

EMEKLİLİK YATIRIM FONLARINA ETKİ EDEN MAKROEKONOMİK FAKTÖRLERİN EN KÜÇÜK KARELER VE VAR YÖNTEMİ İLE ANALİZİ: TÜRKİYE VE SEÇİLMİŞ ÜLKELER *

Dr. Öğr. Üyesi Özge Demirkale

İstanbul Aydın Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
ORCID: 0000-0002-4227-3934

Prof. Dr. Turgut Özkan

Beykent Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
ORCID: 0000-0001-2345-6789

• • •

Öz

Bu çalışmanın amacı, gelişmiş ve gelişmekte olan emeklilik fon pazarına sahip ülkelerin borsa endeksi, döviz sepeti, enflasyon ve faiz oranı verilerinin emeklilik yatırım fonlarının performansına olan etkilerini en küçük kareler yöntemi ve VAR analizi yardımıyla incelemektir. Analiz Ocak 2005 – Mart 2019 dönemi verileri kullanılarak başta Türkiye olmak üzere seçilmiş Asya ve Kuzey Amerika ülkelerini kapsamaktadır. Emeklilik yatırım fonları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki regresyon analizi yöntemiyle en küçük kareler metoduyla açıklanmıştır. VAR yöntemi yardımıyla etki tepki ve varyans ayrıştırma analizleri yapılmıştır. Çalışmanın ampirik kanıtlarına göre Türkiye ve analiz edilen diğer ülkelerde emeklilik yatırım fonlarının performansı ile borsa endeksi arasında güçlü bir ilişkinin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca elde edilen sonuçlar doğrultusunda analize dahil olan ülkelere borsa endeksinin emeklilik yatırım fonlarını açıklayan en önemli değişken olduğu ifade edilebilir.

Anahtar Sözcükler: Emeklilik, Emeklilik Yatırım Fonu, Emeklilik şirketleri, En küçük kareler yöntemi, VAR

Analysis of Macroeconomic Factors Influencing of Pension Investment Funds By Least Squares and VAR Method: Turkey and Selected Countries

Abstract

The aim of this study is to investigate the effects of share indices, currency basket, inflation and interest rate data on the performance of pension investment funds in developed and developing countries' pension fund market by means of least squares method and VAR model. Analysis involves the data from January 2005 to March 2019 primarily in Turkey, selected Asia and North America. The relationship between pension investment funds and macroeconomic factors will be explained by using regression analysis. With the help of VAR method, the impulse-response and variance decomposition analyses were conducted. According to the empirical evidence of the study, it was found that there was a strong relationship between the performance of pension investment funds and the share indices in Turkey and other countries analyzed. Furthermore, according to the obtained results it can be stated that the share indices is the most important variable explaining the pension investment funds in the countries included in the analysis.

Keywords: Pension, Pension Investment Fund, Pension Companies, Least Squares Method, VAR

* Makale geliş tarihi: 11.03.2019
Makale kabul tarihi: 18.09.2019
Erken görünüm tarihi: 29.11.2019

Emeklilik Yatırım Fonlarına Etki Eden Makroekonomik Faktörlerin En Küçük Kareler ve VAR Yöntemi ile Analizi: Türkiye ve Seçilmiş Ülkeler*

Giriş

Emeklilik yatırım fonları, bireylere emeklilik dönemlerinde ek bir gelir sağlayarak refah seviyelerini yükseltmelerine olanak sağlamanın yanı sıra ülkelerin finansal piyasalarının gelişimine katkıda bulunması, ulusal tasarruf oranlarını artırması ve ekonomik büyümede yarattığı etkiler açısından da önemli bir kaynak olarak görülmektedir. Bu bağlamda literatürde yapılan çalışmaları incelediğimizde nüfusun yaşlanması, kamu emeklilik sistemlerinin zayıflıkları gibi birçok nedene bağlı olarak dünya çapında emeklilik fon endüstrisinin son yirmi yılda önemli bir gelişme yaşadığını ve emeklilik yatırım fonlarının borsalarda etkili finansal araçlar haline geldiği görülmektedir (Alda, 2017: 96).

Emeklilik yatırım fonlarının işleyişi emeklilik reformlarının bir parçası olarak ülkelere göre farklılık gösterebilmektedir. Kamu ya da özel sektör düzenlemeleri, sistemin gönüllü veya zorunlu katılama dayanmasının yanında katkı payı ödemeleri, işveren katkısı, devlet desteği gibi uygulamalar açısından ülke bazında farklı işleyişlere rastlamak mümkündür.

Emeklilik fonlarının performansını etkileyen birçok makroekonomik faktör vardır. Özellikle enflasyon ve faiz oranı, döviz kurları ve ekonomik büyüme oranları emeklilik fonlarının performansı üzerinde etkili olan bazı makroekonomik faktörlerdir. Enflasyon oranının yüksek olması ülke ekonomisi açısından finansal istikrarın bozulmasına neden olabileceği için bu durum tasarruflar üzerinde de belirsizlik yaratabilmekte ve emeklilik fonlarının fiyatını etkileyebilmektedir. Yüksek faiz oranları ise tasarruflar üzerinde pozitif bir etki yaratabileceği gibi eğer gelir etkisi ikame etkisinden daha güçlü ise tasarruf

* Bu çalışma, Beykent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Yönetimi Anabilim Dalında 2018 yılında hazırlanan “Emeklilik Fonları ile Makro-ekonomik Faktörlerin Karşılıklı Etkileşiminin Türkiye ve Seçilmiş Ülkelerle Analizi” adlı doktora tez çalışmasından türetilmiştir.

oranlarını negatif yönde etkileyebilmektedir. Emeklilik yatırım fonları finansal bir yatırım aracı olduğu için yatırımcının tasarrufunu faiz getirisi yüksek varlıklarda değerlendirmek istemesi durumunda fonların performansı olumsuz yönde etkilenebilmektedir. Döviz kurunda meydana gelen bir artış ise yerli para biriminin değerini azaltırken yatırımcının tasarrufunu döviz cinsinden varlıklarda değerlendirmek istemesi nedeniyle başta sermaye piyasaları olmak üzere emeklilik fonlarına olan talebin de azalmasına neden olabilmektedir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde kişi başına gelir düzeyindeki büyüme hızının tasarruflar üzerinde pozitif bir etkisi vardır. Kişi başı gelirde meydana gelen bir artış birçok finansal araca talebin artmasına etki edebileceği gibi emeklilik fonları üzerinde de pozitif bir etki yaratabilmektedir.

Bu çalışmanın amacı, gelişmiş ve gelişmekte olan emeklilik fon pazarına sahip ülkelerin borsa endeksi, döviz sepeti, enflasyon ve faiz oranı verilerinin emeklilik yatırım fonlarının performansına olan etkilerini en küçük kareler yöntemi ve VAR analizi yardımıyla araştırmaktır. Ocak 2005-Mart 2019 dönemine ait aylık verilerin esas alındığı çalışma, başta Türkiye olmak üzere Hindistan, Japonya ve Kanada ülkelerini kapsamaktadır. Çalışmada ilk olarak, analiz edilen ülkelerde emeklilik yatırım fonlarına ait bilgilere yer verilmiştir. Çalışmanın ikinci bölümünde ise dünyada ve Türkiye’de emeklilik yatırım fonlarının sermaye piyasaları ve ulusal tasarruflar üzerindeki etkilerini inceleyen literatürdeki çalışmalar incelenmiş; üçüncü bölümde ekonometrik yöntem tanımlanmış, dördüncü bölümde veri seti, beşinci bölümde ise analizden elde edilen bulgular ile sonuçlara yer verilmiştir.

1. Emeklilik Yatırım Fonlarının Tanımı ve Kapsamı

Emeklilik fonları uzun dönemli yatırım araçları olarak bireylere emeklilik dönemlerinde ek bir gelir sağlamanın yanı sıra ülkelerin tasarruf oranlarına katkıda bulunması, sermaye piyasalarında meydana gelen finansal yenilikler açısından da önemli bir kaynak olarak görülmektedir (Algüner 2005, 11).

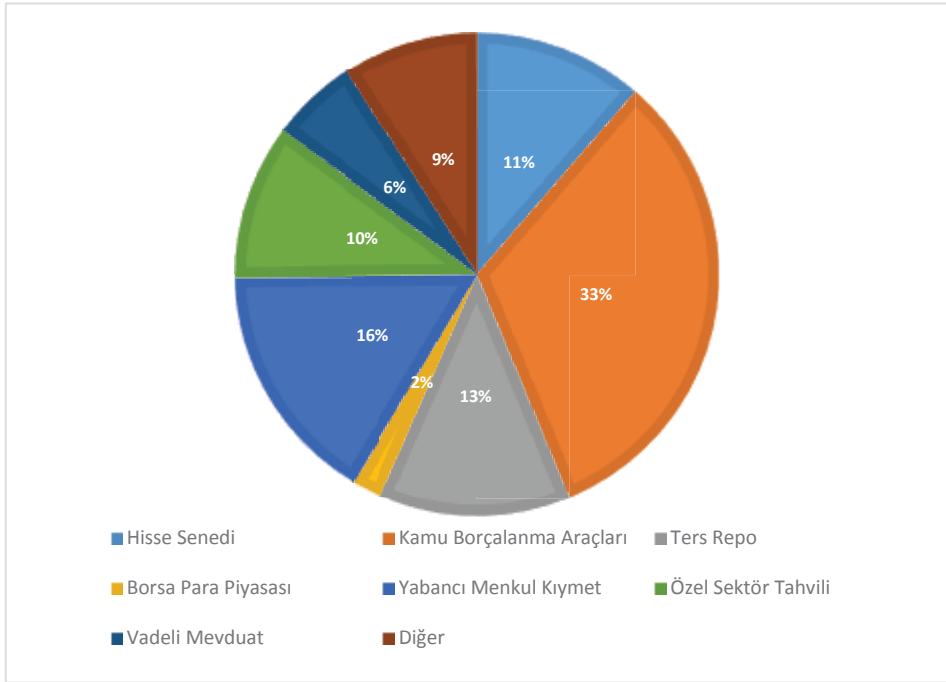
Emeklilik sistemlerinin karşılaştırılması genellikle tanımlanmış fayda ve tanımlanmış katkı sistemleri arasındaki ayrıma dayalı olarak yapılmaktadır. Tanımlanmış katkı sistemleri genellikle çalışan, işveren veya her ikisi tarafından yapılan katkıların yatırıma yönlendirilmesi ile oluşan tam fonlama sistemi olarak tanımlanabilir. Tanımlanmış fayda sistemi ise emeklilik maaşlarının önceden belirlendiği, fona yatırılan katkı payları ile emeklilik gelirleri arasındaki ilişkinin aktüeryal hesap yoluyla izlendiği bir dağıtım sistemi olarak açıklanabilir (Lindbeck ve Persson 2003, 75). Birçok ülkede DC (Defined Contribution) planları mevcut olmasına rağmen Kanada, İsviçre ve

Amerika gibi büyük emeklilik fonlarının DB (Defined Benefit) planlarındaki payı oldukça önemlidir.

Türkiye’de kamu sosyal güvenlik sisteminin tamamlayıcısı olarak 7.11.2001 tarihinde 4632 sayılı “Bireysel Emeklilik Tasarruf ve Yatırım Sistemi Kanunu” düzenlenmiş ve bireysel emeklilik sistemi isteğe bağlı katılıma ve belirlenmiş katkı esasına göre oluşturulmuştur. Genç bir nüfusa sahip olan Türkiye’de bireysel emeklilik sistemi demografik faktörlerden çok bozulan aktüeryal denge ve tasarrufların yetersiz olması gibi finansman problemlerine bağlı olarak ortaya çıkmıştır. Bu bağlamda bireysel emeklilik sistemi ile birlikte ulusal tasarrufların artırılması ve ülkenin ekonomik büyümesine katkıda bulunulması hedeflenmektedir. (Korkmaz 2007, 220). Türkiye’de 2015 yılı sonlarına doğru bireysel emeklilik sistemi ile ilgili yeni düzenlemeler getirilmiştir. Sistemle ilgili başlatılan en önemli gelişmelerden biri de devlet katkısı uygulamasından sonra 1 Ocak 2017’de başlatılan çalışanların yeni işe başladıklarında sisteme otomatik olarak kaydedilmesini sağlayan otomatik katılım sistemidir. Otomatik katılım uygulaması Amerika, İngiltere, Avustralya, Yeni Zelanda, Şili gibi birçok ülkede uygulanmakta olup emeklilik fonlarının ekonomi içerisindeki rolü oldukça önemlidir. Özellikle Şili’de zorunlu olarak uygulanan bireysel emeklilik sistemi ile birlikte emeklilik fonlarının ekonomi içerisindeki büyüklüğü %66 oranına ulaşmıştır (Akgrıy, Peksevim ve Şener 2016, 1).

Bireysel emeklilik yatırım fonu, emeklilik şirketleri tarafından kurulan ve portföy yönetim şirketleri tarafından yönetilen bir yatırım fonu olarak tanımlanabilir. Emeklilik yatırım fonlarının türleri içerdikleri yatırım araçlarına göre belirlenir. Grafik 1’de görüldüğü gibi Nisan 2019 tarihi itibarıyla 99.750.832 milyon TL tutarında toplam 409 adet emeklilik yatırım fonu bulunmaktadır. Bu fonların portföy dağılımlarını incelediğimizde %33 oranıyla düşük risk grubunda yer alan kamu borçlanma araçlarının payının ağırlıklı olduğu görülmektedir. Bunu %16 oranıyla yabancı menkul kıymet, %13 oranıyla ters repo ve %11 oranıyla hisse senedi takip etmektedir.

