deyişle, daha yüksek tasarruf oranları daha yüksek büyüme ile ilişkilendirilebilir (Larbi, 2013:126).

Dışa kapalı bir ekonomide yatırımların finansmanı sadece yurt içi tasarruflar ile sağlanabilirken, dışa açık ekonomilerde yatırımların finansmanında yabancı tasarruflar da devreye girmektedir (Karabulut vd., 2018:177). Büyüme hedefinin gerçekleştirilmesinde düşük yurt içi tasarruf sorunu ile karşı karşıya kalan gelişmekte olan ülkeler ulusal tasarruflarını artırıcı politikalar uyguluyorlar, ancak bu politikalar uzun dönemde sonuç vermez. Kısa dönemde finansman sıkıntısı çeken bu ülkeler, sermaye hareketliliği serbestisi altında yüksek faiz oranlarıyla yabancı tasarrufları çekerek büyümeyi finanse etmeye çalışırlar (Erim ve Türk, 2005:27). Yabancı tasarrufların, kullanan ekonomilere çeşitli maliyetleri bulunmaktadır. Örneğin, yurtdışında döviz miktarının artması yerel paranın değerini artırmaktadır. Bu durum hem tüketimin artmasına hem de ihracatı azaltıp ithalatı artırarak cari açığı artırmaktadır. Oynaklığı yüksek kısa vadeli sermaye akımlarından oluşan yabancı tasarrufların yön değiştirme ihtimali ekonomik kırılganlığı artırmaktadır. Ekonominin daralma dönemlerinde yabancı tasarrufların ülkeden çıkışı yatırımlar için gerekli finansmanın bulunamamasına, dolayısıyla durumun daha da kötüye gitmesine yol açmaktadır. Ayrıca dışa bağımlılığın artması, bir ülkenin dış kaynaklı şoklara olan direncini azaltır (Özcan ve Peker, 2018: 179). Bu olası durumların yanı sıra yabancı tasarrufların nasıl kullanıldığı noktasından da birtakım olumsuzlukları bulunmaktadır. Sınırsız olmayan yabancı tasarrufların bir taraftan faiz ödemelerini beraberinde getirirken diğer taraftan üretimi artıran reel yatırımlardan ziyade spekülasyon yatırımlara yöneldiği de görülmektedir. Yabancı tasarrufların ekonomide meydana getirdiği bu ve benzeri sorunlar, büyüme sürecinin en güvenilir finansman kaynağının yurt içi tasarruflar, özellikle de yurt içi tasarrufların önemli bir bölümünü oluşturan özel tasarruflar olduğu gerçeğini ortaya koymaktadır (Larbi, 2013:125).

Makroekonomik etkilerinden ve ortaya çıkardığı önemli sonuçlarından dolayı özel tasarrufların belirleyicilerinin iyi anlaşılması ve analiz edilmesi gelişmekte olan ekonomiler için önemlidir. Bu çalışmanın temel amacı seçilmiş MENA ülkelerinde (Cezayir, Mısır, İsrail, Ürdün, Fas ve Türkiye) özel tasarrufların makroekonomik belirleyicilerini 1997-2016 dönemi verileriyle incelemektir. Bu ülkelerin ve bu dönemin seçilmesinin temel nedeni veri kısıdındır. Genel olarak, üç önemli neden bizi MENA ülkelerini araştırma konusu olarak ele almaya itmiştir. Birincisi, Şekil 1’de gösterildiği gibi özel tasarruflar bazı MENA ülkeleri için azalan bir eğilim gösterirken bazıları için durağanlık göstermektedir. İkincisi, düşük ve azalan özel tasarruflar bölge ülkelerinin ekonomik büyümesini olumsuz etkilemektedir. Son olarak, düşük ve azalan özel tasarruflar bölge ekonomilerini yabancı tasarruflara bağımlı hale getirmektedir. Aşırı dışa bağımlılık cari açığı artırmakta ve bölge ekonomilerini makroekonomik, finansal ve ters sermaye akımları gibi risklerle karşı karşıya bırakmaktadır.

Şekil 1: Özel Tasarrufların, Ekonomik Büyüme ve Yabancı Tasarrufların Ülke Bazında 1997-2016 Yılları Arası Değişimi



Kaynak: World Bank, World Development Indicators (2019)

Çalışmada, 1997-2016 dönemi yıllık verileri ve Panel ARDL/PMG yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre kişi başı gelirdeki büyümenin özel tasarruflar üzerindeki etkisi pozitifken; reel faiz oranı, yabancı tasarruflar ve işsizliğin etkisi negatiftir. Çalışmamız iki açıdan mevcut literatüre katkı yapmaktadır. Birincisi, MENA ülkeleri için özel tasarrufların makroekonomik belirleyicilerini inceleyen çok az sayıda çalışma bulunmaktadır, dolayısıyla çalışmamız bu alandaki boşluğu doldurmaya yöneliktir. İkincisi, çalışmamız MENA ülkeleri için yapılan önceki çalışmaların kullandıkları yöntemlerinden farklı olarak Panel ARDL/PMG yöntemini kullanmaktadır.

Çalışmanın takip eden bölümleri şu şekilde yapılandırılmıştır. Birinci bölüm, özel tasarrufların önde gelen makroekonomik belirleyicilerinin teorik çerçevesini irdelemektedir. İkinci bölüm, literatür taramasına ayrılmıştır. Üçüncü bölüm, analizde kullanılan veri, model ve yöntemi açıklamaktadır. Dördüncü bölüm, elde edilen bulgulara ve tartışmasına yer vermektedir. Son bölümde, bulgular çerçevesinde birtakım politika önerileri sunulmuş ve çalışma sonuçlandırılmıştır.

1. ÖZEL TASARRUFLARIN MAKROEKONOMİK BELİRLEYİCİLERİ: TEORİK ÇERÇEVE

Özel tasarrufların belirleyicileri makroekonomik, demografik, kültürel/psikolojik olmak üzere üç ana başlık altında toplanabilir. Bu çalışmada, özellikle özel tasarrufların makroekonomik belirleyicileri irdelenecektir. Gelir seviyesi ve gelirdeki büyüme, enflasyon, işsizlik, kamu tasarrufları, reel faiz oranı ve yabancı tasarruflar özel tasarrufların önde gelen makroekonomik belirleyicilerindedir.

1.1. Gelir Seviyesi ve Gelirdeki Büyüme

Gelir seviyesi ile özel tasarruflar arasındaki ilişkiye açıklama getiren teorilerden en bilineni Keynes'in geliştirdiği Mutlak Gelir Hipotezidir. Bu hipotez, tüketimin vergi sonrası geliri ifade eden cari harcanabilir gelirin bir fonksiyonu olduğunu ve harcanabilir gelir düzeyi arttıkça tüketimin artacağı fakat tüketimdeki artışın gelirdeki artıştan daha az olacağı varsayımları üzerine kuruludur. Mutlak Gelir Hipotezi'ne göre düşük gelirli ülkeler düşük tasarruf oranlarına sahiptir. Çünkü gelirin muhtemelen tamamına yakını zorunlu ihtiyaçları karşılamak üzere tüketim harcamaları için kullanılmaktadır (Keynes, 1936: 63; Kolasa ve Liberda, 2015: 126).

Ampirik literatür incelendiğinde tasarruf davranışının çoğunlukla Modigliani ve Brumberg (1954) tarafından geliştirilen Yaşam Boyu Gelir Hipotezi ile Friedman (1957) tarafından öne sürülen Sürekli Gelir Hipotezi etrafında ele alındığını görürüz. Yaşam Boyu Gelir Hipotezi bireylerin tüketim (tasarruf) kararlarını cari gelirlerine göre değil ömürleri boyunca elde etmeyi umdukları gelirlerine göre verdiklerini iddia eder. Dolayısıyla, bu hipotez gelir ile tasarruflar arasında doğru yönlü bir ilişkiyi öngörür (Shahbaz *vd.*, 2013:290-291). Sürekli Gelir Hipotezi geliri, geçici gelir ve sürekli gelir olmak üzere ikiye ayırır ve tüketim (tasarruf) kararlarının sürekli gelire göre alındığını ileri sürer. Hipotez, sürekli geliri; yaş, sağlık durumu, eğitim ve meslek gibi faktörler de göz önünde bulundurularak bireyin sahip olduğu beşeri ve beşeri olmayan servet ile her yıl sürekli olarak elde etmeyi umduğu gelirin toplamı olarak tanımlamaktadır. Beklenmeyen durumları ifade eden geçici gelir ise cari gelir ile sürekli gelir arasındaki farktır. Hipoteze göre tüketim, sürekli gelirin bir fonksiyonu olduğundan geçici gelirden meydana gelen artışların tüketimi etkilemeyecek tasarruf oranlarını artırması beklenebilir (Shahbaz *vd.*, 2013:290).

