

ENFLASYON İLE BİREYSEL EMEKLİLİK SİSTEMİ YAPISI ARASINDAKİ İLİŐKİNİN ARDL SINIR TESTİ İLE ANALİZİ: TÜRKİYE ÜZERİNE KANITLAR¹

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND PRIVATE PENSION SYSTEM STRUCTURE WITH ARDL BOUND TEST: EVIDENCE ON TURKEY

Mehmet Mert TÜRK  *

*Arařtırma Makalesi / Geliř Tarihi: 09.04.2023
Kabul Tarihi: 30.09.2023*

Öz

Bireysel Emeklilik Sistemi (BES) altında yatan temel mantık bireylerin refah düzeyini olası risk ve tehlikelere karşı garanti altına almaktır. Makroekonomi açısından deęerlendirildiğinde ise BES, iktisadi büyüme sürecinde ihtiyaç duyulan fon kaynađını temin eden önemli bir tasarruf aracı olarak karşımıza çıkmaktadır. Uygulanıř pratiđi itibariyle uzun döneme yayılan yapısı, BES fonlarını enflasyonist tehditlere açık hale getirmektedir. Bu amaçla çalışmada 2018:01-2020:12 dönemi aylık verilerinden faydalanılarak enflasyon ve yatırıma ayrılan BES fonları arasındaki iliřki ARDL Sınır Testi ve Granger Nedensellik testi ile analiz edilmiřtir. Bulgular; enflasyondan yatırıma ayrılan BES fonlarına doęru olacak řekilde tek yönlü nedensellik iliřkisi varlıđını ortaya koyarken, enflasyonda gerçekleřecek %1'lik artışı yatırım ayrılan BES fonlarını %0.3 oranında arttıracadıđını göstermektedir. Dolayısıyla ulařılan bu sonuç bireylerin enflasyon karşısında tasarruf kararlarını verirken BES'i güçlü bir seçenek olarak gördüđünü ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Bireysel Emeklilik Sistemi, Enflasyon, ARDL Sınır Testi

JEL Sınıflaması: J32, E31, C22

Abstract

The underlying principle of the Private Pension System (PPS) is to guarantee individuals' welfare against possible risks and hazards. From a macroeconomic perspective, PPS appears as an important savings tool that provides the necessary fund source in the economic growth process. However, its structure that extends over a long period of time makes IPS funds vulnerable to inflationary threats in practice. To achieve this goal, the relationship between inflation and IPS funds allocated to investment was analyzed using ARDL Bound Test and Granger Causality tests by utilizing monthly data from the period of 2018:01-2020:12. The findings indicate the presence of a one-way causality relationship from inflation to IPS funds allocated to investment, and a 1% increase in inflation will increase the PPS funds allocated to investment by 0.3%. Therefore, this result reveals that individuals see PPS as a strong option when making savings decisions in the face of inflation.

Keywords: Private Pension System, Inflation, ARDL Bound Testing

JEL Classification: J32, E31, C22

¹ **Bibliyografik Bilgi (APA):** FESA Dergisi, 2023; 8(3) ,669 -681 / DOI: 10.29106/fesa.1279893

* Dr. Öğr. Üyesi, Tokat Gaziosmanpařa Üniversitesi Turhal Uygulamalı Bilimler Fakültesi, mehmetmert.turk@gop.edu.tr, Tokat – Türkiye, ORCID: 0000-0002-0164-2131

1. Giriř

Sorumluluk duygusu ve gelecek kaygısı rasyonel insana ait duygu durumları olarak görölse de tarihsel olarak endüstri toplumuna geçiřle birlikte toplumların tümünde ortak bir güdü haline gelmiş ve insanoğlunun temel beřeri özelliklerinden biri olmuřtur. Değışen toplumsal yařamın insanoğluna yüklediđi ödev ve sorumluluklar, insanoğlunun tařıdıđı güvenlik duygusuna ait parametrelerin de değışmesine yol açmıřtır. Zanaat üretiminden makinalı üretime geçiřin köprüsü olan manüfaktür üretimin yeni bařladıđı dönemlerde, geçimlik ücret temel parametreyken, günümüzde artık gelirden arttırılan ve geleceđe bırakılabilen tasarruf araçları insanları güvende hissettiren temel motivasyon olmaktadır. Bunun yanında, tıp dünyasının katkılarıyla yařam süresinin uzaması ve çalışılamayacak fizyolojik ömrün aktif çalışma dönemine hemen hemen denk düşmesi, insanoğlunu geleceđe yönelik tedbir alma ve strateji belirleme zorunda bırakmaktadır. Kamu kaynak tahsis ve maliyeti açısından ele alındıđında ise bir yandan dünya nüfusunun sürekli artması bir yandan bu nüfusun yařlanarak ekonomilere katma değeri sunmaktan uzaklařmış olması nedeniyle, hem politika yapıcılar hem de vatandaşlar yeni yol arayışına girmişlerdir. Bu da ortodoks sosyal güvenlik sistemlerinin yerine emeklilik ve sigorta sistemlerinde yenilikçi seçeneklerin doğmasına imkân tanımıştır.

Modern emeklilik sistemi, 1881 yılında Almanya'da Bismarck'ın sosyal refah sistemiyle bařlamış ve 21.yüzyılda artık birçok ölkede örneklerine rastlanmaktadır (Hu ve Stewart, 2009, s. 2). Günümüzle kıyaslandıđında oldukça basit kalan ilk özel emeklilik fonu, Avustralya'da 1862 tarihinde Bank of New South Wales girişimiyle oluşturulmuřtur. American Express Company tarafından demiryolu tařımacılıđı sektörü için 1875 tarihinde oluşturulan sistem ise özel emeklilik fon sisteminin Amerika Birleşik Devletleri (ABD) örneđini oluşturmaktadır.

Ancak, özel emeklilik sistemi asıl ilerlemesini 1929 Büyük Bunalımı sonrası dönemde yařanan ekonomik sıkıntılardan artçı etkileri olarak sayılabilecek tasarrufların erimesi, güven ortamının bozulması ve gelecek kaygısına dayalı toplumsal tahribatların artmasıyla sağlamıştır (Bayraktutan ve Şahin, s. 97). Sonrasında, ölkeler bu yařananlardan etkilenerek sistemlerinde değışiklikler yapmış ve özel emeklilik sistemine geçiř hızlanmıştır. Tarihsel yapısına bakıldığında ilk örnekleri 19. yüzyılın sonlarına doğru ortaya çıkan programlar, temelinde endüstriyel işletmeler tarafından işçilere sağlanan emeklilik fırsatları şeklinde tasarlanmıştır. Özel emeklilik sistemi modern anlamda ilk örneklerini 1981 yılında Şili'de sergilemeye bařlamış ve zamanla Latin Amerika ölkeleri genelinde eklektik şekilde genişlemesini sürdürmüřtür. Daha sonra Dünya Bankası'nın da önerisiyle, özel emeklilik sistemi dünya genelinde uygulamaları olan kapsamlı bir sistem halini almıştır (Gunay ve Güneş, 2015, s. 248; Modigliani, Ceprini, ve Muralidhar, 1999, act 3).

Sistem, gelişmiş ve gelişmekte olan ölkelerde; ülkenin demografik ve ekonomik özelliklerine bađlı olarak farklı işlerken, gelişmiş ölkelerde kendiliğinden, gelişmekte olan ölkelerde ise talebe bađlı olarak işletilmektedir (Polat ve Kekeç, 2017, s. 179). İsveç'le birlikte çağın gereklerine uygun seçenekler sunmaya bařlayan bireysel emeklilik sistemi (BES), sırasıyla Avrupa ölkelerinin geneline yayılmıştır. 1990'lı yıllarda Latin Amerika ve Dođu Avrupa ölkelerinde gerçekleřen küresel piyasalara entegrasyon, kamu destekli bireysel emeklilik planlarındaki artışa şüphesiz ivme kazandırmıştır.