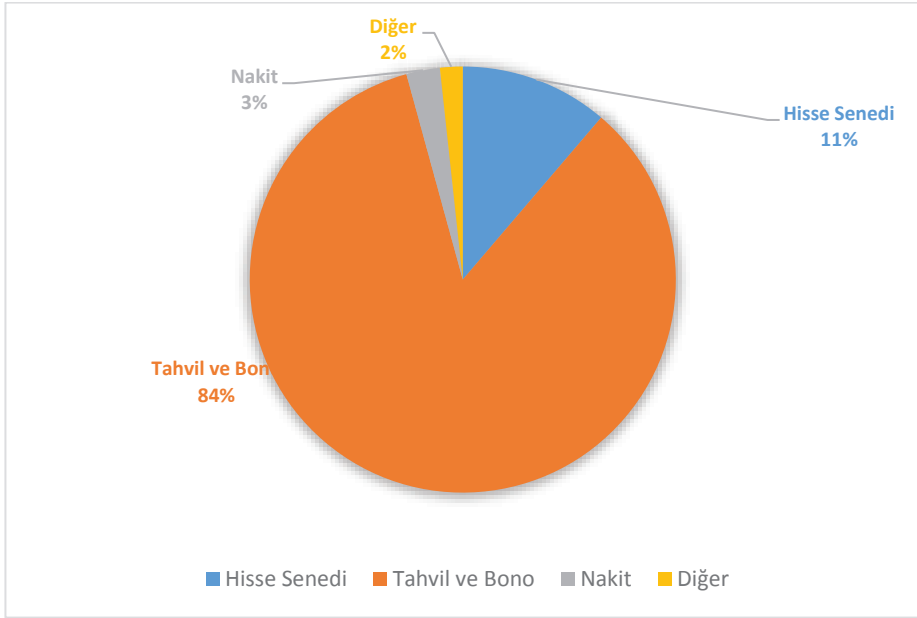
Grafik 1: Emeklilik Yatırım Fonlarının Portföy Bilgisi (%)



Kaynak: Sermaye Piyasası Kurulu (SPK), Aylık İstatistik Bülteni, Nisan, 2019

Hindistan’da çok çeşitli emeklilik planlarının bulunduğu karmaşık bir emeklilik sistemi mevcuttur. 20’den fazla çalışana sahip resmi özel sektör kurumlarında çalışanlar için katılımın zorunlu olduğu EPFO (Employees’ Provident Fund Organization) ve devlet memurlarını kapsayan ve katılımın zorunlu olduğu Sivil Hizmet Emeklilik Planı bulunmaktadır. (Bali 2014, 4). Özel sektör çalışanları için zorunlu olan emeklilik planı EPFO tanımlı fayda ve tanımlı katkı planları olmak üzere iki plandan oluşmaktadır. Hindistan’da bireysel emeklilik sistemi katılımın gönüllü olduğu DC emeklilik planlarından oluşmaktadır. Bu planlara katılımı artırmak için devlet birtakım vergi teşvikleri sağlamaktadır. Hindistan’da gönüllü tasarrufları artırmak için kişisel emeklilik planlarının yanı sıra işveren desteğiyle oluşturulan emeklilik planları ve kamu yardım fonları da bulunmaktadır (Gupta 2003, 13).

Hindistan’da 2016 yılı itibarıyla tanımlı katkı kapsamındaki emeklilik fonlarının portföy dağılımını incelediğimizde %84’nün tahvil ve %11’nin ise hisse senedi yatırımlarından oluştuğu görülmektedir (Grafik 2).

Grafik 2: Emeklilik Fonlarının Portföy Payı (DC-2016)

Kaynak: OECD, “Pension Markets In Focus”, Newsletter, October, 2018

*OECD 2018 raporu Hindistan için 2016 yılına ait verileri paylaşmıştır.

Türkiye’de emeklilik varlıklarının toplam yatırımının son on yıllık dönemde yaklaşık yedi kat artarak 2017 yılında 21.073 (milyon USD) olarak gerçekleştiği görülmektedir. Ancak emeklilik varlıklarının toplam yatırım içindeki payının hızlı artışına rağmen GSYİH’deki payı oldukça düşük kalmıştır. 2007 yılında emeklilik varlıklarının GSYİH’ya oranı 0.5 iken 2017 yılında bu oran 2.6’dır. Özel emeklilik varlıklarının reel getirisinin ise 2012 yılından itibaren kademeli olarak azaldığı görülmektedir. Son yıllarda emeklilik varlıklarının getirisi pozitif bir seyir izlese de reel getiri oranının düşük kalmıştır. Hindistan’ın emeklilik fon varlıklarına ait veriler OECD raporunda bazı yıllarda yer almadığı için paylaşamamıştır. Hindistan’da emeklilik fon varlıklarına ait toplam yatırımlar 2016 yılında 23.472 (milyon USD) olarak gerçekleşmiştir. Hindistan’ın emeklilik fon varlıklarının GSYİH’deki oranını incelediğimizde Türkiye ile benzer bir tablo karşımıza çıkmaktadır. 2012 yılında emeklilik fon varlıklarının payı 0.3 iken 2016 yılında bu oran 1 olarak gerçekleşmiştir. Emeklilik varlıklarının reel net getirisinin ise Türkiye’de olduğu gibi düşük bir seyir izlediği görülmektedir.

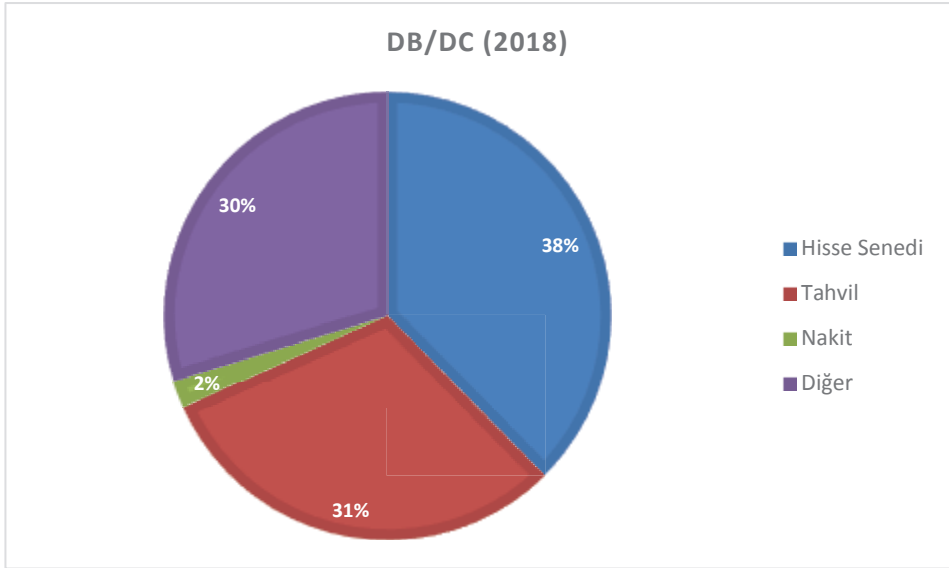
Tablo 1: Türkiye ve Hindistan Özel Emeklilik Varlıklarına Ait Veriler

Türkiye	2007	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Toplam Yatırımlar(Milyon USD)	3,895	11,005	11,877	15,694	15,886	16,547	21,073
EV'nın GSYİH'ya Oranı	0.5	1.2	1.4	1.8	2	2.2	2.6
EV'nın Getirisinin Nominal Net Yatırım Oranı(%)	22.7	16.4	-0.8	14.2	2.2	10.8	15.1
EV'nın Getirisinin Reel Net Yatırım Oranı (%)	13.2	9.6	-7.6	5.6	-6.1	2.1	2.9
Hindistan							
Toplam Yatırımlar(Milyon USD)	--	5,450	6,819	11,465	16,253	23,472	--
EV'nın GSYİH'ya Oranı	--	0.3	0.4	0.6	0.8	1	--
EV'nın Getirisinin Nominal Net Yatırım Oranı(%)	--	11.2	2.8	17.7	6.4		--
EV'nın Getirisinin Reel Net Yatırım Oranı (%)	--	0	-6.7	12.7	0.7	--	--

*EV: Emeklilik Varlıkları (Özel emeklilik fonları ve planları)

Kaynak: OECD, “Pension Markets In Focus”, Newsletter, 2018 çalışmasına ait veri setinden oluşturulmuştur.

Kanada'nın emeklilik gelir sistemi hem kaynakları açısından (özel ve kamu) hem de fonlama düzeyleri açısından (kısmi ya da tam fonlama) tasarrufları artırmak amacıyla çeşitlendirilmiş bir yaklaşıma dayanmaktadır (Menard 2010, 66). Kanada, gerek kamu emeklilik fon varlıkları gerekse özel emeklilik fon varlıklarının büyüklüğü bakımından OECD ülkeleri içerisinde önemli bir emeklilik pazarına sahip ülkeler arasında yer almaktadır (Weaver 2004, 53). Emeklilik fon sektörü Kanada finansal sisteminin toplam varlıklarının yaklaşık olarak yüzde 15'ini oluşturmaktadır. Kanada emeklilik fonlarının 2018 yılı itibariyle portföydeki payını incelediğimizde hisse senedi (%38), tahvil (%31), nakit (%2) ve %30'nun diğer yatırım araçlarında yer aldığı görülmektedir (Grafik 3).

Grafik 3: Kanada Emeklilik Fonlarının Portföydeki Payı

Kaynak: Global Pension Assets Study, 2019, s.14

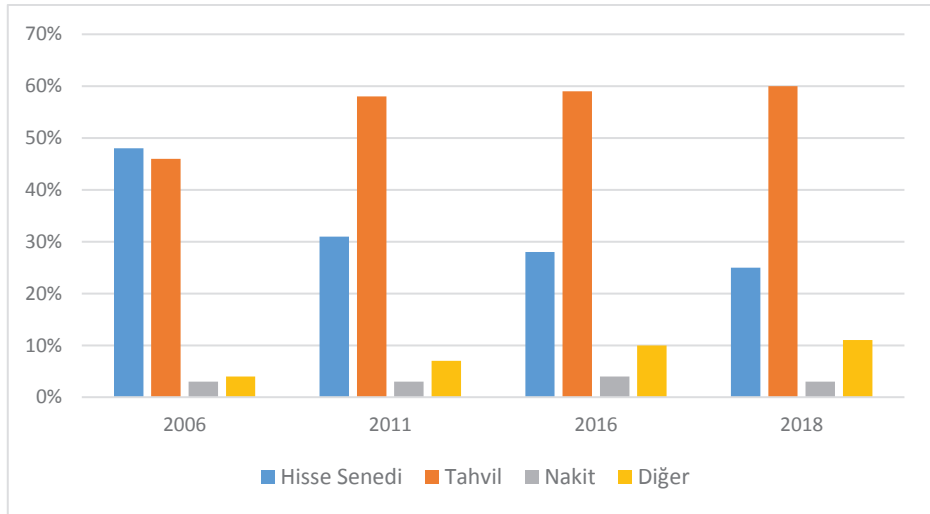
Japonya’da 1985 yılında yapılan reform ile temel ulusal emeklilik, zorunlu mesleki emeklilik ve özel emeklilik sistemi olmak üzere üç basamaklı modern bir sosyal güvenlik ve emeklilik sistemi oluşturuldu. İlk basamağında dağıtım sistemine göre finanse edilen Ulusal Temel Emeklilik Planı (Kokumin Nenkin ya da Kysosei Nenkin) yer almaktadır. Japonya emeklilik sisteminin ikinci basamağını ise mesleki emeklilik planları oluşturur. Kamu ve özel sektör çalışanları için temel emeklilik ve mesleki emeklilik planlarına katılım zorunludur. Mesleki emeklilik fonlarından elde edilen sermaye yalnızca emeklilik ödemelerinde kullanılmamaktadır Karayolları, demiryolları, havayolları, köprüler ve diğer kamu projelerine de yatırım yapılmaktadır (Beland ve Shinkawa 2007, 358; Bitinas 2012, 274).

Japonya emeklilik sisteminin üçüncü basamağı, tanımlı katkı esasına dayalı emeklilik planlarından oluşmaktadır. Japonya’da tanımlı katkı emeklilik planları işveren tarafından yürütülen planlar ve bireysel emeklilik planları olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. İşveren sponsorluğundaki emeklilik planlarında işveren, çalışan adına katkı payı ödemesi yapabilmektedir. Kişisel emeklilik planlarına yapılan katkılar vergiden düşülebilir ve kazanılan birikim üzerinden herhangi bir vergi alınmaz. Emekli maaşı düzeyi, ödenen katkı payı tutarına ve yatırımın getirisine bağlıdır (Chia, Kitamura ve Tsui 2005, 10; Bitinas 2012, 276).

En büyük emeklilik piyasaları içinde toplam emeklilik varlıklarına sahip ülkeler arasında ABD (%61.7), İngiltere (%7.9) ve Japonya (%7.7) yer almaktadır. Bu ülkeleri sırasıyla Kanada, Hollanda, Avustralya, İsviçre takip etmektedir. Emeklilik fonları Kanada’da ve Japonya’da %95, Hollanda’da %94, İngiltere’de ise %82 oranında tanımlı fayda (DB) esasına dayalı işlem gören fonlardır.

Japonya’da emeklilik fonlarının portföy dağılımını incelediğimizde tutucu bir yatırım stratejisine sahip olduğu görülmektedir. 2006 yılında %48 olan hisse senedi yatırımlarının 2016 yılında %28’e, 2018 yılında ise %25’e düştüğü görülmektedir. Aynı dönem içerisinde tahvil yatırımlarının ise %14 oranında artarak 2018 yılı itibarıyla %60’a yükselmiştir. Nakit ve diğer yatırımların payında ise son 12 yıllık dönemde önemli bir değişiklik kaydedilmemiştir (Grafik 4).

Grafik 4: Emeklilik Fonlarının Portföy Payı (DB/DC)



Kaynak: Global Pension Assets Study, 2017 ve 2019 çalışmasına ait veri setinden oluşturulmuştur.

Japonya’da emeklilik piyasasının göreceli ağırlığında son 10 yılda %8.2’lik bir düşüş yaşansa da ABD ve İngiltere’den sonra en büyük emeklilik piyasasına sahip ülkeler arasında yer almaktadır. Tablo 2’de görüldüğü gibi emeklilik varlıklarının GSYİH’ya oranı 2008 yılında %66 iken 2018 yılında %61 olarak gerçekleşmiştir. Japonya’da DB emeklilik planlarının payının ağırlıklı olduğu görülmektedir. 2018 yılında DC planlarının payı sadece %5 iken DB planlarının ağırlığı ise %95’dir. Kanada’da ise son on yılda emeklilik

piyasaasının göreceli ağırlığında herhangi bir değışiklik kaydedilmediğı görölmektedir. Emeklilik varlıklarının GSYİH'ya oranı ise 2008 yılında %55 iken %39 oranında artarak 2018 yılında %94 olarak gerçekleşmiştir. Japonya ve Kanada'da 2018 yılı itibariyle emeklilik fonlarının toplam varlıkları ise sırasıyla 3.081 ve 1.630 (milyar USD)'dır. Kanada da DB emeklilik planlarının payının ağırlıklı olduğı görölmektedir.

