

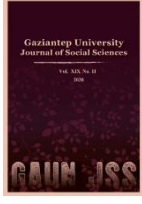
PAPER DETAILS

TITLE: Türkiye'de Özel Sağlık Sigortası Şirketlerinin Prim Toplama Başarısında Enflasyonun Etkisi

AUTHORS: Oguz Kara

PAGES: 1571-1586

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/3924642>



GAZİANTEP UNIVERSITY JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES

Journal homepage: <http://dergipark.org.tr/tr/pub/jss>



Araştırma Makalesi • Research Article

Türkiye'de Özel Sağlık Sigortası Şirketlerinin Prim Toplama Başarısında Enflasyonun Etkisi

The Impact of Inflation on the Premium Collection Success of Private Health Insurance Companies in Türkiye

Oğuz KARA^{a*}

^a Doç. Dr., Düzce Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Düzce / TÜRKİYE
ORCID: 0000-0002-8934-5608

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 12 Mayıs 2024

Kabul tarihi: 3 Haziran 2024

Anahtar Kelimeler:

Özel Sağlık Sigortası,
Sağlık Sigorta Primleri,
Eşbütünleşme Analizi.

ARTICLE INFO

Article History:

Received: May 12, 2024

Accepted: June 3, 2024

Keywords:

Private Health Insurance,
Health Insurance Premiums,
Cointegration Analysis.

ÖZ

Sağlık hizmetlerinin finansmanın nasıl sağlanacağı her ülkenin cevabını aradığı önemli sorulardan biridir. Sağlık alanında yaşanan teknolojik gelişmeler, yeni tedavi yöntemlerinin bulunması, ilaç maliyetlerindeki artış ve ortalama yaşam süresinin uzaması ülkelerin sağlık harcamalarında artışlara neden olmuştur. Devletin sunduğu sağlık hizmetlerinin yetersiz veya kapsamının sınırlı olduğu durumlarda tercih edilen özel sağlık sigortası, bireylerin sağlık hizmetlerine erişimini kolaylaştırmak ve mali risklerini azaltmak için önemli bir araçtır. Özel sağlık sigortacılığı bireylerin, sağlık konusunda taşıdıkları riskleri, belirlenen miktarda prim karşılığında, bir özel sigorta şirketine devretmesi olarak tanımlanabilir. Özel sağlık sigortasında primler çoğunlukla sigorta yaptırmak isteyen kişinin risk durumuna (yaş, sağlık durumu, cinsiyet vb.) ve talep ettiği teminatın kapsamına göre belirlenir. Ekonomik koşullar özel sağlık sigortacılığını doğrudan etkilemektedir. Enflasyonist bir ortamda bireylerin özel sağlık sigortacılığına yönelimlerini belirlemek, sektördeki değişimleri anlamak açısından önemlidir. Bu çalışma Türkiye'de Özel Sağlık Sigortası hizmeti sunan şirketlerinin prim toplama düzeyinin enflasyondan hangi yönde ve ne oranda etkilendiğini belirlemeyi amaçlamaktadır. Çalışma, Türkiye'deki 25 özel sağlık sigorta hizmeti veren işletmeyi kapsamaktadır. 2015-2023 dönemi aylık bazda enflasyon düzeyi ile sigorta şirketlerinin özel sağlık sigortası toplam prim değerleri arasındaki ilişki Augmented-ARDL eşbütünleşme metodolojisi kullanılarak incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre özel sağlık sigortası ile TÜFE arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenmiştir. TÜFE endeksindeki yüzde birlik bir artışın reel özel sağlık sigortası primlerini yüzde 0,72 puan artırdığı tespit edilmiştir.

ABSTRACT

How to finance health services is one of the most important questions that every country seeks the answer to. Technological developments in the field of health, the discovery of new treatment methods, the increase in drug costs and the increase in the average life expectancy have led to increases in the health expenditures of countries. Private health insurance, which is preferred when government health services are inadequate or limited in scope, is an important tool to facilitate individuals' access to health services and reduce their financial risks. Private health insurance can be defined as individuals transferring their health risks to a private insurance company in return for a set premium. In private health insurance, premiums are generally determined according to the risk status (age, health status, gender, etc.) and the scope of the coverage requested. In an inflationary environment, it is important to determine individuals' orientation towards private health insurance in order to understand the changes in the sector. This study aims to determine in which direction and to what extent the premium collection level of private health insurance companies in Türkiye is affected by inflation. The study covers 25 private health insurance companies operating in Türkiye. The relationship between the level of inflation on a monthly basis for the period 2015-2023 and the total premium values of private health insurance of insurance companies is analyzed using ARDL cointegration methodology. According to the results, there is a cointegration relationship between private health insurance and CPI. A one percent increase in the CPI index increases real private health insurance premiums by 0.72 percentage points.

