

## Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği\*

Hatice ÖZKAN KARABACAK\*\*  
Fatma MUMCU KÜÇÜKÇAYLI\*\*\*

### Özet

*Bireysel emeklilik sisteminde toplanan fonlar ekonomi içerisinde değerlendirilerek; yatırımların finansmanında uzun vadeli kaynak sağlanır ve söz konusu yatırımlar ile yeni iş ve istihdam olanakları ortaya çıkarken aynı zamanda sermaye piyasalarının daha sağlıklı işlemesine, fiyat istikrarına ve pozitif büyümeye olumlu etkisi gibi ekonomiye önemli katkıları bulunduğu kabul edilmektedir. Bu doğrultuda araştırmada Türkiye için 2009:1 - 2018:4 döneminde bireysel emeklilik sistemi ile makroekonomik değişkenlerden seçilen ekonomik büyüme, cari açık ve sermaye piyasası arasındaki uzun dönemli ilişki Autoregressive Distributed Lag (ARDL) sınır testi ile ve değişkenler arasındaki sebep sonuç ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Bulunan sonuçlar incelendiğinde, bireysel emeklilik sistemi ile ekonomik büyüme ve sermaye piyasası arasında uzun dönemli ilişki söz konusu iken cari açıkla arasında anlamlı bir ilişki bulunmamıştır. Ayrıca bireysel emeklilik sistemi ile makroekonomik değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi söz konusu olmadığı tespit edilmiştir.*

**Anahtar Kelimeler:** Bireysel Emeklilik Sistemi, Ekonomik Büyüme, Sermaye Piyasası, Cari Açık, ARDL Sınır Testi, Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

## The Effect of Private Pension System on Selected Macroeconomic Variables: The Case of Turkey

### Abstract

*The funds collected in the private pension system are evaluated within the economy; Long-term resources are provided in the financing of investments and new jobs and employment opportunities arise with these investments, while at the same time, it is accepted that it has significant contributions to the economy, such as a positive effect on the healthier functioning of capital markets, price stability and positive growth. For Turkey, the research on this line 2009: 1-2018: 4 period of economic growth selected from macroeconomic variables with the pension system, long-term relationship between the current account deficit and capital market Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing with and cause-effect relationship between variables Toda-Yamamoto It was analyzed by the causality test. When the results are analyzed, while there is a long-term relationship between the private pension system and economic growth and capital market, there is no significant relationship between the current account deficit. In addition, it has been determined that there is no causal relationship between the private pension system and macroeconomic variables.*

**Keywords:** Individual Pension System, Economic Growth, Capital Market, Current Account Deficit, ARDL Border Test-Toda-Yamamoto Causality Testi

\*Bu çalışma; Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Muhasebe ve Finansman Yüksek Lisans Programında Dr. Öğr. Üyesi Fatma MUMCU KÜÇÜKÇAYLI danışmanlığında yürütülen ve Hatice ÖZKAN KARABACAK tarafından yazılan "Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makro Ekonomik Değişkenler Üzerine Etkisinin Analizi: Türkiye Örneği" başlıklı tezden üretilmiştir.

\*\* Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, ORCID: 0000-0003-0879-9112, [hozkan@mehmetakif.edu.tr](mailto:hozkan@mehmetakif.edu.tr)

\*\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Ağlasun MYO, Finans-Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, ORCID: 0000-0002-0838-1958, [fmumcu@mehmetakif.edu.tr](mailto:fmumcu@mehmetakif.edu.tr)

## **1. Giriş**

Makroekonomik düzeyde oluşturulan politikaların temel amacı, istikrarlı ve yeterli düzeyde büyümeyi sağlayarak, bireylerin ve daha ötesinde toplumun refah düzeyini artırmaktır. Bu sonuca ulaşabilmenin temel araçlarından birisi olan mali yapının söz konusu hedefe ulaşmada katkısının maksimum seviyeye çıkarılmasıdır. Katılımcılar, menkul kıymet araçları, hukuksal yapı gibi temel özelliklerden oluşan mali yapının temel amacı, ekonomik kalkınmanın sağlanması için gerekli olan fon kaynaklarının oluşturulması, kullanılması ve faydalı bir şekilde dağıtılmasını sağlamaktır. Bireysel emeklilik sistemi kişilerin aktif olarak çalıştıkları süre zarfında tasarruf ettikleri kıymetlerin emekli olduklarında kendilerine ek bir getiri oluşturup, hayat standartlarını yükselterek, refah düzeylerini artırmayı amaç edinmiştir. Bireysel emeklilik sistemi, ülke ekonomisi açısından vatandaşların ellerinde bulunan tasarrufları uzun vadeli fonlara yatırarak ekonominin canlanmasına ve enflasyonun düşük seviyelere indirilerek devlet üzerinde bulunan sosyal güvenlik yükünü hafifletmeyi hedefleyen gönüllülük esası ile çalışan özel emeklilik sistemidir (Özbek, 2006: 77). Emeklilik sisteminin tamamlayıcısı olarak ve istek üzerine emeklilik döneminde ek gelir elde etmeyi isteyenler tarafından daha çok rağbet edilen bireysel emeklilik sistemi, aktif çalışma döneminde kişilerin tasarruflarının birikmesini sağlayarak, emeklilik döneminde refah seviyesini yükseltici gelir elde etmelerini sağlamaktadır. Bireysel emeklilik sisteminin, bireylerin aktif çalışma zamanlarındaki yaşam koşullarını çalışma dönemi bittikten sonra emeklilik dönemlerinde de devam ettirmelerini sağlamasıyla sosyal işlevinin yanı sıra makro düzeyde etkinlik gösteren ekonomik işlevleri de bulunmaktadır. Sistemin ekonomik işlevlerinin başında ulusal tasarruf oranlarını artırması, vade sınırlaması olmadan uzun vadeli kullanılabilen, yatırımlar için finansman kaynağı oluşturması, sermaye piyasalarının gelişmesine katkıda bulunması ve istihdam imkânı sağlaması

gelmektedir. Bireysel emeklilik sistemi, yaşamının ilerleyen dönemlerinde emeklilere finansal güvencenin sağlanması, yaşam boyu refahlarını en yüksek seviyeye yükseltebilmeleri ve standart yaşamlarını sürdürmeleri açısından önemliken; ülke içerisinde yurt içi tasarrufların yeni yatırımlara yönlendirilmesi, ekonominin büyüme potansiyelini artırarak amaçlanan süreçlerde ülkede yaşayan vatandaşların istedikleri refah seviyesine ulaşmalarına katkı sağlamaktadır. Bu faydalarının dışında yabancı ülkelere olan finansman bağımlılığının azaltılmasına da büyük katkı sağlamaktadır.

Bireysel emeklilik sisteminin yukarıda ifade edildiği gibi finansal gelişmişlik ve ekonomik büyüme sürecine sağladığı katkıdan dolayı, son yıllarda bireysel emeklilik sistemi ile ekonomik büyüme, finansal gelişim ve finansal derinleşme arasındaki ilişki, araştırmacıların ilgisini çeken bir konu haline gelmiştir. Bu amaçlar doğrultusunda araştırmada BES'in ekonomik büyüme, sermaye piyasası ve cari açık ile ilişkisi incelenmektedir. Bu değişkenler kısaca aşağıda açıklanmıştır.

**Ekonomik büyüme:** Üretim miktarı üzerinde belli bir zaman diliminde meydana gelen bir artış olarak tanımlanabilmektedir. Daha da somutlaştırmak gerekirse, ekonomik büyüme, bir ülkede, belirli bir dönemde (genelde bir yıl) yerli ve yabancı olan herkes tarafından piyasada üretimi tamamlanmış ve satışa hazır hale gelmiş tüm mal ve hizmetlerin parasal ifadesi olan Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYİH)'da görülen reel artışa denir (Kaynak, 2011:1).

**Cari Açık:** Cari açık toplam üretim ile toplam harcama arasındaki farkı ifade eder ve toplam harcama toplam üretimi aşılıyor ise cari işlemler açığı oluşur (Kaya, 2016: 53).

**Sermaye Piyasası:** Uzun vadeli fonların el değiştirdiği Sermaye Piyasaları, ekonomik birimler içerisinde ihtiyacı fazla fona sahip olup fazla olan miktarı değerlendirmek isteyenler ile tasarruf açığı (fon ihtiyacı) olan ekonomik birimleri bir araya getirerek, bu birimler arasında

## **ÖZKAN KARABACAK, H. ve MUMCU KÜÇÜKÇAYLI, F., “Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği”**

fon akışını gerçekleştirmek için oluşturulmuşlardır (Bolak, 1994:188).