Tablo 2: Japonya ve Kanada Emeklilik Varlıkları ve DB/DC Ayrımı

JAPONYA	2008	2018
Toplam Varlıklar (Milyar USD)	3,318	3,081
Pazarın Göreceli Ağırlığı	15.90%	7.70%
Emeklilik Varlıklarının GSYİH'ya Oranı*	66%	61%
DB/DC Dağılımı		
DB	99%	95%
DC	1%	5%
KANADA		
Toplam Varlıklar (Milyar USD)	847	1,630
Pazarın Göreceli Ağırlığı	4.10%	4.10%
Emeklilik Varlıklarının GSYİH'ya Oranı*	55%	94%
DB/DC Dağılımı		
DB	97%	95%
DC	3%	5%

Kaynak: Global Pension Assets Study 2019 çalışmasına ait verilerden oluşturulmuştur.

*Yerel Para birimi cinsinden.

2. Literatür Araştırması

Literatürde emeklilik yatırım fonları ile sermaye piyasaları arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalardan dikkat çekenler ve önemli görölenler açıklanmıştır.

Catalan, Impavido ve Musalem (2000), 21 OECD ülkesi ve 5 gelişmekte olan ülke için emeklilik fonları, hayat sigortaları ve hayat dışı branştaki sigortaların hisse senedi piyasasının gelişimine olan etkisini Granger yöntemi ile analiz etmişlerdir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, gelişmiş kurumsal yatırımcı (emeklilik fonları ve hayat sigortaları) sektörüne sahip olan ülkelerin piyasa kapitalizasyonu ve işlem hacmi açısından hisse senedi piyasasının gelişimini desteklediğı yönünde olmuştur. Impavido ve Musalem (2000), 21

OECD ülkesi ve 5 gelişmekte olan ülkeye ilişkin hayat sigortaları, bireysel emeklilik ve hayat dışı branştaki sigorta şirketlerinin gelişiminin sermaye piyasası üzerindeki etkisini panel regresyon yönteminden yararlanarak analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonuçları, incelenen sektörlerdeki gelişim ile hisse senedi piyasasının gelişimi arasında pozitif yönde bir korelasyon olduğunu göstermektedir.

Walker ve Lefort (2002), Şili, Peru ve Arjantin başta olmak üzere 33 gelişmekte olan ülkenin emeklilik reformu ile sermaye piyasası arasındaki ilişkiyi Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) yöntemi ile araştırmışlardır. Araştırmacılar Şili, Peru ve Arjantin'in emeklilik reformu açısından en uzun tecrübeye sahip olan ülkeler olması bakımından analizi öncelikle bu ülkeler üzerinden gerçekleştirmişleridir. Çalışmadan elde edilen sonuca göre, emeklilik reformlarının sermaye piyasalarının gelişimi üzerinde olumlu yönde etkisinin olduğu yönündedir. Impavido, Musalem ve Tressel (2003), aralarında Türkiye'nin de bulunduğu 28 ülkede emeklilik fonları ve hayat sigortası şirketlerinin pay senedi ve tahvil piyasalarının derinliği ve likiditesi üzerindeki etkisini Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) ile araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçları emeklilik fonları ve hayat sigortası şirketlerinin finansal varlıklarındaki artışın hisse senedi ve tahvil piyasasının derinliğini ve likiditesini artırdığını göstermiştir. Ayrıca sermaye piyasası üzerindeki etkisinin zorunlu emeklilik sisteminin olduğu ülkelerde daha güçlü olduğu yönünde olmuştur.

Aras ve Müslümov (2005), 1982-2000 yılları arasında aralarında Türkiye'nin de bulunduğu 23 OECD üyesi ülkesinde kurumsal yatırımcılar ile sermaye piyasası gelişimi arasındaki ilişkiyi nedensellik testlerini kullanarak araştırmışlardır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, kurumsal yatırımcılar ile hisse senedi piyasası gelişimi arasında pozitif yönde anlamlı bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Bu sonuçlara göre kurumsal yatırımcılar hisse senedi piyasasının gelişimi için gerekli ortamı yaratırlar ve hisse senedi piyasalarının gelişmesi de kurumsal yatırımcıların gelişimine katkı sağlamaktadır. Hryckiewicz (2009), 1995-2006 yılları arasında gelişmekte olan 8 Orta ve Doğu Avrupa ülkesinin kurumsal varlıklarının gelişmesi ve kurumsal davranışların sermaye piyasası üzerindeki ilişkiyi incelemek için GMM yönteminden yararlanmıştır. Sonuçlar, emeklilik reformunun Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinde kurumsal gelişme ve sermaye piyasalarının büyümesine olumlu katkı yaptığı yönünde olmuştur.

Meng ve Pfau (2010), 32 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkenin emeklilik fonlarının sermaye piyasası gelişimi üzerindeki etkisini En Küçük Kare Kukla Değişkenleri yöntemini kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonuçları, emeklilik fonu finansal varlıklarının sermaye piyasası derinliği ve likiditesi ile özel tahvil piyasası derinliği üzerinde olumlu etkileri olduğu yönündedir. Ancak

araştırmacılar ülkeleri finansal gelişme düzeylerine göre iki gruba ayırdıklarında emeklilik fon varlıklarının sermaye piyasası üzerindeki olumlu etkisinin yalnızca yüksek finansal gelişme gösteren ülkeler için önemli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Niggemann ve Rocholl (2010), 1976-2007 yılları arasında 30 OECD ülkesi olmak üzere toplam 72 ülkenin emeklilik sistemleri ile sermaye piyasaları gelişimi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Sonuçlar, emeklilik fonlarının sermaye piyasasının gelişimi için önemli katkı sağladığını ve emeklilik fonlarının ülkelere finansal alanda yenilikler getirmesi ve kurumsal yatırımcıların gelişmesini de sağlayarak sermaye piyasalarının büyümesinde de önemli etkileri olduğunu göstermektedir. Kim (2010), emeklilik fonlarının piyasa değeri üzerindeki etkisini 1991-2003 yılları arasında 21 OECD ülkesi için araştırmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, emeklilik fonlarının uzun vadede piyasa değeri üzerinde olumlu etkisi olduğunu ancak kısa vadede böyle bir etkiye rastlanmadığı yönünde olmuştur.

Enache vd. (2015), 10 Orta ve Doğu Avrupa ülkesinin emeklilik reformu ve sermaye piyasası gelişimi arasındaki ilişkiyi 2001-2010 dönemleri için Hata Düzeltme Modeli yardımıyla araştırmışlardır. Sonuçlara göre, emeklilik fonlarının varlıklarının piyasa değeri üzerinde uzun dönemde olumlu etkisinin bulunmasının yanı sıra kısa dönemli etkinin de pozitif yönde olduğunu göstermektedir. Alda (2017), 1999-2014 yılları arasında 13 Avrupa ülkesinin emeklilik fon varlıklarının sermaye piyasası üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada sadece hisse senetlerine yatırım yapan emeklilik fon varlıkları analiz edilmiştir. Buna göre emeklilik fon varlıklarının sermaye piyasası gelişimi üzerinde pozitif etkisi olduğu yönünde olmuştur.

Yüksek enflasyon, belirsizliği artırarak makroekonomik istikrarın bozulmasına neden olabilmekte ve ihtiyati tasarrufları artırabilmektedir. Gelecekte beklenen yüksek enflasyon, piyasalarda güven ortamının ve finansal istikrarın bozulmasına neden olduğu için tasarruflar üzerinde de belirsiz bir etki yaratabilmektedir (Grigoli ve diğerleri 2014, 9). Literatürde yapılan birçok çalışmada belirsizlik göstergesi olarak enflasyon oranı kullanılmaktadır. Analiz edilen çalışmalar incelendiğinde bağımsız değişkenler arasında kullanılan enflasyon oranının özel tasarruflar üzerinde olumlu ve anlamlı bir etki yarattığına dair bir sonuca ulaşılamadığı görülmektedir (Loayza, Hebbel ve Serven 2000, 402). Bazı çalışmalar ise enflasyon oranının özel tasarruflar üzerinde olumlu bir etki yarattığını göstermektedir. Özel tasarrufun belirleyicilerinden biri de faiz oranıdır. Yüksek bir faiz oranı, gelecekteki fiyatlara göre tüketimin mevcut fiyatını artırmaktadır (ikâme etkisi). Bu durum tasarruf oranını artırıcı bir teşvik ortamının oluşmasını sağlayabilmektedir. Ancak eğer hanehalkı net borç veren ise, faiz oranındaki artış yaşam boyu geliri artırmakta ve böylece tüketim artarken tasarruf oranı azalmaktadır (gelir etkisi). Bu bağlamda daha yüksek bir faiz oranı eğer ikame etkisi gelir etkisinden daha

güçlü ise tasarruf üzerinde olumlu bir etki yaratacaktır (Athukorala ve Sen 2004, 494). Daha önce yapılan birçok çalışmada faiz oranı ile özel tasarruflar arasında net bir ilişki bulunamamıştır. Bazı çalışmalar faiz oranı ile özel tasarruflar arasında pozitif bir ilişki olduğunu gösterirken bazı çalışmalarda ise negatif yönlü bir ilişki olduğunu bulmuşlardır. Bu çalışmalardan bazıları aşağıdaki gibi özetlenmiştir:

Celasun ve Tansel (1993), 1972-1988 döneminde Türkiye’deki tasarruf ve yatırım davranışlarını 2 Aşamalı OLS yöntemini kullanarak araştırmışlardır. Çalışmada enflasyon ve faiz oranları olmak üzere birçok açıklayıcı değişken kullanılmıştır. Çalışmanın sonucu, enflasyonun özel tasarrufları artırdığı yönünde olmuştur. Ayrıca faiz oranları ve özel tasarruflar arasında güçlü bir ilişki bulunmuştur. Loayza, Hebbel ve Serven (2000), 1966-1995 yılları arasında OECD ve gelişmekte olan bazı ülkelerin enflasyon ve reel faiz oranları, kamu tasarrufları gibi değişkenlerin özel tasarruflar üzerindeki etkilerini ekonometrik yöntem kullanarak araştırmışlardır. Araştırmadan elde edilen bulgulara göre enflasyon oranındaki artışın özel tasarruflar üzerinde olumlu bir etkisi olduğu, reel faiz oranında meydana gelen bir artışın ise özel tasarruflar üzerinde negatif bir etki yarattığı yönündedir. Özcan ve diğerleri (2003), 1968-1994 yılları arasında Türkiye’nin faiz oranı, enflasyon oranı, büyüme hızı, gelir düzeyi gibi birtakım değişkenlerinin özel tasarruflar üzerindeki etkisini OLS (Ordinary Least Squares) yöntemini kullanarak araştırmışlardır. Çalışmanın sonucuna göre enflasyonun özel tasarruflar üzerinde olumlu bir etki yarattığı reel faiz oranı ile özel tasarruflar arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunamadığı yönünde olmuştur. Athukorala ve Sen (2004), 1954-1998 yılları arasında Hindistan’ın faiz ve enflasyon oranı, büyüme hızı, nüfus artış hızı, para arzı gibi özel tasarruflar üzerinde belirleyici olan faktörlerin etkisini GMM yöntemini kullanarak araştırmışlardır. Bulguları enflasyon ve faiz oranının özel tasarruflar üzerinde olumlu bir etki yarattığı yönündedir. Hondroyannis (2006), 1961-1998 yılları arasında Avrupa ülkelerinin faiz ve enflasyon oranları, kamu tasarrufları, demografik faktörleri ile özel tasarruflar arasındaki ilişkiyi Panel Veri yöntemini kullanarak araştırmıştır. Çalışmanın sonucuna göre enflasyon ve faiz oranı ile özel tasarruflar arasında olumlu bir ilişki bulunmuştur. Horioka ve Wan (2007), 1995-2004 yılları arasında Çin’de özel tasarrufları etkileyen faiz oranı, nüfus gibi bazı değişkenleri Dinamik Panel yöntemini kullanarak araştırmışlardır. Sonuç, faiz oranlarının özel tasarruflar üzerinde pozitif bir etki yarattığı yönündedir.

3. Ekonometrik Yöntem

Durağanlık testi için en fazla kullanılan yöntem Dickey ve Fuller’in geliştirdiği Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testidir. Çalışmada

yer verilen değişkenlerin durağanlık analizi ADF birim kök testi yardımı ile araştırılmıştır. Bu analizde aşağıdaki regresyon denklemi kullanılmaktadır. ADF testi aşağıdaki regresyon denklemine sabit terim ve trend ile sabit terim eklenerek hesaplanmasından oluşmaktadır (Gujarati ve Porter, 2014: 757).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklemden “m” ile gösterilen gecikme uzunluğu Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterleri kullanılarak belirlenmektedir. Bu çalışmada gecikme uzunluğu belirlenirken Schwarz bilgi kriterinin kullanılması tercih edilmiştir. Değişkenlere uygulanan ADF testine göre istatistik sonucunun olasılık değeri 0.05’den küçük olmalıdır. Test sonucunda H_0 : Birim kök içerir, H_1 : Birim kök içermez hipotezleri kurulur. Eğer H_0 hipotezi kabul edilirse değişkenlerin durağan olmadığı sonucuna ulaşılır ve durağanlık sağlanıncaya kadar değişkenlerin doğal logaritmasının ve/veya farkının alınması gerekir.