* Sorumlu yazar/Corresponding author.
e-posta: oguzkara@duzce.edu.tr

EXTENDED ABSTRACT

Private health insurance is considered an important tool to facilitate individuals' access to health services and reduce their financial risks. It has emerged with the motive of individuals to take precautions against risks such as illness and accidents and their economic consequences. Private health insurance represents the insurance that individuals purchase with out-of-pocket payments. Today, the demand for private health insurance is increasing day by day. It is generally preferred in cases where the health services provided by the state are inadequate or narrow in scope. Private health insurance contributes to the financing of health services by reducing the share of public health expenditures in general public expenditures. The main purpose of private health insurance is for the society to benefit from basic health services and have a healthier life. It supports the sustainability of health services by increasing the quality of health services.

In private health insurance, there is basically a principle of risk sharing. All members of the system contribute through premiums and these contributions accumulate in a pool. The expenditures of members in need of health services are provided from the funds accumulated in this pool. In such a system, those in poor health are supported by those in better health and those in poor income are supported by those with higher incomes. Individuals' propensity towards private health insurance is complex and multifaceted. Certain macroeconomic indicators may increase or decrease individuals' propensity to take out private health insurance. Especially during inflationary periods, people who experience income loss may change their tendency towards private health insurance. Determining the tendency of individuals towards private health insurance in an inflationary environment is important for understanding the changes in the sector. The expectation that the prices of health services will increase in the future may increase individuals' tendency to purchase private health insurance to protect against financial uncertainties. On the other hand, it is also expected that the increase in insurance premiums may negatively affect individuals' tendency to purchase private health insurance. The increasing effect of inflation on health insurance premiums is frequently emphasized in the literature. Rising health costs and increases in consumer expenditures may lead insurance companies to increase premiums. However, there is also significant evidence in the literature on the downward effects of inflation on health insurance premiums. Especially in a competitive environment, insurance companies may pursue different strategies to reduce cost pressures caused by inflation, which may lead to lower premium rates.

This study aims to determine the effects of inflation on private health insurance premium values. In the study, a monthly secondary data set covering the period 2015-2023 is used. The monthly real premium value of 25 private health insurance companies is used as the dependent variable. The explanatory variable that is thought to affect the private health insurance premium value is the CPI index. Time series analysis was utilized in the study. The relationship between private health insurance premium value and inflation is analyzed using Augmented-ARDL cointegration methodology. According to the results, there is a cointegration relationship between private health insurance and CPI. It is concluded that increases in the CPI rate increase private health insurance premiums in real terms. When the long-run coefficient estimation results are analyzed, it is determined that a one-point increase in the Consumer Price Index increases the real private health insurance premium values by 20166 TL in real terms. The results of the analysis show that an increase in inflation increases private health insurance premium values, which is a finding different from the common views in the literature. Although there are predominantly results in the literature that inflation decreases private health insurance premium values, this study. Türkiye presents a different dynamic in the private health insurance market. This difference can be explained by a combination of factors such as Türkiye's economic conditions, access to health services and consumer preferences. Demands and tendencies of people considering private health insurance should be well analyzed and product diversification should be carried out to offer personalized policies with enriched coverage. In an inflationary environment, arrangements should be made to prevent any loss of assurance for individuals who have insurance. The development and growth of the insurance sector, and private health insurance in particular, depends primarily on the improvement of economic conditions at the macro and micro levels. In this respect, unemployment and inflation rates should be reduced, income level should be increased, inequalities in income distribution should be eliminated and the general welfare level of the society should be raised. For this purpose, it is of great importance for the development of the sector that the political authority and authorized public bodies implement the right economic policies and activities. The increase in the efficiency of insurance companies largely depends on the favorable course of economic indicators.