Özel emeklilik sistemlerinin parçası olan BES, kişilerin kendi bařlarına bir emeklilik planı oluşturmalarına olanak tanıyan bir emeklilik sistemidir. Bu sistemde, bireysel emeklilik şirketleri veya fonları, yatırımcıların emeklilikleri için tasarruf etmelerine yardımcı olmaya yönelik farklı yatırım araçları sunmaktadır. BES'in bireylere kendi yatırım seçenekleri üzerinde kontrol imkânı tanınması, yatırımcılara asimetrik bilgi tehlikesine karşı tasarruflarını koruma şansı tanımaktadır. Kişisel tasarrufların dayandıđı BES, sosyal güvenlik sistemi içinde büyük bir önem taşımakla birlikte, hali hazırda mevcut kamu sosyal güvenlik sistemiyle birlikte çalışarak, insanların düzenli olarak tasarruf etmelerini teşvik eden, emeklilikte yařam standartlarının korunmasına ve uzun vadeli kaynaklardan oluşması hasebiyle ekonomik gelişme ve istihdam artışına yardımcı olmaktadır. Bu yönüyle BES kamu sosyal güvenlik sisteminin tamamlayıcısı konumunu almaktadır.

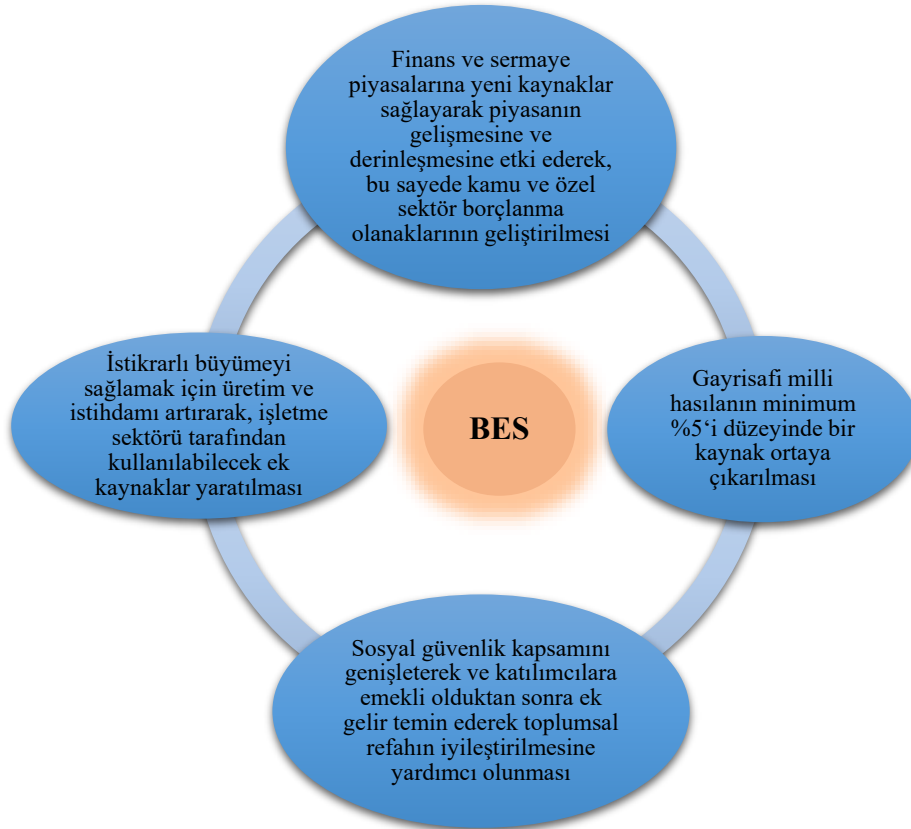
Sermaye Piyasası Kurulu (SPK)'nun getirdiđi tanıma göre BES; kişilerin emeklilik dönemlerinde ek gelir sağlamak için tasarlanmış bir özel emeklilik sistemidir. Bu sistemin sunduđu makroekonomik faydaların bařında uzun vadeli birikimlerin yaratılmasına ve sermaye piyasalarının derinleşmesine sunduđu katkı gelmektedir. Birey ve hane halkı açısından bakıldığında ise bireylerin emeklilik dönemleri için tasarruf ve yatırım yapmalarını kolaylařtırarak, emeklilik dönemlerinde ek gelir elde etmelerine olanak tanımaktadır. Kamunun optimal kaynak kullanımını ve sosyal devlet ilkesi gereklerini gerçekleřtirmesine sunacađı katkı ise kamu sosyal güvenlik sistemi yükünün azaltılması ve sosyal güvenlik kapsamının genişletilmesi suretiyle vatandaşlarına sunacađı hizmet yelpazesinin genişlemesi olarak tanımlanabilmektedir. Tüm bunların yanında BES, önemli politika başarısı göstergelerinden olan istihdam konusunda da göz ardı edilemeyecek şekilde pozitif katkılar sunmaktadır (Sermaye Piyasası Kurulu, 2023).

20. yüzyılın sonlarına doğru dünya genelinde yařlanan nüfus ve tıp alanındaki ilerlemeler nedeniyle beklenen yařam süresi artmış bu da sosyal güvenlik sistemlerinde bir dengesizliđe yol açmıştır. Bu durum, dağıtım esaslı

sosyal güvenlik sistemleri üzerine önemli bir yük getirmektedir. Bu sorunu çözmek için emeklilik yaşı, emeklilik aylığına hak kazanma süresi gibi temel parametrelerin deęiřtirilmesi gerekmiřtir. Ayrıca, finansal sorunların çözümü için fonlama temelli sistemlere geçilmesi gerektięi fikri de popülerliğini gittikçe arttırmaktadır. Bu tür uygulamaların öncül örnekleri Şili’de ortaya konmuş ve daha sonra birçok ülke için örnek teşkil ettięi bilinmektedir (Apak ve Tařçıyan, 2010, s. 122).

Tasarruf ve kaynak yaratımına sunacaęı katkı açısından BES, iktisat yazınında da önemli bulunan konuların başında gelmektedir. İktisadi ekoller açısından özellikle tasarruf başlığında konu edilen sistemde; faiz, yatırım, harcama gibi başlıklarda ayrıřan Klasik ve Keynesyen ekol, tasarrufa atfettięi önem bakımından uzlaşmış görünmektedir. Her iki görüş de tasarrufların yatırımları pozitif yönde etkiledięi konusunda aynı fikirdedir (Budak, 2021, s. 515). Bu minvalde SPK (2023)’nın BES başlığında tasarrufların birikimi üzerine sıraladığı hedefler řu şekildedir (Sermaye Piyasası Kurulu, 2023):

Şekil 1. BES’in Tasarruflar Üzerinde Beklenen Faydaları



Kaynak: (Sermaye Piyasası Kurulu, 2023)

BES’in bir yandan bireylere üzerinde tam hâkimiyet kurabilecekleri bir tasarruf planı imkânı tanınması dięer yandan reel sektöre sunulabilecek ulusal fon kaynağı olabilme kabiliyeti, sistemin enflasyon karşısında taşıyabileceęi esneklięi önemli kılan unsurlardandır. Zira enflasyon ve belirsizliğin tüketim ve tasarruf kararlarını etkilemesi, tasarruf ve enflasyon arasındaki ilişkiyi oldukça önemli hale getirmektedir. Türkiye gibi uzun yıllar yüksek enflasyona maruz kalmış ülkelerde, enflasyonun yıpratıcı etkisi oldukça belirgin olduğundan, özel tasarruflar genellikle yeterli kaynak sağlayamamakta dolayısıyla esneklik taşıyamamaktadır. Dolayısıyla enflasyonun tüketim-tasarruf sisteminde oluşturacağı baskınlık, BES fonlarının hacmini belirleyen önemli bir kısıt olarak karşımıza çıkmaktadır. İlgili yazınlar tarandığında bireysel emeklilik sistemi vasıtasıyla biriken fonlar ve fiyatlar genel seviyesi arasındaki ilişkinin literatürde göz ardı edilmiş olduğu ve alanda bir boşluğun olduğu tespit edilmiştir.