Ülkemizde 2003 yılından itibaren isteğe bağlı olarak başlayan bireysel emeklilik sistemine 2013 yılında devlet desteği getirilerek yurt içi tasarrufların artırılması ve uzun vadeli finansman kaynağının oluşması amaçlanmıştır. Bu çalışmada Türkiye için 2009:1-2018:4 döneminde bireysel emeklilik sistemi ile makroekonomik değişkenlerden seçilen ekonomik büyüme, cari açık ve sermaye piyasası arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Autoregressive Distributed Lag (ARDL) sınır testi yaklaşımı ve sebep sonuç ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz edilecektir. Bu kapsamda çalışma beş bölüme ayrılmıştır. Giriş bölümünü takiben literatür özeti ikinci bölümde, veri seti ve yöntem üçüncü bölümde tanıtılacaktır. Araştırmanın uygulama sonuçları dördüncü bölümde açıklanacak ve genel bir değerlendirmenin yapıldığı sonuç bölümüyle çalışma sona erdirilecektir.

### **2. Literatür Özeti**

Çalışmanın inceleme konusu olan bireysel emeklilik sisteminin cari açık, sermaye piyasası, ekonomik büyüme ile ilişkisine yönelik yapılan literatür çalışmalarının sonuçlarında farklılıklar olduğu görülmektedir. Bireysel emeklilik sistemi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen Sancak ve Demirci (2012), ekonomik büyümede tasarrufların rolünü araştırdıkları çalışmada ekonomi üzerinde yurt içi tasarrufların olumlu ve yüksek etkiye sahip olduğu sonucuna varmışlardır. Farayibi (2016), Nijerya’da, 2004 yılında başlatılan fonlama esasına dayanan bireysel emekliliğin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini, hata düzeltme mekanizması (ECM) ve klasik en küçük kareler (OLS) yöntemlerini kullanarak araştırmıştır. Analizden elde edilen bulgular, fonlama esasına dayanan bireysel emeklilik uygulamasının Nijerya ekonomisini olumlu yönde etkilediğini ortaya koymaktadır. Bu çalışmaların aksine Zandberg ve Spierdijk (2010), 2001-2008 dönemi için 29’u OECD ülkesi olmak üzere toplam 58 ülkede bireysel emeklilik fonları ile ekonomik büyüme

arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında, tüm ülkeler ve OECD üyesi olmayan ülkeler için bireysel emeklilik varlıklarının büyüme üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını ortaya koymaktadır.

Bireysel emeklilik sistemi ve sermaye piyasaları ilişkisini inceleyen litaretür incelendiğinde, Impavido ve Musalem (2000), 5 gelişmekte olan ülke ile 26 ülkeden oluşan bir panel veri analizi ile bireysel emeklilik fonları ve hayat sigortalarının sermaye piyasaları ile olan ilişkilerini sermaye riskinin azaltılmasında, sermaye piyasalarının geliştirilmesinde emeklilik fonlarının benzersiz bir rol oynadığı, yatırımları ve büyümeyi teşvik ettiği sonucuna ulaşmışlardır. Paksu (2007) ,bireysel emeklilik sisteminin ekonomi için sağladığı yararları ve sistemde yaşanan sorunları tespit etmek ve bireysel emeklilik sisteminin ekonomi için sağlayacağı katkıları incelediği çalışmasında, bireysel emeklilik sisteminin gelir dağılımı için adalet sağlamada, sermaye piyasasının derinleşmesine, ekonomide istikrarın sağlanmasında etkili olduğu sonucu ortaya çıkartılmıştır. Aynı şekilde Şahin, Özdemir ve Önal (2018) 2006-2017 dönemi için Toda-Yamamoto (1995) testi kullanılarak Türkiye’de bireysel emeklilik fonlarının sermaye piyasasının gelişmişlik düzeyi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Yapılan analizler sonucunda, uzun dönemde sermaye piyasası üzerinde olumlu etkisinin olduğu, ancak kısa dönemde bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Bireysel emeklilik ve cari açık arasında ilişkinin incelendiği çalışmalarda, Çelik ve Erer (2018), 2004-2016 dönemi için yapısal kırılmaları dikkate alan Gregory-Hansen eşbütünleşme analizi, FMOLS ve CCR modelleri ve Toda-Yamamoto nedensellik testini kullandığı çalışmasında, bireysel emeklilik fonları ile cari açık arasında uzun dönemde negatif bir ilişki ve kısa dönemde ise anlamlı bir ilişki olmadığı tespit edilmiştir. Çiğdem (2017), MENA ülkeleri için tasarruf ve cari açık arasındaki ilişkiyi 1971-2015 dönemi için eşbütünleşme ve sınır testiyle incelemiş ve Mısır, Kuveyt, Libya, Suriye ve Tunus’un

**ÖZKAN KARABACAK, H. ve MUMCU KÜÇÜKÇAYLI, F., “Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği”**

ülkelerinin aksine, Bahreyn, Ürdün, Fas, Sudi Arabistan ve Sudan ülkelerinde tasarruf ve cari açık arasında uzun dönemde bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Brückner ve Pappa (2013) ise çalışmalarında Sahra Çölü'nün güneyinde bulunan 6 Afrika ülkesi için iki aşamalı en küçük kareler yöntemi kullanılarak yurt içi tasarruflar ile cari açık arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada, yurtiçi tasarrufların cari açık üzerindeki etkisinin az ve istatistiki açıdan anlamsız olduğu tespit edilmiştir.

### 3. Yöntem ve Veriler

Araştırmanın temel amacı, bireysel emeklilik sisteminin ekonomik büyüme, cari açık ve sermaye piyasası üzerine etkisinin olup olmadığının Türkiye açısından incelenmesidir. Araştırmada 2009:1 -2018:4 yıllarına ait çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasında bazı verilerin sadece 3 aylık üretilmesi sebebiyle çeyrek dönemli, bazı değişkenlerde tarih yönünden kısıt bulunması nedeniyle başlangıç dönemi olarak 2009 yılı baz alınmıştır. Analizde bağımlı değişken olarak T.C. Merkez Bankası'ndan Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) indirilen ekonomik büyüklüğü temsilen Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla, sermaye piyasasını temsilen Borsa İstanbul'a ait BİST-100 Tüm Endeksi kapanış fiyat verisi ve cari işlemler hesabı (Milyon ABD Doları) verisi kullanılmıştır. Bağımsız değişken olarak bireysel emeklilik sistemine ait toplam yatırıma yönlendirilen tutar (BES) verisi Emeklilik Gözetim Merkezi'nden elde edilmiştir.

Araştırmanın analizinde kullanılan tüm değişkenler çeyrek dönemler halinde olduğundan dolayı logaritmaları alınmış ve esneklik değerlerinin elde edilmesi sağlanmıştır. Modelde değişkenlerin birim kök içerip içermediği birim kök testleri ile analiz yapılmıştır. Birim kök varlığının tespitinden sonra eş bütünleşme testleri ve değişkenler arasındaki sebep sonuç ilişkisini incelemek için nedensellik analizleri yapılacaktır. Araştırmada kurulan modeller ve hipotezleri aşağıdaki gibidir:

Model 1:

$H_0$ : Bireysel Emeklilik Sisteminin Ekonomik Büyüme Üzerinde Etkisi Yoktur.  
 $H_1$ : Bireysel Emeklilik Sisteminin Ekonomik Büyüme Üzerinde Etkisi Vardır.  
GSYH- BES arasındaki ilişkiyi açıklamak için kurulan model:  
$$\ln GSYH_t = a + \beta \ln BES_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Model 2:

$H_0$ : Bireysel Emeklilik Sisteminin Sermaye Piyasası Üzerinde Etkisi Yoktur.  
 $H_1$ : Bireysel Emeklilik Sisteminin Sermaye Piyasası Üzerinde Etkisi Vardır.  
BİST- BES arasındaki ilişkiyi açıklamak için kurulan model:  
$$\ln BİST_t = a + \beta \ln BES_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Model 3:

$H_0$ : Bireysel Emeklilik Sisteminin Cari Açık Üzerinde Etkisi Yoktur.  
 $H_1$ : Bireysel Emeklilik Sisteminin Cari Açık Üzerinde Etkisi Vardır  
CA- BES arasındaki ilişkiyi açıklamak için kurulan model  
$$\ln CA_t = a + \beta \ln BES_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

(1), (2) ve (3) numaralı denklemlerde  $\ln GSYH_t$  gayrisafi yurtiçi hasılayı;  $\ln BES_t$  bireysel emeklilik sisteminde yatırıma yönlenen toplam tutarı;  $\ln CA_t$  cari işlemler hesabını;  $\ln BİST_t$  sermaye piyasasını temsilen Borsa İstanbul BİST-100 endeksi kapanış fiyatlarını ve  $\varepsilon_t$  hata terimini göstermektedir.