1.2. Enflasyon

Yüksek enflasyon oranları üretimde durgunluğa yol açar. Bu durum gelir seviyesini düşürerek özel tasarrufları olumsuz etkiler (Schmidt-Hebbel *vd.*, 1992: 534). Benzer şekilde yüksek enflasyon ortamında sermaye, sabit sermaye yatırımları yerine risksiz, getirisi yüksek kısa vadeli alanlara yönelir. Bu durum büyümeyi azaltarak tasarrufları olumsuz etkiler (Ceylan, 2018: 59). Ayrıca, fiyatlar yükselmeye başladığında bireyler gelecekte fiyatların bugünkünden daha yüksek olacağı beklentisiyle daha sonra almayı planladıkları malları şimdiden almayı tercih edebilirler, bu tüketime yönelik hali özel tasarrufları olumsuz etkileyebilir (Uzay, 1997'den akt. Barış, 2014: 88). Yine enflasyonun özel tasarruflar üzerindeki olumsuz etkisini açıklayan bir diğer olası senaryo şu şekildedir: Enflasyonu fark edemeyen iktisadi aktörler, özellikle işçiler, nominal gelirlerindeki artışı, reel gelirlerindeki artış zannederek yani para yanılığında düşerek tüketimlerini artırabilirler (Hondroyannis, 2006:558).

Leland (1968) tarafından ileri sürülen ve tasarruf davranışını açıklamada başvurulan görüşlerden biri olan ihtiyat güdüsü ile tasarruf hipotezinin temel önermesi, gelecekteki belirsizliğin artmasının riskten kaçınmak maksadıyla içinde bulunulan dönemde ihtiyat amaçlı tasarrufları artıracaktır. Dolayısıyla makroekonomik belirsizliğin bir göstergesi olan enflasyon ile özel tasarruflar arasında doğru yönlü bir ilişki beklenebilir (Grigoli *vd.*, 2018: 263). Fiyatlar genel seviyesinde meydana gelen bir artış, tüketicilerin servetlerinin reel değerini azaltır. Göreceli olarak fakirleşen tüketiciler, servetlerindeki bu azalmayı telafi etmek için tüketimlerini azaltıp tasarrufa yönelebilirler. Dolayısıyla, literatürde Pigou Etkisi olarak bilinen bu görüşe göre enflasyon ile özel tasarruflar arasında pozitif bir ilişki vardır (Mankiw, 2010: 361).

1.3. İşsizlik

Yüksek ve kalıcı işsizlik gibi ağır ekonomik koşullar harcanabilir geliri azaltır, bu da likidite kısıtlamalarını yoğunlaştırır ve insanların daha az tasarruf etmesine neden olabilir (Ebeke, 2014:11). Bununla birlikte, ihtiyati tasarruf teorisinin öne sürdüğü gibi, işsizlik düzeyindeki bir artış (gelecekteki gelirle ilgili belirsizlik), ihtiyati tasarruf davranışına neden olabilir (Lugilde *vd.*, 2019: 499-500). Ancak, işsizlik sigortası veya sosyal yardım ödemeleri gibi sosyal güvenlik ağlarının varlığı, tasarruf için ihtiyati nedenleri ortadan kaldırabilir. Dolayısıyla, işsizliğin özel tasarruf üzerindeki genel etkisinin olumsuz olması beklenmektedir.

1.4. Kamu Tasarrufları

Kamu tasarruflarıyla özel tasarruflar arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların çoğunluğunun Barro (1974) tarafından geliştirilen Ricardocu Denklik Hipotezi temelinde şekillendiğini söyleyebiliriz. Hipoteze göre vergi ya da borçlanmanın bireylerin tüketim ve tasarruf kararları üzerindeki etkileri aynıdır. Şöyle ki hükümetin vergi indirimine gitmesi ya da tahvil ihracı yoluyla borçlanması karşısında hükümet politikalarını içselleştirebilen rasyonel bireyler, tüketimlerini artırmayıp harcanabilir gelir artışının tamamını tasarruf ederler. Bu davranışın arkasındaki temel neden, iktisadi aktörlerin hükümetin ortaya çıkan bütçe açıklarını kapatmak için gelecekte tekrar vergileri artıracaklarını öngörmeleridir. Dolayısıyla, borçlanma veya vergi indirimi ile kamu tasarruflarında meydana gelen düşüş kadar özel tasarruflarda artış yaşanır. Yani Ricardocu Denklik Hipotezi, kamu tasarruflarıyla özel tasarruflar arasında birebir oranında ters yönlü bir ilişkiyi öngörmektedir (Kolasa ve Liberda, 2015: 126). Ancak kamu tasarruflarıyla özel tasarruflar arasındaki birebir ikameden bahsedilirken sermaye piyasalarının mükemmel olduğu yönünde zımni bir varsayım yapılmaktadır. Söz konusu bu varsayımın sağlanmadığı durumlarda kamu tasarruflarıyla özel tasarruflar arasında var olduğu düşünülen birebir oranındaki ikameden söz edilemeyecektir (Athukorala ve Sen, 2004: 496).

Kamu ve özel tasarruflar arasındaki ilişki, hükümetin harcama politikaları üzerinden de irdelenebilir. Örneğin, eğitim ve sağlık gibi alanlara yapılan aynı harcamalar bir taraftan kamu tasarruflarının azalmasına yol açarken diğer taraftan hem özel tüketimi azaltarak hem de yaşam beklentisi ve verimliliği tetikleyerek özel tasarrufları artırabilir. Hükümet tarafından yapılan nakdi harcamaların etkisi ise belirsizdir. Şöyle ki, hükümet tarafından yapılan nakdi yardımlar harcanabilir geliri artırarak tasarruf artışına sebep olabileceken tüketicilerin karşılaştığı belirsizlikleri azaltarak ihtiyati tasarrufların azalmasına da neden olabilir (Grigoli vd., 2014: 11).

1.5. Reel Faiz Oranı

Reel faiz oranının özel tasarruflar üzerindeki etkisi literatürde ikame ve gelir etkileriyle açıklanmaktadır. Toplam etki, ikame ve gelir etkilerinin şiddetine göre belirlenmektedir. İkame etkisinin gelir etkisine baskın geldiği durumda reel faiz ile özel tasarruflar arasında pozitif bir ilişkiden söz edilirken, aksi durumda negatif bir ilişkiden söz edilir (Hondroyiannis, 2006: 556). Reel faiz oranındaki artış, tüketimin gelecek fiyattan kıyasla şimdiki fiyatını artıracığından bir diğer deyişle tüketimin fırsat maliyetini artıracığından bireyleri tasarrufa teşvik eder (reel faiz oranının ikame etkisi). Diğer taraftan gelir etkisine göre reel faiz oranındaki bir artış, borç veren açısından hayat boyu gelirdeki artış anlamına geldiğinden tüketimi artırıp dolayısıyla tasarrufu azaltabilir (Athukorala ve Sen, 2004: 494).

1.6. Yabancı Tasarruflar

Bir ekonomide, toplam tasarruflar, yurt içi tasarruflar ve yurtdışı (yabancı) tasarrufların toplamından oluşur. Dolayısıyla yurt içi tasarrufları yetersiz olan ekonomilerde yabancı tasarruflar, yurt içi yatırımlar için alternatif bir kaynaktır. Yabancı tasarruflar yurt içi yatırımları artırarak büyümeyi destekleyebilir ve artan büyüme özel tasarrufları olumlu etkiler (Düzgün, 2009: 185). Bu açıklamalar yabancı tasarruflarla özel tasarruflar arasındaki aynı yönlü ilişkiye yani tamamlayıcılık ilişkisine işaret eder. Yabancı tasarrufların nasıl elde edileceğine McKinnon-Shaw Hipotezi şu şekilde cevap vermektedir. Bu hipoteze göre, finansal liberalleşmeyle birlikte faiz oranlarının artması sermaye hareketliliği serbestisi altında bir ülkeye yabancı kaynak girişini artıracaktır (Erim ve Türk, 2005: 27). Ancak, yabancı tasarrufların artmasının ekonomiler için bir maliyeti vardır. Bu maliyetten kaçınmak amacı güdüldürse özel tasarrufların artma ihtimali söz konusu olabilir. Benzer şekilde, bir ekonomideki yabancı tasarrufların (dış borçların) artması bireyleri gelecekte vergi oranlarının artıracakları beklentisine iter. Bunun sonucunda bireyler cari tasarruflarını artırabilirler. (Değirmen ve Şengönül, 2012: 7).