Bu nedenle çalışmada Türkiye’de BES fonları ile enflasyon arasındaki ilişkinin ölçülmesi amaçlanmış ve literatürdeki bu boşluğun doldurulmasına sunulacak katkı çalışmanın temel motivasyonunu oluşturmuştur. Çalışmanın ilk kısmında Türkiye’de BES’in temel yapısı açıklandıktan sonra alanla ilgili yazınlara yer verilmiştir. Uygulama kısmında ise enflasyon deęişkenini temsilen tüketici fiyat endeksi (2003=100) ile BES deęişkenini temsil eden yatırıma yönlendirilen BES fon tutarları arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Çalışmanın örneklem

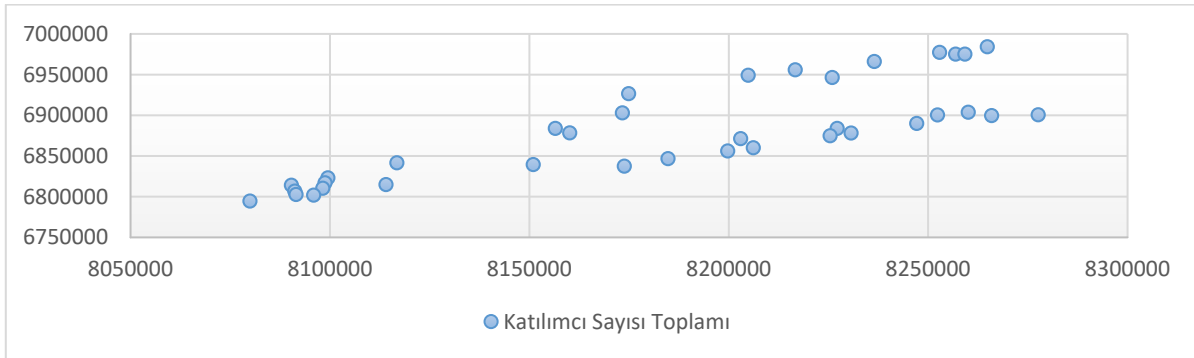
dönemi ise verilerin ulařılabilirliđi göz önünde bulundurularak 2018:01-2020:12 dönemine ait aylık veri setinden oluşturulmuřtur.

2. Türkiye’de Bireysel Emeklilik Sistemi (BES) Ve Kavramsal Çerçevesi

Türkiye için BES tarihsel olarak incelendiđinde ilk olarak 1997-1999 döneminde Hazine Müsteřarlıđı tarafından sosyal güvenlik reformu maksadıyla yapılan çalıřmalar karřımıza çıkmaktadır. Bu çalıřmalar, SSK, Emekli Sandıđı ve Bađ-Kur güvenlik sistemlerinin birleřtirilmesi yönünde olmuř ve bu dođrultuda hızla yasalalařtırma faaliyetlerine giriřilmiřtir. Aynı dönemde, özel emeklilik sistemine yönelik tasarılar gündeme alınmıř ve Türkiye Büyük Millet Meclisi (TBMM)'nde bireysel emeklilik komisyonu kurulmuřtur. (İslamođlu, Aziz, & Konak, 2020, s. 558). Özel emeklilik sistemi ise Türkiye’de SSK, Emekli Sandıđı ve Bađ-Kur güvenlik sistemlerinin birleřtirilmesi yönündeki sosyal güvenlik reformu çalıřmaları sonucunda ortaya çıkmıřtır. TBMM’de kurulan bireysel emeklilik komisyonu tarafından hazırlanan "Bireysel Emeklilik Tasarruf ve Yatırım Sistemi Kanunu Tasarısı Taslađı" kanun olarak kabul edilmiř ve 2003’ten beri uygulanmaya devam etmektedir. Kanun, emekliliđe hak kazanıldıđında birikimlerin gelir vergisi avantajlarından faydalanarak aylık maař ya da toplu ödeme řeklinde geri alınabileceđini belirtmektedir (Seyfullahođulları & Demirhan, 2016, s. 28).

BES Türkiye’de etkinlik ve katılımcı sayısının arttırılmasına yönelik düzenlemelerle mütemadiyen karřı karřıya kalmıřtır. Bu amaçla 1 Ocak 2013 tarihinde yürürlüđe giren %25 devlet katkısı ve 1 Ocak 2017 tarihinde bařlatılan otomatik katılım sistemi, bireysel emeklilik sektörünün geliřimi için önemli adımlardan biri olarak kabul edilmiř ve sektörde yaygınlařma ve geliřmeyi hızlandırmıřtır. (Küçükkirali ve Aydın, 2022, s. 290). Çalıřmanın örneklem dönemi olan 1 Ocak 2018 ve 31 Aralık 2020 dönemine ait BES’e kayıtlı kümülatif “Sözleřme ve Sertifika Adedi” ve “Katılımcı Sayısının” geliřimi řekil 2’de verilmiřtir:

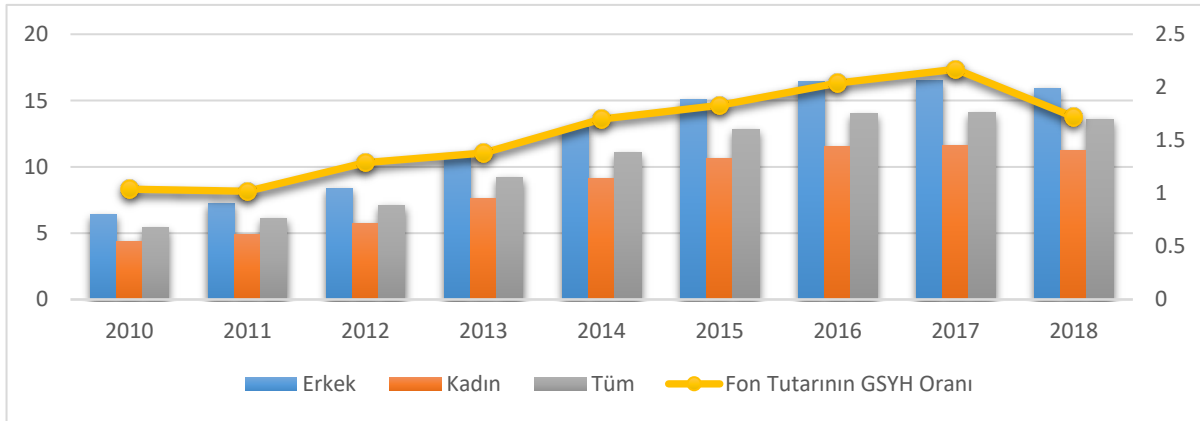
řekil 2. BES Sözleřme ve Sertifika Adedi İle Katılımcı sayısı



Kaynak: (Emeklilik Gözetim Merkezi, 2023)

BES birçok akademik ve pratik arařtırmada konu edildiđi üzere topluluk yařamında önemli bir etki yaratmaktadır. Sosyal güvenlik pratiđi, ulusal ekonomi, sermaye piyasaları ve finans dünyası gibi alanlarda ciddi sonuçlar dođurmakla birlikte; oluşturduđu fonlar sayesinde uzun vadeli yatırım kaynakları temin ederek sermaye piyasalarının geliřmesine dođrudan etki etmiř ve iktisadi büyümenin destekleyicisi olmuřtur. Türkiye’nin ekonomik anlamda resesyon yařadıđı 2018 yılına kadar BES fonlarının Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) üzerindeki katkısı yükselen trend içinde dikkat çekicidir. řekil 3, 2010-2018 yılları arasında BES’e katılan 18-56 yař aralıđındaki nüfusun toplam nüfusa oranının ve BES’teki fon tutarlarının yıllar itibarıyla GSYH’ye oranının karřılařtırmasını göstermektedir:

Şekil 3. Yıllar İtibariyle BES Katılımcı Sayıları Ve Toplanan Fonların GSYH Oranları



Kaynak: (Emeklilik Gözetim Merkezi, 2023)

Türkiye’de BES için takip edilen pratik şu şekildedir; katılımcılar, sisteme en az on yıl boyunca katılmak ve 56 yaşını doldurmak şartıyla emekli olma hakkı elde ederler. Emekli olduktan sonra, katılımcılar ödemeyi toplu olarak alabilecekleri gibi yıllık gelir sigortası sözleşmesi ile aylık, üç aylık, altı aylık veya yıllık olarak da ödeme talep edebilmektedirler. Şirket, talep edilen ödemeleri yedi gün içinde yapmakla yükümlüdür. Talebe rağmen ödeme yapılmadığı takdirde, katılımcının son ay getirisinin iki katından az olmamak kaydıyla aylık temerrüt faizi uygulanmaya geçilecektir. Eğer katılımcı, emekli olduğu tarihten itibaren on yıl içinde birikimlerinin ödenmesi için talepte bulunmazsa, ödenecek tutar izleyen yılbaşından itibaren altı ay içinde Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'na aktarılacak ve iki yıl içinde sahipleri tarafından talep edilmediği takdirde Hazineye gelir olarak kaydedilecektir (Polat ve Kekeç, 2017, s. 183).