Giriş

Hastalık ve kaza gibi risklere ve bunların oluşturacağı ekonomik sonuçlarına karşı bireylerin önlem alma güdüsüyle ortaya çıkan özel sağlık sigortacılığının günümüzde sigortacılık sektörü içerisindeki önemi giderek artmaktadır. Özel sağlık sigortası genellikle kamu sağlık hizmetlerinin yetersiz olduğu veya kişilerin daha hızlı ve daha geniş bir sağlık hizmeti almak istediği durumlarda tercih edilmektedir. Bireylerin özel sağlık sigortacılığına yönelik eğilimleri oldukça karmaşık ve çok yönlüdür. Sağlık bakım maliyetlerinin yüksek olması, sosyal güvenlik sistemlerinin dar kapsamlı olması, sağlık sorunlarının ve tedavi yöntemlerinin giderek artması, zaman kaybını önleme isteği ve finansal gelir düzeyi yüksek olan gurupların varlığı özel sağlık sigortası sistemine yönelimin en önemli belirleyicileridir. Özel sağlık sigortacılığını etkileyen önemli parametrelerden birisi de şüphesiz fiyat istikrarsızlığıdır.

Enflasyonun artması, sağlık hizmetlerinin maliyetlerini etkilemekte ve özel sağlık sigortası primlerinde fiyatlama kaynaklı artışlara neden olmaktadır. Gelecekte sağlık hizmetlerinin fiyatlarının artacağı beklentisi, bireylerin mali belirsizliklere karşı korumak adına özel sağlık sigortası yapma eğilimini artırabilmektedir. Sağlık hizmetlerinin maliyetlerinin daha da yükselmesinden endişe duyan bireyler mevcut sağlık harcamalarını daha önceden belirlenmiş bir maliyetle karşılayabilmek adına özel sağlık sigortasına yönelebilirler (Artabe ve Sigüenza, 2019, s. 171). Buna karşılık sigorta primlerindeki artışın bireylerin özel sağlık sigortası yapma eğilimini olumsuz etkileyebileceği de unutulmamalıdır. Özellikle gelir düzeyi düşük olan bireyler için artan primler ekonomik bir yük hâline gelebilir ve sigorta sahibi olmayı daha az erişilebilir kılabilir (Çelik ve Kayalı, 2009; s. 36; Şener ve Behdioğlu, 2013, s. 532; Arı ve Gülcemal, 2019, s. 153). Enflasyon, fiyat istikrarsızlığına ve satın alma gücünün azalmasına neden olmaktadır. Bu durum bireylerin karar alma süreçlerini etkilemektedir. Gelecekteki fiyat artışlarını tahmin etmek ve bu artışlara uygun stratejiler geliştirmek tüm karar birimleri açısından zorlaşmaktadır. Bu çalışmanın da odak noktasını oluşturan enflasyonist ortamın, özel sağlık sigortacılığına olan yönelimini incelemek, sektördeki değişimleri anlamak açısından oldukça önemlidir.

Sigortanın amacı, sigortalı işletmelerin veya bireylerin daha önceden üstlenemeyeceği risklerin üstlenmesine aracılık etmek ve riskleri minimize etmektir (Mao vd., 2018, s. 216-217). Sigorta sektörünün, yurt içi tasarrufların harekete geçirilmesinde ve birikmiş sermayenin üretken yatırımlara dönüştürülmesinde önemli bir aracılık rolü bulunmaktadır. Armstrong (1933), sağlık sigortacılığının amacını bireylerin vücutta oluşabilecek sakatlıklar, işsizlik ve ölüm gibi nedenlerden oluşabilecek ekonomik sıkıntıları ortadan kaldırmak, kişinin hayat standartlarının bozulmasını engelleyerek felaketlere karşı sigortalamak ve bunlara ek olarak bireyi ekonomik olarak güvenceye altına almak olarak ifade etmektedir (Armstrong, 1933, s. 1). Özel sağlık sigortası özel sağlık primleri yoluyla finanse edilen sigorta planlarını, yani poliçe sahibinin belirli bir sigorta poliçesi kapsamında teminatı sağlamak için yaptığı ödemeleri içermekte ve genellikle bir sigortacı tarafından sigorta kapsamındaki bir kişiye düzenlenen sözleşmeden oluşmaktadır (OECD, 2023, s. 1-2). Özel sağlık sigortaları teminat kapsamlarına göre tamamlayıcı, destekleyici ve ikame edici sağlık sigortası olmak üzere üçe ayrılmaktadır (Şirin, 2021, s. 15). Tamamlayıcı özel sağlık sigortası devletin sağlık hizmetleri kapsamını tamamlayan, başka türlü geri ödenmeyen kalan maliyetlerin tamamını veya bir kısmını karşılayarak yalnızca nitelikli bakım maliyetlerinin bir kısmının ödenmesini amaçlayan özel sağlık sigortası branşıdır (OECD, 2004, s. 8). Destekleyici özel sağlık sigortası kamu sağlık sigortası kapsamı içerisinde olan sağlık hizmetlerini kapsayan özel sağlık sigortası branşıdır. Kamu sağlayıcıları ile aynı hizmeti sunmakla birlikte ek işlevler de sunmaktadır. Kamu planının kapsamadığı ek sağlık hizmetlerini kapsayan özel sağlık sigortası ülkelere göre değişiklik göstermekle birlikte lüks bakım, seçmeli bakım, uzun süreli bakım, dış bakımı, ilaç,