Yabancı tasarruflarla, yurt içi tasarruf-yurt içi yatırım açığı kapatılabilir. Ancak yabancı tasarrufların yatırımların finansmanı yerine tüketim ve üretken olmayan harcamalarda kullanılma ihtimali de söz konusudur. Özellikle dış borçlanma kısıtlamaları altında ilave yabancı tasarruflar, ek kaynak arzı sağlayarak, tüketimi cesaretlendirerek özel tasarrufları azaltabilir. Bu görüş yabancı tasarruflar ile özel

tasarruflar arasındaki negatif ilişkiye, yani değişkenlerin birbirini ikame ettiğine işaret etmektedir (Agrawal vd. 2009:212). Yabancı tasarruflar ile özel tasarruflar arasında negatif ilişkiye, diğer bir anlatımla, yabancı tasarruflardaki artışın bir bölümünün yurt içi tasarruflardaki düşüş ile dengeleneceğini ifade eden bir diğer senaryo şu şekildedir: Bir ekonomide yabancı tasarrufların artması faiz oranlarını düşürebilir ve bunun sonucunda yurt içi tasarrufları olumsuz etkilenebilir (Griffin, 1970: 105).

2. LİTERATÜR TARAMASI

Özel tasarrufların belirleyicilerini analiz eden farklı örneklem, zaman aralığı ve yöntemle sahip çok sayıda akademik çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalardan elde edilen sonuçlar, özel tasarruf davranışının iyi anlaşılması ve böylece özel tasarrufları artırmaya yönelik politikaların geliştirilmesine ışık tutabilir.

Wood (1995), En Küçük Kareler Yöntemi ve Hata Düzeltme Modeli yardımıyla, 1965-1989 dönemi verilerini kullanıp Barbados için özel tasarrufların belirleyicilerini incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre reel gelir seviyesi hem kısa hem de uzun dönemde özel tasarrufları olumlu etkilemektedir. Teoride beklenildiği üzere kamu tasarruflarının etkisi negatiftir. Yabancı tasarruf değişkeninin işareti negatiftir ve katsayısının görece küçüklüğü yabancı tasarruflarla ulusal tasarrufların birbirini ikame ettiği tezine zayıf bir destek sağlamaktadır. Altının önemle çizilmesi gereken bir başka sonuç, işsizliğin negatif etkisidir. Bu olumsuz etki uzun dönemde daha da büyüktür. Reel faiz oranının etkisi negatiftir. Gecikmeli tasarruf değişkeninin etkisi zayıf olmakla beraber işareti pozitiftir.

Geniş bir örneklem içeren çalışmada Loayza vd. (2000), 150 ülkenin 1965–1994 dönemi verilerini ve GMM (Genelleştirilmiş Momentler Metodu) yöntemini kullanmışlardır. Çalışmadan elde edilen tahmin sonuçlarını güçlendirmek adına regresyon tahminleri; yöntem değiştirilerek (OLS), değişik ülke grupları baz alınarak (az gelişmiş ülkeler, sanayi ülkeleri) ve kurulan modellerde değişiklikler yapılarak tekrarlanmıştır. Elde edilen bulgular birbirine paralellik göstermektedir. Sonuçlara göre tasarruf değişkeninin gecikmeli değerinin pozitif etkisi, özel tasarrufların güçlü bir ataletle sahip olduğunu göstermektedir. Kişi başı özel harcanabilir gelirin hem kendisi hem de büyüme oranının özel tasarruflar üzerindeki etkisi pozitifken, reel faiz oranının etkisi negatiftir. Finansal gelişmeyi temsilen regresyona katılan ve geniş anlamda para arzının GSMH'ye oranı olan M2/GSMH değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bunun yanı sıra kredi kısıtlamalarındaki bir rahatlama özel tasarrufları azaltmaktadır. Kamu tasarrufları, özel tasarrufları hem kısa hem de uzun dönemde azaltmaktadır. Demografik değişkenleri temsil için kullanılan kentleşme oranı, genç ve yaşlı bağımlılık oranlarının etkileri negatiftir. Son olarak makroekonomik istikrarsızlığın göstergesi olan enflasyonun etkisi pozitiftir.

Özcan ve Özcan (2005), 1981-1994 dönemi yıllık verilerini ve En Küçük Kareler Yöntemini kullanıp MENA ülkelerinde özel tasarrufların makroekonomik belirleyicilerini incelemişlerdir. Elde ettikleri bulgulara göre gelir, özel tasarrufların gecikmeli değeri, finansal derinleşme ve enflasyon özel tasarrufları pozitif etkilerken, kamu tasarrufları negatif etkilemektedir.

Güney Asya ülkelerinde tasarruf davranışlarını araştırdıkları çalışmalarında Agrawal vd. (2009), DOLS ve ARDL modellerine dayalı analizler yapmışlardır. Veri aralığı her ülke için değişimle beraber 1960-2005 dönemine ait verilerden elde edilen tahmin sonuçlarına göre, reel kişi başı gelirdeki bir artış Güney Asya ülkelerinin hepsinde tasarrufları artırmaktadır; reel faiz oranının tasarruflar üzerindeki etkisi Hindistan ve Pakistan için negatiftir, Bangladeş ve Nepal için pozitiftir, Sri Lanka için istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi yoktur; Nepal dışında diğer ülkelerde bankacılık imkânlarına erişimin (finansal derinleşme) etkisi pozitiftir; yabancı tasarrufların etkisi negatif; tarımın GSYİH içindeki payı, enflasyon oranı ve M2Y/GSYİH değişkenleri için anlamlı bir sonuç bulunamamıştır; Nepal dışında bütün ülkelerde kamu tasarruflarının özel tasarruflar üzerindeki etkisi negatiftir.

Batı Afrika Ekonomik ve Parasal Birliği'ne üye yedi ülke için yapılan çalışmada Keho (2011), tasarrufların uzun dönem belirleyicilerini araştırmıştır. Çalışmada, 1970-2006 dönemine ait yıllık veriler kullanılmıştır. Yöntem olarak ARDL kullanılmış ve her ülke için katsayı tahminleri yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre tasarruf oranının belirleyicileri ülkeler arasında değişiklik göstermekle birlikte tasarruf

oranlarında bir artış sağlanabilmesi için bağımlılık oranlarını azaltıcı ve iktisadi büyümeyi artırıcı politikalar uygulanması gerektiği gerçeği öne çıkmaktadır. Çalışmada dikkat çeken bir diğer nokta, finansal kalkınmanın ve uygulanan para politikalarının tasarruflar üzerinde önemli bir rol oynamadığıdır.

Özcan vd. (2012), çalışmalarında 1975–2008 dönemi verilerini kullanarak Türkiye için özel tasarrufların belirleyicilerini araştırmışlardır. Çalışmada bu alandaki birçok çalışmadan farklı olarak makro değişkenlerin yanında sosyo-ekonomik değişkenlere de yer verilmiştir. OLS yönteminin kullanıldığı çalışmanın uygulama kısmında Türkiye’deki ekonomik kriz yıllarını belirtmek için bir kukla değişken de modele katılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre özel tasarruf oranının atalete sahip olduğu saptanmıştır. Kamu tasarrufları ile özel tasarruflar arasındaki negatif ilişkiye rağmen karşılığın bire bir olmaması Türkiye için Ricardocu Denklik Hipotezinin tam olarak geçerli olmadığını göstermektedir. Ayrıca, gelir seviyesi özel tasarruf oranlarını pozitif etkilerken gelirdeki büyüme negatif etkilemektedir. Beklenenin aksine finansal derinleşme ile özel tasarruflar arasındaki ilişki negatifken, borç verme kısıdı ile özel tasarruflar arasındaki ilişki pozitifdir. Demografik değişkenlere baktığımızda yaşlı bağımlılık oranı, doğumda beklenen yaşam süresi ve kentleşme oranı özel tasarrufları negatif etkilerken, kentleşme oranının istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi yoktur. Enflasyon, ekonomik kriz dönemleri için kullanılan kukla değişken ve politik istikrarsızlık değişkenleri ile özel tasarruflar aynı yönlü hareket etmektedir. Üniversite mezunu kadın oranı ile boşanma oranı özel tasarrufları azaltmaktadır. Fakat katsayılar istatistik olarak anlamlı değildir. Bunun yanında kadın işgücü katılımı ile özel tasarruflar ters yönlü hareket etmektedir. Serbest meslek sahibi kişilerin ve üniversite mezunu kişilerin istihdam içindeki oranı arttıkça özel tasarrufların azaldığı çalışmanın diğer sonuçlarındandır.