### **3.1. Birim Kök Testleri**

Zaman serilerinin durağanlık araştırmasında ekonometride birim kök testleri olarak bilinen analizler kullanılmaktadır. 1979 yılında Dickey ve Fuller (DF) tarafından yapılan araştırma makalesinde serilerin durağanlık durumları süreçlerini anlayabilmek için yöntem geliştirmişlerdir. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi, serilerin durağanlığının araştırılmasında en fazla kullanılan ve literatürde fazlasıyla yer bulan durağanlık sınaama testidir. Durağanlık zaman serisi ile çalışılan model oluşturulduğunda dikkat edilmesi gereken en önemli unsurlar arasındadır (Çeştepe ve Yıldırım, 2016: 18). Ekonometrik modellerde kullanılan serilerin birim kök içermesi yani durağan olmayan serilerin kullanılması, değişkenler arasındaki ilişkilerin, doğru bir biçimde açıklanmasını engellemektedir (Serper, 1993: 26). Ayrıca birim kök içeren serilerle kurulan regresyon modeli ile sahte regresyon problemi ortaya çıkacağından dolayı sapmalı sonuçlara ulaşılması ihtimali artmaktadır. Bu sebeplerden dolayı zaman serileri ile yapılacak analizler de modele dâhil edilecek değişkenlerin durağanlık özellikleri incelenmelidir (Çeştepe ve Yıldırım, 2016:18). Bir zaman serisinin birim kök içerip içermediği önemli bir unsurdur. Çünkü durağan serilerde şoklar geçicidir, etkileri zamanla yok olur ve uzun dönemde ortalama düzeylerine geri dönerler (Serper, 1993: 34). Zaman serisinin herhangi bir tesadüfi süreçle ortaya çıkmış olduğu düşünülebilir. Zaman serisi ana sürecin bir örnek gibi işlem görüp, belirli dönem için gerçekleşmiş bir durumu yansıtır. Yansıttığı bu dönem için alınan verinin durağan olması arzu edilir. Ekonomi içerisinde oluşan krizler ve şoklar serinin ortalamasına ve varyansına etki ederek serinin değişmesine sebep olmaktadır. Birim kök testi sınaaması için uygulanan diğer bir yöntem ise Philips-Perron (1988) tarafından geliştirilen Philips ve Perron (PP) testidir. PP testinde hata terimleri arasında otokorelasyonun gözlemlenmediği yani Rassal hatalar arasında otokorelasyon olmadığı var sayılmaktadır. DF testinde ise, şokların istatistiksel olarak bağımsız,

normal dağılıma ve sabit varyansa sahip olduğu varsayılmaktadır (Dikmen, 2012:304). Phillips ve Perron (PP) tarafından sunulan modelde DF çerçevesinde kabul edilen bir varsayımı geliştirdikleri yöntem ile biraz yumuşatmışlardır (Kutlar, 2012:335). Yani PP testi, DF ve ADF testlerine göre daha esnektir (Tarı, 2015:374).

Bir zaman serisinin bir defa farkı alındığı zaman, seri durağan hale geliyor ise orijinal seri birinci derece entegre (bütünleşik) edilmiş seridir ve I(1) şeklinde gösterilir. Eğer ele alınan seri iki defa farkı alındığında durağan hale getirilebiliyorsa seri ikinci dereceden bütünleşik bir seridir. Dolayısıyla bu seri de I(2) şeklinde gösterilebilecektir. Eğer bir genelleme yapılacak olunursa söz konusu seri, d sefer farkı alınarak durağanlaştırılabilir, seri için d'inci dereceden bütünleşik bir seridir denir ve I(d) olarak gösterilir. Yani, kısaca, durağan olmayan bir serinin farkları alınarak durağan hale getirildiği söylenebilir (Gujarati, 1999: 719).

### **3.2. ARDL Sınır Testi**

Araştırmada, birim kök test sonuçları incelendiğinde analizde yer alan serilerin farklı düzeyde durağan oldukları görülmektedir. Bu sebepten dolayı farklı düzey derecelerinde durağanlığa izin veren [ I(0) veya I(1)] Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model ( Autoregressive Distributed Lag –ARDL) testi ile uzun dönemli ilişki analiz edilecektir. Yapılan araştırmada üç model ayrı ayrı oluşturulmuş ve bireysel emeklilik sisteminin bağımlı değişken olan ekonomik büyümeyi temsil eden Gayri Safi Yurtiçi Hasıla, sermaye piyasalarını temsilen BİST-100 kapanış serisi ve Cari İşlemler Hesabı serisi üzerindeki etkisi incelenmiştir.

En Küçük Karalar (EKK) yöntemine dayanan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model ( Autoregressive Distributed Lag –ARDL) yaklaşımı Pesaran, Shin (1998) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Bu yaklaşımın diğer eşbütünleşme testlerine göre bazı avantajları bulunmaktadır. Eşbütünleşme teslerinde tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmaması ve

**ÖZKAN KARABACAK, H. ve MUMCU KÜÇÜKÇAYLI, F., “Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği”**

birinci farkları alındığında durağan olması gibi kısıtlar bulunurken, ARDL yönteminde değişkenlerin birinci dereceden daha yüksek derecede olmaması şartı ile I(0) veya I(1) de durağan olmasının bir sakıncası yoktur (Göktaş, Pekmezci ve Bozkurt, 2019: 110-111). Bu doğrultuda, serilerin durağanlık derecesini tespit etmek için Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılmıştır. Çalışmanın birim kök test sonuçlarının yer verildiği Tablo 2 ve Tablo 3’de serilerin ikinci dereceden bütünleşik olmadığı sonuçları görülmektedir. ARDL yönteminin başka bir avantajı ise örneklem boyutları küçük olan çalışmalarda diğer testlere göre daha güvenilir sonuçlar vermesidir.

ARDL sınır testi yaklaşımı, uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmek için iki aşamada gerçekleştirilir. Birinci aşamada, eşbütünleşme ilişkisinin varlığı koşulu altında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı sınanırken, diğer aşamada ise uzun dönem elastikiyetleri elde edilir (Narayan ve Smyth, 2006: 337).

ARDL analizinde eşbütünleşme durumunu “Bonund Test” ile araştırmak için kısıtlanmamış hata düzeltme modeli kurulur (Göktaş vd., 2019, 112). Araştırmada kurulan üç ayrı modele ilişkin uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmek üzere kullanılan ARDL modelleri aşağıda sunulmaktadır:

$$\Delta \ln GSYH_t = a_1 + \sum_{i=1}^{q1} \theta_{1j} \Delta \ln GSYH_{t-i} + \sum_{j=1}^{r1} \beta_{1j} \Delta \ln BES_{t-j} + \gamma_1 \ln GSYH_{t-1} + \gamma_2 \ln BES_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta \ln BİST_t = a_1 + \sum_{i=1}^{q1} \theta_{1j} \Delta \ln BİST_{t-i} + \sum_{j=1}^{r1} \beta_{1j} \Delta \ln BES_{t-j} + \gamma_1 \ln BİST_{t-1} + \gamma_2 \ln BES_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta \ln CA_t = a_1 + \sum_{i=1}^{q1} \theta_{1j} \Delta \ln CA_{t-i} + \sum_{j=1}^{r1} \beta_{1j} \Delta \ln BES_{t-j} + \gamma_1 \ln CA_{t-1} + \gamma_2 \ln BES_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

Modelde  $\Delta$  birinci fark operatörünü; q ve r en uygun gecikme uzunluğunu ve  $\varepsilon_{1t}$  hata terimini göstermektedir. Ayrıca denklemde  $\theta_{1j}$  ve  $\beta_{1j}$  kısa dönem katsayıları ifade ederken,  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$  ise uzun dönemli katsayılarını göstermektedir.

ARDL modelinin en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde, Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion, AIC) ya da Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criterion, SIC) gibi kriterler kullanılmaktadır. ARDL modelinin AIC ya da SIC kriteri ile seçilmesinin ardından, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki tahmin edilebilmektedir.

ARDL sınır testi eşbütünleşme analizi için F istatistiği (ya da Wald istatistiği) temel almaktadır. Eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden yokluk hipotezi  $H_0: \gamma_n = 0$ , alternatif hipotez  $H_1: \gamma_n \neq 0$ , ( $n = 1,2$ ) ile gösterilen F-testi aracılığıyla test edilmektedir (Göktaş vd.: 2019, 113). Hesaplanan F istatistik değerinin üst sınır değerinin üzerinde olması durumunda, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Hesaplanan F istatistiğinin, alt sınır değerinin altında kalması ise boş hipotezin reddedilemediğini, yani değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin yokluğunu göstermektedir. Eğer F değeri, alt ve üst sınır değerleri arasında kalırsa, serilerin bütünleşme derecesi bilinmeden kesin bir çıkarımda bulunulamamaktadır.