Bağımlı değişkeni etkileyen iki ve daha fazla bağımsız değişken arasındaki neden-sonuç ilişkilerinin açıklandığı model çoklu regresyon modelidir. Bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişki doğrusal kabul ediliyorsa çoklu doğrusal regresyon modeli doğrusal kabul edilmiyorsa doğrusal olmayan çoklu regresyon modellerinden söz edilebilir. İki den fazla bağımsız değişkenin yer aldığı doğrusal regresyon modeli şöyle gösterilebilir (Güriş vd., 2017: 152):

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Burada X ’ler bağımsız değişkenleri, Y bağımlı değişkeni, ε_i hata terimini gösterir. β ’lar ise parametrelerdir. Her bir β ilgili X değişkenindeki bir birimlik artış veya azalışın bağımlı değişken Y ’yi ne kadar etkileyeceğini gösterir.

Çoklu doğrusal regresyon modelindeki katsayılar en küçük kareler yöntemi kullanılarak tahmin edilebilir. En küçük kareler yöntemi verili bir örneklem için bize olanak içindeki en küçük $\sum \hat{u}_i^2$ toplamını veren biricik $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ değerlerini seçer (Gujarati ve Porter, 2014: 57). Regresyon modeli şöyle gösterilebilir:

$$Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{i2} + \hat{\beta}_3 X_{i3} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Çoklu doğrusal regresyon analizinde ancak birtakım varsayımlar sağlandıktan sonra model en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilmektedir. Hata terimleri arasında ardışık bağımlılık sorununun olmaması gerekmektedir. Çalışmada kullanılan değişkenler arasında otokorelasyon sorunu olup olmadığı Durbin- Watson testi ile belirlenmiştir. Durbin Watson test değeri 0-4 arasında

bir değer alır ve değerın 2'ye eşit olması durumunda değişkenler arasında otokorelasyon olmadığı anlaşılır. Regresyon analizinde hata teriminin varyansının zamana göre farklılık göstermesi durumunda oluşan probleme, değişen varyans (heteroskedasticity) problemi denilmektedir. Çalışmada değişen varyans problemini saptamak için White ve Breusch-Pagan-Godfrey testinden yararlanılmıştır (Gujarati ve Porter, 2014: 434).

Regresyon analizinde oluşturulan modelde çoklu doğrusal bağlantı probleminin olmaması gerekmektedir. Bu problemi saptamak için Varyans Arttırıcı Faktör (Variance Inflation Factor –VIF) tekniğinden yararlanılmıştır. Bu tekniğe göre Merkezli VIF değerlerinin 1 ila 5 arasında değer alması modelde çoklu doğrusal bağlantı probleminin olmadığını göstermektedir (Bükey ve Çetin, 2017: 113). Regresyon analizinin varsayımlarından biri de normallik varsayımdır. Bu test için Jarque-Bera istatistiği kullanılmıştır. Eğer hesaplanan ki*kare istatistiğinin olasılık değeri 0.05'den küçükse, kalıntıların normal dağıldığını ileri süren H_0 hipotezi reddedilir (Gujarati ve Porter, 2014: 816).

VAR modeli C. Sims tarafından 1980 yılında geliştirilmiştir. VAR modeli değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkileri açıklamaya yarayan ekonometrik bir modeldir (Sims 1980: 1-49). VAR modelleri her denklemin sağ tarafında tüm içsel değişkenlerin gecikmiş değerlerinin yer aldığı sistemlerdir. Her bir değişken diğer değişkenlerin geleceğe yönelik tahminlerine yardım ettiği için VAR modeli geleceğe yönelik analiz yaparken en çok kullanılan yöntemlerden birisidir (Güriş vd. 2017, 58).

X ve Z gibi iki değişkenden oluşan basit bir VAR modeli şöyle gösterilebilir (Çakmak, Aksu ve Başar 2002, 35-36):

$$x_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11,i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12,i} Z_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$z_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21,i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22,i} Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

VAR modeli iki değişken arasındaki karşılıklı etkileşimin incelenmesine fırsat verirken ayrıca değişkenlerden birinde meydana gelen bir standart sapmalı şokun diğer değişken ve/veya değişkenler üzerindeki etkilerini, etki-tepki fonksiyonları ile incelenebilmesine de fırsat vermektedir. Varyans ayırıştırması ise modeldeki her bir değişkenin öngörü hata varyansının diğer değişkenlerin şoklarına ve kendi şoklarına bağlı olarak açıklandığını gösterir.

VAR modeli tahmin edilirken uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi çok önemlidir. VAR modelinin derecesinin belirlenmesi için kullanılan testler; Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion: AIC), Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criterion: SIC), Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (Hannan-Quinn Information Criterion: HQ), Son Öngörü Hatası (Final Prediction Error: FPR) ve Olabilirlik Oranı Sınamasıdır (Likelihood Ratio Test). Ayrıca uygun gecikme uzunluğu belirlenen modelde otokorelasyon sorununun olmaması gerekir. Otokorelasyon probleminin olup olmadığının sınanması için analize dahil edilen tüm ülkeler için Breusch ve Godfrey tarafından geliştirilen Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier –LM) testi kullanılmıştır (Gujarati ve Porter 2014, 438).

AR kökler tablosuyla modelin durağan bir yapı gösterip göstermediği test edilebilmektedir. Eğer tüm modüller birim çemberin içinde yer alıyorsa hesaplanan VAR modelinin durağan ve istikrarlı bir yapıya sahip olduğu söylenebilmektedir (Hendry ve Juselius 2000, 10). Bu çalışmada analize dâhil olan tüm ülkeler için VAR modeli, ADF test sonuçlarına göre durağanlığı sağlanan seriler kullanılarak analiz edilmiştir.

4. Veri Seti

Türkiye için emeklilik fonlarının aylık ortalama getiri oranlarından yararlanılmıştır. Söz konusu fonların aylık getirileri sektörde faaliyet gösteren sekiz emeklilik şirketinden alınmış hisse senedi emeklilik yatırım fonudur. Fonların aylık ortalama getiri verileri tek fona dönüştürülmüştür. Söz konusu firmalar; Allianz Hayat, Allianz Yaşam, Anadolu Hayat, BNP Paribas Cardif, Garanti Emeklilik, Fiba Emeklilik, NN Hayat ve Vakıf Emeklilik'dir. Emeklilik yatırım fonlarını açıklamak amacıyla yer verilen değişkenler ise, BIST100 endeksi, 1 yıllık tahvil faizinin aylık faiz oranı, tüketici fiyat endeksi (%), Euro/Dolar (1 Dolar/TL-1 Euro/TL) döviz sepet kurudur. Çalışmada kullanılan veri seti, Emeklilik Gözetim Merkezi, Sermaye Piyasası Kurulu, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası web sitelerinden derlenmiştir.

Çalışmada analiz edilen ülkeler için emeklilik yatırım fonlarını açıklamak amacıyla yer verilen değişkenlere ait veri seti Investing.com – Stock Market Quotes&Financial News ve Inflation.eu web sitelerinden derlenmiştir. Hindistan, Japonya ve Kanada için emeklilik fon fiyatlarına ait aylık verilere Thomson Reuters veri tabanından ulaşılmıştır.

- Hindistan: UTI-Retirement Benefit Pension Fund. BSE Sensex endeksi, 1 yıllık tahvil faizinin aylık oranı, tüketici fiyat endeksi (%), Euro/Dolar (USD/INR ve EUR/INR) döviz sepet kuru.

- Japonya: AM-One Diam Balance Fund (DC Pension), AM-One Diam Balance Fund (DC Pension), AM-One Diam Balanca Fund (DC Pension). Üç fon tek fona dönüştürülmüştür. Nikkei 225 endeksi, 1 yıllık tahvil faizinin aylık oranı, tüketici fiyat endeksi (%), Euro/Dolar (USD/JPY ve EUR/JPY) döviz sepet kuru.
- Kanada: Manulife PH&N Balanced Pension Trust Fund. S&P/TSX endeksi, 1 yıllık tahvil faizinin aylık oranı, tüketici fiyat endeksi (%), Euro/Dolar (USD/CAD ve EUR/CAD) döviz sepet kuru.

5. Ampirik Bulgular ve Değerlendirmeler

5.1.Türkiye

Emeklilik yatırım fonları, borsa endeksi, döviz sepeti, faiz ve enflasyon oranına ait serilerin incelenmesi için Eviews 7 programında Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi yapılmıştır. Tablo 5.1’de görüldüğü üzere birim kök test sonuçlarına göre ortalama değerleri alınan değişkenlere ait orijinal zaman serilerinde birim kök vardır. Enflasyon değişkeni durağan çıkmıştır. Analizden anlamlı sonuçlar elde etmek için serilerin sürekli getirileri hesaplanmış verileri kullanılmıştır. Böylece serilerin birim kökten arındırılmış ve durağan olacağı ve daha anlamlı analiz sonuçları elde edileceği düşünülmüştür. Sürekli getiri, gözlem değerinin bir önceki gözlem değerine bölünerek doğal logaritmasının alınması ile elde edilmektedir (Benninga, 2000: 18-21). Doğal logaritmaları alınan değişkenlere ait seriler durağan çıkmıştır.

Tablo 5.1: ADF Test Sonuçları

Seviye					Doğal Logaritma			
	Sabit		Sabit ve Trendli		Sabit		Sabit ve Trendli	
Değişken	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri
EYF	-0.495.060	0.8879	-3.034.083	0.1262	-3.935.646	0.0023	-3.936.197	0.0127
Borsa	-1.746.841	0.4059	-3.173.084	0.0935	-5.687.711	0.0000	-5.722.467	0.0001
Döviz	-3.470.179	1.0000	-4.014.635	1.0000	-7.233.584	0.0000	-7.772.669	0.0000
Faiz	-1.626.787	0.4666	-1.146.084	0.9171	-4.437.016	0.0004	-4.592.159	0.0015
Enflasyon	-5.507103	0.0000	- 5.743321	0.0000				

Tablo 5.2’den görüldüğü gibi modelin tümünün anlamlılığı için olasılık değeri $0 < 0,05$ olduğu için H_0 hipotezi reddedilecektir ve istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde model tümüyle anlamlıdır. Durbin- Watson test değeri

(1.746094), 0-4 arasında olduğu için değişkenler arasında otokorelasyon olmadığı anlaşılmaktadır. Düzeltilmiş R-kare 0.685101 (%68), bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama oranının dikkate değer olduğunu göstermektedir. White testi sonuçlarına göre modelde değişen varyans problemi bulunmamaktadır. Jargue – Bera İstatistiği 4.441464 olasılık değeri 0.108530>0.05 olduğu için artıklar normal dağılıma sahiptir. Merkezli VIF değerlerine göre modelin bağımsız değişkenleri arasında çoklu doğrusal bağlantı problemi yoktur.

Tahmin edilen parametrelerin istatistiksel olarak anlamlılıkları t- testi ile test edildiğinde; borsa değişkeninin olasılık değeri %5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Borsa değişkenindeki bir birimlik artış ise EYF fiyatlarını 0.656331 birim artırmaktadır. Döviz, faiz ve enflasyon oranının olasılık değeri ise istatistiki açıdan anlamlı çıkmamıştır.

Tablo 5.2: Regresyon Analizi Sonuçları

Bağımlı Değişken: EYF Metot: En Küçük Kareler Örneklem: 2005-01 2019-03 Dahil Edilen Gözlemler: 171				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-Stat.	Olasılık
BORSA	0.656331	0.045479	14.43164	0.0000
DÖVİZ	-0.057072	0.076337	-0.747634	0.4557
ENFLASYON	0.000368	0.002939	0.125167	0.9005
FAİZ	-0.049905	0.035489	-1.406211	0.1615
C	0.455661	0.105322	4.326357	0.0000
R-kare	0.692510	Düzeltilmiş R-kare		0.685101
F-istatistiği	93.46376	Olasılık (F-istatistiği)		0.000000
Durbin-Watson istatistiği	1.746094	Varyans Testi: White F-istatistiği 0.832516 Olasılık 0.6331		
Jarque-Bera Olasılık	4.441464 0.108530			

Değişkenler arası karşılıklı ilişkiler Granger nedensellik testi temel alınarak uygun gecikme sayısının AIC, FPE ve LR ile beş olduğu tespit edilmiştir. Buna ilişkin F testi sonuçları Ek 1’de sunulmuştur. Buna göre, EYF ve diğer değişkenler arasında çift ya da tek yönlü bir ilişki söz konusudur. Bu bağlamda Türkiye için yapılan nedensellik analizi sonuçlarına göre EYF ve borsa değişkeni arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Ayrıca döviz, enflasyon ve faiz değişkenlerinden EYF değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Seriler arasındaki dinamik ilişkileri belirleyebilmek için VAR modeli kapsamında etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri gerçekleştirilmiştir. Tablo 5.3 ‘de yer alan bulgular incelendiğinde EYF’nin öngörü hata varyansının en büyük kısmı değişkeninin kendisi ve borsa endeksi tarafından açıklandığı ifade edilebilir. Buna göre son dönemde EYF’nini öngörü hata varyansının açıklanmasında başta borsa endeksi olmak üzere faiz oranı ve döviz kuru sırasıyla %30, %14 ve %3’lük bir paya sahip oldukları görülmektedir. Enflasyon değişkeninin EYF’nin öngörü hata varyansı içindeki payının düşük olduğu söylenebilir. Borsa endeksi için yapılan varyans ayrıştırma sonuçları incelendiğinde ise orta ve uzun dönemde borsa endeksinin öngörü hata varyansının en büyük kısmının EYF değişkeni tarafından açıklandığı görülmektedir. Bu bulgular bize hisse senedi EYF fiyatları ile borsa endeksi arasında güçlü bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Ayrıca döviz kurunda ve faiz oranında meydana gelen değişimler sermaye piyasalarını etkilediği için bu durum emeklilik fon fiyatlarının performansına da etki edebilmektedir.