Gana için yapılan bir çalışmada Larbi (2013), özel tasarruf davranışını araştırmak için 1970–2010 dönemi yıllık verilerini ve FMOLS yöntemini kullanarak beş farklı tasarruf fonksiyonu tahmin etmiştir. Tahminlerden elde edilen bulgulara göre hem kişi başına gelir hem de kişi başına gelirin karesi özel tasarrufları pozitif etkilemektedir. Tahmin edilen üç modelde finansal kalkınma pozitif işaretlidir. Bir modelde ise negatif işaretlidir, ancak istatistiksel olarak anlamlı değildir. Reel döviz kurunun özel tasarruflar üzerine etkisi bazı modellerde pozitif bazılarında negatiftir. Çalışmadan elde edilen diğer sonuçlara göre enflasyonun ve kamu açığının özel tasarruflar üzerine etkisi pozitifken reel faiz oranının ve bağımlılık oranının etkisi negatiftir.

Arıç (2015), Ortadoğu ülkelerinde tasarrufların belirleyicilerini analiz eden bir çalışma ortaya koymuştur. Örneklemi 13 Ortadoğu ülkesinin oluşturduğu çalışmada 2000-2013 dönemini kapsayan dengesiz panel verileri ile yapılan analiz, tek taraflı rassal etkiler modeli ile gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgulara göre gelirin tasarruflar üzerindeki etkisi negatif, toplam nüfusun içinde 15-64 yaş aralığındaki kişilerin oranı pozitif etkilidir. Toplam nüfusun içinde 65 ve üzeri yaştakilerin oranı, kentsel nüfus oranı ve kırsal nüfus oranı değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı değildir. Beklentilere uygun olarak enflasyonun tasarruf üzerindeki etkisi pozitif çıkmıştır. M2/GSYİH değişkeni ile kamu harcamaları negatif etkilidir.

Azar vd. (2018), çalışmalarında 1994-2015 dönemi için 10 Arap ülkesinde özel tasarrufların belirleyicilerini incelemişlerdir. Çalışmaya konu edilen 10 Arap ülkesi; Körfez İşbirliği Konseyi Ülkeleri, Doğu Ülkeleri ve Batı Ülkeleri olmak üzere 3 alt bölgeye ayrılmıştır. Bütün veriler ve alt bölgelere ait veriler olmak üzere toplam 4 örneklem, ARDL ve Sağlam En Küçük Kareler yöntemleriyle analiz edilmiştir. Sonuç olarak ekonomik büyüme özel tasarruflar üzerinde Arap alt bölgelerinin hepsinde pozitif etkili iken kişi başı gelir değişkeninin etkisi bölgeden bölgeye değişmektedir. Reel efektif döviz kurunun etkisi negatiftir. Kamu tasarruflarının özel tasarrufları dışladığı çalışmadan elde edilen bir başka sonuçtur. Reel faiz oranının etkisi teoride beklenildiği üzere belirsizdir.

Geniş bir örnekleme sahip diğer bir çalışmada Grigoli vd. (2018), 165 ülkenin 1981-2012 verileriyle özel tasarrufların belirleyicilerini analiz etmişlerdir. Sıradan En Küçük Kareler (OLS) yöntemine dayalı analizden elde edilen tahmin sonuçları şu şekildedir: Daha yüksek gelir seviyesi ve daha yüksek büyüme hızı daha yüksek bir özel tasarruf oranı sağlamaktadır. Gelir, sürekli gelir ve geçici gelir bileşenlerine ayrılarak incelenmiş gelirin sürekli olan kısmının çoğunlukla tasarruf edildiği görülmüştür. Ayrıca ekonomik büyümenin artacağı yönündeki bir beklenti özel tasarrufları artırmaktadır. Dış ticaret haddindeki

iyileşmelerin özel tasarruflar üzerindeki etkisi pozitiftir. Makroekonomik belirsizliğin bir göstergesi olan işsizlik ile özel tasarruflar arasında pozitif bir ilişki vardır. Diğer taraftan yurtiçi borçlanma kısıdındaki bir gevşeme, özel tasarrufları azaltmaktadır. Yaşlı bağımlılık oranı, kentleşme, kamu tasarrufları ve yabancı tasarruflar özel tasarrufları negatif etkilerken, mevduat faiz oranının katsayısı istatistiksel olarak anlamlı değildir.

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Uygulama kısmında tahmin edilecek model, Wood (1995), Jongwanich (2010) ve Grigoli vd. (2018) temel alınarak aşağıdaki gibi oluşturulmuştur;

$$\dot{o}tas_{it} = \theta_{0i} + \theta_{1i}gdp_{it} + \theta_{2i}isz_{it} + \theta_{3i}ref_{it} + \theta_{4i}y_{tas_{it}} + u_{it} \quad (1)$$

$$i = 1,2,3,4,5,6 \text{ ve } t = 1,2,3,\dots,20.$$

Denklem (1)'de *otas* özel tasarruf oranını, *gdp* kişi başına düşen milli gelirin yıllık büyüme oranını, *ref* reel faiz oranını, *y_{tas}* yabancı tasarruf oranını ve *isz* işsizlik oranını temsil etmektedir. Özel tasarruf oranı, özel tasarrufların GSYİH'ye oranı, işsizlik oranı ise toplam işgücü içinde işsizlerin payı ile ölçülmüştür. Reel faiz oranı, $r = [(1+i)/(1+\pi)] - 1$ formülü ile hesaplanmıştır. Yabancı tasarruf oranı ise Cari Açık/GSYİH oranının -1 ile çarpımından elde edilmiştir. Özel tasarruf ve yabancı tasarruf verileri Uluslararası Para Fonu Dünya Ekonomik Görünümü veri tabanından (IMF, 2019), diğer veriler Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri veri tabanından (World Bank, 2019) derlenmiştir.

3.1. Birimler Arası Korelasyon

Bir değişkene ait serinin ortalama ve varyansının zaman içerisinde sabit kalması durağan olduğunu gösterir. Ekonometrik analizlerde durağan olmayan serilerle yapılan tahminler sahte regresyon sorununa neden olur. Dolayısıyla, ekonometrik çalışmalarda kullanılacak olan serilerin durağan olup olmadığının sınanması gereklidir. Ancak panel veri ile çalışılırken serilerin durağanlığını sınamak için kullanılan panel birim kök testleri birimler arası korelasyona (yatay kesit bağımlılık) izin vermeyen birinci kuşak testler ve birimler arası korelasyona izin veren ikinci kuşak testler olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Yani birimler arası korelasyon birim kök testi seçimini etkilemektedir. Dolayısıyla, ekonometrik analize birimler arası korelasyonun test edilmesiyle başlanmıştır.

Birimler arası korelasyon, panel veri modelinin birimleri için tahmin edilen modellerden elde edilen kalıntıların korelasyonlu olması anlamına gelmektedir. Söz konusu bu korelasyon, dışlanan değişkenlerin (birim ve/veya zaman) etkilerinin yatay kesit birimler boyunca birbirinden bağımsız olmamasından kaynaklanmaktadır. Modelde kullanılacak olan serilerde birimler arası korelasyonun varlığını test etmek için Pesaran (2004) tarafından önerilen CD (Yatay Kesit Bağımlılığı) Testi kullanılmıştır. Pesaran (2004), birimler arası korelasyonu sınarken ADF regresyonunun tahmininden elde edilen kalıntıları kullanmaktadır ve her birimin diğer birimlerle korelasyonunu hesaplamaktadır. Birimler arası korelasyonu test etmek için dengeli panellerde

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} (\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \rightarrow N(0,1) \quad (2)$$

istatistiği kullanılmaktadır. Denklem (2)'de ρ_{ij} ,

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}} \quad (3)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Denklem (3)'te e_{it} birimlerden elde edilen kalıntılar, T_{ij} ise korelasyon katsayısı hesaplanan gözlem sayısıdır.

3.2. Panel Birim Kök Testleri

Yatay kesit bağımlılık test sonuçlarına göre hangi birim kök testinin kullanılacağına karar verilir. Yatay kesit bağımlılığın saptanmadığı seriler için birinci kuşak panel birim kök testi olan Im vd. (2003) uygulanmıştır. Yatay kesit bağımlılığın görüldüğü serilere ise ikinci kuşak panel birim kök testi olan Yatay Kesit Genişletilmiş (CIPS) Pesaran (2007) testi uygulanmıştır.