ARDL sınır testi yaklaşımının ikinci aşaması, üç farklı şekilde oluşturulan model arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının belirlenmesi durumunda (7), (8) ve (9) numaralı denklemlerde gösterilen uzun dönem modelinin tahmin edilmesidir.

$$\begin{aligned} \ln GSYH_t = a_2 + \sum_{i=1}^{q2} \theta_{2j} \ln GSYH_{t-i} \\ + \sum_{j=2}^{r_2} \beta_{2j} \ln BES_{t-j} \\ + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln BİST_t = a_2 + \sum_{i=1}^{q2} \theta_{2j} \ln BİST_{t-i} \\ + \sum_{j=2}^{r_2} \beta_{2j} \ln BES_{t-j} \\ + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \ln CA_t = a_2 + \sum_{i=1}^{q2} \theta_{2j} \ln CA_{t-i} \\ + \sum_{j=2}^{r_2} \beta_{2j} \ln BES_{t-j} \\ + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (9)$$

Modelin sağlamlığını test etmek üzere, bazı tanısal testler kullanılmaktadır. Uygulanan tanısal testler; otokorelasyonu, fonksiyonel formu, hata terimlerinin normalliğini ve değişen varyansı kontrol etmektedir. Söz konusu tanısal testlerin yanı sıra tahmin edilen katsayıların kararlılığının kontrol edilmesi amacıyla Brown, Durbin ve Evans (1975) tarafından önerilen kümülatif toplam (cumulative sum, CUSUM) testi uygulanmaktadır. Elde edilen eğrinin, tahmin edilen dönem boyunca, %5 anlamlılık düzeyini gösteren kritik sınırlar arasında kalması durumunda, tahmin edilen katsayıların istikrarlı olduğu ifade edilebilmektedir.

### 3.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Çalışmada değişkenler arasındaki sebep sonuç ilişkisinin incelenmesinde Toda-Yamamoto Nedensellik Testi kullanılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testi, serilerin durağan olup olmamasına ve eşbütünleşik ilişki olup olmamasına bakılmaksızın, kısıtları minimize etmesi açısından geleneksel Granger (1969) nedensellik testine göre sıklıkla tercih edilmektedir.

Testin uygulanması aşamasında ilk olarak VAR modeli için uygun bir gecikme uzunluğu tespit edilmelidir. Toda ve Yamamoto testi için VAR ( $p+d_{max}$ ) modeli tahmin edilir.  $d_{max}$  serilerin

maksimum bütünleşme derecesini ifade eder. Bu bağlamda testin VAR ( $p+d_{max}$ ) modeli:

$$\begin{aligned} Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} a_{1(i+d)} Y_{t-(i-d)} \\ + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} a_{2(i+d)} X_{t-(i-d)} \\ + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{1(i+d)} X_{t-(i-d)} \\ + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{2(i+d)} Y_{t-(i-d)} \\ + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (11)$$

şekindedir. (10) nolu modelin yokluk hipotezi olan temel hipotezi  $H_0 : a_{2(i+d)} = 0$  olarak tanımlanır. Alternatif hipotez de  $H_1 : a_{2(i+d)} \neq 0$  olarak tanımlanmaktadır. Tanımlanan hipotezler p serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılıma uygunluk gösteren Wald testiyle sınanmaktadır (Yılancı ve Özcan, 2010:28).

Çalışmada yukardaki modele uygun oluşturulan modeller ise aşağıdaki (12), (13) ve (14) nolu denklemlerdir;

$$\begin{aligned} \ln GSYH_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} a_i \ln GSYH_{(t-i)} \\ + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_i BES_{t-(i-d)} \\ + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \ln BİST_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} a_i \ln BİST_{(t-i)} \\ + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_i BES_{t-(i-d)} \\ + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \ln CA_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} a_i \ln CA_{(t-i)} \\ + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_i BES_{t-(i-d)} \\ + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (14)$$

#### 4. Uygulama Bulguları

Zaman serisi analizinde ilk olarak durağanlık ölçülmelidir ve bu bağlamda değişkenlerin birim kök içerip içermediği Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Philips Perron (PP) testleri kullanılarak ölçülecektir. Birim kök testlerinin sonuçlarına göre uygun görülen ARDL sınır testi sonuçları ve öncesinde tanıtılan testlere ilişkin değerlendirmelere yer verildikten sonra kurulan modeller için CUSUM ve CUSUMQ testi sonuçları incelenecektir. Son olarak kurulan modeller için sebep sonuç ilişkilerini belirlemek için Toda-Yamamoto Nedensellik Testi sonuçları analiz edilecektir.

##### 4.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Bu çalışmada serilerin durağanlık düzeyleri Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Philips Perron (PP) birim kök testleri ile belirlenmeye çalışılmıştır. Tablo 2’de gösterilen ADF birim kök testi düzey değerinde Sabitli ve Sabitli-Trendli analiz sonuçları incelenmektedir.

**Tablo 2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Düzye Değerleri		Düzye Değeri	
	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	T-İstatistiği	Olasılık Değeri	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
<i>lnBES</i>	0.453207	0.9828	-1.205980	0.8953
<i>lnBIST</i>	-4.491870	<b>0.0009*</b>	-5.282088	<b>0.0006*</b>
<i>lnCA</i>	-3.132275	<b>0.0323**</b>	-3.238888	<b>0.0919***</b>
<i>lnGSYH</i>	-0.763979	0.8153	-0.645190	0.9686
Değişken	Birinci Fark		Birinci Fark	
	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	T-İstatistiği	Olasılık Değeri	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
<i>lnBES</i>	-6.248654	<b>0.0000*</b>	-6.786515	<b>0.0000*</b>
<i>lnBIST</i>	-5.843994	<b>0.0000*</b>	-5.933142	<b>0.0001*</b>
<i>lnCA</i>	-2.793223	<b>0.0708***</b>	-2.596078	0.2844
<i>lnGSYH</i>	-5.038892	<b>0.0003*</b>	-4.928976	<b>0.0022*</b>

**Not:** ADF testinde Akaike Bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunlukları kullanılmıştır. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 2’de değişkenlerin tamamının sabitli, sabitli-trendli ADF testine tabi tutulduğu dikkate alındığında *lnBIST* ve *lnCA* değişkenlerinin düzey değerinde durağan oldukları [yani I(0)],

*lnBES* ve *lnGSYH* değişkenlerinin birim kök analiz tekniğiyle birinci fark düzeyinde durağan [yani I(1)] oldukları görülmektedir.

Tablo 3’de gösterilen PP birim kök testi düzey değerinde Sabitli ve Sabitli-Trendli analiz sonuçları incelenmektedir.

**Tablo 3. PP Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Düzye Değerleri		Düzye Değeri	
	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	T-İstatistiği	Olasılık Değeri	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
<i>lnBES</i>	0.453207	0.9828	-1.275877	0.8792
<i>lnBIST</i>	-4.176281	<b>0.0022*</b>	-5.282088	<b>0.0006*</b>
<i>lnCA</i>	-2.962642	<b>0.0475**</b>	-2.699347	0.2424
<i>lnGSYH</i>	-12.36374	<b>0.0000*</b>	-12.03676	<b>0.0000*</b>
Değişken	Birinci Fark		Birinci Fark	
	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	T-İstatistiği	Olasılık Değeri	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
<i>lnBES</i>	-6.248654	<b>0.0000*</b>	-6.874935	<b>0.0000*</b>
<i>lnBIST</i>	-5.843994	<b>0.0000*</b>	-5.933142	<b>0.0001*</b>
<i>lnCA</i>	-9.393424	<b>0.0000*</b>	-13.99574	<b>0.0000*</b>
<i>lnGSYH</i>	-16.28834	<b>0.0000*</b>	-16.02352	<b>0.0000*</b>

**Not:** PP testinde Akaike Bilgi kriteri kullanılarak gecikme uzunlukları seçilmiştir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 3’de değişkenlerin tamamının sabitli, sabitli-trendli ADF testine tabi tutulduğu dikkate alındığında *lnBIST*, *lnGSYH* ve *lnCA* değişkenlerinin düzey değerinde durağan [yani I(0)] oldukları, *lnBES* değişkeninin birim kök analiz tekniğiyle birinci fark düzeyinde durağan [yani I(1)] oldukları görülmektedir. Bu sonuçlara göre serilerin düzey ve birinci fark derecelerinden daha yüksek derecelerde durağan olmaması ve serilerin farklı düzeylerde durağan olması nedeniyle eşbütünleşme analizi için ARDL modeli seçilmiştir.