3. Literatür Taraması

BES ile alakalı literatür, ağırlıklı tasarrufların değerlendirildiği fonların performans ölçümüne yönelik ülke ekonomileri özelinde yoğunlaşmıştır. Yatırıma yönlendirilen BES fon tutarlarının makroekonomik göstergelerle etkileşimini inceleyen yazınlar ise literatürde sınırlı sayıda kalmaktadır. Örneğin kümülatif tasarruf stoku ve BES fonları ilişkisi ulusal tasarrufların BES fonlarına karşı verdiği tepkiye göre 2 farklı görüşte şekillenmiştir.

Katkının pozitif yönde olacağını savunan yazınlar arasında; Poterba, Venti, ve Wise (1996), Turgut (2021), Engen, Gale, Scholz, Bernheim, ve Slemrod, (1994), İmrohoroğlu, İmrohoroğlu, ve Joines (1998), Eren ve Genç İleri (2015), Yalçın ve Özel (2013)’in çalışmaları örnek gösterilebilmektedir. Bu çalışmalar; bireysel emeklilik sisteminin, tasarruf oranı, sermaye stoku veya bireylerin uzun vadeli refahı gibi kavramlar üzerinde etkisinin pozitif olacağını iddia etmektedir. Literatürde az sayıda olsa da aksini iddia eden çalışmalarda mevcuttur. Örneğin McCarthy ve Pham (2007), Attanasio ve DeLeire (2002), Venti ve Wise (1992), Bosworth (1992) ise çalışmalarında bireysel emeklilik fonlarının ulusal tasarrufların birikimi üzerinde ihmal edilebilecek bir etki yarattığını iddia etmişlerdir.

Makro ekonomik dinamiklerle BES etkileşimi üzerine inşa edilen az sayıdaki çalışmalardan biri olan İşseveroğlu ve Hatunoğlu (2012), SWOT analizi uyguladıkları çalışmalarında; sistemin şeffaf oluşu, vergi avantajı sağlanması, farklı portföy yapılarının oluşturulmasına imkan tanınması ve sermaye açığı olan ünitelere kaynak sağlanması konusunda isabetli oluşunu sistemin güçlü yanları olarak belirtmiştir. Bunun yanında Türkiye’de sigorta kültürünün yerleşmemiş oluşu, toplanan fonların portföy seçimlerinde muhafazakar davranılarak sermaye piyasaları yerine faiz enstrümanında değerlendiriliyor oluşunun, sermaye piyasalarının derinleşmesini güçleştirdiğini vurgulamış ve buna ek olarak sistemde kalma süresinin uzunluğu ve düşük gelir edinimi ihtimalinin bireye yüklenmesi olgularını sistemin zayıflığı olarak tespit etmişlerdir.

Budak (2021), 2010-2019 dönemi aylık verilerini kullandığı araştırmasında bireysel emeklilik fonları ve BİST Tüm endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bootstrap Rolling Window testi kullanılarak yapılan analiz sonucunda, bireysel emeklilik fonlarından BİST Tüm endeksine doğru olan nedensellik ilişkisinin, aksi nedensellik bağına göre daha fazla zaman diliminde gerçekleştiğini saptamıştır.

Karataş ve Dalkiliç (2022) ise çalışmalarında 2015:01-2020:12 dönemi verilerini kullanarak TÜFE (Tüketici Fiyat Endeksi) oranları ile BES fonları etkileşimi araştırmışlardır. Analiz sonucu katılımcılardan elde edilen aylık fon getirileri ile enflasyon arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir.

Özer ve Gürel (2014) Türkiye’de BES’in bilinirliđi ve devlet desteđi katkısının sistem üzerindeki etkilerini arařtırmıřlardır. Çalıřma sonucunda BES’in toplum nezdinde bilinirliđinin oldukça düşük olduđu katılımın sınırlı kalmasının altında bireylerin ekonomik durumlarının etkili olduđu buna rađmen devlet desteđi katkısının sisteme entegre olan bireyler üzerinde teřvik edici rol oynadıđı sonucuna ulařmıřlardır.

Çömlekçi ve Gökmen (2017) ise bireysel emeklilik sistemine katılımda demografik faktörler bařta olmak üzere ne tür etkenlerin karar sürecinde etkili olduđunu tespit etmeye çalıřmıřlardır. Yapılan arařtırma sonucunda, bireysel emeklilik sistemine katılımı etkileyen faktörlerin 4 ana kategoriye ayrıldıđı belirlenmiřtir: gelecek kaygısı, bilgi düzeyi, uzmanlık düzeyi ve yatırım ve güvence. Arařtırmacılar ayrıca, bu faktörlerle demografik özellikler arasındaki iliřkiyi analiz ederek, gelecek kaygısı boyutunun farklı demografik gruplar arasında farklılık gösterdiđini tespit etmiřlerdir.

Meral ve Arıcan (2020) tarafından yapılan arařtırmada, otomatik katılım uygulamasının bulunduđu ülkelerdeki bireysel emeklilik fon büyüklüğü / GSYH oranını etkileyen faktörler dikkate alınarak ampirik analiz uygulanmıřtır. Analiz sonucunda, otomatik katılım uygulamasının süresi ile fon büyüklüğü / GSYH oranı deđiřkenlerinde tespit edilen iliřkinin pozitif yönlü ve anlamlılıđı yüksek bir etkileřim olduđu tespit edilmiřtir.

Bayar ve Kılıç (2014) küresel finansal krizin Türkiye’deki etkisini bireysel emeklilik sistemi üzerinden incelemiřlerdir. Arařtırmaları sonucunda, kriz süresince bireysel emeklilik fonlarının net varlık deđerindeki artış hızının azaldıđı, hisse senedi ađırlıklı emeklilik fonlarının negatif getiriler sađladıđı ve emeklilik yatırım fonlarının portföy dađılımında hisse senedinden tahvile bir kayma olduđu tespit edilmiřtir. Ayrıca, bireysel emeklilik sistemine katılımcı sayısındaki artış hızının önemli ölçüde azaldıđı da belirlenmiřtir.

4. Metodoloji

4.1. Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler

Bireysel emeklilik sistemiyle yapılan anlařmalar sonucu biriktirilen fonlar, farklı yatırım araçlarında deđerlendirilir. Bu yatırım araçları arasında hisse senetleri, repo, bono, vadeli mevduat vb. seçenekler bulunmaktadır. Bu fonların tasarruf yatırım iliřkisi, ülke ekonomisine önemli katkılar sađlarken, fon havuzunun genişlemesi ve yatırıma yönlendirilen tutarların hacmi para piyasası dengeleri açısından da dikkatle izlenmesi gereken konulardan biridir. Bu amaçla çalıřmada Türkiye’de BES fonlarından yatırıma yönlendirilen kısım ile enflasyon (TÜFE) arasındaki uzun dönemli iliřki ARDL (Autoregressive Distributed Lag Bound Test) sınır testi ile incelenmiř, Granger Nedensellik Analizi ile de deđiřkenler arasındaki nedensellik iliřkisi test edilmiřtir. Çalıřmada verilerin ulařılabilirliđi göz önünde bulundurularak örneklem dönemi 2018:01-2020:12 aylık veriler oluřturulmuřtur. Analizde kurulan model (1) numaralı eřitlikte verilmiřtir:

$$enf_t = \alpha_0 + \alpha_1 lneyf_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Deđiřkenleri simgeleyen kısaltmalar, açıklamalar ve veri kaynakları dâhil tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de verilmektedir. Modelimizde birinci fark operatörünü temsilen “d” simgesi kullanılmıřtır. Ampirik sonuçlar Eviews 10 ve Gauss 21 paket programları yardımıyla elde edilmiřtir. “eyf” deđiřkeni; örneklem zamanı dâhilindeki bireysel emeklilik fonlarından yatırıma kaymıř tutarları ifade etmektedir ve logaritmik (lneyf) dönüşüme tabi tutularak analize dâhil edilmiřtir. “enf” deđiřkeni ise enflasyonu temsil eden 2003=100 tüketici fiyat endeksidir.