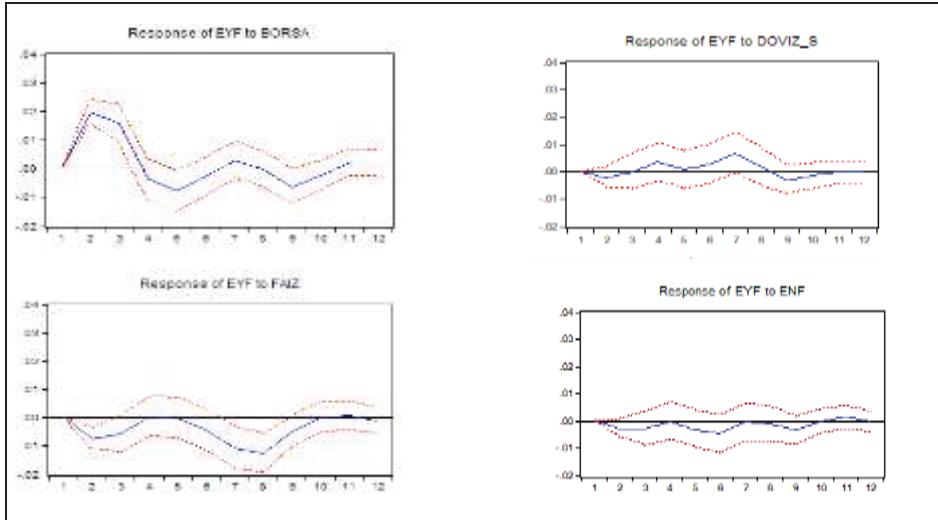
Tablo 5.3: Varyans Ayrıştırma Sonuçları

EYF’nin Varyans Ayrıştırması						
Dönem	S.E.	EYF	BORSA	DOVIZ_S	ENF	FAİZ
1	0.020708	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.039606	70.05462	25.50099	0.176189	0.455252	3.812953
3	0.043857	61.70416	32.72794	0.152273	0.839668	4.575953
4	0.044443	60.97066	33.16389	0.523211	0.818832	4.523402
5	0.045893	59.87241	34.12137	0.509145	1.253394	4.243683
6	0.046558	58.65627	33.38915	0.855949	2.244144	4.854487
7	0.048073	55.01787	31.51218	2.629412	2.112225	8.728321
8	0.049596	51.72966	29.66459	2.683515	2.049310	13.87292
9	0.050414	50.06473	30.17764	2.940912	2.479484	14.33724
10	0.050664	49.98826	30.12821	3.219241	2.456057	14.20822
11	0.050767	49.96747	30.12628	3.223009	2.532357	14.15088
12	0.050854	49.84872	30.23794	3.212760	2.530443	14.17013
BORSA’nın Varyans Ayrıştırması						
Dönem	S.E.	EYF	BORSA	DOVIZ_S	ENF	FAİZ
1	0.038240	64.15507	35.84493	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.050676	57.69462	38.61977	0.063821	0.818861	2.802926
3	0.051123	58.03914	37.94831	0.064206	0.921641	3.026707
4	0.052134	57.63964	38.15207	0.068174	0.886738	3.253382
5	0.053000	56.49076	37.89248	0.122581	2.346280	3.147898
6	0.054121	54.18613	36.34035	1.624811	2.734802	5.113907
7	0.056293	50.08516	33.67033	2.509639	2.550090	11.18478
8	0.057631	47.94232	33.14063	2.415666	2.786138	13.71525

9	0.058077	47.27848	33.54451	2.715511	2.892127	13.56937
10	0.058375	47.40321	33.22567	2.854881	3.040634	13.47561
11	0.058434	47.30755	33.34919	2.850867	3.041604	13.45078
12	0.058553	47.19841	33.39559	2.841664	3.098642	13.46569

Yapılan analizler neticesinde elde edilen etki-tepki fonksiyonları, borsa endeksi, döviz kuru, faiz ve enflasyon oranı değişkenlerinden birine uygulanan bir birimlik şok karşısında EYF değişkeninin zaman içinde gösterdiği tepkisi analiz edilmiştir. Bu analizde ve diğer ülkeler için yapılan analizlerde etki-tepki fonksiyonları için gerekli olan güven aralıkları Monte Carlo simülasyonları kullanılarak elde edilmiştir (± 2 standart hata için). Şekil 1’den görüldüğü gibi borsa endeksinde bir standart hata şok karşısında EYF değişkeni ilk dört döneme kadar pozitif tepki göstermektedir. Beşinci dönemde -0.008’lik bir düşüş göstermekle birlikte yedinci dönemde tekrar pozitif değerler almaktadır. Dokuzuncu dönemde -0.006’lık bir düşüş gösterdikten sonra bu dönemden itibaren pozitif değerler almakta ve denge değerine doğru yaklaşmaktadır. Döviz değişkeninde meydana gelecek olan bir şoka EYF değişkeninin gösterdiği tepki ise ikinci döneme kadar negatiftir. Bu dönemden itibaren dokuzuncu dönemde negatif bir eğilim gösterse de pozitif değerler aldığı ve sıfır denge değerine doğru yaklaştığı ifade edilebilir. Faiz ve enflasyon değişkenlerinde bir standart hata şok karşısında EYF değişkeninin tepkisinin ise orta ve uzun vadede negatif olduğu görülmektedir.

Şekil 1: Bir Standart Sapmalı Şoklara EYF’nin Tepkisi



5.2. Hindistan

Tablo 5.4’de görüldüğü üzere birim kök test sonuçlarına göre ortalama değerleri alınan değişkenlere ait orijinal zaman serilerinde birim kök vardır. Enflasyon değişkenine ait orijinal zaman serisi durağan çıkmıştır. Buna göre enflasyon değişkeni seviye değerlerinde, eyf, borsa endeksi, döviz sepeti ve faiz oranına ait değişkenler 1. fark değerlerinde durağan çıkmıştır.

Tablo 5.4: ADF Test Sonuçları

Seviye					Birinci Fark			
	Sabit		Sabit ve Trendli		Sabit		Sabit ve Trendli	
Değişken	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri
EYF	-0.329854	0.9792	-2.084989	0.5499	-3.666984	0.0055	-3.761531	0.0211
Borsa	-0.403351	0.9046	-2.824090	0.1908	-6.157435	0.0000	-6.150543	0.0000
Döviz	-1.363348	0.5991	-2.511434	0.3223	-3.737676	0.0044	-3.684644	0.0261
Faiz	-2.580453	0.0991	-2.870364	0.1749	-5.343390	0.0000	-5.364701	0.0001
Enflasyon	-4.997506	0.0000	-5.168999	0.0002				

Regresyon modelin tümünün anlamlılığı için olasılık değeri $0 < 0,05$ olduğu için istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde model tümüyle anlamlıdır. Durbin- Watson test değeri (1.51), değişkenler arasında otokorelasyon olmadığını göstermektedir. Düzeltilmiş R-kare 0.47 (%46), bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama oranının dikkate değer olduğunu göstermektedir. White testi sonuçlarına göre modelde değişen varyans problemi bulunmamaktadır. Jargue – Bera İstatistiği olasılık değeri $0.5 > 0.05$ olduğu için H_0 kabul edilir ve istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde artıklar normal dağılıma sahiptir. Merkezi VIF değerlerine göre modelin bağımsız değişkenleri arasında çoklu doğrusal bağlantı problemi yoktur.

Tahmin edilen parametrelerin istatistiksel olarak anlamlılıkları t- testi ile test edildiğinde; borsa değişkeninin olasılık değeri %5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Döviz, faiz ve enflasyon değişkenlerinin olasılık değeri ise istatistiki açıdan anlamlı çıkmamıştır. Bu sonuçlara göre borsa değişkenindeki bir birimlik artış EYF fiyatlarını 0.000213 birim artırmaktadır (Tablo 5.5).

Tablo 5.5: Regresyon Analizi Sonuçları

Bağımlı Değişken: EYF Metot: En Küçük Kareler Örnekleme: 2005-01 2019-03 Dahil Edilen Gözlemler: 171				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-Stat.	Olasılık
BORSA	0.000213	1.96E-05	1.084689	0.0000
DÖVİZ	-0.007206	0.016042	-0.449235	0.6538
FAİZ	-0.068517	0.048422	-1.414998	0.1589
ENFLASYON	-0.004342	0.022309	-0.194622	0.8459
C	0.078396	0.018528	4.231116	0.0000
R-kare	0.479129	Düzeltilmiş R-kare		0.466578
F-istatistiği	38.17428	Olasılık (F-istatistiği)		0.000000
Durbin-Watson istatistiği	1.506023	Varyans Testi: White F-istatistiği 0.798848 Olasılık 0.6694		
Jarque-Bera Olasılık	1.200569 0.548655			

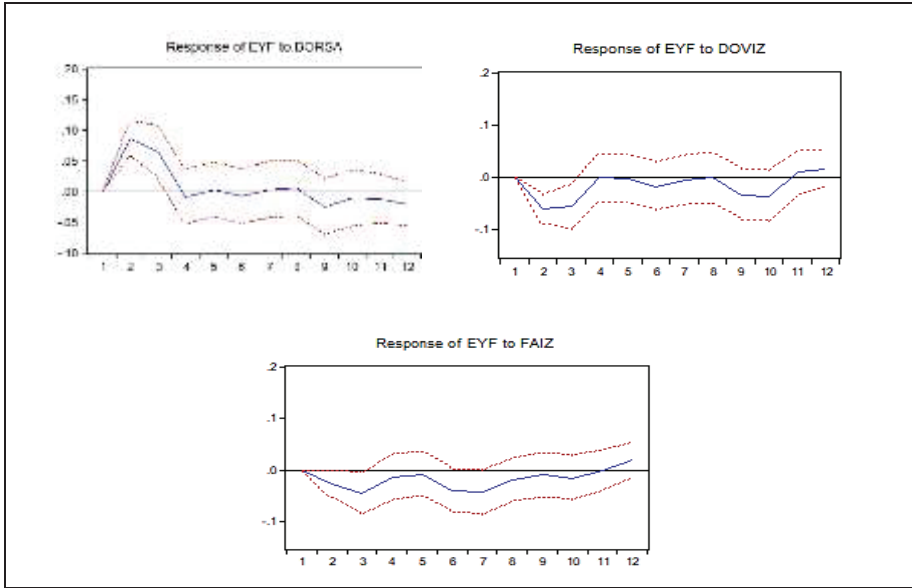
Değişkenler arası karşılıklı ilişkiler uygun gecikme sayısının AIC ve LR ile sekiz olduğu tespit edilen modelde Granger nedensellik testine ilişkin sonuçlar Ek 1’de sunulmuştur. Hindistan için yapılan nedensellik analizi sonuçlarına göre borsa ve döviz değişkenlerinden EYF değişkenini doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Ayrıca EYF’den faiz ve enflasyon değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Tablo 5.6 EYF ve borsa endeksi değişimlerinin dönemler itibariyle varyans ayrışım sonuçlarını göstermektedir. Buna göre EYF’deki değişimleri incelediğimizde birinci dönemde EYF’nin varyansının %100’nün değişkenin kendisi tarafından açıklandığı görülmektedir. Dönemler ilerledikçe EYF’deki değişimleri açıklama oranlarının düştüğü görülmektedir. On ikinci dönemde EYF değişkeninin varyansının %16’sı borsa endeksi, %12.2’si döviz değişkeni, %9.4 faiz, %4.9’u ise enflasyon değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Bu sonuçlar bize literatürde Catalan, Impavido ve Musalem (2000), Meng ve Pfau (2010), Alda (2017) gibi emeklilik yatırım fonlarının sermaye piyasaları üzerindeki etkisini araştıran birçok çalışma da olduğu gibi emeklilik yatırım fonları ile borsa endeksi arasında güçlü bir ilişkinin olduğunu ve emeklilik fon getirilerinin ülkenin döviz kuru ve faiz oranı gibi önemli makroekonomik faktörlerinden etkilenebildiğini göstermektedir. Borsa değişkeni için varyans ayrışım tablosunu incelediğimizde birinci dönemde borsa değişkeninin varyansının %75.8’i değişkenin kendisi tarafından, %24.1’i ise EYF değişkeni tarafından açıklanmaktadır.

Tablo 5.6: Varyans Ayrıştırma Sonuçları

EYF'nin Varyans Ayrıştırması						
Dönem	S.E.	EYF	BORSA	DOVİZ	ENF	FAİZ
1	0.144163	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.229681	77.26927	13.86119	6.951745	0.571237	1.346564
3	0.250792	65.04873	18.14639	10.69649	1.651775	4.456609
4	0.251975	64.44092	18.10593	10.59778	2.156059	4.699314
5	0.257789	65.90217	17.30816	10.14344	2.059904	4.586331
6	0.261691	64.04469	16.90551	10.26712	2.020043	6.762644
7	0.266329	62.60385	16.32835	9.947782	1.955308	9.164707
8	0.268194	61.89368	16.14294	9.810527	2.609329	9.543531
9	0.274924	59.64015	16.22057	10.82051	4.109524	9.209245
10	0.279929	58.79689	15.80190	12.05832	4.142825	9.200072
11	0.281750	58.07265	15.79645	12.03052	5.015231	9.085148
12	0.283780	57.24501	16.16147	12.20873	4.948119	9.436668
BORSA'nın Varyans Ayrıştırması:						
Dönem	S.E.	EYF	BORSA	DOVİZ	ENF	FAİZ
1	584.1075	24.13803	75.86197	0.000000	0.000000	0.000000
2	755.9567	24.68876	72.32387	2.193222	0.506844	0.287305
3	773.7654	24.79231	69.35916	3.247946	0.977411	1.623172
4	777.5004	24.67702	68.95377	3.433896	1.324120	1.611193
5	786.3346	24.81453	67.90371	3.371000	1.358012	2.552750
6	813.7167	23.75526	63.41884	3.399861	1.384672	8.041366
7	833.9820	24.93239	60.78015	3.237208	1.426449	9.623800
8	845.8443	24.24140	59.13978	3.246992	3.772806	9.599024
9	870.7551	25.69170	56.58749	4.108190	4.551916	9.060701
10	887.0902	25.75396	55.11726	5.571793	4.767513	8.789475
11	890.3119	25.67975	54.76272	5.768737	5.050111	8.738681
12	895.0867	25.59919	54.18978	6.244716	5.014091	8.952226

Borsa endeksi, döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerinden birine uygulanan bir birimlik şok karşısında EYF değişkeninin zaman içinde gösterdiği tepkisi analiz edilmiştir. Şekil 2'den görüldüğü gibi borsa endeksinde bir standart hata şok karşısında EYF değişkeni ilk sekiz döneme kadar pozitif eğilim göstermekle birlikte bu dönemden itibaren negatif bir eğilimde olduğu görülmektedir. Döviz ve faiz değişkeninde meydana gelecek olan bir şoka EYF değişkeninin gösterdiği tepkiler ise uzun vadede negatiftir. Son dönemden itibaren pozitif değerler aldığı ve sıfır denge değerine doğru yaklaştığı görülmektedir.