Im vd. (2003) testi birim kök parametresinin birimler arasında heterojen olmasına izin vermektedir.

$$\bar{\tau}_{NT} = \frac{1}{N} (\sum_i^N \tau_{iT_i}(\rho_i)) \quad (4)$$

olmak üzere her birim için uygulanan ADF birim kök testlerinin ortalaması alınarak oluşturulan test istatistiği;

$$W_{\bar{\tau}_{NT}} = \frac{\sqrt{N}(\bar{\tau}_{NT} - \frac{1}{N} \sum_i^N E(\bar{\tau}_{NT}(\rho_i)))}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_i^N Var(\bar{\tau}_{NT}(\rho_i))}} \rightarrow N(0,1) \quad (5)$$

şeklindedir.

Pesaran (2007) tarafından geliştirilen Yatay Kesit Genişletilmiş Dickey Fuller (CADF) panel birim kök testi, birim kök parametresinin birimden birime farklı olmasına izin vermektedir.

$$\Delta Y_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Y_{it-1} + \lambda_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Test için (6) numaralı denklem temel alınmaktadır. Bu denklemdeki f_t yatay kesit bağımlılığın analize dâhil edilmesini sağlayan gözlemlenemeyen ortak faktörleri ifade etmektedir. Her birim için birim kök parametreleri (τ_i) hesaplandıktan sonra tüm panel için birim kök test istatistiği (CIPS) (7) numaralı denklem yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$CIPS(N, T) = \bar{\tau} = \frac{1}{N} \sum_i^N \tau_i(N, T) \quad (7)$$

3.3. Model Bazında Birimler Arası Korelasyon ve Heterojenlik Testleri

Tahmin edilecek modelde birimler arası korelasyon varsa ve dikkate alınmazsa tahmincilerin etkin olmama ihtimali doğmaktadır. Yani, birimler arası korelasyon, birim kök testlerinin seçiminin yanı sıra tahmin yöntemlerinin seçimine de etki etmektedir. Bu nedenle, ekonometrik analize model bazında birimler arası korelasyonun varlığının araştırılması ile devam edilmiştir. Bunun için Pesaran (2004) ve Frees (1995) tarafından geliştirilen testler kullanılmıştır. Pesaran (2004) testi Bölüm 3.1'de açıklanmıştır.

Frees (1995) tarafından geliştirilen yatay kesit bağımlılık testi, karesi alınmış korelasyon katsayıları toplamına dayanan bir istatistiği içerir ve aşağıdaki gibi formülleştirilir;

$$R^2_{ORT} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N r_{ij}^2 \quad (8)$$

Frees (1995) bu istatistikle özellikle şunu göstermeye çalışır;

$$FRE = N\{R^2_{ORT} - (T-1)^{-1}\} \rightarrow Q = a(T)\{x^2_{1,T-1} - (T-1)\} + b(T)\{x^2_{2,T(T-3)/2} - T(T-3)/2\} \quad (9)$$

Denklem (9)'da $x^2_{1,T-1}$ ve $x^2_{2,T(T-3)/2}$ sırasıyla T-1 ve $\frac{T(T-3)}{2}$ serbestlik derecelerine sahip birbirinden bağımsız χ^2 rassal değişkenler,

$$a(T) = 4(T+2)/\{5(T-1)^2(T+1)\} \text{ ve} \quad (10)$$

$$b(T) = 2(5T+6)/\{5T(T-1)(T+1)\}'dir. \quad (11)$$

Q_q , Q dağılımının uygun değeri olmak üzere;

$$R^2_{ORT} > (T-1)^{-1} + Q_q/N \quad (12)$$

ise birimler arası korelasyonun olmadığını gösteren sıfır hipotezi reddedilmektedir (De Hoyos ve Sarafidis, 2006:488).

Birimler arası korelasyonun yanı sıra, panel veriyi oluşturan birimlerin homojen ya da heterojen olması da kullanılacak yöntemin seçiminde etkili olmaktadır. Nitekim sabit etkili ve rassal etkili modeller gibi statik modeller eğim katsayılarının homojenliği varsayımını benimserken dinamik modeller yatay kesit birimler arasında eğim katsayılarının değişmesine izin vermektedir (Atay, 2015:69). Diğer bir ifadeyle, heterojenlik dikkate alınmadığı takdirde tahminler sapmalı ve tutarsız olmaktadır. Bu nedenle parametrelerin birimlere göre homojen ya da heterojen olduğunu sınavan Swamy S testi ile analiz sürdürülmüştür.

Swamy (1971) tarafından geliştirilen ve özünde Hausman türü bir test olan Swamy S testinin istatistiği aşağıdaki gibidir;

$$\hat{S} = \chi^2_{k(N-1)} = \sum_1^N (\hat{\beta}_i - \bar{\beta}^*)' V_i^{-1} (\hat{\beta}_i - \bar{\beta}^*) \quad (13)$$

Denklem (13)'te $\hat{\beta}_i$ birimlere göre regresyonlardan elde edilen OLS tahminlerini, $\bar{\beta}^*$ ağırlıklı grup içi tahminisini ve V_i iki tahmincinin varyansları arasındaki farkı göstermektedir. Test istatistiği, $K(N-1)$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir. Testin hipotezleri aşağıdaki gibidir.

$$H_0 : \beta_i = \beta \text{ (Parametreler homojendir)}$$

$$H_1 : \beta_i \neq \beta \text{ (Parametreler heterojendir)}$$

3.4. Panel ARDL Modeli

Analizde kullanılan serilerin $I(0)$ ve $I(1)$ olmasından dolayı bağımsız değişkenlere ait katsayı tahminlerini elde etmek için PMG/panel ARDL yaklaşımı kullanılmıştır. Denklem (1)'de modellenen özel tasarruf fonksiyonuna ait panel ARDL denklemi aşağıdaki gibi oluşturulmuştur:

$$\begin{aligned} \dot{otas}_{it} = & \mu_i + \delta_{10i} gdp_{it} + \delta_{11i} gdp_{i,t-1} + \delta_{20i} isz_{it} + \delta_{21i} isz_{i,t-1} + \delta_{30i} ref_{it} \\ & + \delta_{31i} ref_{i,t-1} + \delta_{40i} ytas_{it} + \delta_{41i} ytas_{i,t-1} + \lambda_i \dot{otas}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

Denklem (14)'deki panel ARDL modeli, hata düzeltme modeli şeklinde aşağıdaki gibi de ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} \Delta \dot{otas}_{it} = & \Phi_i (\dot{otas}_{i,t-1} - \theta_{0i} - \theta_{1i} gdp_{it} - \theta_{2i} isz_{it} - \theta_{3i} ref_{it} - \theta_{4i} ytas_{it}) \\ & - \delta_{11i} \Delta gdp_{it} - \delta_{21i} \Delta isz_{it} - \delta_{31i} \Delta ref_{it} - \delta_{41i} \Delta ytas_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

(14) ve (15) no'lu denklemlerde;

$$\Phi_i = -(1 - \lambda_i) \quad (16)$$

$$\theta_{0i} = \frac{\mu_i}{1-\lambda_i}; \theta_{1i} = \frac{\delta_{10i} + \delta_{11i}}{1-\lambda_i}; \theta_{2i} = \frac{\delta_{20i} + \delta_{21i}}{1-\lambda_i}; \theta_{3i} = \frac{\delta_{30i} + \delta_{31i}}{1-\lambda_i}; \theta_{4i} = \frac{\delta_{40i} + \delta_{41i}}{1-\lambda_i} \quad (17)$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

(15) no'lu hata düzeltme modelinden kısa ve uzun dönem katsayı tahminlerini elde edebilmek için birimler arası korelasyonu dikkate almayan heterojen panel veri modellerinin tahmini için Pesaran ve Smith (1995) tarafından geliştirilen Ortalama Grup (MG) tahmincisi ile Pesaran vd. (1999) tarafından geliştirilen PMG yöntemleri kullanılmıştır. Ortalama Grup (MG) tahmincisi, panel ARDL modelini tahmin ederken parametreler üzerine hiçbir kısıt koymaz, yani tüm parametreler için birim bazında tahminler elde edilebilmektedir. Modelin parametreleri ise her birimden ARDL yöntemiyle elde edilen tahminlerin ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. PMG tahmincisinde ise uzun dönem parametreler birimler bazında sabitken hata düzeltme parametresi, sabit terim ve kısa dönem parametrelerinin birimden birime değişmesine izin verilmektedir. Benzer mantıkla tüm panelin kısa dönem tahminleri, birimler bazında elde edilen tahminlerin ortalamaları alınarak hesaplanmaktadır. Ayrıca, PMG tahmincisi değişkenler arasındaki

olası içsellik sorununu dikkate alır. Sözelimi gelir seviyesi özel tasarrufların bir belirleyicisi iken özel tasarruflar da yatırımlar kanalıyla gelir seviyesini etkilemektedir (Asteriou ve Hall, 2011:436).