##### 4.2. ARDL Sınır Testi Analiz Sonuçları

ARDL sınır testi, kurulan modeller çerçevesinde ayrı ayrı analiz edilmiştir. İlk olarak BES ile GSYH değişkenleri arasındaki ilişkiye bakılmıştır. Modellerin ARDL yöntemi ile test edilmesi için uygun gecikme uzunluğunun



**ÖZKAN KARABACAK, H. ve MUMCU KÜÇÜKÇAYLI, F., “Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği”**

belirlenmesi gerekmektedir. Analizde gecikme uzunlukları belirlenmesinde, Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion, AIC) ya da Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criterion, SIC) gibi gecikme uzunluğunu belirleyen kriterler kullanılmıştır. ARDL modelinin analizinde kullanılan gecikme uzunluğu için AIC kriteri seçilmiştir.

**4.2.1. Model 1 Test Sonuçları**

Bağımlı değişken GSYH üzerinde bağımsız değişken BES’in etkisinin ölçüldüğü Model 1 sonuçları aşağıda yer almaktadır.

Tablo 4’de yer alan test sonuçlarına göre optimal gecikme uzunluğu 4 olarak tespit edilmiştir.

**Tablo 4. Gecikme Uzunluğu Belirleme(GSYH-BES)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-161.7772	NA	30.66151	9.098734	9.186707	9.129439
1	-131.698855	14372	7.206294	7.649934	7.913854	7.742049
2	-119.626620	79112	4.615108	7.201475	7.641342	7.355000
3	-88.8340549	61015	1.048415	5.713003	6.328815	5.927938
4	-81.524471	<b>10.96436*</b>	<b>0.882527*</b>	<b>5.529137*</b>	<b>6.320897*</b>	<b>5.805482*</b>

\* En uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Değişkenler arasında eş bütünleşmenin varlığını tespit edebilmek için kurulan modele sınır testi uygulanmış ve Tablo 5’de gösterilmiştir.

**Tablo 5. GSYH- BES Sınır Testi Sonuçları**

GSYH – BES F-Bounds Test Sonucu			
k	F-istatistiği	%5 Alt-Üst Kritik Değerleri	%10 Alt-Üst Kritik Değerleri
1	6.979391**	4.94 5.73	4.04 4.78

**Not:** k bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

GSYH – BES		
EŞBÜTÜNLEŞME YOK	KARARSIZ BÖLGE	EŞBÜTÜNLEŞME VAR
4.94	5.73	<b>6.97</b>

**Şekil 1. Sınır Testi Sonucu(GSYH-BES)**

Tablo 5 ve Şekil 1’de gözlemlendiği gibi F test istatistik değeri (6.97) olarak bulunmuştur. Bulunan sonuç % 5 anlamlılık düzeyinde üst kritik değerden (5.73) daha büyüktür. Değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğundan dolayı uzun dönem ilişkinin analizi için ARDL uzun dönem modeli kurulacaktır.

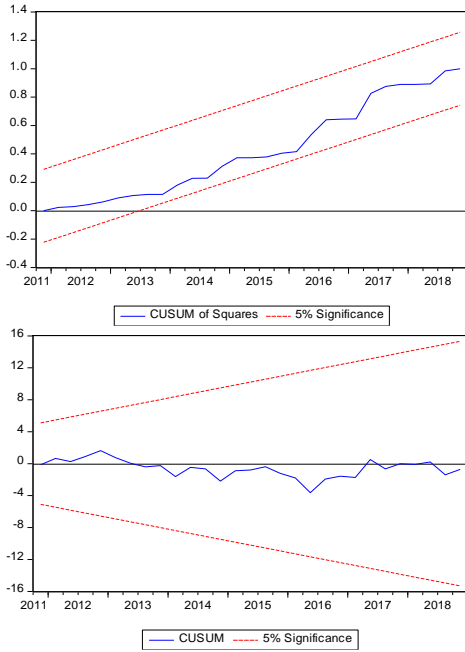
**Tablo 6. Uzun Dönemli İlişki Sonuçları GSYH –BES ARDL(4,1)**

ARDL Modeli Tahmin Sonuçları (Bağımlı Değişken : GSYSH)			
Değişken	Katsayı	T-istatistiği	Olasılık Değeri
LNGSYH(-1)	-0.472880	-3.137208	0.0039
LNGSYH(-2)	-0.520806	-3.438695	0.0018
LNGSYH(-3)	-0.470387	-3.118891	0.0041
LNGSYH(-4)	0.455435	3.076133	0.0045*
LNBES	4.754790	2.129875	0.0418
LNBES(-1)	-8.770299	-3.230908	0.0031*
C	16.18093	4.553323	0.0001
Uzun Dönemli İlişki Katsayıları (Bağımlı Değişken : GSYH)			
	Katsayı	T-istatistiği	
BES	-1.999120	<b>0.0154**</b>	
C	8.055668	0.0000	
Tanısal Test Sonuçları			
R2		0.922461	
Adjusted R2		0.906418	
F-istatistiği		0.000000	
D-W stat		2.131973	
LM		3.620708 (0.1636)	
Jargue – Bera İstatistiği		1.131158(0.567970)	
Breusch-Pagan-Godfre İstatistiği		2.509269(0.8674)	

**Notlar:** \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

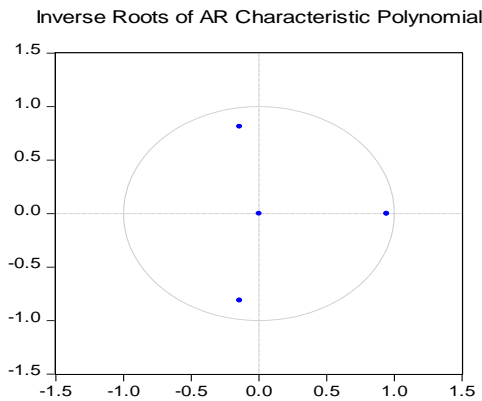
Tablo 6 incelendiğinde, bireysel emeklilik değişkeninin katsayısının negatif (-1.999120) ve istatistiki açıdan anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer bir deyişle, BES ve GSYH’a eşbütünleşik olmasının yanı sıra bu ilişkinin yönü beklenenin aksine negatiftir. Tablo 6’daki tanısal test sonuçlarına göre GSYH-BES değişkeninin uzun dönemdeki ilişkisine bakıldığında otokorelasyon, değişen varyans problemi ve model kurma

hatasının olmadığı, modelde hata terimlerinin normal dağıldığı görülmektedir.



Şekil 2. Cusum ve Cusum of Squares Test Sonuçları (GSYH-BES)

Şekil 2 incelendiğinde, elde edilen eğrinin, analiz dönemi boyunca, %5 anlamlılık düzeyini gösteren kritik sınırlar arasında kaldığı görülmektedir. Buna bağlı olarak, tahmin edilen katsayıların, analiz dönemi boyunca, **istikrarlı olduğu ve yapısal kırılma olmadığı** ifade edilebilir.



Şekil 3. AR Grafik (GSYH-BES)

Modelin durağanlığı katsayı matrisinin öz değerlerine bakılarak değerlendirilir. Katsayı

matrisine ait öz değerlerin hepsi eğer birim çemberin içerisinde ise sistemin durağan ya da istikrarlı olduğu gözlemlenir. Şekil 3'te de görüldüğü üzere AR karakteristik polinomunun ters köklerinin konum olarak birim çember içerisinde olması modelin **durağanlık açısından herhangi bir sorun taşımadığını göstermektedir.**

#### 4.2.2. Model 2 Test Sonuçları

Bağımlı değişken BIST üzerinde bağımsız değişken BES'in etkisinin ölçüldüğü Model 2 sonuçları aşağıda yer almaktadır. Tablo 7'de yer alan test sonuçlarına göre optimal gecikme uzunluğu 2 olarak tespit edilmiştir.

Tablo 7. Gecikme Uzunluğu Belirleme(BIST-BES)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-14.32168	NA	0.008489	0.906760	0.994733	0.937465
1	36.53654	<b>93.24006*</b>	0.000629	-1.696474	-1.323565	-1.604359
2	41.74176	8.964545	<b>0.000590*</b>	<b>-1.763431*</b>	<b>-1.432555*</b>	<b>-1.609906*</b>
3	44.50666	4.454564	0.000636	-1.694815	-1.079002	-1.479879
4	45.21910	1.068655	0.000772	-1.512172	-0.720413	-1.235827

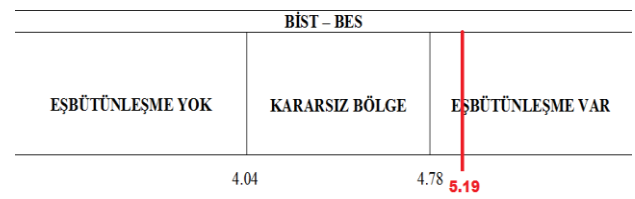
\*En uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Değişkenler arasında eş bütünleşmenin varlığını tespit edebilmek için kurulan modele sınır testi uygulanmış ve Tablo 8'de gösterilmiştir.