Tablo 1. Deđiřkenlere Ait Açıklamalar Ve Tanımlayıcı İstatistikler

Deđiřkenler	Açıklama	Kaynak	Ortalama	Ortanca	St.Sapma	Eđiklik	Basıklık	Jarque-Bera
lneyf	BES katılımcılarından elde edilen fon tutarları	Emeklilik Gözetim Merkezi	0.019609	0.016830	0.020206	0.301085	3.511891	0.936961 (0.625953)
enf	TÜİK 2003=100 fiyat endeksi	Türkiye İstatistik Kurumu	0.074444	0.045000	1.999679	0.180469	6.320148	4.340309 (0.114160)

Kurulan ampirik model 36 gözlemden oluřmaktadır. Tanımlayıcı istatistiklere göre; bir serinin medyan ve ortalama deđerleri birbirine yakın olduđunda, bu serinin normal dađılıma sahip olma olasılıđının yüksek olduđu ifade edilmektedir. Jarque-Bera testi ise normal dađılımın kontrol edilmesinde kullanılan diđer bir yöntemdir. Bu testte; 0.05'ten büyük olan Jarque-Bera olasılık deđerleri, deđiřkenin normal dađılıma sahip olup olmadıđının bir başka göstergesidir. Tüm bu göstergelere bakıldıđında modelimizdeki deđiřkenlerin normal dađılıma sahip olduđu görülmektedir.

4.2. Ekonometrik Yöntem ve Ampirik Bulgular

Analizin ilk kısmında, serilerin durağanlık derecelerinin (birim kök araştırması) belirlenmesi amacıyla Augmented Dickey-Fuller (1979, 1981) ve Phillips ve Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. Birim kök araştırmasının ardından eşbütünlük ilişkisinin varlığı, ARDL sınır testi metodu ile analiz edilmiştir. Üçüncü adımda ise kurulan modeldeki nedensellik ilişkileri Granger nedensellik testi vasıtasıyla araştırılmıştır.

4.2.1. ADF ve PP Birim Kök Testleri

ADF (Augmented Dickey-Fuller (1979, 1981)) ve PP (Phillips-Perron (1988)) testleri serilerin durağanlığını test etmek için tercih edilen birim kök testleridir. Modelde sahte regresyonun varlığı t ve f istatistiklerinin anlamlılıklarını kaybettireceğinden, önlem olarak ilk adımda değişkenlerin durağanlık testleri ile birim kök taşıyıp taşımadıkları incelenmiştir. Serilerin trend içerip içermemesine bağlı olarak, ADF testine ait eşitlik üç farklı şekilde formüle edilmiştir.

ADF regresyon modeli aşağıdaki şekilde formüle edilmektedir (Enders ve Granger, 1998, ss. 305-309):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \beta t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Durağanlık testi için ADF ve PP testleri kullanılarak üç farklı model analiz edilmiştir: sabitli, sabitli ve trendli, sabitli-trendsiz. Regresyon denkleminde Y, durağanlık testi yapılan değişkeni ifade ederken, Δ birinci derece fark operatörünü ve ε hata terimlerini temsil etmektedir. Gecikmelerin regresyon denklemindeki yeri, Schwarz bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir.

Phillips ve Perron (1988) “PP” testi ise ADF testi ile birlikte kullanılarak yüksek derecedeki korelasyonu kontrol etmek için geliştirilmiştir. Hata terimleri konusundaki sınırlayıcı varsayımlara yer vermeyen PP testi, hata terimlerinin bağımsızlığı, zayıf bağımlılık ve heterojen dağılım gibi özellikleri dikkate almaktadır. PP yöntemi için kullanılan denklemler eşitlik (5) ve (6)’da verilmiştir.

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \left(t - \frac{T}{2} \right) + \varepsilon_t \quad (6)$$

(5) ve (6) numaralı eşitlikler sırasıyla sabitli ve sabitli-trendli modelleri simgelemektedir. Bu modele göre, Y_t test edilen değişkeni, α_0 sabit terimi, t trendi, T gözlem sayısı ve ε_t hata terimini ifade etmektedir. Modelde teste tabi tutulacak değer β_1 ‘dir. ADF yöntemindeki yöntemle hesaplanan değer, yine aynı şekilde MacKinnon kritik tablo değeriyle karşılaştırılır ve serinin durağan olup olmadığı belirlenmektedir. PP birim kök testi, ADF testi ile aynı hipotezler ve karar kriterlerini kullanmaktadır. ADF testinde olduğu gibi, PP birim kök testinin test istatistiği, MacKinnon kritik değerinden mutlak değer olarak küçükse, zaman serisi durağan değildir anlamı ortaya çıkmaktadır. Ancak test istatistiği; MacKinnon kritik değerinden mutlak değer olarak büyükse, birim kök barındırmadığına ve H_0 hipotezinin reddi yönünde karar verilmesi gerektiğine işaret etmektedir. Tablo 2, değişkenlerin ADF ve PP test sonuçlarını ayrıntılı olarak göstermektedir:

Tablo 2. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

		<i>ADF Testi</i>		
Değişkenler		Sabit–Trend yok	Sabit	Sabitli–Trendli
enf	DÜZEYDE	-0.163487 (0.6198)	-1.577471 (0.4829)	-2.005820 (0.5774)
Ineyf		5.845079 (1.0000)	1.377330 (0.9985)	-1.759711 (0.7031)
Δ (enf)	1.FARK	-4.475991*** (0.0000)	-4.416336*** (0.0013)	-4.433412*** (0.0064)
Δ (Ineyf)		0.171672 (0.7289)	-6.379248*** (0.0000)	-7.033938*** (0.0000)
		<i>PP Testi</i>		
Değişkenler		Sabit–Trend yok	Sabit	Sabitli–Trendli

enf	DÜZEYDE	-0.267293 (0.5828)	-1.622426 (0.4611)	-1.756785 (0.7045)
lneyf		5.898231 (1.0000)	3.264833 (0.9947)	-1.701628 (0.7298)
Δ (enf)	1.FARK	-4.305292*** (0.0001)	-4.255408*** (0.0020)	-4.296742*** (0.0088)
Δ (lneyf)		-3.666670*** (0.0006)	-6.384732*** (0.0000)	--9.851414*** (0.0000)

Not: *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde anlamlılık düzeyini göstermektedir. Gecikme sayıları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. "Δ" birinci farkı operatörünü temsil etmektedir

Tablo 2'deki ADF ve PP test sonuçları değişkenlerin düzeyde (I(0)) durağan olmadığını göstermektedir. Birinci fark düzeylerine (I(1)) bakıldığında ise değişkenlerin birim kökten arındığı görülmektedir. Bu da serilerin birinci dereceden bütünleşik olduğu anlamına gelmektedir. Dolayısıyla analizin devamında değişkenler I(1) değerleriyle (dlneyf ve denf) modele dâhil edilecektir.

4.2.2. ARDL Sınır Testi

ARDL sınır testi yaklaşımı, analizde yer alan değişkenlerin I(0) veya I(1) olması durumuna bakılmaksızın kullanılabilirdiği için oldukça esnek (Pesaran, Shin, ve Smith, 2001, s. 290). Ayrıca uzun dönem istatistiklerinin tutarlı ve sapmasız olması ile birlikte özellikle küçük örneklerde uygulanabilirliği bu metod için diğer bir önemli tercih sebebidir (Narayan & Narayan, 2006). Dolayısıyla bu çalışmada ARDL sınır testi yöntemi kullanılacaktır. Bu test için değişkenlerin durağanlık düzeyleri kısıt olmasa da modelimizde ki serilerin I(2) olma ihtimaline karşılık durağanlık sınıması ile birim kökten arınma düzeyleri tespit edilmiştir.

Sınır testi yaklaşımına ilk olarak kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (Unrestricted Error Correction Model-UECM) oluşturularak başlanır. Ardından, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmelerine F testi uygulanır ve test istatistiği üst kritik değeri aştığında, kısa ve uzun dönem katsayıları Wald testi (F istatistiği) ile tahmin edilebilecektir.

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ (Eşbütünleşme yoktur)

$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$ (Eşbütünleşme vardır)

ARDL sınır testi, belirlenen alt ve üst sınırlar arasındaki hesaplanan F istatistiği ile Pesaran vd. (2001) tarafından türetilen asimptotik anlamlılık düzeyleri karşılaştırarak gerçekleştirilir. Eşbütünleşme ilişkisi varlığına dair getirilecek yorumda F istatistiğine getirilecek yorumlar şu şekildedir;

- F istatistiği alt sınırdan küçükse (sıfır hipotezi reddedilemez), değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur,
- F istatistiği üst sınırdan büyükse (sıfır hipotezi reddedilir), değişkenler arasında eşbütünleşme vardır,
- F istatistiği alt ve üst sınırlar arasında ise, değişkenler arasındaki ilişki hakkında sonuca varılamaz.