Katsayı tahminleri için kullanılan ve yukarıda sözü edilen iki tahminci arasında hangisinin seçileceğine, uzun dönem parametrelerin homojenliğinin sınanması mantığı üzerine kurulu Hausman (1978) testiyle karar verilir. Uzun dönem homojenliği varsayımı altında her iki tahminci de tutarlı iken sadece PMG tahmincisi etkindir. Analizlerde EViews 10 ve Stata 13 paket programları kullanılmıştır.

4. BULGULAR

Bu bölümde sırasına göre, birimler arası korelasyon, panel birim kök testleri, heterojenlik testleri ve PMG/panel ARDL test sonuçları verilmiştir.

4.1. Birimler Arası Korelasyon

Bir serideki birimler arası korelasyonun varlığı, birim kök testi seçimini etkilemektedir. Bu nedenle analize Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD testi yardımıyla modeldeki değişkenlerde birimler arası korelasyonun varlığı araştırılarak başlanmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1: Değişken Bazında Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişken	CD Test İstatistiği	Olasılık Değerleri
<i>ötas</i>	1.080	0.280
<i>ref</i>	4.820	0.000*
<i>gdp</i>	1.740	0.082**
<i>ytaş</i>	1.680	0.092**
<i>isz</i>	0.520	0.602

Notlar: Analizde Stata *xtcd* komutu kullanılmıştır. * ve ** sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Sonuçlar incelendiğinde *ötas* ve *isz* değişkenlerinde birimler arası korelasyon bulunmazken *ref*, *gdp* ve *ytaş* değişkenleri için birimler arası korelasyon vardır. Dolayısıyla serilerde birim kök araştırılırken *ötas* ve *isz* değişkenleri için birinci kuşak testler, *ref*, *gdp* ve *ytaş* değişkenleri için ikinci kuşak testler kullanılmalıdır.

4.2. Panel Birim Kök Testleri

Tablo 2, IPS Im *vd.* (2003) ve Yatay Kesit Genişletilmiş (CIPS) Pesaran (2007) panel birim kök testlerinin sonuçlarını özetlemektedir.

Tablo 2: Birim Kök Testleri Sonuçları

	IPS		CIPS		Sonuç
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
<i>ötas</i>	-0,6293 (0,2646)	-1,0389 (0,1494)			I(1)
Δ <i>ötas</i>	-4,3100 (0,0000)	-3,8039 (0,0001)			
<i>ref</i>			-2,423 (0,008)	-1,330 (0,092)	I(0)
Δ <i>ref</i>			-----	-----	
<i>gdp</i>			-0,407 (0,342)	0,175 (0,570)	I(1)
Δ <i>gdp</i>			-3,706 (0,000)	-2,378 (0,009)	
<i>ytas</i>			-0,509 (0,305)	-0,212 (0,416)	I(1)
Δ <i>ytas</i>			-3,781 (0,000)	-3,661 (0,000)	
<i>isz</i>	-3,6764 (0,0001)	-1,3698 (0,0854)			I(0)
Δ <i>isz</i>	-----	-----			

Notlar: Analizde Stata *xtunitroot ips* ve *multipurt* komutları kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler, olasılık değerleridir. Testler için gecikme uzunluğu, Schwarz Bilgi Kriteri'ne (SIC) göre 1 alınmıştır. Düzey değerinde durağan olmadığı saptanan serilerin birinci farklarına ilgili test tekrar uygulanmıştır.

Elde edilen sonuçlar *ref* ve *isz* değişkenlerinin düzeyde I(0), *ötas*, *gdp* ve *ytas* değişkenlerinin birinci farklarında durağan I(1) olduğunu göstermektedir.

4.3. Model Bazında Birimler Arası Korelasyon ve Heterojenlik Testleri

Tahmin edilecek modelde birimler arası korelasyonun olup olmaması ve eğim katsayılarının birimlere göre homojen olup olmaması, tahmin yönteminin seçiminde göz önünde bulundurulmalıdır. Bu doğrultuda model bazında birimler arası korelasyonu sınamak için Pesaran (2004) ve Frees (1995) tarafından geliştirilen testler ve heterojenliği sınamak için Swamy S Testi uygulanarak analize devam edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 3'te raporlanmıştır.

Tablo 3: Model Bazında Birimler Arası Korelasyon Testleri ve Heterojenlik Testi Sonuçları

Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Pesaran (2004)	0.119	0.905
Frees (1995)	0.506	0.129
Swamy S (1971)	1268.59*	0.000

Notlar: Analizde Stata *xtcsd pesaran* ve *xtcsd frees* komutları kullanılmıştır. * %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Pesaran (2004) ve Frees (1995) testleri modelde birimler arası korelasyona işaret ederken, Swamy S (1971) testi modelin heterojen olduğunu göstermektedir.

4.4. Panel ARDL Yöntemi ile Katsayı Tahmini

Modelin birimler arası korelasyona sahip olmadığı ve heterojen olduğu gerçeğinden hareketle bağımsız değişkenlerin katsayılarına ilişkin kısa ve uzun dönemli tahminler, panel ARDL yaklaşımı temelli tahminler olan Pesaran ve Smith (1995) tarafından geliştirilen Ortalama Grup (MG) ve Pesaran *vd.* (1999) tarafından geliştirilen Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) yöntemleriyle elde edilebilir.

PMG ve MG tahminlerinden hangisinin kullanılması gerektiği Hausman (1978) testi ile sınanmış ve bulgular Tablo 4’te sunulmuştur. Test sonuçlarına göre olasılık değeri 0,05’den büyük olduğundan H_0 hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla değerlendirmeler PMG yönteminin sonuçları üzerinden yapılacaktır.

Tablo 4: Modelin MG ve PMG Tahminleri İle Elde Edilen Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	PMG (1,1,1,1,1)				MG (1,1,1,1,1)			
	Katsayı	St. Hat.	t- ist.	Olasılık Değ.	Katsayı	St.Hata	t- ist.	Olasılık Değ.
<i>ref</i>	-0.22**	0.12	-1.74	0,08	-0.97	0.56**	-1.73	0.08
<i>gdp</i>	1.29*	0.16	8.00	0,00	1.09	0.36*	2.98	0.00
<i>ytaş</i>	-0.81*	0.06	-12.89	0,00	-0.79	0.25*	-3.18	0.00
<i>isz</i>	-0.59*	0.21	-2.79	0.00	-0.36	0.43	-0.84	0.39
Test	χ^2 Test İstatistiği				Olasılık Değeri			
Hausman (1978)	8.590				0.072			

Notlar: Analizde Stata *xtpmg* komutu kullanılmıştır. * ve ** sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri’ne (SIC) göre 1 olarak belirlenmiştir.

PMG modelinden elde edilen sonuçlara göre, uzun dönemde büyüme oranı, özel tasarrufları olumlu etkilemektedir. Ayrıca özel tasarruflar üzerindeki en büyük etki büyüme oranına aittir. Büyüme oranındaki bir birimlik artış özel tasarrufları 1,29 birim artırmaktadır. Büyüme oranı ile özel tasarruflar arasındaki bu doğru yönlü ilişki, yaşam boyu gelir hipotezini desteklemektedir. Ayrıca bu sonuç Loayza *vd.* (2000), Hondroyannis (2006), Bhandari *vd.* (2007), Jongwanich (2010) ve Ebeke’nin (2014) sonuçlarıyla da örtüşmektedir.

Tasarruf fonksiyonundaki bir diğer bağımsız değişken olan işsizlik oranının özel tasarruflar üzerindeki etkisi negatiftir. İşsizlik oranındaki bir birimlik artış özel tasarrufları 0,59 birim azaltmaktadır. Bu sonuç ihtiyati tasarruf teorisiyle çelişirken, Wood (1995), Ebeke (2014) ve Şahin’in (2017) elde ettiği bulgularla örtüşmektedir.

Uzun dönemde reel faiz oranının özel tasarruflar üzerindeki etkisi negatiftir. Reel faiz oranındaki bir birimlik artış özel tasarrufları 0,22 birim azaltmaktadır. Bu bulgu, McKinnon-Shaw hipotezi ve Klasik iktisadın görüşleri ile çelişmekte ve uzun dönemde gelir etkisinin ikame etkisine baskın geldiğine işaret etmektedir. Bu sonuç Loayza *vd.* (2000), Larbi (2013) ve Wood’un (1995) bulgularıyla benzerdir. Uzun dönemde özel tasarrufları olumsuz etkileyen bir diğer değişken yabancı tasarruflardır. Yabancı tasarruflardaki bir birimlik artış özel tasarrufları 0,81 birim azaltmaktadır. Bu bulgu, Loayza *vd.* (2000), Agrawal *vd.* (2009) ve Sahoo ve Kumar Dash’in (2013) sonuçlarını desteklemektedir.