Şekil 2: Bir Standart Sapmalı Şoklara EYF'nin Tepkisi

5.3. Japonya

Birim kök test sonuçlarına göre değişkenlere ait orijinal zaman serilerinde birim kök vardır. Enflasyon değişkenine ait orijinal zaman serisi durağan çıkmıştır. Birim kök test sonuçlarına göre doğal logaritmaları alınan değişkenlere ait seriler durağan çıkmıştır (Tablo 5.7).

Tablo 5.7: ADF Test Sonuçları

Seviye					Doğal Logaritma			
	Sabit		Sabit vTrendli		Sabit		Sabit ve Trendli	
Değişken	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri
EYF	-0.375051	0.9094	-1.348263	0.8722	-12.74321	0.0000	-12.71965	0.0000
Borsa	-0.776666	0.8227	-1.321588	0.8792	-11.33952	0.0000	-11.31611	0.0000
Döviz	-1.553775	0.5040	-1.549490	0.8085	-12.26875	0.0000	-12.23314	0.0000
Faiz	-0.939052	0.7738	-2.692881	0.2410	-12.70141	0.0000	-12.73886	0.0000
Enflasyon	-10.32253	0.0000	-10.33462	0.0000				

Modelin tümünün anlamlılığı için, olasılık değeri $0 < 0,05$ olduğu için model tümüyle anlamlıdır. Durbin- Watson test değeri (2.782741), 0-4 arasında olduğu için değişkenler arasında otokorelasyon olmadığı anlaşılmaktadır. Düzeltilmiş R-kare 0.392798 (%39), bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama oranının dikkate değer olduğunu göstermektedir. Breusch-Pagan-Godfrey testi sonuçlarına göre modelde değişen varyans problemi bulunmamaktadır. Jargue – Bera İstatistiği olasılık değeri $0.010346 < 0.05$ olduğu için istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde artıklar normal dağılıma sahip değildir. Merkezi VIF değerlerine göre modelin bağımsız değişkenleri arasında çoklu doğrusal bağlantı problemi yoktur. Tahmin edilen parametrelerin istatistiksel olarak anlamlılıkları t- testi ile test edildiğinde; borsa değişkeninin olasılık değeri $0.0000 < 0.05$, %5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bu sonuçlara göre borsa değişkenindeki bir birimlik artış emeklilik yatırım fonlarının fiyatlarını 0.294103 birim artırmaktadır. EYF bağımlı değişken olduğunda model normal dağılım varsayımını karşılamadığı için borsa değişkeninin bağımlı değişken olduğu ikinci bir EKK analizi yapılmıştır. Buna göre modelde tüm varsayımlar gerçekleşmiştir. Düzeltilmiş R-kare 0.594552 (%59), bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama oranının dikkate değer olduğunu göstermektedir. EYF ve döviz değişkenlerinin olasılık değerleri %5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bu sonuçlara göre EYF değişkeninde meydana gelen bir birimlik artış borsa endeksini 0.846362 birim artırmaktadır (Tablo 5.8).

Tablo 5.8: Regresyon Analizi Sonuçları

Bağımlı Değişken: EYF Metot: En Küçük Kareler Örneklem: 2005-01/2019-03 Dahil Edilen Gözlemler: 171					
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-Stat.	Olasılık	
BORSA	0.294103	0.039652	7.417160	0.0000	
DÖVİZ	0.024903	0.076241	0.326637	0.7444	
FAİZ	-0.001248	0.002086	-0.598219	0.5505	
ENFLASYON	0.005979	0.005140	1.163156	0.2464	
C	0.684032	0.056946	1.201190	0.0000	
R-kare		0.407086	Düzeltilmiş R-kare		0.392798
F-istatistiği		2.849323	Olasılık (F-istatistiği)		0.000000
Durbin-Watson istatistiği		2.782741	Varyans Testi: Breusch-Pagan-Godfrey F-istatistiği 1.698336 Olasılık 0.1527		
Jarque-Bera Olasılık		9.142342 0.010346			

Bağımlı Değişken: BORSA Metot: En Küçük Kareler Örneklem: 2005-01/2019-03 Dahil Edilen Gözlemler: 171				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-Stat.	Olasılık
EYF	0.846362	0.114109	7.417160	0.0000
DÖVİZ	0.970787	0.105171	9.230580	0.0000
FAİZ	0.001271	0.003542	0.358821	0.7202
ENFLASYON	-0.010369	0.008718	-1.189347	0.2360
C	-0.816215	0.115890	-7.043016	0.0000
R-kare	0.604091	Düzeltilmiş R-kare		0.594552
F-istatistiği	63.32220	Olasılık (F-istatistiği)		0.000000
Durbin-Watson istatistiği	2.265587	Varyans Testi: Breusch-Pagan-Godfrey F-istatistiği 1.497602 Olasılık 0.2052		
Jarque-Bera Olasılık	3.369977 0.185447			

Değişkenler arası karşılıklı ilişkiler uygun gecikme sayısının AIC ve FPE ile iki olduğu tespit edilen modelde Granger nedensellik testine ilişkin sonuçlar Ek 1’de sunulmuştur. Japonya için yapılan nedensellik analizi sonuçlarına göre borsa ve döviz değişkenlerinden EYF değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Tablo 5.9 EYF ve borsa endeksi değişimlerinin dönemler itibariyle varyans ayrışım sonuçlarını göstermektedir. Buna göre EYF’nin varyansının en büyük kısmının değişkeninin kendisi ve borsa endeksi tarafından açıklandığı görülmektedir. Son dönemde EYF değişkeninin varyansının %59.7’si EYF değişkeni tarafından %35.9’u ise borsa endeksi tarafından açıklanmaktadır. Enflasyon oranı çok düşük bir paya sahip iken faiz ve döviz değişkenleri son dönemde yaklaşık %4 oranında EYF değişkeninin varyansını açıklamaktadır. Borsa değişkeni için yapılan varyans ayrışım analizinde de benzer bir tablo karşımıza çıkmaktadır. Borsa değişkeni birinci dönemde kendi varyansının %50.5’ini açıklarken %49.5’i ise EYF değişkeni tarafından açıklanmaktadır.

Tabo 5.9: Varyans Ayrışım Sonuçları

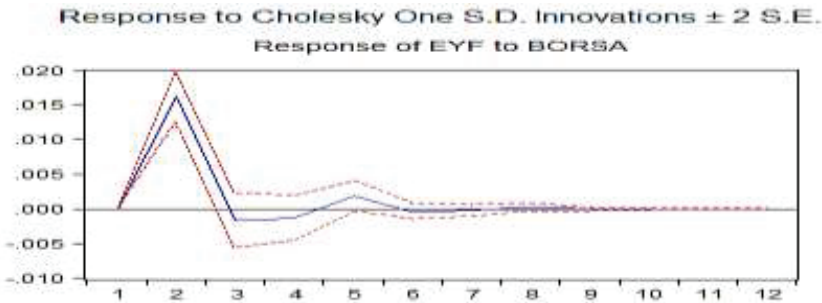
EYF’nin Varyans Ayrıştırması						
Periyod	S.E.	EYF	BORSA	DOVİZ_S	ENF	FAİZ
1	0.020811	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.026478	62.33095	37.27739	0.386589	0.003809	0.001263
3	0.027153	60.88308	35.81971	1.791643	0.133507	1.372057
4	0.027265	60.38635	35.77022	1.815762	0.142978	1.884686
5	0.027400	59.79346	35.92405	1.988137	0.185791	2.108563
6	0.027408	59.77744	35.92677	1.995126	0.187296	2.113371

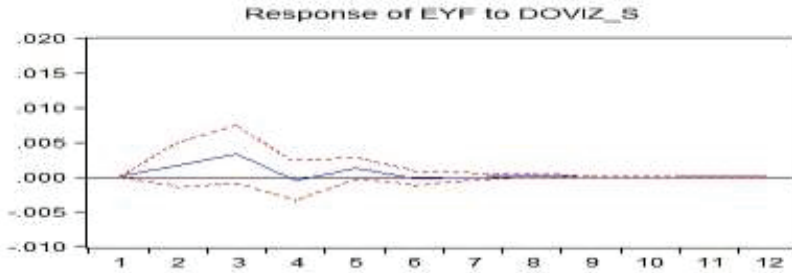
7	0.027410	59.77388	35.92840	1.994910	0.187280	2.115537
8	0.027412	59.76828	35.93134	1.997670	0.187386	2.115327
9	0.027412	59.76786	35.93165	1.997694	0.187482	2.115311
10	0.027412	59.76780	35.93170	1.997694	0.187489	2.115322
11	0.027412	59.76774	35.93176	1.997696	0.187490	2.115320
12	0.027412	59.76773	35.93177	1.997695	0.187490	2.115322

BORSA'nın Varyans Ayrıştırması						
Periyod	S.E.	EYF	BORSA	DOVİZ S	ENF	FAİZ
1	0.055394	49.45313	50.54687	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.056184	48.51739	51.05805	0.096517	0.023197	0.304846
3	0.056710	48.29351	50.47278	0.794446	0.101312	0.337958
4	0.056845	48.06519	50.53436	0.878471	0.101373	0.420597
5	0.056885	48.01204	50.48410	0.893855	0.108965	0.501045
6	0.056894	47.99786	50.48357	0.906318	0.108993	0.503256
7	0.056896	47.99381	50.48101	0.909203	0.109361	0.506617
8	0.056897	47.99366	50.48049	0.909677	0.109423	0.506747
9	0.056897	47.99359	50.48053	0.909697	0.109437	0.506749
10	0.056897	47.99355	50.48054	0.909703	0.109451	0.506761
11	0.056897	47.99355	50.48054	0.909703	0.109451	0.506761
12	0.056897	47.99355	50.48054	0.909703	0.109451	0.506761

Borsa endeksi ve döviz değişkenlerinden birine uygulanan bir birimlik şok karşısında EYF değişkeninin zaman içinde gösterdiği tepkisi analiz edilmiştir. Şekil 3'den görüldüğü gibi borsa endeksinde bir standart hata şok karşısında EYF değişkeni önemli derecede pozitif tepki göstermektedir. Üçüncü dönemde -0.0017'lik bir düşüş gösterse de bu dönemden itibaren pozitif değerler almakta ve denge değerine doğru yaklaşmaktadır. Döviz değişkeninde meydana gelecek olan bir şoka EYF değişkeninin gösterdiği tepkilerin ise uzun vadede pozitif olduğu ve sıfır denge değerine doğru yaklaştığı görülmektedir.

Şekil 3: Bir birimlik şok karşısında EYF'nin tepkisi





4.4. Kanada

Birim kök test sonuçları incelendiğinde değişkenlere ait orijinal zaman serilerinde birim kök vardır. Enflasyon değişkeninin orijinal serisi ise durağan çıkmıştır. ADF test sonuçlarına göre doğal logaritmaları alınan değişkenlere ait seriler durağan çıkmıştır.

Tablo 5.10: ADF Test Sonuçları

Seviye					Doğal Logaritma			
	Sabit		Sabit ve Trendli		Sabit		Sabit ve Trendli	
Değişken	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri	Hata Terimi	Önem Değeri
EYF	-1.118552	0.7080	-2.311980	0.4248	-6.172724	0.0000	-6.190462	0.0000
Borsa	-2.161057	0.2215	-3.366361	0.0595	-10.72042	0.0000	-10.70651	0.0000
Döviz	-2.189493	0.2109	-2.590486	0.2853	-14.80056	0.0000	-14.85970	0.0000
Faiz	-1.488005	0.5374	-1.545155	0.8101	-12.15097	0.0000	-12.17384	0.0000
Enflasyon	-10.42599	0.0000	-10.39883	0.0000				

Modelin tümünün anlamlılığı için olasılık değeri $0 < 0,05$ olduğu için istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde model tümüyle anlamlıdır. Durbin-Watson test değeri (1.751591), 0-4 arasında olduğu için değişkenler arasında otokorelasyon olmadığı anlaşılmaktadır. Düzeltilmiş R-kare 0.678763 (%68), bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama oranının dikkate değer olduğunu göstermektedir. Breusch-Pagan-Godfrey testi sonuçlarına göre modelde değişen varyans problemi bulunmamaktadır. Jargue – Bera İstatistiği olasılık değeri $0.000736 < 0.05$ olduğu için istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde artıklar normal dağılıma değildir. Merkezli VIF değerlerine göre modelin bağımsız değişkenleri arasında çoklu doğrusal bağlantı problemi yoktur. Modelde artıklar normal dağılıma sahip değildir. Borsa endeksi bağımlı

değişkeni olduğunda da modeldeki tüm varsayımlar karşılanırken artıkların normal dağılmadığı gözlemlenmiştir. Bu nedenle bağımlı değişken borsa endeksine ilişkin analiz sonuçlarına yer verilmemiştir.

Tahmin edilen parametrelerin istatistiksel olarak anlamlılıkları t- testi ile test edildiğinde; borsa, döviz ve enflasyon değişkenlerinin olasılık değerleri %5 ve %10 düzeylerinde anlamlı çıkmıştır. Sabit katsayı (C) olasılık değeri $0.0000 < 0.05$, %5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Faiz değişkeninin olasılık değeri ise istatistiki açıdan anlamlı çıkmamıştır.