Tablo 8. BIST- BES Sınır Testi Sonuçları

BIST - BES F-Bounds Test Sonucu			
k	F-istatistiği	%5 Alt-Üst Kritik Değerleri	%10 Alt-Üst Kritik Değerleri
1	5.193693***	4.94 5.73	4.04 4.78

Not: k bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.



Şekil 4. Sınır Testi Sonucu(BIST-BES)

**ÖZKAN KARABACAK, H. ve MUMCU KÜÇÜKÇAYLI, F., “Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği”**

Tablo 8 ve Şekilde 4’de gözlemlendiği gibi analiz sonucunda ortaya çıkan F testi istatistiği (5.19) olarak bulunmuştur. Bulunan F test değeri % 10 anlamlılık düzeyinde üst kritik değerden (4.78) büyüktür. Değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç doğrultusunda serilerin uzun dönem ilişkisini analiz etmek için ARDL modeli kurulacaktır.

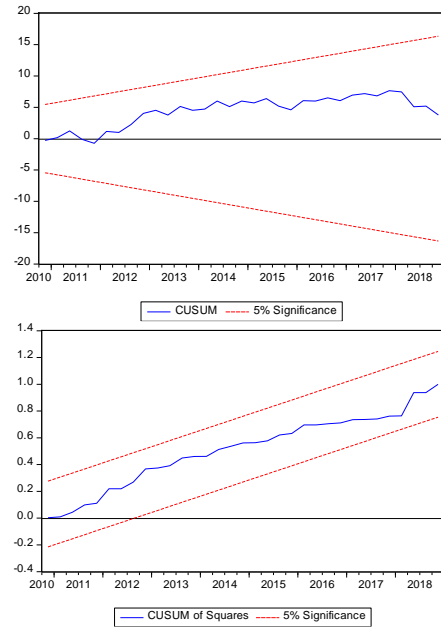
**Tablo 9. Uzun Dönemli İlişki Sonuçları BIST-BES ARDL(1,2)**

ARDL Modeli Tahmin Sonuçları (Bağımlı değişken: BİST)			
Değişken	Katsayı	T-istatistiği	Olasılık
LNBIŞT(-1)	0.799160	0.071697	0.0000*
LNBEŞ	0.034144	0.060880	0.5787
LNBEŞ(-1)	0.055761	0.080826	0.4951
LNBEŞ(-2)	-0.212983	0.074640	0.0074*
C	2.501440	0.836451	0.0052
Uzun Dönemli İlişki Katsayıları (Bağımlı değişken: BİST)			
	Katsayı	T-istatistiği	
BES	-0.612815	<b>0.0290**</b>	
C	12.45491	0.0000	
Tanısal Test Sonuçları			
R2		0.858034	
Adjusted R2		0.840826	
F-istatistiği		0.000000	
D-W stat		2.289288	
LM		1.377116(0.5023)	
Jargue – Bera İstatistiği		0.875299(0.645552)	
Breusch-Pagan-Godfre İstatistiği		1.029649(0.9053)	

**Notlar:** \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

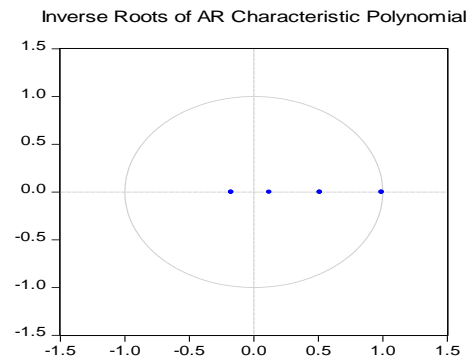
Tablo 9 incelendiğinde, bireysel emeklilik değişkeninin katsayısının negatif (-0.612815) ve istatistiki açıdan anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer bir deyişle, yatırıma yönlendirilen tutar ile eş bütünleşik olmasının yanı sıra bu ilişkinin yönü beklenenin aksine negatiftir.

Tablo 9’daki tanısal test sonuçlarına göre BIST-BES değişkeninin uzun dönemdeki ilişkisine bakıldığında otokorelasyon, değişen varyans problemi ve model kurma hatasının olmadığı, modelde hata terimlerinin normal dağıldığı görülmektedir.



**Şekil 5. Cusum ve Cusum of squares test sonuçları (BIST-BES)**

Şekil 5 incelendiğinde, elde edilen eğrinin, analiz dönemi boyunca, %5 anlamlılık düzeyini gösteren kritik sınırlar arasında kaldığı görülmektedir. Buna bağlı olarak, tahmin edilen katsayıların, analiz dönemi boyunca, istikrarlı olduğu ifade edilebilir.



**Şekil 6. Ar Grafik (BIST-BES)**

Şekil 6’da görüldüğü üzere AR karakteristik polinomunun ters köklerinin konum olarak birim çember içerisinde olması modelin durağanlık açısından herhangi bir sorun taşımadığını göstermektedir.

#### 4.2.3. Model 3 Test Sonuçları

Bağımlı değişken CA üzerinde bağımsız değişken BES’in etkisinin ölçüldüğü Model 3 sonuçları aşağıda yer almaktadır.

Tablo 10’de yer alan test sonuçlarına göre optimal gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilmiştir.

**Tablo 10. Gecikme Uzunluğu Belirleme(CA-BES)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-50.87303	NA	0.064678	2.937390	3.025364	2.968095
1	-15.41275	<b>65.01051*</b>	<b>0.011273*</b>	<b>1.189597*</b>	<b>1.453517*</b>	<b>1.281712*</b>
2	-14.66214	1.292716	0.013541	1.370119	1.809985	1.523644
3	-11.55767	5.001633	0.014324	1.419871	2.035684	1.634806
4	-10.68827	1.304102	0.017244	1.593793	2.385552	1.870138

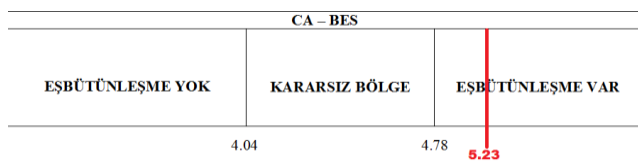
\*En uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Değişkenler arasında eş bütünleşmenin varlığını tespit edebilmek için kurulan modele sınır testi uygulanmış ve Tablo 11’de gösterilmiştir.

**Tablo 11. CA- BES Sınır Testi Sonuçları**

BİST – BES F-Bounds Test Sonucu			
k	F-istatistiği	%5 Alt-Üst Kritik Değerleri	%10 Alt-Üst Kritik Değerleri
1	5.231098***	4.94 5.73	4.04 4.78

**Not:** k bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.



**Şekil 7. Sınır Testi Sonucu(CA-BES)**

Değişkenler arasında eş bütünleşmenin varlığını tespit edebilmek için kurulan modele sınır testi uygulanmış, Tablo 11 ve Şekilde 7’de gözlemlendiği gibi analiz sonucunda ortaya çıkan F testi istatistiği (5.23) olarak bulunmuştur. Bulunan F test değeri %10 anlamlılık düzeyinde üst kritik değerden (4.78) büyüktür. Değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç doğrultusunda

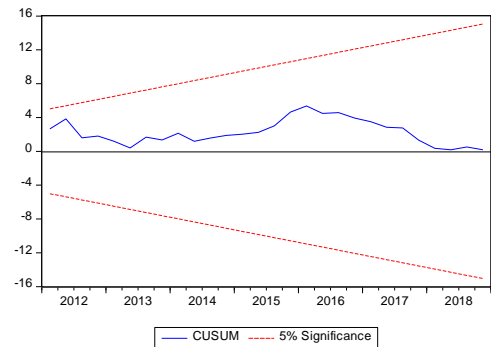
serilerin uzun dönem ilişkisini analiz etmek için ARDL modeli kurulacaktır.