Tablo 5 modelin PMG yöntemi ile elde edilen kısa dönem sonuçlarını özetlemektedir. Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde yabancı tasarruf değişkeninin katsayısı ve hata düzeltme parametresinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Hata düzeltme parametresinin negatif ve anlamlı olması modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme parametresine göre bir yılda oluşan dengesizliklerin yaklaşık %32’si bir sonraki yıl düzelinecek ve böylece yaklaşık 3 yıl sonra tekrar dengeye gelinecektir.

Tablo 5: Modelin PMG Tahmincisi İle Elde Edilen Kısa Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	St. Hata	t-ist.	Ola. Değ.
<i>ect(-1)</i>	-0.32*	0.08	-3.84	0.00
<i>Δref(-1)</i>	0.09	0.06	1.41	0.15
<i>Δgdp(-1)</i>	-0.11	0.15	-0.71	0.47
<i>Δytas(-1)</i>	-0.39*	0.12	-3.25	0.00
<i>Δisz(-1)</i>	-0.11	0.16	-0.67	0.50
<i>sabit</i>	9.96*	2.48	4.01	0.00

Notlar: Analizde Stata *xtpmg* komutu kullanılmıştır. *, % 1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. *ect* hata düzeltmeyi göstermektedir.

Kısa dönemde, yabancı tasarrufların özel tasarruflar üzerindeki etkisi negatiftir ve yabancı tasarruflardaki bir birimlik artış özel tasarrufları kısa dönemde 0,39 birim azaltmaktadır. Yabancı tasarrufların özel tasarruflar üzerindeki kısa dönem etkisi, etkinin yönü bakımından uzun dönemle benzerdir. Reel faiz oranı, büyüme oranı ve işsizlik oranının kısa dönemde özel tasarruflar üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi yoktur.

Tablo 6: PMG Tahmincisi İle Elde Edilen Ülke Bazında Kısa Dönem Sonuçları

		<i>ect(-1)</i>	<i>Δref(-1)</i>	<i>Δgdp(-1)</i>	<i>Δytas(-1)</i>	<i>Δisz(-1)</i>	<i>sabit</i>	
Cezayir	Katsayı	-0.194**	0.137	-0.147	-	0.414*	0.114	9.862**
	t-İstatistiği	-2.280	1.010	-0.770	-5.180	0.600	2.340	
	Olasılık	0.023	0.312	0.442	0.000	0.549	0.019	
Mısır	Katsayı	-0.304***	-0.014	0.524	-0.803**	-0.501	6.944***	
	t-İstatistiği	-1.680	-0.080	1.310	-2.440	-0.880	1.690	
	Olasılık	0.093	0.934	0.190	0.015	0.380	0.091	
İsrail	Katsayı	-0.081	0.101	-0.081	-	0.694*	-0.318	1.852
	t-İstatistiği	-1.260	1.340	-1.120	-4.850	-1.190	1.110	
	Olasılık	0.207	0.179	0.262	0.000	0.233	0.267	
Ürdün	Katsayı	-0.684*	0.027	-0.667**	-0.110	-0.473	20.251*	
	t-İstatistiği	-5.190	0.350	-2.460	-0.930	-1.180	4.410	
	Olasılık	0.000	0.724	0.014	0.353	0.239	0.000	
Fas	Katsayı	-0.344*	0.370	-0.139	-0.097	0.498	11.894*	
	t-İstatistiği	-3.320	1.310	-0.920	-0.520	1.520	3.300	
	Olasılık	0.001	0.192	0.355	0.604	0.128	0.001	
Türkiye	Katsayı	-0.302*	-0.078	-0.150	-0.255	0.034	8.989*	
	t-İstatistiği	-4.750	-1.440	-1.570	-1.250	0.130	4.930	
	Olasılık	0.000	0.149	0.115	0.213	0.901	0.000	

Notlar: Analizde Stata *xtpmg* komutu kullanılmıştır. *, ** ve ***, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. *ect* hata düzeltmeyi göstermektedir.

PMG tahmincisi ile ülkeler bazında kısa dönem sonuçları Tablo 6'da özetlenmiştir. Ülke bazlı kısa dönem sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, hata düzeltme teriminin katsayısı bütün ülkeler için negatiftir ve İsrail dışında bütün ülkelerde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, İsrail dışında bütün ülkeler için değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığına ve kısa dönemde meydana gelen dengesizliklerin uzun dönemde hızla giderilerek değişkenlerin uzun dönemde tekrar dengeye geleceğine işaret etmektedir. Kısa dönemde meydana gelen dengesizliklerin dengeye geleceği en kısa süre yaklaşık 1,5 yıl ile Ürdün'e aittir.

Reel faiz değişkeninin katsayısı bütün ülkeler için istatistiksel olarak anlamlı değildir. Dolayısıyla örnekleme için bütün ülkeler için uzun dönem sonuçların aksine kısa dönemde özel tasarruf oranının reel faizle ilişkili olmadığı, bir diğer deyişle, bireylerin reel faiz oranına tepki vermediği söylenebilir. Reel faiz oranı ile özel tasarruflar arasındaki ilişkisizlik, finansal sistemin yeterince gelişmemesiyle ilgili olabilir. Yine işsizlik oranının ülke bazlı kısa dönem katsayı tahminlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmaması işsizlik oranının da kısa dönemde özel tasarruflar üzerinde belirleyici olmadığını göstermektedir. Büyüme oranının katsayısı sadece Ürdün için istatistiksel olarak anlamlıdır. Dolayısıyla, kısa dönemde sadece Ürdün'de özel tasarruflar ile büyüme oranı ilişkisinden bahsedilebilir. Ancak beklenenin aksine Ürdün'de kısa dönemde büyüme oranının özel tasarrufları azalttığı görülmektedir. Bu durum Sürekli Gelir Hipotezinin görüşleri ile uyumaktadır.

Son olarak yabancı tasarruf değişkeninin katsayısı Cezayir, Mısır ve İsrail için istatistiksel olarak anlamlı iken Ürdün, Fas ve Türkiye için anlamlı değildir. Kısa dönemde, yabancı tasarrufların özel tasarruflar üzerinde en büyük negatif etkisi Mısır'da görülmüştür.

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada seçilmiş MENA ülkelerinde (Cezayir, Mısır, İsrail, Ürdün, Fas ve Türkiye) özel tasarrufların makroekonomik belirleyicileri, 1997-2016 dönemi verileri ve panel ARDL/PMG yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Elde edilen bulgulara göre kişi başı gelirdeki büyümenin özel tasarruflar üzerindeki etkisi pozitifken reel faiz oranı, yabancı tasarruflar ve işsizliğin etkisi negatiftir.

Elde edilen bulgular, çalışmanın örneklemini oluşturan MENA ülkelerinin otoritelerine özel tasarrufları artırmaya yönelik uygulanacak politikalar hakkında birtakım ipuçları vermektedir. Elde edilen sonuçlara göre, ekonomik büyüme özel tasarrufları artırırken işsizlik azaltmaktadır. Dolayısıyla, MENA ülkelerinde ekonomik büyümeyi destekleyecek politikalar uygulanarak bu politikaların beraberinde getireceği istihdam artışıyla özel tasarruflar artırılabilir. Örneğin, istihdamı artırmak için ekonomide öncelikli sektörler tespit edilerek bu sektörlerle yönelik politikalar geliştirilebilir. Dahası, istihdam artırıcı doğrudan yabancı sermaye yatırımlarını teşvik edecek yapısal düzenlemelere gidilebilir.

Ekonometrik analizden elde edilen bir diğer sonuç, reel faiz oranının özel tasarrufları olumsuz etkilediğidir. Reel faiz oranının özel tasarruflar üzerindeki negatif etkisinin şu silsile ile gerçekleşmesi muhtemeldir. Reel faiz oranının yüksek olduğu bir ortam, yatırımlar için uygun değildir. Azalan yatırımlar büyümeyi azaltır, bunun sonucunda özel tasarruflar olumsuz etkilenir. Dolayısıyla, gelir etkisinin ikame etkisine baskın geldiğine de işaret eden bu bulguya göre reel faiz oranının kontrol altında tutulması gerektiği söylenebilir.