Tablo 5.11: Regresyon Analizi Sonuçları

Bağımlı Değişken: EYF Metot: En Küçük Kareler Örneklem: 2005-01/2019-03 Dahil Edilen Gözlemler: 171					
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-Stat.	Olasılık	
BORSA	0.458459	0.025035	1.831276	0.0000	
DÖVİZ	0.148936	0.041898	3.554695	0.0005	
FAİZ	-0.002749	0.007182	-0.382759	0.7024	
ENFLASYON	-0.004069	0.002217	-1.834921	0.0683	
C	0.397804	0.058406	6.811038	0.0000	
R-kare		0.686321	Düzeltilmiş R-kare		0.678763
F-istatistiği		9.080092	Olasılık (F-istatistiği)		0.000000
Durbin-Watson istatistiği		1.751591	Varyans Testi: Breusch-Pagan-Godfrey F-istatistiği 1.143831 Olasılık 0.3378		
Jarque-Bera Olasılık		14.42944 0.000736			

Değişkenler arası karşılıklı ilişkiler uygun gecikme sayısının AIC, FPE ile bir olduğu tespit edilen modelde Granger nedensellik testine ilişkin sonuçlar Ek 1’de sunulmuştur. Kanada için yapılan nedensellik analizi sonuçlarına göre modeldeki değişkenlerden EYF değişkenine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmazken EYF değişkeninden borsa endeksi, döviz ve faiz değişkenlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Bu bağlamda, EYF’lerinin borsa endeksi, faiz oranı ve döviz sepeti kurunun performansı üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Bunun sebebinin Kanada’da gerek kamu gerekse özel emeklilik fon varlıklarının büyüklüğü bakımından OECD ülkeleri içerisinde önemli bir emeklilik pazarının bulunması olduğu düşünülmektedir. Ayrıca emeklilik yatırım fonları Kanada finans piyasalarının önemli piyasa oyuncuları arasında yer aldığı için bu durum ülkenin makroekonomik faktörleri üzerinde de etkili olabilmektedir.

Tablo 5.12: Varyans Ayrışım Sonuçları**EYF'nin Varyans Ayrıştırması**

Dönem	S.E.	EYF	BORSA	DOVİZ_S	ENF	FAİZ
1	0.017043	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
6	0.018622	95.23160	3.280915	0.661846	0.164840	0.660803
12	0.018622	95.23159	3.280919	0.661849	0.164841	0.660806

BORSA'nın Varyans Ayrıştırması

Dönem	S.E.	EYF	BORSA	DOVİZ_S	ENF	FAİZ
1	0.033888	59.32226	40.67774	0.000000	0.000000	0.000000
6	0.037161	61.13426	36.54263	0.334763	0.153146	1.835199
12	0.037161	61.13427	36.54262	0.334767	0.153147	1.835202

DÖVİZ'in Varyans Ayrıştırması

Dönem	S.E.	EYF	BORSA	DOVİZ_S	ENF	FAİZ
1	0.022528	0.784154	22.39978	76.81606	0.000000	0.000000
6	0.023859	5.324774	23.04704	69.54338	1.609741	0.475072
12	0.023859	5.324781	23.04703	69.54337	1.609742	0.475072

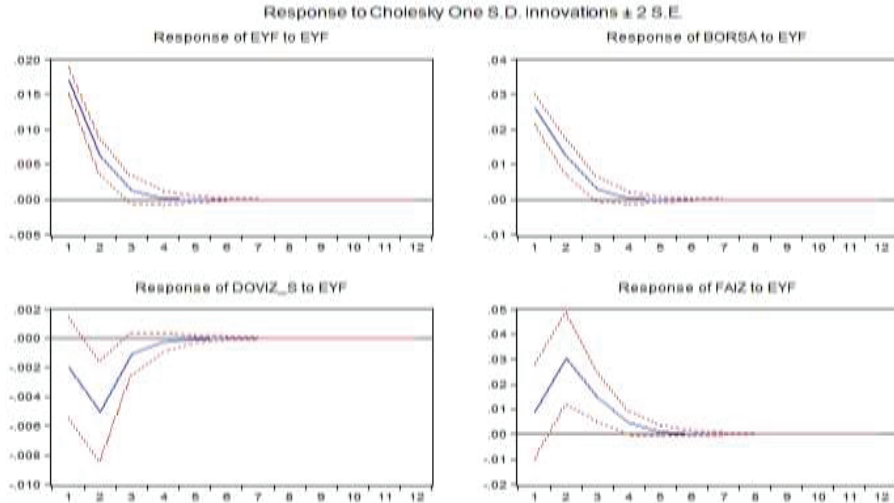
FAİZ'İN Varyans Ayrıştırması

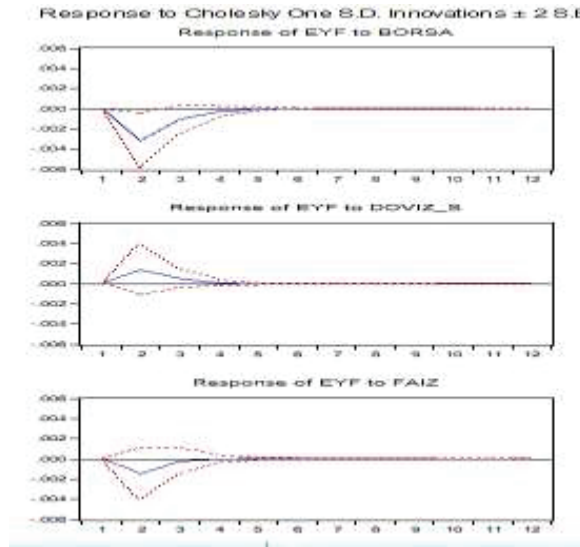
Dönem	S.E.	EYF	BORSA	DOVİZ_S	ENF	FAİZ
1	0.124690	0.505100	7.576592	15.50137	0.109108	76.30783
6	0.130767	7.164059	6.949444	14.34062	2.143306	69.40257
12	0.130767	7.164070	6.949453	14.34062	2.143321	69.40254

Kanada için yapılan nedensellik analizi sonuçlarına göre EYF'den borsa endeksi, döviz sepeti ve faiz oranı değişkenlerine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunduğu için EYF ve bu değişkenlerin dönemler itibariyle varyans ayrışım sonuçları analiz edilmiştir. Analizler sonucunda birinci, altıncı ve on ikinci dönemlere ait sonuçlar paylaşılmıştır. Buna göre EYF değişkeni birinci dönemde varyansının %100'nü açıklamaktadır. Dönemler ilerledikçe bu oranda azalma olsa dahi diğer değişkenlerin payının oldukça düşük olduğu görülmektedir. Borsa değişkeni için varyans ayrışım tablosunu incelediğimizde birinci dönemde borsa değişkeninin varyansının %40,7'si değişkenin kendisi tarafından, %59'u ise EYF değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Bu bulgular bize EYF değişkeninin borsa endeksinin performansı üzerinde ki etkisinin önemli olduğunu göstermektedir. Döviz değişkenindeki değişimleri incelediğimizde orta ve uzun vadede döviz sepetinin öngörü hata varyansının en büyük kısmının değişkenin kendisi ve sırasıyla %23 borsa endeksi, %5 EYF değişkenleri tarafından açıklandığı görülmektedir. Faiz değişkeni için yapılan varyans ayrıştırma sonuçlarına göre faiz değişkeninin varyansının %69'u

değişkenin kendisi tarafından açıklanırken, on ikinci dönemde yaklaşık olarak %33'ü diğer diğer değişkenler tarafından açıklanmaktadır (Tablo 5.12).

Yapılan analizler neticesinde elde edilen etki-tepki fonksiyonları, borsa endeksi, döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerinden birine uygulanan bir birimlik şok karşısında EYF değişkeninin zaman içinde gösterdiği tepki analiz edilmiştir. Ayrıca nedensellik analizi sonuçlarına göre EYF değişkeninden borsa endeksi, döviz sepeti ve faiz oranı değişkenlerine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunduğu için EYF değişkenine uygulanan bir birimlik şok karşısında bu değişkenlerin tepkisi de analiz edilmiştir. Buna göre EYF değişkeninde meydana gelen bir birimlik şok karşısında hem değişkenin kendisi hem de borsa ve faiz değişkenlerinin tepkisinin önemli ölçüde pozitif olduğu görülmektedir. Döviz değişkeninin tepkisi ise ilk dört döneme kadar negatif iken bu dönemden itibaren sıfır denge değerine doğru yaklaşmaktadır. Borsa değişkeninin de meydana gelen bir birimlik şok karşısında ise EYF değişkeninin tepkisi ilk dört döneme kadar negatif iken bu dönemden itibaren ise denge değerine doğru yaklaşmaktadır. Döviz değişkeni şoku karşısında ise EYF değişkeninin önemli ölçüde pozitif tepki verdiği görülmektedir. Faiz değişkeninin de meydana gelecek olan bir birimlik şok karşısında EYF değişkeni ilk üç döneme kadar negatif eğilim göstermekle birlikte bu dönemden itibaren denge değerine doğru yaklaşmaktadır.



Şekil 4: EYF ve diğer değişkenlerin Etki Tepki Analiz

Sonuç

Bu çalışmada, 01/2005-03/2019 dönemi için Türkiye ve seçilmiş ülkelerde emeklilik fonlarının performansını etkileyen bazı makro-ekonomik faktörlerin etkisi analiz edilmiştir. Bu bağlamda, regresyon analizi metodu ile borsa endeksinin, döviz sepetinin, enflasyon ve faiz oranları rakamlarının emeklilik yatırım fonlarına etkisi araştırılmıştır. VAR analizi yardımıyla ise değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler varyans ayrıştırma ve etki-tepki fonksiyonları ile belirlenmeye çalışılmıştır. Gerek ulusal gerekse uluslararası literatürde emeklilik fonlarının tasarruflara ve sermaye piyasalarına etkisini inceleyen birçok çalışmaya rastlamak mümkündür. Çalışmanın literatürde yapılan diğer çalışmalardan farkı, gelişmiş ve gelişmekte olan emeklilik fon piyasasına sahip ülkeleri karşılaştırarak (Kanada ve Japonya ile Türkiye ve Hindistan), emeklilik yatırım fonlarını bir finansal yatırım aracı olarak ele alıp, finansal yatırım araçlarına etki eden makroekonomik faktörleri ülke bazında araştırılmış olmasıdır. Ayrıca döviz kurunun bağımsız değişken olarak modele eklenmesinin literatüre katkı açısından önemli olduğu düşünülmektedir. Kanada’da toplam emeklilik varlıkları 2018 yılında 1,630 (milyar USD) iken emeklilik varlıklarının GSYİH’ya oranı %94’dür. Aynı dönem de Japonya’nın toplam emeklilik varlıkları 3,081 (milyar USD), bu varlıkların GSYİH’ya oranı ise %61 olarak gerçekleşmiştir. Türkiye’de ise emeklilik varlıklarının toplam yatırımı 2017 yılında 21.073 (milyon USD) olarak gerçekleşmiştir. Emeklilik varlıklarının GSYİH’ya oranı ise 2.6’dır. Hindistan’da emeklilik fon

varlıklarına ait toplam yatırımlar 2016 yılında 23.472 (milyon USD)'dir. Hindistan'ın emeklilik fon varlıklarının GSYİH'daki oranı Türkiye ile benzer şekilde oldukça düşük kalmaktadır. 2012 yılında emeklilik fon varlıklarının payı 0.3 iken 2016 yılında bu oran 1 olarak gerçekleşmiştir.

Türkiye için regresyon yöntemi kullanılarak yapılan ilk analizde, borsa endeksinin EYF getirilerini pozitif yönde etkilediği görülmüştür. Varyans ayrıştırma analizi bir değişkende ortaya çıkan gelişmeleri modelde yer alan hangi değişkenin daha çok açıkladığını göstermesi bakımından önem arz etmektedir. Bu bağlamda Türkiye için yapılan varyans ayrıştırma analizi sonuçlarına göre EYF'nin öngörü hata varyansının en büyük kısmı değişkeninin kendisi ve borsa endeksi tarafından açıklandığı ifade edilebilir. Buna göre son dönemde EYF'nin öngörü hata varyansının açıklanmasında başta borsa endeksi olmak üzere faiz oranı ve döviz kuru sırasıyla %30, %14 ve %3'lük bir paya sahip oldukları görülmektedir. Borsa endeksi için yapılan varyans ayrıştırma sonuçları incelendiğinde ise orta ve uzun dönemde borsa endeksinin öngörü hata varyansının en büyük kısmının EYF değişkeni tarafından açıklandığı görülmektedir. Bu bulgular bize hisse senedi EYF fiyatları ile borsa endeksi arasında güçlü bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Etki-tepki analizi ile borsa endeksi, döviz sepeti ve faiz değişkenlerinin hata terimlerinde meydana gelen bir standart hatalık şokuna EYF'nin zaman içinde gösterdiği tepki analiz edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre borsa ve döviz değişkeninde ki bir standart hata şok karşısında EYF değişkeni uzun dönemde sıfır denge değerine doğru yaklaşırken faiz değişkeninde ki bir standart hata şok karşısında EYF değişkeninin tepkisinin ise negatif olduğu görülmektedir.

Hindistan için yapılan regresyon analizi sonuçlarına göre borsa endeksinin EYF fiyatlarını pozitif yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Hindistan için yapılan varyans ayrışım analizinde ise Türkiye ile benzer bir tablo karşımıza çıkmaktadır. Buna göre EYF değişkeninin varyansının %16'sı borsa endeksi, %12.2'si döviz değişkeni, %9.4 faiz, %4.9'u ise enflasyon değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Borsa değişkeninin varyansının %75.8'i değişkenin kendisi tarafından, %24.1'i ise EYF değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Bu sonuçlar bize literatürde Catalan, Impavido ve Musalem (2000), Meng ve Pfau (2010), Alda (2017) gibi emeklilik yatırım fonlarının sermaye piyasaları üzerindeki etkisini araştıran birçok çalışma da olduğu gibi emeklilik yatırım fonları ile borsa endeksi arasında güçlü bir ilişkinin olduğunu ve emeklilik fon getirilerinin ülkenin döviz kuru ve faiz oranı gibi önemli makroekonomik faktörlerinden etkilenebildiğini göstermektedir. Etki-tepki analizine göre borsa endeksinde bir standart hata şok karşısında EYF değişkeni ilk sekiz döneme kadar pozitif eğilim göstermekle birlikte bu dönemden itibaren negatif değerler aldığı görülmektedir. Döviz ve faiz değişkeninde meydana

gelecek olan bir şoka EYF değişkeninin gösterdiği tepkiler ise uzun vadede negatiftir.