Kritik sınırlar, I(0) ve I(1) değişkenlerine göre belirlenir. ARDL modeli denklemini ise şu şekildedir:

$$\phi(L, p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + u_t \quad (7)$$

denklemdaki;

$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1 L^1 - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (8)$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_0 L^0 + \beta_{i1} L^1 + \beta_{i2} L^2 + \dots + \beta_{iq} L^q, \quad i=1, 2, \dots, k \quad (9)$$

Eşitliği ile gösterilir ve α_0 sabit katsayı; Y_t bağımlı değişken; X_t açıklayıcı değişken ve L gecikme operatörünü temsil eder.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{it} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Uzun dönem ilişkiyi veren katsayıların tahmini için μ ve β uzun dönem ilişki katsayılarının regresyon denklemleri ise eşitlik (11)'de verilmiştir:

$$\hat{\mu} = \frac{\alpha_0}{1 - (\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p)}, \quad \hat{\beta} = \frac{\beta_{i0} + \beta_{i1} + \beta_{i2} + \dots + \beta_{iq}}{1 - (\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p)} \quad i=1, 2, 3, \dots, k \quad (11)$$

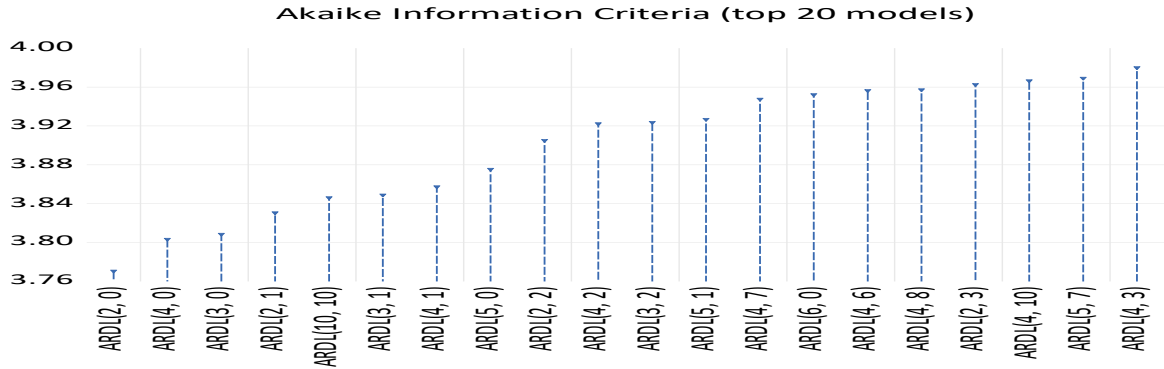
Analizde kullanılan ARDL modeli eşitlik (12) ve (13)'de verilmiştir:

$$\Delta enf_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta enf_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta lneyf_{t-1} + \alpha_3 enf_{t-1} + \alpha_4 lneyf_{t-1} + \mu_t \quad (12)$$

$$\Delta lneyf_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta lneyf_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta enf_{t-i} + \beta_3 enf_{t-1} + \beta_4 lneyf_{t-1} + \mu_t \quad (13)$$

μ hata terimini, Δ birinci derece fark operatörünü simgelemektedir. Çalışmada kurulan modelde sınır testi uygulanması için ilk olarak gecikme uzunluğu belirlenirken; AIC (Akaike), BIC (Bayes) ile HQ (HannanQuinn) bilgi kriterleri incelenmiş ve en düşük değeri içeren model tercih edilmiştir. Bilgi kriterlerince elde edilen en uygun gecikme uzunluğuna sahip modelin ARDL (2,0) olduğu şekil 4'te (AIC görünümünde) görülmektedir.

Şekil 4. ARDL Modeli İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi



ARDL sınır testi yönteminde, gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığını tespit etmek için F istatistikleri kullanılır. Bu istatistikler, Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenen alt ve üst kritik değerlere göre hesaplanmaktadır. Analiz sonucunda elde edilen F istatistiği, alt kritik değerden küçükse seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olmadığına işaret etmektedir. Eğer F istatistiği üst kritik değerden büyükse bu durumda seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi olduğu söylenebilmektedir. ARDL (2,0) modeli tahmin sonuçları tablo 4'te gösterilmiştir:

Tablo 4. ARDL (2,0) Modeli Tahmin Sonuçları

k	F-İst.	%99 Alt Sınır - %99 Üst Sınır	
1	9.726281***	I(0)	
		%10	2.44
		%5	3.15
		I(1)	
		%1	6.02
Uzun Dönem	Katsayı	t-istatistik [olasılık]	
Δ LNEYF	-2.126527	-0.165500 (0.8696)	
Hata Düzeltme Modeli			
Δ (DENF(-1))	0.294672	1.726968 (0.0941)	
ECM	-0.902970***	-4.481078 (0.0001)	
Diagnostic testler (uzun dönem)			İstatistik (olasılık)
Otokorelasyon-Breusch-Godfrey LM testi			3.070334 (0.0617)
Değişen Varyans			0.206468 (0.0617)
Normallik-J-B			9.419742 (0.90006)
Ramsey Reset Testi			0.507225 (0.6157)
Cusum			istikrarlı
Cusum Q			İstikrarlı

Not: Maksimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları, Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir. *, **, *** sırasıyla %10 %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4 incelendiğinde bulunan F istatistiği değeri alt ve üst kritik sınır değerleri ile karşılaştırılmıştır. F-istatistik değeri %1 anlam seviyesinde üst sınır değerinden büyük olduğu için seriler arasında eşbütünlüşmenin varlığı tespit edilmiş olmaktadır. Analize ait tanısal test sonuçları; modelin otokorelasyon ve değişen varyans sorununa sahip olmadığını, normal dağılım özelliği taşıdığını ve model kurma hatasına dair bir iz olmadığını işaret etmektedir.

Kısa dönem açısından değerlendirildiğinde, ECM (hata düzeltme katsayısı) terimi uzun dönemdeki denge haline ne kadar hızlı geri döneceğini göstermektedir. Hata düzeltme katsayısının beklenildiği gibi negatif ve anlamlı bir olasılık değeri taşıdığı tespit edilmiştir. Diğer bir deyişle kısa dönemde meydana gelecek sapmaların %90'ının bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine oldukça hızlı bir şekilde tekrar ulaşacağı tespit edilmiştir. Enflasyonda kısa dönemde gerçekleşecek %1'lik bir değişim, BES yatırım fonlarını yaklaşık %0.3'lük bir oranda arttırmaktadır. Uzun dönem ilişkisinde ise istatistiki olarak anlamlı bir sonuç çıkmasa da eşbütünleşme tespiti ve katsayıların pozitif olması sebebiyle değişkenlerin birbiri üzerindeki etkilerinin pozitif olacağı görülmektedir.

4.2.3. Granger Nedensellik Analizi

Eşbütünleşme araştırması, analize konu değişkenlerin birbirleri ile olan uzun dönemli etkileşimlerini ortaya çıkarmada etkili olmasına rağmen, değişkenler arasındaki nedenselliğin yönü konusunda net bilgiler sunmamaktadır (Lebe, 2016, s. 188). İki değişken arasındaki ilişkiyi anlamak için, korelasyon ve regresyon analizleri kullanılabilir. Ancak regresyon analizi sonucunda ortaya çıkan anlamlı modele dayanarak, açıklayıcı değişkenin bağımlı değişkenin nedeni olduğunu kesin olarak söylemek mümkün değildir. Bunun nedeni, bir değişkenin diğerinin nedeni olabilmesi için, geçmiş zamanlarda meydana gelen değişikliklerin diğer değişkeni etkilemesi gerektiğidir (Gujarati, 1999, ss. 620-624). Granger (1969), bu sorunu çözmek için, iki değişken arasındaki zamansal etkileşimi belirleyerek öncelik-ardıllık ilişkisini açıklamaya çalışmıştır. Aranacak nedensellik ilişkisinin yön tespitinde kullanılacak denklem (14) numaralı eşitlikte verilmiştir:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (14)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (15)$$

$Y_t = Y$ değişkeninin t dönemindeki değeri,

$X_t = X$ değişkeninin t dönemindeki değeri,

$\alpha_i = Y$ değişkeninin i dönem öncesindeki değerine duyarlılığı,

$\beta_i = X$ değişkeninin i dönem öncesindeki Y değerine duyarlılığı,

$\gamma_i = X$ değişkeninin i dönem öncesindeki değerine duyarlılığı,

$\delta_i = Y$ değişkeninin i dönem öncesindeki X değerine duyarlılığı,

$N =$ Gecikme sayısı.