rehabilitasyon, alternatif veya tamamlayıcı tıp vb. veya otel ve huzurevi hastanesi gibi kamu sistemi tarafından finanse edilmeyen sağlık hizmetlerini içermektedir (Özkaraduman, 2019, s. 3).

Özel sağlık sigortaları primlerinin belirlenme şekilleri bireysel, grupsal ve toplumsal riskler tarafından belirlenmektedir (Mossialos ve Dixon, 2002, s. 275). Özel sağlık sigortaları ferdî veya grup hâlinde cepten ödeme ve tıbbi tasarruf hesapları gibi yöntemlerle satın alınabilen sigorta çeşididir (Tarım ve Güdük, 2019, s. 196). Özel sağlık sigortası prim hesaplaması sigorta yaptıran bireyin yaş, cinsiyet, hastalık geçmişi ve sağlık hizmeti kullanım sıklığı dikkate alınarak, bireylerin tercih ettiği teminat paketleri sigorta şirketlerinin oluşabilecek maliyetleri hesaplayarak oluşturmaktadırlar. Özel sağlık sigortası tercih edecek bireylerin risk profilleri göz önüne alınarak prim değerleri belirlenmektedir (Uğurluoğlu ve Özgen, 2008, s. 143).

Özel sağlık sigortaları sonuç itibarıyla kâr amaçlı bir finansman yöntemidir. Enflasyonist dönemlerde bireylerin özel sağlık sigortasına olan tutumlarındaki olası değişimler sağlık sigortası işletmelerinin prim toplama yeteneklerini etkilemektedir. Bu çalışmanın temel amacı Türkiye'de özel sağlık sigortası hizmeti sunan şirketlerin prim toplama düzeyinin enflasyondan ne ölçüde etkilendiğini belirlemektir. Çalışmada 2015-2023 döneminde Türkiye'de özel sağlık sigorta hizmeti sunan 25 sigorta şirketinin toplam yurtiçi ve yurtdışı sigorta prim değerleri ile aynı dönemdeki enflasyon oranları arasındaki ilişki zaman serileri metodolojisi (A-ARDL) yardımıyla incelenmiştir.

Literatür

Sağlık sigortası sektöründe enflasyonun etkileri üzerine yapılan araştırmalar hem akademisyenlerin hem de sektörle ilgili uzmanlarının ilgisini çekmektedir. Özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde, enflasyonun sağlık sigortası prim değerlerini nasıl etkilediği ve bu etkilerin özel sağlık sigortası şirketlerinin prim toplama başarısına nasıl yansıdığı merak konusudur. Enflasyonun sağlık sigortası prim değerlerini arttırıcı etkisi literatürde sıkça vurgulanmaktadır. Artan sağlık maliyetleri ve tüketici harcamalarındaki artışlar, sigorta şirketlerinin primlerini arttırma eğiliminde olmalarına neden olabilir. Ancak literatürde enflasyonun sağlık sigortası prim değerlerini azaltıcı etkilerine dair de önemli bulgular bulunmaktadır. Özellikle rekabetçi bir ortamda, sigorta şirketleri enflasyonun yarattığı maliyet baskılarını azaltmak için farklı stratejiler izleyebilirler ve bu da prim oranlarının düşmesine yol açabilir. Bu bağlamda, enflasyonun sağlık sigortası sektörü üzerindeki karmaşık etkilerini daha iyi anlamak için literatürdeki mevcut çalışmalar incelenmiş ve tartışma bölümünde Türkiye özelinde yaptığımız sonuçlarla kıyas edilerek sektördeki paydaşlara yol gösterici bilgiler sunmak amaçlanmıştır.