Kanada için yapılan nedensellik analizi sonuçlarına göre analiz edilen ülkelerden farklı olarak modeldeki değişkenlerden EYF değişkenine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmazken, EYF değişkeninden borsa endeksi, döviz ve faiz değişkenlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Bunun sebebinin Kanada’da gerek kamu gerekse özel emeklilik fon varlıklarının büyüklüğü bakımından OECD ülkeleri içerisinde önemli bir emeklilik pazarının bulunması olduğu düşünülmektedir. Ayrıca emeklilik yatırım fonları Kanada finans piyasalarının önemli piyasa oyuncuları arasında yer aldığı için bu durum ülkenin makroekonomik faktörleri üzerinde de etkili olabilmektedir. EYF’den borsa endeksi, döviz sepeti ve faiz oranı değişkenlerine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunduğu için EYF ve bu değişkenlerin dönemler itibariyle varyans ayrışım sonuçları analiz edilmiştir. Borsa değişkeni için varyans ayrışım tablosunu incelediğimizde birinci dönemde borsa değişkeninin varyansının %40,7’si değişkenin kendisi tarafından, %59’u ise EYF değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Bu bulgular bize EYF değişkeninin borsa endeksinin performansı üzerinde ki etkisinin önemli olduğunu göstermektedir. Döviz değişkenindeki değişimleri incelediğimizde orta ve uzun vadede döviz sepetinin öngörü hata varyansının en büyük kısmının değişkenin kendisi ve sırasıyla %23 borsa endeksi, %5 EYF değişkenleri tarafından açıklandığı görülmektedir. Faiz değişkeni için yapılan varyans ayrıştırma sonuçlarına göre on ikinci dönemde faiz değişkeninin varyansının %69’u değişkenin kendisi tarafından açıklanırken, %14’ü döviz, %7’si EYF, %6 borsa endeksi ve %2’si enflasyon değişkenleri tarafından açıklanmaktadır.

Japonya ve Kanada en büyük emeklilik piyasaları içinde toplam emeklilik varlıklarına sahip ülkeler arasında yer almaktadır. Bu nedenle Japonya için yapılan analizlerde Kanada ile benzer sonuçlar elde etmeyi bekliyorduk. Japonya için yapılan nedensellik analizi sonuçlarına göre beklentimizden farklı olarak borsa ve döviz değişkenlerinden EYF değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Bunun nedeninin Japonya’da emeklilik fonlarının portföy dağılımında tutucu bir yatırım stratejisine sahip olmasından kaynaklı olabileceği düşünülmektedir. Çünkü Kanada’da emeklilik fonlarının 2018 yılı itibariyle portföydeki payını incelediğimizde hisse senedinin oranı (%38) iken Japonya’da bu oran %25’dir ve tahvil yatırımlarının ağırlığı daha fazladır. Varyans ayrışım analizine göre EYF’nin varyansının en büyük kısmının değişkeninin kendisi ve borsa endeksi tarafından açıklandığı görülmektedir. Son dönemde EYF değişkeninin varyansının %59.7’si EYF değişkeni tarafından %35.9’u ise borsa endeksi tarafından açıklanmaktadır. Enflasyon oranı çok düşük bir paya sahip iken faiz

ve döviz değişkenleri son dönemde yaklaşık %4 oranında EYF değişkeninin varyansını açıklamaktadır. Borsa değişkeni ise birinci dönemde kendi varyansının %50.5'ini açıklarken %49.5'i ise EYF değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Borsa ve döviz değişkenlerinde meydana gelen bir birimlik şok karşısında EYF değişkeninin gösterdiği tepkilerin ise uzun vadede pozitif olduğu ve sıfır denge değerine doğru yaklaştığı görülmektedir.

Araştırma önemli katkılara sahip olsa da sınırlamalar olmadan çalışmayı yürütmek mümkün değildir. Bununla birlikte bu kısıtlar gelecek araştırmalar için araştırmacılara fırsatlar sunmaktadır. İlk olarak çalışmanın dört ülkenin verileri baz alınarak incelenmesi bir kısıttır. Çalışmanın farklı ülkelerde gerçekleştirilmesinin yararlı olacağı düşünülmektedir. İkinci olarak Türkiye’de bireysel emeklilik sistemi içerisinde yer alan emeklilik fonları analize dâhil edildiği için analiz dönemi olarak diğer ülkeler için de 2005 yılının seçilmiş olması diğer bir kısıttır. Üçüncü olarak modelin enflasyon ve faiz oranı, döviz kuru ve borsa endeksi dışında başka değişkenlerle modellenmemiş olması da araştırmacılar için önemli bir fırsat sunan diğer bir kısıt olarak karşımıza çıkmaktadır.

Kaynakça

- Alda, Mercedes (2017), “The Relationship Between Pension Funds and The Stock Market: Does The Aging Population of Europe Affect It?”, *International Review of Financial Analysis*, 49(2017), 83- 97.
- Algüner, Ayhan (2006), “Kurumsal Yatırımcılar Finansal Piyasalara Etkileri ve Türkiye Örneği”, Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu, 1. Baskı, İstanbul.
- Akgıray, Vedat., Peksevim, Seda. ve Şener, Emrah (2016), “Emeklilik Fonları ve Finansal İstikrar: Şili ve Türkiye Örneklerinden Dersler”, *Finans ve Bankacılık Çalışmaları Dergisi*, 5(2), 1-20.
- Aras, Güler ve Müslümov, Alovzat (2005), “Institutional Investors and Stock Market Development: A Causality Study”, *ISE Reviews*, 29, 1-14.
- Athukorola, Prema- C. ve Sen, Kunal (2004), “The Determinants of Private Saving in India”, *World Development*, 32(3), 491-503.
- Bali, Azad Singh (2014). “The Political Economy of Pension Reforms in India”, *Public Administration and Development*, 34(4), 294-304.
- Barışık, Salih ve Kesikoğlu, Ferdi (2006), “Türkiye’de Bütçe Açıklarının Temel Makro-ekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi (1987-2003 VAR, Etki – Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırması)”, *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 61(4), 59-82.
- Benninga, Simon (2000), *Financial modeling*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England, Second Edition.
- Beland, Daniel ve Shinkawa, Toshimitsu (2007), “Public and Private Policy Change: Pension Reform in Four Countries”, *The Policy Studies Journal*, 35(3), 349-371.

- Bitinas, Audriud (2012), "Pension System In Japan: Issues For Reform", *Jurisprudencija*,. 19(1), 269-292.
- Bükey, Abdullah Miraç ve Çetin, Başak Işıl (2017), "Türkiye'de Gelir Dağılımına Etki Eden Faktörlerin En Küçük Kareler Yöntemi İle Analizi", *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 3(1), 103-117.
- Catalan, Mario Impavido, Gregorio, Musalem, Alberto R. (2000), "Contractual savings or stock market development: Which leads?" (Publication No: 2421). *World Bank Policy Research Working Paper*. doi: <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2421>
- Celasun, Merih ve Tansel, Aysit (1993), "Distributional Effects and Saving Investment Behaviour in Liberalizing Economy: The Case of Turkey", *Middle East Technical University Studies in Development*, 20(3), 269-298.
- Chia, Ngee Choon, Kitamura, Y. ve Tsui, Albert K.C. (2005), "The Pension System in Japan and Retirement Needs of The Japanese Elderly", .https://www.researchgate.net/publication/267362752_The_Pension_System_in_Japan_and_Retirement_Needs_of_the_Japanese_Elderly Erişim Tarihi: 20.10.2017.
- Çakmak, Erol, Aksu, Hayati ve Başar, Selim (2002), "Fisher Hipotezi'nin Türkiye Açısından Değerlendirilmesi: 1989-2001", *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16(3-4), 31-40.
- Enache, Cosmin, Milos, Laura.,R. ve Milos, Marius Cristian (2015), "Pension Reform and Capital Market Development in Central and Eastern European Countries", *Economic Research*, 28(1), 78-84.
- Global Pension Assets Study 2017, Willis Towers Watson. <https://www.willistowerswatson.com/en/insights/2017/01/global-pensions-asset-study-2017> Erişim Tarihi: 20.10.2017.
- Global Pension Assets Study 2019, Willis Towers Watson. <https://www.willistowerswatson.com/en/insights/2017/01/global-pensions-asset-study-2017> Erişim Tarihi: 30.07.2019.
- Granger, Clive W.J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross – spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Grigoli, Francesco, Herman, Alexander ve Schmidt-Hebbel, Klaus (Kasım 2014), "The World Saving", IMF Çalışma Tebliği, 1-55.
- Gujarati, Damodar N. ve Porter, Dawn C. (2012), Temel Ekonometri, (Çev: Ü. Şenese ve G. G. Şenese), Literatür Yayınları, Beşinci Basımdan Çeviri.
- Gupta, Ramesh (2003), "Pension Reforms in India: Unresolved Issues and Policy Choices. Vikalpa: *The Journal for Decision Makers*, 28(1), s.11-16.
- Güriş, Selahattin, Akay, Ebru Ç. ve Güriş, Burak (2017), *EViews İle Temel Ekonometri*, Der Yayınları, Üçüncü Basım, İstanbul.
- Hendry, D., & Juselius, K. (2000), "Explaining cointegration analysis: Part II", *The Energy Journal*, 22(1), 1-34. doi: 10.2307/41322908 .
- Hondroyannis, George (2006), "Private Saving Determinants in European Countries: A Panel Cointegration Approach", *The Social Science Journal*, No:43, 553-569.
- Horioka, Charles ve Wan, Junmin (2007), "The Determinants of Household Saving in China: A Dynamic Panel Analysis of Provincial Data" *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(8), 2077-2096.
- Hryckiewicz, Aneta (2009), "Pension Reform, Institutional Investors' Growth and Stock Market Development in The Developing Countries: Does It Function?", *National Bank of Poland Working Paper*. No:67, 1-35.

- Impavido, Gregorio ve Musalem, Alberto R. (2000), "Contractual Savings, Stock and Asset Markets", *World Bank Policy Research Working Paper* 2490, <http://documents.worldbank.org/curated/en/911881468765874315/pdf/multi-page.pdf>. Erişim Tarihi: 16.12.2017.
- Impavido, Gregorio, Musalem Alberto R. ve Tressel, Thierry (2003), "The Impact of Contractual Savings Institutions on Securities Markets", *World Bank Policy Research Working Paper* 2948, Retrieved <http://documents.worldbank.org/curated/en/358571468778194284/pdf/multi0page.pdf>. (16.12.2017).
- Katos, Anastasios, Lawler, Kevin ve Seddighi, Hamid (2000), *Econometrics: A Practical Approach*, December, London: Taylor and Francis Group, Routledge.
- Kim, H.,S. (2010), "Spillover Effects of Pension Funds on Capital Markets – The Mechanism and Preconditions", Retrieved http://growthinstitutions.ec.unipi.it/pages/Pension_system/spillover.pdf. (16.12.2017).
- Korkmaz, Esfender (2007), "Sosyal Güvenlikte Yeni Yaklaşım: Bireysel Emeklilik", İstanbul Ticaret Odası.
- Lindbeck, Assar ve Persson, Mats (2003), "The Gains from Pension Reform", *Journal of Economic Literature*. Vol: XII, s.74-112.
- Loayza, Norman, Schmidt-Hebbel, Klaus ve Servén, Luis (2000), "Saving in Developing Countries: An Overview", *The World Bank*, 14(3), 393-414.
- Menard, Jean- Claude (2010), "Measuring The Sustainability of National Social Insurance Plans: The Case of The Canada Pension Plan", *Rotman International Journal of Pension Management*, 3(2), 66-74.
- Meng, Channarith ve Pfau, Wade D. (2010), "The role of pension funds in capital market development" Discussion paper 10-17, GRIPS Policy Research Centre, Tokyo. Retrieved <https://ideas.repec.org/p/ngi/dpaper/10-17.html> (16.12.2017).
- Niggemann, Taro ve Rocholl, Jörg (2010), "Pension Funding and Capital Market Development", Retrieved https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1571126 (16.12.2017).
- OECD, Pension Markets in Focus, Newsletter, 2018, Issue: 15. <https://www.oecd.org/pensions/private-pensions/pensionmarketsinfocus.htm>, (16.12.2018).
- Özcan, Kivılcım Metin, Günay, Aslı ve Ertaç, Seda (2003), "Determinants of Private Savings Behaviour in Turkey", *Applied Economics*, 35, 1405-1416.
- Sermaye Piyasası Kurulu (SPK), Aylık İstatistik Bülteni, Nisan 2019. <https://www.spk.gov.tr/SiteApps/Yayin/AylıkIstatistikBultenleri>. (16.12.2017).
- Sims, Christopher A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Stock, James-H. ve Watson, Mark-W. (2001), "Vector Autoregressions", *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115.
- Walker, Eduardo ve Lefort, Fernando (2002), "Pension Reform and Capital Markets: Are There Any (Hard) Links?" *Abante*, 5(2), 77-149.
- Weaver, R. Kent (2004), "Pension Reform in Canada", *Lessons for The United States, Ohio St. L.J.*, Vol:65, s.45-74.

EK 1: Granger Nedensellik Test Sonuçları

	Parametreler			Df	Olasılık		Parametreler			Df	Olasılık
Türkiye	Borsa	→	EYF	5	0.0000	Hindistan	Borsa	→	EYF	8	0.0005
	EYF	→	Borsa	5	0.0263						
	Faiz	→	EYF	5	0.0000		Döviz	→	EYF	8	0.0006
	Döviz	→	EYF	5	0.0038						
	Enf	→	EYF.		0.0572		EYF	→	Faiz	8	0.0511
						EYF	→	Enf.	8	0.0050	
Kanada	EYF	→	Borsa	1	0.0000	Japonya	Borsa	→	EYF	2	0.0000
	EYF	→	Döviz	1	0.0010						
	EYF	→	Faiz	1	0.0267		Döviz	→	EYF	2	0.0043

* Tablodaki değerler, ülke bazında sadece anlamlı çıkan değişkenlerin nedensellik sonuçlarına ilişkindir.

Df: Gecikme Uzunluğu, Enf: Enflasyon, EYF: Emeklilik Yatırım Fonu, Döviz: Döviz Sepeti