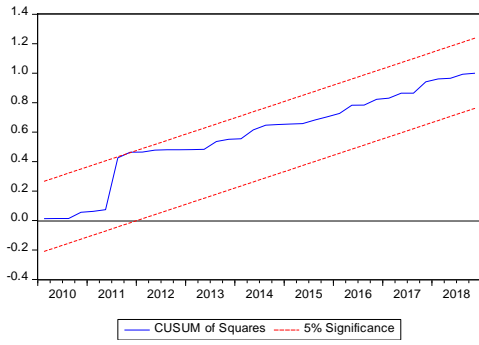
**Tablo 12. Uzun Dönemli İlişki Sonuçları CA-BES ARDL(1,1)**

ARDL Modeli Tahmin Sonuçları (Bağımlı değişken: CA)			
Değişken	Katsayı	T-istatistiği	Olasılık
LNCA(-1)	0.551396	4.216792	0.2230
LNBS	-0.273398	-2.203689	0.1340
C	4.716619	3.714341	0.0007
Uzun Dönemli İlişki Katsayıları (Bağımlı değişken: CA)			
	Katsayı	T-istatistiği	
BES	-0.777105	<b>0.1051</b>	
C	10.51400	0.0000	
Tanısal Test Sonuçları			
R2		0.399792	
Adjusted R2		0.366447	
F-istatistiği		0.000102	
D-W stat		1.991736	
LM		0.420349(0.8104)	
Jarque – Bera İstatistiği		1.616399(0.445660)	
Breusch-Pagan-Godfre İstatistiği		17.03897(0.0002)	

**Notlar:** \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

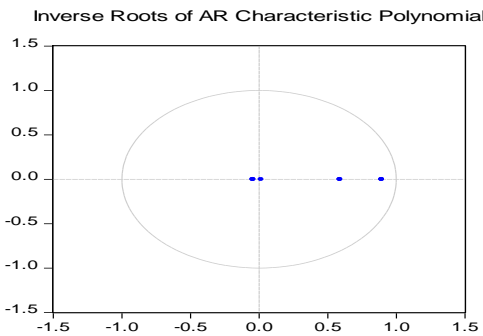
Tablo 12’deki tanısal test sonuçlarına göre CA-BES değişkeninin uzun dönemdeki ilişkisine bakıldığında otokorelasyon ve model kurma hatasının olmadığı, modelde hata terimlerinin normal dağıldığı görülmektedir. Modelde diğer değişkenlerden farklı olarak **değişen varyans problemi** bulunmaktadır. Diagnostik açıdan özet bir yorum yapılacak olunursa tahmin edilen model, otokorelasyon ve yapısal istikrarsızlık sorunlarını içermemektedir. Değişen varyans probleminden dolayı arasında çıkan ilişki anlamsız olacağı için Cari Açık ve BES arasındaki ilişki istatistiksel açıdan anlamsız olarak değerlendirilmiştir.





Şekil 8. Cusum ve Cusum Of Squares Test Sonuçları (CA-BES)

Şekil 8’de CUSUM ve CUSUMS Q yapısal değişim test sonuçları verilmiştir. Her iki şekil incelenecek olursa, herhangi bir gözlem %5 bant aralığı dışına taşmamıştır. Buna göre, tahmin edilen regresyon denkleminde katsayılar açısından yapısal istikrarsızlık söz konusu değildir. Yani, tahmin edilen regresyon denklemi istikrarlı bir denklem olmakla birlikte ele alınan dönem içerisinde yapısal kırılma bulunmamaktadır.



Şekil 9. AR grafik (CA-BES)

Şekil 9’da görüldüğü üzere AR karakteristik polinomunun ters köklerinin konum olarak birim çember içerisinde olması modelin durağanlık açısından herhangi bir sorun taşımadığını göstermektedir.

Değişkenler arasında kısa dönem ilişkisi analizini gerçekleştirmek için hata düzeltme teriminin olduğu ARDL modeli kurulmuş ancak yapılan analiz sonuçları istatistiki açıdan anlamsız çıkmıştır. Bu sebepten ötürü sonuçlara yer verilmemiştir.

### 4.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Yapılan analiz doğrultusunda öncelikle Toda-Yamamoto nedensellik testinin ilk aşaması olarak BES ve bağımlı değişkenler GSYH, BIST ve CA verilerinin düzeyleri kullanılarak standart VAR modeli oluşturulmuştur. Yaptığımız analizde BES ve GSYH için gecikme uzunluğu 4, BES ve BIST için gecikme uzunluğu 2 ve BES ve CA için ise gecikme uzunluğu 1 olarak alınmıştır. Daha sonra serilerimizin maksimum entegrasyon mertebesi  $d_{max}, 1$ ’dir ve VAR modelinin gerçek mertebesi olan 2’den küçüktür. Standart VAR modelimizin mertebesi maksimum entegrasyon mertebesi eklenecek yapay olarak BES ve GSYH için  $4+1=5$ ’e çıkarılmıştır. Aynı şekilde BES ve BIST için 3, BES ve CA için ise 2 olarak belirlenmiştir. VAR modeli hata terimlerindeki heteroskedastisiteyi ve hata terimleri arasındaki korelasyonu dikkate alması nedeniyle Seemingly Unrelated Regression (SUR) kullanılmıştır.  $\phi_{1i} = 0, \forall_i$  ve  $\delta_{1i} = 0, \forall_i$  ve hipotezleri MWALD kullanılarak test edilmiş ve nedenselliğin yönü belirlenmeye çalışılmıştır (Akar, 2008: 189).

Tablo 13. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Nedensellik Yönü	Gecikme Uzunluğu	$\chi^2$ İstatistiği	Olasılık Değeri
BES → GSYH	4	0.648665	0.9575
BES → BIST	2	2.020294	0.3642
BES → CA	1	1.356123	0.2442

Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarının yer aldığı Tablo 13’e göre kısa dönemde bireysel emeklilik sistemi, ekonomik büyüme, sermaye piyasası ve cari açık değişkenleri arasında herhangi bir sebep sonuç ilişkisi olmadığı anlaşılmıştır.

### 5. Sonuç

Bu çalışmada 2009:1-2018:4 dönemine ait üçer aylık veriler ile bireysel emeklilik sisteminin ekonomik büyüme, sermaye piyasası ve cari açık üzerine etkisinin olup olmadığı Türkiye açısından incelenmeye çalışılmıştır. Çalışmanın değişkenleri farklı düzeylerde durağan olması [I(0) veya I(1)] ve birinci dereceden daha yüksek

**ÖZKAN KARABACAK, H. ve MUMCU KÜÇÜKÇAYLI, F., “Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği”**

derecede durağanlık olmaması nedeniyle BES’in GSYH, BIST 100 ve CA üzerinde uzun dönem ilişkisi ARDL sınır testi ile analiz edilmiştir. Değişkenler arasında sebep sonuç ilişkisi Toda-Yamamoto testi ile incelenmiştir.

Çalışmada BES’in makroekonomik değişkenler üzerine etkisi üç model kurularak ayrı ayrı incelenmiştir. Analiz sonuçları incelendiğinde Model 1’de BES ile GSYH arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiş ve BES’in katsayısının negatif ve istatistiki açıdan anlamlı olduğu görülmüştür. Diğer bir deyişle, GSYH ile BES eş bütünleşiktir ve ayrıca bu ilişkinin yönü negatiftir. BES’in yatırıma yönlendirilen tutarının GSYH’yı artırması beklenirken tersi bir sonuç çıkmıştır. Bu doğrultuda sonucun negatif çıkması, bireysel emeklilik sisteminde yatırıma aktırılan tutarların ekonomik büyümeye olumlu katkı sağlayacak kadar yeterli düzeylerde olmamasından kaynaklanabilir. Elde edilen sonuç, düşük yurtiçi tasarruf oranları, dış finansman imkânları kısıtlı olan şirketlerin yatırımlarının azalmasına (Felstein-Horioka bilmececi) bunun da ekonomik büyümenin yavaşlamasına neden olmaktadır görüşü ile benzeşmektedir. Ayrıca yurt içi tasarruflardaki yetersizlik, ülkelerin makroekonomik dengelerinde bozulmalara neden olmaktadır görüşü çalışmanın sonucunu desteklemektedir (Başar, Eren ve Bozma, 2016: 592).