Arı ve Gülcemal (2019) çalışmalarında OECD ülkelerinde 2016 yılında makroekonomik göstergelerin sigorta sektörünün pazar payı üzerindeki etkisini incelemişlerdir. 2016 yılı enflasyon artış oranının sigorta sektörü pazar payı üzerinde negatif bir etki meydana getirdiği belirlenmiştir (Arı ve Gülcemal, 2019, s. 153-154).

Şener ve Behdioğlu (2013) çalışmalarında Türkiye'de 1990-2010 yılları arasında enflasyon oranlarındaki değişimin sigorta toplam prim üretimindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada özellikle 1994 ve 2001 yılı krizlerinde enflasyon artışı ile sigorta prim üretiminde azalışların ortaya çıktığını belirlemişlerdir (Şener ve Behdioğlu, 2013, s. 532-533).

Koç vd. (2018), çalışmalarında Borsa İstanbul'da işlem gören sekiz sigorta şirketinin firma değeri (Tobin'in Q Rasyosu) ile Tüketici Fiyat Endeksi arasındaki ilişki incelenmiştir. Panel veri analizinin kullanıldığı çalışmada tüketici fiyatları endeksindeki artışların Tobin'in Q rasyosunu olumsuz yönde etkilediği belirlenmiştir. (Koç vd., 2018, s. 35).

Eren ve Çütçü (2021) çalışmalarında Türkiye’de 1983-2019 yılları arasında sigortacılık sektörü ile ekonomik büyüme, enflasyon ve tasarruf değişkenleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Sonuç olarak sigortacılık sektörü ile ekonomik büyüme, enflasyon ve tasarruf değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. (Eren ve Çütçü, 2021, s. 137-138).

Satrovic ve Muslija (2018) 2005-2010 yılları arasında 150 ülke üzerinde yaptıkları çalışmalarında hayat sigortası talebinin belirleyicileri incelenmiştir. Çalışma sonucunda hayat sigortası ile gelir, demografik unsur ve eğitim değişkenlerinin pozitif ve anlamlı bir ilişki içerisinde olduğu belirlenmiştir. Fakat hayat sigortası ile enflasyon, bağımlılık oranı ve faiz oranı değişkenleri arasında anlamlı bir etki saptanamamıştır (Satrovic ve Muslija, 2018, s. 112-113).

Kjosevski (2012) çalışmasında Orta ve Güneydoğu Avrupa’daki 14 ülkede hayat sigortasının talebinin belirleyicilerini incelenmiştir. Panel sabit etkiler regresyonu yöntemi kullanılmıştır. Araştırma sonucunda kişi başına düşen GSYİH artışı, enflasyon, sağlık harcamaları, eğitim düzeyi ve hukukun üstünlüğünün hayat sigortası kullanımının en güçlü belirleyicileri olduğu tespit edilmiştir. (Kjosevski, 2012, s. 237).

Çelik ve Kayalı (2009) çalışmalarında 31 Avrupa ülkesinde hayat sigortası talebinin belirleyicilerini incelemişlerdir. Sonuç olarak hayat sigortası tüketimi ile gelir ve nüfus değişkenleri arasında pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir. Buna karşılık hayat sigortası talebi ile eğitim düzeyi ve enflasyon arasında negatif bir ilişki olduğu belirlenmiştir (Çelik ve Kayalı, 2009, s. 36).

Artabe ve Sigüenza (2019)’nın çalışmalarında İspanya’da özel sağlık sigortasının ekonomik durgunluk arasındaki ilişki incelenmiştir. İspanya’da meydana gelen ekonomik darboğazların özel sağlık sigortası tercihi üzerindeki etkisinin olumlu ve anlamlı olduğu ve özel sağlık sigortası alma eğilimlerini arttırdığı belirlenmiştir. (Artabe ve Sigüenza, 2019, s. 170-171)

Türner (2013) çalışmasında İrlanda özel sağlık sigorta primleri artışındaki nedenleri incelemiştir. Analiz sonucunda özel sağlık sigortası prim artışlarının genel enflasyon artışlarının üzerinde olduğu belirlenmiştir. Özel sağlık sigortası enflasyonunun ardındaki faktörler arasında kamu hastanelerindeki yatak ücretlerinin artması, artan tedavi hacmi ve artan hizmet ve teminat kalitesinin yer aldığı belirlenmiştir.