Modeldeki hata terimlerinin ilişkisiz oldukları ve white noise (beyaz gürültü) sergiledikleri varsayılmaktadır. Çalışmada kullanılan Granger nedensellik modeli ve modele ait Granger Nedensellik testi sonuçları tablo 5'te verilmiştir:

$$\Delta \text{enf}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \text{enf}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \text{lneyf}_{t-i} + \text{ECM}_{t-1} + \mu_t \quad (16)$$

$$\Delta \text{lneyf}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta \text{lneyf}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta \text{enf}_{t-i} + \text{ECM}_{t-1} + \mu_t \quad (17)$$

ECM_{t-1} uzun dönem denge ilişkisi sonucu ulaşılan gecikmeli hata düzeltme terimini temsil etmektedir.

Tablo 5. Granger Nedenselliği Sonuçları

Gecikme sayısı=1	F İstatistik	Olasılık	Değerlendirme
$\Delta \text{lneyf} \Rightarrow \Delta \text{enf}$	3.10932	0.0874	H_0 reddedilmez
$\Delta \text{enf} \Rightarrow \Delta \text{lneyf}$	1.25303	0.2713	H_0 reddedilir

- H_0 : Granger nedeni değildir; H_1 : Granger nedenidir.
- Lneyf ve enf birinci farkta durağan olması sebebiyle Δ notasyonu gösterilmiştir.
- Gözlem sayısı 35

Tablo 5'te yer alan Granger Nedensellik sonuçlarına göre modelimizde yer alan enflasyon artışının, yatırıma ayrılan BES fonları artışının nedeni olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi reddedilmektedir. Buradan hareketle analiz sonuçlarına göre enflasyondan yatırıma ayrılan BES fonlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu ortaya çıkmaktadır. Kısaca; enflasyon, BES fonlarının Granger nedeni iken, BES fonları enflasyonun Granger nedeni değildir ve ilişki tek yönlü olacak şekilde enflasyondan BES yatırıma ayrılan fon tutarlarına doğru gerçekleşmektedir ($\Delta \text{enf} \Rightarrow \Delta \text{lneyf}$).

5. Sonu

Bireylerin kendini gvende hissetme gds insanlık tarihi kadar eskidir. Toplumlar bu ihtiyalarını gidermek iin tarihin farklı dnemlerinde farklı aksiyonlar almıřlardır. Sosyal gvenlik kavramı bu gdy beslemek amacıyla, toplumları eřitli risklere karřı korumak ve geleceğini gvence altına almak adına geliřtirilen ağdař insanın en nemli dayanak noktalarından biridir. Sosyal gvenlik bir sistem olarak; toplumun tm bireylerini tehdit, kaza ve tehlikelerden korumakla birlikte, kaza veya tehlike durumunda vatandaşların refah dzeylerinin ve yařam standartlarının etkilenmeyeceđi řekilde gvenliđi sađlamayı ama edinmektedir. Ancak toplumların geirdiđi sosyal evreler itibariyle alıřma yařamında gerekleřen deđiřimler bařta olmak zere yařam srelerinin uzaması, nfustaki artıř, maliyet kalemlerindeki gncel hayat standartlarına bađlı deđiřimler vb. etkenler sosyal gvenlik sisteminin ykn arttırmıř ve hantallařtırmıřtır. Bu sebeple artık klasik sosyal gvenlik sistemi ihtiyaları karřılamakta yetersiz kalmaktadır. Bu gibi zorluklar karřısında toplumlar/sistemler hem sosyal gvenlik sistemindeki yk azaltmak iin hem de ekonomide iktisadi byme gereksinimlerinden olan uzun vadeli fon aıđını karřılamak adına eřitli reformlar gerekleřtirmiřlerdir.

Bu reformlardan en nemlisi Bireysel Emeklilik Sistemi (BES)'tir. Trkiye'de 2003 yılından bu yana uygulanan bireysel emeklilik sistemi, yalnızca bir sosyal gvenlik hizmeti deđil, aynı zamanda lkenin tasarruf aıđını kapatmak ve ekonomik sorunları ozmek iin kalkınma planlarının temel finansman kaynaklarından biri olarak deđerlendirilmektedir. BES'in uzun vadeli yapısı, milli para deđerinin azalmasına neden olan enflasyon gibi faktrlerle olan iliřkisini ise amaı itibariyle daha nemli hale getirmektedir. Bu nedenle alıřmada, verilerin ulařılabilirliđi gz nnde tutularak 2018:01-2020:12 dnemi dikkate alınmıř ve yatırıma ayrılan BES fonları ile enflasyon iliřkisinin uzun-kısa dnemli etkileřimi ve aralarında nedensellik bađının olup olmadıđının arařtırılması amalanmıřtır.

alıřmada elde edilen Granger nedensellik sonucu; Karatař ve Dalkili (2022)'in alıřmalarında elde ettikleri ift ynl nedensellik iliřkisinin aksine enflasyondan yatırıma ayrılan BES fonlarına dođru olacak řekilde nedensellik iliřkisinin tek ynl olduđunu gstermektedir. Elde edilen bu tek ynl Granger nedenselliđin teorik aıklamasının ise enflasyonist ekonomilerde sıka karřılařılan ve enflasyonun olumsuz sonularından biri olan para yanılması/aldanması (money illusion) olduđu dřnlmektedir. McAuley (2013) para yanılmasını, bireylerin nominal gelirlerindeki artıřa odaklanarak reel alım gcnn dřtđn tam olarak fark etmedikleri bir durum olarak betimlemektedir. Para aldanması enflasyonist dnemlerde iktisadi ekoller tarafından da dikkatle takip edilen konulardan biridir. rneđin Keynesyen yaklařımda, iřsizliđin ozmlenmesinde para aldanması nemli bir bileřen olarak kabul edilmektedir (McAuley, 2013, s. 3). Milton Friedman'a gre ise para politikası, kısa dnemde iřilerde para aldanmasına sebebiyet vererek istihdam, retim ve milli geliri arttırmak iin kullanılabilir. Ancak bu politikalar, enflasyon beklentilerinin artması diđer ifade ile para aldanmasından uyanan bireyler nedeniyle parasal cret talebinin ykselmesine, iřletmelerin retim hacimlerini kısıtlamalarına, istihdamı azaltmalarına ve ekonominin uzun dnemde Phillips eđrisi zerindeki gemiř denge seviyesine ynelmesine yol aacađı řeklinde yorumlanmaktadır (Bocutođlu, 2012, s. 7).

Para yanılması/aldanması (money illusion) kavramının, nedensellik testi sonucu zerindeki teorik katkısını aıklayan temel argman alıřmada yer verilmiř diđer bir metod olan ARDL testidir. ARDL testi sonucunda kısa dnem katsayılarında yakalanan istatistiksel anlamlılıđın uzun dnem katsayılarında yakalanamamasına rađmen deđerkenler arasındaki eřbtnleřme iliřkisi istatistiki olarak tespit edilmiřtir. ARDL testi neticesinde ulařılan sonu; enflasyonda gerekleřecek %1'lik artıřın, yatırıma ynlendirilen BES fonlarını %0.3 arttıracadı anlamı tařımaktadır. Bu da bireylerin enflasyonist ekonomilerde tasarruflarını BES'e katılım ile koruyacakları inancının yerleřmiř olduđunu gstermektedir. Analiz sonucu elde edilen diđer bir sonu ise; hata dzeltme katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmasına ithafen, kısa dnemde meydana gelecek sapmalardaki % 90'a varan kısmın bir sonraki dnemde dzeltilerek uzun dnem dengesine olduka hızlı bir řekilde tekrar ulařacađının tespitidir. Deđerkenler arası iliřkinin uzun dnem eksenli yorumunda istatistiki olarak anlamlı sayılara ulařılamasa da, sayıların pozitif olması deđerkenlerin birbirleri zerindeki etkilerinin eřanlı ve olumlu ynde olacađı kanısını bırakmaktadır. Ampirik bulgular neticesinde getirilen para aldanması ve BES arasındaki yakın iliřki yorumu; enflasyon kavramını temel amalarından biri haline getiren para politikası tercihleri etkisinin sosyal gvenlik sistemine kadar uzanan etki alanının ne derece geniř olduđunu gstermektedir. Bu haliyle politika yapıcılar ekonomi politikalarında tercih ve karar mekanizmalarının iřletilmesinde sosyal gvenlik ve sosyal politika ıktılarını da karar mekanizmalarına dhil etmeleri gerekliliđi ortaya ıkmaktadır.