Model 2’de de BES ile sermaye piyasası göstergesi olarak alınan BIST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiş ve BES değişkeninin katsayısının negatif ve istatistiki açıdan anlamlı olduğu görülmüştür. Diğer bir deyişle, bireysel emeklilik sisteminde yatırıma yönlendirilen tutar ile BIST 100 endeksinin eş bütünleşik olmasının yanı sıra beklenen aksine bu ilişkinin yönü negatiftir. Eşbütünleşme ilişkisinin katsayısının negatif olması, emeklilik tasarruf fonlarının istenilen düzeylerde olmaması ve yatırıma yönlendirilen tutarların borsa yerine diğer yatırım enstrümanlarında değerlendirilmesinden kaynaklı olabileceği şeklinde açıklanabilir. Emeklilik

gözetim merkezi tarafından yayınlanan 30.04.2019 tarihli veriye göre faiz getirisi olan enstrümanlara yapılan toplam fon tutarının yaklaşık 22 Milyon TL, hisse senedine olan yatırım tutarı ise 3.875 Milyon TL olduğu görülmektedir. Ayrıca tasarruf sahipleri tasarruf tercihlerini riskli enstrümanlar yerine daha güvenli sabit getirili yatırım araçlarından yana kullanmaktadır. Devlet katkısı teşviki ile BES’te toplanan fon tutarının artmasına rağmen, tasarrufun halen yeterli düzeyde olmaması ve küresel-ulusal yönde yaşanan ekonomik dalgalanmaların, tasarrufların riskli enstrümanlardan güvenli sabit getirili yatırımlara yönlendirilmesi, BES’in BIST100 endeksi üzerinde beklenen yönde pozitif olmamasının sebepleri olarak açıklanabilir. Bireysel emeklilikte biriken fonların daha fazla sermaye piyasası araçlarına yatırım yapılarak sermaye piyasasının derinleşmesine katkı sağlanmasıyla negatif etkinin pozitif yöne doğru yönelmesi beklenir. 29 Mayıs 2019 tarihinde Hazine ve Maliye Bakanlığının «Devlet katkılarının asgari yüzde 10’u BIST 100, BIST Sürdürülebilirlik, BIST Kurumsal Yönetim endeksleri ve Borsa İstanbul AŞ tarafından hesaplanan katılım endekslerindeki paylarda değerlendirilecek.» yönünde karar alınması, bu olumsuz durumu pozitif yöne çevirmeye yönelik bir adım olarak kabul edilebilir. Araştırmada kurulan üçüncü modele göre, Cari Açık ve BES arasında istatistiki açıdan anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmamıştır.

Kısa dönemli sebep sonuç ilişkisinin incelendiği Toda-Yamamoto testi sonuçlarında ise BES ve GSYH, BIST ve CA değişkenleri arasında herhangi bir nedenselliğe ulaşılmamıştır. Bu sonuçlar Ayunku ve Etale (2015), Kaygısız, Kaya ve Kösekahyaoğlu (2016), Şahin vd.(2018), Çelik ve Erer (2018)’in yaptıkları çalışmalarla uyum göstermektedir.

Türkiye ve benzeri gelişmekte olan ülkelerde zaman içerisinde bireysel emeklilik sisteminde toplanan fonların daha yüksek düzeylere ulaşmasıyla ekonomik gelişmeye olumlu yönde etki yapacağı, aynı zamanda gelecekte sermaye

***ÖZKAN KARABACAK, H. ve MUMCU KÜÇÜKÇAYLI, F., “Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği”***

piyasası ve cari açık üzerindeki beklentilerin karşılanabileceği yönde etkili olması beklenmektedir. Bireysel emeklilik sisteminin bu olumlu etkileri için ilk olarak kamu kesimi ve sermaye piyasalarına olan güvenin güçlendirilmesi ve yatırılan fonların enflasyon karşısında değer kaybına uğramayacak şekilde yatırıma dönüştürülmesi ve etkin şekilde yönetilmesi sağlanmalıdır. Bu aynı zamanda tasarrufların reel anlamda erimesini engelleyerek BES'ten cayma durumlarını en aza indirmeyi sağlayacaktır. Ayrıca toplumun finansal okuryazarlık seviyesi artırılarak bireysel emeklilik sistemine yönelik bilinçlendirme ve dolayısıyla uzun vadeli tasarruflara teşvik edilmesi BES'de birikecek fon miktarlarında daha yüksek artışlar sağlanabilecektir.



**KAYNAKÇA**

- Akar, C. (2008). Hisse Senedi Fiyatlarıyla Yabancı İşlem Hacmi Arasında Nedensellik: Toda-Yamamoto Yaklaşımı. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*. s(37), 185-192.
- Ayunku, P. E., and Etale, L. M. (2015). Determinants of Stock Market Development in Nigeria: A Cointegration Approach. *Advances in Research*, vol.3, No.4, pp. 66-373.
- Başar, S., Eren, M. ve Bozma, G. (2016). Bireysel Emeklilik, Tasarruf Oranı ve Cari Açık Arasındaki İlişkiler: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama. *International Conference on Eurasian Economies Bildiri Kitabı*, 591- 597.
- Bolak, M. (1994). Sermaye Piyasası Menkul Kıymetler ve Portföy Analizi, *Beta Yayınlar*, İstanbul.
- Brückner, M. and Pappa, E. E. (2013). On the Relationship Between Domestic Savings and the Current Account in Poor Countries: Evidence and Theory. [http://apps.eui.eu/Personal/Pappa/Papers/RelatDomSav\\_Sept2013.pdf](http://apps.eui.eu/Personal/Pappa/Papers/RelatDomSav_Sept2013.pdf) (15.01.2019).
- Çelik, O. ve Erer, E. (2018). Bireysel Emeklilik Fonları ve Cari Açık Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Ege Akademik Bakış*, C.18, S.2, 289-305.
- Çeştepe, H. ve Yıldırım, E. (2016). Türkiye’de Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, C.30, S.16, 12-26.
- Çiğdem G., (2017). Investigation of the Relationship Between Current Account Deficit and Savings in MENA Economies: An Empirical Approach. *International Journal of Economics and Research*, Vol.8, Issue.3, 1-6.
- Dickey, D. A. ve Fuller W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root. *Econometrica*, Vol.49, Is.4, 1057-1072.
- Dikmen, N. (2012). Ekonometri Temel Kavramlar ve Uygulamalar. *Dora Yayınları*, Bursa.
- Farayibi, A. (2016). The Funded Pension Scheme and Economic Growth in Nigeria. *Munich Personal RePEc Archive Paper*, No. 73613, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/73613>.
- Göktaş, P., Pekmezci, A. ve Bozkurt, K. (2019). Ekonometrik Serilerde Uzun Dönem Eşbütünleşme ve Kısa Dönem Nedensellik. *Gazi Kitabevi*, Ankara.
- Gujarati, D. N. (1999). Temel Ekonometri. (Çev. Ü. Şenesen & G.G. Şenesen). *Literatür Yayınları*, İstanbul.
- Impavido, G. and Musalem, A.R. (2000). Contractual Savings, Stock, and Asset Markets. *Policy Research Working Paper*, No. 2490. World Bank, Washington.
- Kaya, M. (2016). Türkiye’de Cari Açık Sorunu ve Nedenleri. *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, C.6, S. 10, 51-75.
- Kaygısız, A. D., Kaya, D. G. ve Kösekahyaoğlu, L. (2016). Türkiye’de Tasarruf, Yatırım, Cari Açık ve Büyüme: 1980- 2014 Dönemi Üzerine Bir Nedensellik İlişkisi Analizi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, C7.S.1, 273-300.
- Kaynak, M. (2011). Büyüme Teorileri Giriş, *Gazi Kitabevi*, Ankara.
- Kutlar, A. (2012). Ekonometriye Giriş. *Nobel Akademik Yayıncılık*, Ankara.
- Narayan, P.K. ve Smyth, R. (2006). Higher Education, Real Income and Real



**ÖZKAN KARABACAK, H. ve MUMCU KÜÇÜKÇAYLI, F., “Bireysel Emeklilik Sisteminin Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği”**

- Investment in China: Evidence From Granger Causality Tests. *Education Economics*, Vol.14, Issue.1, 107-125.
- Özbek, N. (2006). Cumhuriyet Türkiye’sinde Sosyal Güvenlik ve Sosyal Politikalar. *Emeklilik Gözetim Merkezi, İstanbul Tarih Vakfı, İstanbul.*
- Paksu, M. T. (2007). Bireysel Emeklilik Sistemi ve Ekonomik Etkileri. *Pamukkale Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Denizli.*
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, Issue.3, 289-326.
- Philips, P. C. B. ve Perron P. (1988). Testing For A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, Vol.75, Issue.2, 335-346.
- Sancak, E. ve Demirci, N. (2012). Ulusal Tasarruflar ve Türkiye’de Sürdürülebilir Büyüme için Tasarrufların Önemi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, C.8S.2, 159-198.
- Serper, Ö. (1993). Uygulamalı İstatistik. *Filiz Kitapevi, İstanbul.*
- Şahin, S., Özdemir, Z.A. ve Önal, Y. B. (2018). Türkiye’de Bireysel Emeklilik Sisteminin Sermaye Piyasasının Gelişimi Üzerindeki Etkisi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, C.33, S.2, 517-541.
- Tarı, R. (2015). Ekonometri. *Umuttepe Yayınları, Kocaeli.*
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995). Statistical Inference in Vector Auto-regressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, C.66, S.1, 225-250.
- Yılancı, V. ve Özcan, B. (2010). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin Savunma Harcamaları ile GSMH Arasındaki İlişkinin Analizi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, C.11, S.1, 21-33.
- Zandberg, L. ve Spierdijk, E. (2010). Funding of Pensions Funding of Pensions and Economic Growth: Are They Really Related?, *Journal of Pension Economics and Finance*, 12(02), 1-42.