Saharif vd. (2018)’nın çalışmalarında İran ekonomisinde enflasyonun sağlık sistemi üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Anket verilerinin kullanıldığı çalışma sonuçlarına göre enflasyon artışının sağlık sistemini olumsuz etkilediği, cepten harcama düzeylerini arttırdığı ve kamuda hizmet kalitesi düştüğü için özel sağlık sigortacılığına yönelimleri arttırdığı belirlenmiştir.

Bourne (2009) çalışmasında Jamaika’da enflasyon oranlarındaki artışın sağlık hizmetleri kullanımı üzerindeki etkisini incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre enflasyonun sağlık sistemi kullanımında bir daralmaya yol açtığı belirlenmiştir. Özel sağlık sigortacılığının payı artsa da enflasyon dönemlerinde kamu sağlık hizmetlerinin özel sağlık hizmetlerine yerine ikame edilme eğiliminin arttığı belirlenmiştir.

Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmada tüketici fiyat endeksinin özel sağlık sigortası prim değeri üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenler Türkiye Sigorta Birliği (TSB) ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) veri tabanından temin edilmiştir. Veri seti aylık gözlemlerden oluşmakta olup 01.01.2015 ile 01.01.2023 dönemini kapsamaktadır. Çalışmanın bağımlı değişkeni özel sağlık sigortası toplam prim değerleridir. Özel sağlık sigortası prim değeri

değişkeni hayat ve emeklilik (HE) şirketleri ile hayat dışı şirketlerin (HD) (toplam 25 işletme) yurtiçi ve yurtdışı toplam prim değerlerini (TL) ifade etmektedir. Parasal büyüklük olan özel sağlık sigortası prim değerleri deflator endeksi kullanılarak reel hâle getirilmiştir. 2015 yılından itibaren analize dâhil edilen şirketlerin bir kısmının zaman içerisinde isimleri değişmiş olsa da şirket kodları sabit kalmıştır.

Analizde kullanılan açıklayıcı değişken Tüketici Fiyat Endeksidir (TÜFE). TÜFE endeksi 2003 yılı baz alınarak hesaplanmış tüketici fiyatlarındaki değişimi ifade etmektedir. Reel Sağlık Sigortası Toplam Prim değeri ile TÜFE endeksi modelde logaritmik olarak kullanılmıştır. Kullanılan değişkenler, kısaltmaları ve değişken açıklamaları aşağıdaki Tablo 1'de özetlenmiştir.

Tablo 1. Değişken Tanımları

Değişkenler	Açıklamalar	Kaynak
LNSSPD	Reel Özel Sağlık Sigortası Toplam Prim Değeri: Özel Sağlık Sigortası Prim Değeri Deflator Endeksine bölünerek reel hale dönüştürülmüştür. Daha sonra logaritması alınmıştır.	Türkiye Sigortalar Birliği (TSB) tsb.org.tr
LNTUFE	Aylık Tüketici Fiyat Endeksi (2003 Baz Yılı) değişkeninin logaritması	Türkiye İstatistik Kutumu (TÜİK) tuik.gov.tr

Bağımlı değişken olan özel sağlık sigortası prim değeri (yurt içi ve yurt dışı) yukarıdaki alt başlıkların toplamını ifade etmekte olup şirket bazlı toplam özel sağlık sigortası prim değerleri Ek 1'de gösterilmiştir. Toplam 25 şirketin özel sağlık sigortası prim değerlerinin hesaplanmasında ilk olarak özel sağlık sigortası branşları ve kodları 3 ana başlık altında - Hastalık (784), Sağlık Toplam (785) ve Seyahat Sağlık (786)- toplanmıştır. Hastalık branşı tek başlıkta ifade edilirken sağlık toplam branşı 4, seyahat sağlık branşı ise tek başlıkta ifade edilmektedir. Sağlık Toplam (785) branşında 4 alt başlık bulunmaktadır, bunlar: Acil Sağlık (904), Yabancılar için Sağlık (905), Tamamlayıcı Sağlık (906) ve Sağlık (907) olarak kodlanmıştır. Ayrıca Tamamlayıcı Sağlık (906) kodlu branş kendi içerisinde: Yatarak Tedavi (90601) ve Yatarak ve Ayakta Tedavi (90602) olmak üzere iki alt başlık altında toplanmıştır. Sağlık (907) kodlu branş kendi içerisinde: Yatarak Tedavi (90701) ve Yatarak ve Ayakta Tedavi (90702) olmak üzere iki alt başlık altında toplanmıştır.