Kaynaka

Apak, S., & Tařciyan, K. H. (2010). Trkiye'de Bireysel Emeklilik Sisteminin Geliřimi. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 2(2), 121-129.

Attanasio, O. P., & DeLeire, T. (2002). The Effect of Individual Retirement Accounts on Household Consumption and National Saving. *The Economic Journal*, 112(481), 504-538. doi: 10.1111/1468-0297.00728

- Bayar, Y., & Kılıç, M. (2014). Küresel Finansal Krizin Türkiye’de Bireysel Emeklilik Sistemine Etkileri. İnsan ve Toplum Bilimleri Arařtırmaları Dergisi, 3(2), 246-264.
- Bayraktutan, Y., & Şahin, M. (t.y.). Bireysel Emeklilik Sektörünün Gelişimi ve Bilgi-Bilişim Teknolojilerinin Kullanımı. Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi, 2(2), 96-109.
- Bocutoğlu, E. (2012). Krizin Makro İktisadından Makro İktisadın Krizine: Eleştirel Bir Değerlendirme (Working Paper Sy 2012/106). Discussion Paper. Geliş tarihi gönderen Discussion Paper website: <https://www.econstor.eu/handle/10419/81689>
- Bosworth, B. (1992). Tax policy and private saving in the 1980s: The United States experience. İçinde D. E. Fair & C. De Boissieu (Ed.), Fiscal Policy, Taxation and the Financial System in an Increasingly Integrated Europe (ss. 47-67). Dordrecht: Springer Netherlands. doi: 10.1007/978-94-011-2628-1_5
- Budak, S. (2021). Türkiye’de Bireysel Emeklilik Sistemi İle BİST Tüm Endeksi Arasındaki İlişki: Bootstrap Rolling Window Yaklaşımı. EKEV Akademi Dergisi, (86), 513-526.
- Çömlekçi, İ., & Gökmen, O. (2017). Bireysel Emeklilik Sistemine Katılmada Etkili Olan Faktörler: Tr42 Bölgesinde Bir Araştırma. Journal of International Social Research, 10(49), 579-588.
- Emeklilik Gözetim Merkezi. (2023). Emeklilik Gözetim Merkezi İstatistik ve Raporlar. Geliş tarihi 26 Mart 2023, gönderen <https://www.egm.org.tr/bilgi-merkezi/istatistikler/>
- Enders, W., & Granger, C. W. J. (1998). Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates. Journal of Business & Economic Statistics, 16(3), 304-311. doi: 10.1080/07350015.1998.10524769
- Engen, E. M., Gale, W. G., Scholz, J. K., Bernheim, B. D., & Slemrod, J. (1994). Do Saving Incentives Work? Brookings Papers on Economic Activity, 1994(1), 85-180. doi: 10.2307/2534631
- Eren, O., & Genç İleri, Ş. (2015). Government Subsidized Individual Retirement System [Working Paper]. Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey. Geliş tarihi gönderen Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey website: <https://econpapers.repec.org/paper/tcbwpaper/1520.htm>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. Econometrica, 37(3), 424-438. JSTOR. doi: 10.2307/1912791
- Gujarati, D. N. (1999). Temel Ekonometri (Çev. Ümit Şenesen, Gülay G. Şenesen). Literatür Yayıncılık.
- Gunay, G., & Güneş, H. (2015). Bireysel Emeklilik Sistemi ve Türkiye Değerlendirmesi. TSA, 19(3), 245-266.
- Hu, Y.-W., & Stewart, F. (2009). Pension Coverage and Informal Sector Workers: International Experiences (ss. 1-23). Paris: OECD Working Papers on Insurance and Private Pensions. doi: 10.1787/227432837078
- İmrohoroğlu, A., İmrohoroğlu, S., & Joines, D. H. (1998). The Effect of Tax-Favored Retirement Accounts on Capital Accumulation. The American Economic Review, 88(4), 749-768.
- İslamoğlu, M., Aziz, H., & Konak, A. (2020). Türkiye ve G7 Ülkelerinde Bireysel Emeklilik Sistemi Uygulamaları. Finans Ekonomi ve Sosyal Arařtırmalar Dergisi, 5(3), 557-570. doi: 10.29106/fesa.758168
- İşseveroğlu, G., & Hatunoğlu, Z. (2012). Türkiye’de Bireysel Emeklilik Sisteminin Makro Ekonomik Dinamiklere Etkisi Kapsamında Swot Analizi. Muhasebe ve Finansman Dergisi, (56), 155-174.
- Karataş, M., & Dalkılıç, N. (2022). Bireysel Emeklilik Şirketlerinin Fon Yapılarının Enflasyon İle Nedensellik İlişkisi. Hitit Ekonomi ve Politika Dergisi, 2(1), 168-180.
- Küçükıralı, Z., & Aydın, Ü. (2022). Türkiye’de Faaliyet Gösteren Bireysel Emeklilik Şirketlerinin Etkinliği. Verimlilik Dergisi, (2), 289-304. doi: 10.51551/verimlilik.940655
- Lebe, F. (2016). Çevresel Kuznets eğrisi hipotezi: Türkiye için eşbütünleşme ve nedensellik analizi. Doğuş Üniversitesi Dergisi, 17(2), 177-194.
- McAuley, I. (2013). Behavioural economics and public policy: Some insights. International Journal of Behavioural Accounting and Finance, 4(1), 18-31.
- McCarthy, J., & Pham, H. N. (2007, Temmuz 19). The Impact of Individual Retirement Accounts on Savings [SSRN Scholarly Paper]. Rochester, NY. Geliş tarihi gönderen <https://papers.ssrn.com/abstract=1001447>
- Meral, H., & Arıcan, E. (2020). Bireysel Emeklilik Sisteminde Otomatik Katılım: Türkiye İçin Bir Uygulama. Finansal Arařtırmalar ve Çalışmalar Dergisi, 12(22), 190-212. doi: 10.14784/marufacd.688280

- Modigliani, F., Ceprini, M., & Muralidhar, A. S. (1999). A Solution for the Social Security Crisis from an MIT Team. Sloan Working paper, (November).
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2006). Savings behaviour in Fiji: An empirical assessment using the ARDL approach to cointegration. *International Journal of Social Economics*, 33(7), 468-480. doi: 10.1108/03068290610673243
- Özer, A. C., & Gürel, H. (2014). Türkiye’de Bireysel Emeklilik Sistemi Bilgi Düzeyi Ve BES’e Katılımda Devlet Katkısının Etkisi Üzerine Bir Arařtırma. *Mustafa Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(27), 159-166.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Polat, A., & Kekeç, H. M. (2017). Bireysel Emeklilik Sisteminin Türk Vergi Sistemi Açısından Analizi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (Special), 175-191.
- Sermaye Piyasası Kurulu. (2023). Bireysel Emeklilik Sistemini Tanıtıcı Bilgiler. Geliş tarihi 25 Mart 2023, gönderen <https://spk.gov.tr> website: <https://spk.gov.tr/kurumlar/fonlar/emeklilik-yatirim-fonlari/bireysel-emeklilik-sistemini-tanitici-bilgiler>
- Seyfullahoğulları, A., & Demirhan, B. (2016). Bireysel Emeklilik Sistemine Katkıları Açısından Vergi Avantajı ile Devlet Katkısının Karşılaştırılması. *Marmara Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, (9), 0-0.
- Turgut, M. (2021). Devlet Destekli Bireysel Emeklilik Sistemi Ve Makro Düzeyde Ekonomik Yansımaları. *Uluslararası Bankacılık Ekonomi ve Yönetim Arařtırmaları Dergisi*, 4(1), 76-97. doi: 10.52736/ubeyad.935840
- Venti, S. F., & Wise, D. A. (1992). Government Policy and Personal Retirement Saving. *Tax Policy and the Economy*, 6, 1-41. doi: 10.1086/tpe.6.20061808
- Yalçın, C., & Özel, Ö. (2013). Yurtiçi tasarruflar ve bireysel emeklilik sistemi: Türkiye’deki uygulamaya ilişkin bir değerlendirme. *İktisat İşletme ve Finans*, 28(327), 31-66. doi: 10.3848/iif.2013.327.3687