Son olarak, bulgular hem kısa hem uzun dönemde yabancı tasarrufların özel tasarrufları olumsuz etkilediğini göstermektedir. Bu bulgu, yatırımların finansmanında yabancı kaynak kullanılmasının yurt içi tasarruf-yatırım döngüsünü desteklemediğine işaret etmektedir. Bir diğer deyişle, yabancı tasarruflar ile özel tasarruflar arasında tamamlayıcılıktan ziyade ikame ilişkisi bulunmaktadır. Bu durum sürdürülebilir büyüme noktasında olumsuz sonuçlar doğurabilir. Çünkü, özellikle makroekonomik göstergeler bozulmaya başladığında hareket kabiliyeti yüksek olan sıcak para, ülkeyi terk ederek ekonomiyi daha da zora sokabilir. Bundan dolayı, yabancı sermayenin sağladığı büyüme, dışarıya bağlı bir büyümedir ve riskler taşımaktadır. Bu nedenlerden dolayı, MENA ülkelerinde yurt içi tasarrufların artırılmasına yönelik politikaların önemi bir kez daha ortaya çıkmaktadır.

YAZAR BEYANI

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Etik Kurul Onayı

Bu araştırma etik kurul izni gerektiren analizleri kapsamadığından etik kurul onayı gerektirmemektedir.

Yazar Katkıları

Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkıda bulunmuştur.

Çıkar Çatışması

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Agrawal, P., P. Sahoo, R.K. Dash (2009), "Savings Behaviour in South Asia", *Journal of Policy Modelling*, 31, 208-224.
- Ariç, K.H. (2015), "Determinants of Savings in the Middle East Countries", *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 29, 23-36.
- Asteriou, D., S.G. Hall (2011), *Applied Econometrics*, USA, Palgrave Macmillan.
- Atay, M.U. (2015), *The Impact of Climate Change on Agricultural Production in Mediterranean Countries*, Doktora Tezi, Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara.
- Athukorala, P., K. Sen (2004), "The Determinants of Private Saving in India", *World Development*, 32(3), 491-503.
- Azar S. A., A. Bolbol, A. Mouradian (2018), "Private Savings in the Arab Countries: Empirical Analysis and Policy Implications". *International Journal of Economics and Finance*, 10(7), 10-22.
- Barış, S. (2014), *Yurtiçi Tasarruflar ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Teori ve Türkiye Örneği*, Doktora Tezi, Erciyes Üniversitesi, Kayseri.
- Barro, R.J. (1974), "Are government bonds net wealth?" *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117.
- Bhandari, R., D. Dhakal, G. Pradhan, K.P. Upadhyaya (2007), "Determinants of Private Saving in South Asia", *South Asia Economic Journal*, 8(2), 205-217.
- Ceylan, S. (2018), "Enflasyon-Özel Tasarruf İlişkisi: Türkiye Örneği", *Anadolu İktisat ve İşletme Dergisi*, 2(1), 56-66.
- De Hoyos R.E., V. Sarafidis (2006), "Testing for cross-sectional dependence in panel-data models", *Stata Journal*, 6(4), 482-496.
- Değirmen, S., A. Şengönül (2012), "Türkiye'de Net Tasarruf-Yatırım Açığının Belirleyicileri", içinde E. Uygur (ed.), *Türkiye'de Tasarruflar*, Ankara: TEK.
- Düzgün, R., (2009), "Türkiye'de Özel Tasarrufun Belirleyicileri", *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 32, 173-189.
- Ebeke, C. (2014), "Private Saving Accelerations," *IMF Working Paper WP/14/223*, IMF.
- Erim, N., A. Türk (2005)., "Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme", *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 10(2), 21-45.
- Frees, E.W. (1995), "Assessing Cross-sectional Correlation in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 69, 393-414.
- Friedman, M. (1957), "The Permanent Income Hypothesis: A Theory of the Consumption Function", Princeton University Press, ISBN 0-691-04182-2.
- Griffin, K. (1970), "Foreign Capital, Domestic Savings and Economic Development", *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics Statistics*, 32(2), 99-112.
- Grigoli, F., A. Herman, K. Schmidt-Hebbel (2014), "World Saving", *IMF Working Paper, WP/14/204*, IMF.
- Grigoli, F., A. Herman, K. Schmidt-Hebbel (2018), "Saving in the World", *World Development*, 104, 257-270.

- Hausman, J.A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- Hondroyannis, G. (2006), "Private Saving Determinants in European Countries: A Panel Cointegration Approach", *The Social Science Journal*, 43, 553-569.
- Im K., H. Pesaran, Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- IMF (2019), World Economic Outlook Database October 2019, <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2019/October>. E. T.: 03.11.2019.
- Jongwanich, J. (2010), "The Determinants of Household and Private Savings in Thailand", *Applied Economics*, 42, 965-976.
- Karabulut, Ş., R. Ekinci, O. Tüzün (2018), "Feldstein-Horioka Hipotezinin Türkiye'de Kamusal ve Özel Tasarruf–Yatırım Dengesi Açısından Analizi", *International Journal of Public Finance*, 2(2), 176-195.
- Keho, Y. (2011), "Long-run Determinants of Savings in WAEMU Countries: An Empirical Assessment from ARDL Bounds Testing Approach", *South African Journal of Economics*, 79(3), 312-329.
- Keynes, J.M. (1936), *Genel Teori: İstihdam Faiz ve Paranın Genel Teorisi* (Çev: U. S. Akalın), İstanbul, Kalkedon Yayınları.
- Kolasa, A., B. Liberda (2015), "Determinants of Saving in Poland: Are They Different from those in other OECD Countries?", *Eastern European Economics*, 53, 124-148.
- Larbi, D.A. (2013), "The Long Run Determinants of Private Domestic Savings in Ghana: A Cointegration Approach", *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(4), 125-136.
- Leland, Hayne E. (1968), "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving", *Quarterly Journal of Economics*, 82, 465-473.
- Loayza, N., K. Schmidt-Hebbel, L. Serven (2000), "What Drives Private Saving Across the World", *The Review of Economics and Statistics*, 2, 165-181.
- Lugilde, A., R. Bande, D. Riviero (2019), "Precautionary Saving: A Review of The Empirical Literature", *Journal of Economic Surveys*, 33(2), 481-515.
- Mankiw, N.G. (2010), "Makroekonomi, (Çev: Ö. F. Çolak), Ankara, Efil Yayınevi.
- Modigliani, F., R. Brumberg (1954), "Utility Analysis and the Consumption Function", in K. K. Kurihara (ed.), *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick, N.J.: Rutgers University Press.
- Munir, R., M.H. Sial, G. Sarwar, S. Shaheen (2011), "Effect of Workers' Remittances on Private Savings Behavior in Pakistan", *Asian Economic and Financial Review*, 1(3), 95-103.
- Özcan, B., A.E. Peker (2018), "Özel Tasarrufun Belirleyenleri: Türkiye Örneği", *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 28(2), 179-197.
- Özcan, K.M., A. Günay, S. Ertaç (2012), "Macro and Socioeconomic Determinants of Turkish Private Savings", *Journal of Economic Cooperation and Development*, 33(2), 93-130.
- Özcan, K.M., Y.Z. Özcan (2005), "Determinants of Private Savings in the Middle East and North Africa", in Neaime, S., Colton, N.A. (ed.), *Money and Finance in the Middle East: Missed Opportunities or Future Prospects? (Research in Middle East Economics, Vol. 6)*, Bingley: Emerald Group Publishing Limited, 95-113.
- Pesaran, M.H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Crosssection Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M.H. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence In Panels", *University of Cambridge Faculty Of Economics Cambridge Working Papers in Economics*, No. 0435.
- Pesaran, M.H., R.P. Smith (1995), "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Pesaran, M., Y. Shin, R.P. Smith (1999), "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.

- Sahoo, P., R. Kumar Dash (2013), "Financial Sector Development and Domestic Savings in South Asia," *Economic Modelling* 33, 388-397.
- Schmidt-Hebbel, K., S.B. Webb, G. Corsetti (1992), "Household Saving in Developing Countries: First Cross-Country Evidence", *The World Bank Economic Review*, 6(3), 529-547.
- Shahbaz, M., K. Nawaz, M. Arouri, F. Teulon, G. Salah Uddin (2013), "On the Validity of the Keynesian Absolute Income Hypothesis in Pakistan: An ARDL Bounds Testing Approach", *Economic Modelling*, 35, 290-296.
- Swamy, P.A.V.B. (1971), "Statistical Inference in Random Coefficient Models", New York, Springer-Verlag.
- Şahin, D. (2017), "Farklı Gelir Gruplarındaki Ülkelerde Tasarrufların Belirleyici: Panel Veri Analizi", *International Journal of Economic and Administrative Studies*, 19, 133-148.
- Wood, A. (1995), "Determinants of Private Savings in Barbados", *Savings and Development*, 19(1), 79-95.
- World Bank (2019), *World Development Indicators*. <https://devdata.worldbank.org/dataonline>, E.T.: 03.11.2019.