Özel Sağlık Sigortası Prim Değeri = [Hastalık (784) + Sağlık Toplam (785) + Seyahat Sağlık (786)]

Analizde kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 2'de gösterilmiştir. Ayrıca her bir değişkenin zaman içerisindeki değişimi Ek 2 ve Ek 3'de gösterilmiştir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

	LNSSPD	LNTUFE
Mean	16.03731	6.038172
Median	16.13678	5.988235
Maximum	17.09790	7.092973
Minimum	14.74670	5.523259
Std. Dev.	0.520997	0.418653
Skewness	-0.555767	0.912718
Kurtosis	2.703876	3.021033
Jarque-Bera	5.347931	13.46951
Probability	0.068978	0.001189
Observations	97	97

Sağlık sigorta prim değeri ile Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) arasındaki ilişkinin belirlenmesinin hedeflendiği bu çalışmada zaman serileri analiz yöntemleri kullanılmıştır. Zaman serileri analizlerinin ilk aşaması, incelenen dönem içerisinde serilerin durağan olup

olmadığının belirlenmesidir. Ortalaması, varyansı ve kovaryansının zamana bağlı olarak değişmeyen seriler durağan olarak ifade edilir. Durağan bir seri aşağıdaki üç özelliği taşımaktadır (Üzümcü, 2019, s. 4-5).

$$\text{Ortalama: } E(Y_t) = E(Y_{t+m}) = \mu_Y \quad (1)$$

$$\text{Varyans: } \text{Var}(Y_t) = E[(Y_t - \mu_Y)^2] = E[Y_{t+m} - \mu_Y]^2 = \sigma_Y^2 = \gamma_0 \quad (2)$$

$$\text{Kovaryans: } \gamma_m = \text{Cov}(Y_t, Y_{t+m}) = E[Y_t - \mu_Y]^2 \quad (3)$$

Denklemdaki γ_m aralarında m dönem fark olan Y_t ve Y_{t+m} arasındaki kovaryanstır. Ekonometrik bir model kurulmadan önce serinin durağanlığının belirlenmesi gerekmektedir. Bir değişkenin durağan özellik taşıyıp taşımadığını anlamak için ya da kaçınıcı dereceden durağan olduğunu belirlemek için en çok tercih edilen yöntem birim kök testidir (Gujarati, 2022, s. 749). Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen ADF birim kök testi ve Phillips-Perron birim kök testi en yaygın kullanılan birim kök testleridir. Durağanlığın yanı sıra potansiyel yapısal kırılmaların tespiti için kırılmalı birim kök testi (Minimize Dickey Fuller) son dönemde sıklıkla kullanılmaktadır. Kırılmalı birim kök testi iki aşamalı bir prosedür içermektedir. İlk adımda, zaman serilerinin trend ve kırılma değişkenleri sıradan en küçük kareler (OLS) ile ikinci adımda, geliştirilmiş bir birim kök yardımıyla bir birim kökün varlığı araştırılmaktadır (Tsiantikoudis vd., 2019, s. 8).

Durağanlık derecesinin tespit edilmesinden sonraki adım seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesidir. Eşbütünleşme analizlerinde durağanlık derecesine bağlı olarak Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen iz istatistiği veya Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) yöntemi kullanılmaktadır. Johansen ve Juselius (1990) yönteminin kullanılabilmesi için serilerin $I(1)$ olma şartı bulunmaktadır. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi, bağımlı değişkenin birinci farkı alınmış formda durağan $I(1)$ olması gerektiği varsayımı altında, bağımsız değişkenlerin $I(1)$ 'de bütünleşik veya $I(0)/I(1)$ 'e kesirli bütünleşik olmasını gerektirmektedir. McNown vd. (2018) ve Sam vd. (2019), ARDL sınır testi yaklaşımının uygulanmasının ön koşullarından biri olan bağımlı değişkenin $I(1)$ 'de entegre olması gerekliliğinin çoğu zaman yerine getirilmediğini ileri sürmüşlerdir. McNown vd. (2018) tarafından önerilen Augmented ARDL (A-ARDL) sınır testi eşbütünleşme yaklaşımı, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımına yöneltilen eleştirilerinin üstesinden gelmektedir. Bu model, değişkenlerin $I(2)$ 'ye entegre edilmeleri dışında herhangi bir sırada entegre edilmelerine izin vermektedir (Rej vd., 2022, s. 8). Bağımlı değişkenin $I(0)$ buna karşılık bağımsız değişkenin $I(1)$ olduğu durumlarda ise Sam vd.'nin (2019) geliştirdiği ise ARDL (A-ARDL) prosedürü kullanılmaktadır (Göksu ve Balkı, 2023, s. 56). Log-lineer spesifikasyon altında A- ARDL modeli aşağıdaki gibi sunulabilir.

$$\begin{aligned} \Delta \text{LNSSPD}_t = & a_0 + a_1 \text{LNSSPD}_{t-1} + a_1 \text{LNTUFE}_{t-1} + \sum_{j=1}^{k1} \beta_1 \Delta \text{LNSSPD}_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{k2} \beta_2 \Delta \text{LNTUFE}_{t-j} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (4)$$

Denklem (1)'de, birinci fark operatörü Δ ile gösterilmiştir. Her bir değişkene ilişkin gecikme uzunlukları $k1-k2$ ile gösterilmiştir. LN logaritmik dönüşümü, Σ kısa döne katsayıları belirlenmesinde kullanılır ε_{1t} hata terimini ifade etmektedir.

Klasik ARDL yönteminde eşbütünleşmenin sınanmasında “F-Bounds”, “t-Bounds” ve Exogenous F-Bounds sınır testleri kullanılır. F-Bounds testi, modelde yer alan bağımlı ve bağımsız tüm değişkenlerin gecikmeli değerlerini dikkate alır. F-Bounds testinin hipotezleri, $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ ve $H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq 0$ şeklindedir. F-Bounds test istatistik değerleri, Narayan (2005) tarafından hesaplanan alt ve üst sınır kritik değeriyle karşılaştırılacaktır. Hesaplanan FBounds istatistik değeri $I(1)$ için belirtilen üst sınır kritik değerlerin üzerindeyse eşbütünleşmenin olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilerek eşbütünleşmenin olduğu sonucuna ulaşılır (Göksu ve Balkı, 2023, s. 63). Bu model aynı zamanda ARDL sınır testi yaklaşımında ortaya çıkan dejenerasyon sorununu da ortadan kaldırmaktadır (Rej vd. 2022, s. 8). F-Bounds istatistik değeri alt ve üst sınır kritik değerleri arasında yer alıyorsa eşbütünleşmenin olmadığını belirten sıfır hipotezi sonuçsuzdur ve kararsız bölgeyi temsil eder. Dejenerasyon sorunlarını ele almak için McNown vd. (2018) ve Sam vd. (2019) mevcut ARDL sınır testine ilave olarak iki ek test önermişlerdir. Eşbütünleşmenin sınanmasında ikinci bir test olarak sadece bağımlı değişkenin gecikmeli değerini göz önünde bulunduran t-Bounds testinin hipotezleri, $H_0: \alpha_1 = 0$ ve $H_A: \alpha_1 \neq 0$ şeklindedir. Bu testin test istatistik değerleri Pesaran vd. (2001) tarafından hesaplanan alt ve üst sınır kritik değeriyle karşılaştırılacaktır. Üçüncü olarak A-ARDL yönteminde kullanılan Exogenous F-Bounds testi sadece bağımsız değişken(ler)in gecikmeli değerini dikkate alır. Exogenous F-Bounds testinin hipotezleri, $H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ ve $H_1: \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq 0$ şeklindedir. Bu hipotezler, F-Bounds testinden farklı olarak bağımlı değişkeni dikkate almamaktadır (Göksu ve Balkı, 2023, s. 63).

ARDL modeli çerçevesinde uzun dönem tahminleri OLS yöntemi ile yapılmaktadır. Uzun dönem katsayılarına ilişkin denklem şu şekildedir;

$$\begin{aligned} \text{LNSSPD}_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \varphi_{1i} \Delta \text{LNSSPD}_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^n \varphi_{2i} \Delta \text{LNTUFE}_{1t-i} + \varepsilon_2 \text{LNTUFE}_{1t-1} + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

Eşbütünleşme ilişkileri olan ve uzun dönemde bir denge ilişkisine sahip olmalarından dolayı zaman içerisinde dengede meydana gelen bazı sapmaların oluşturduğu kısa dönemli dengesizlikler zaman içerisinde dengeye doğru gelmektedir. Bu sebeple kısa dönemde oluşan bu sapmaların düzeltilmesi için “Hata Düzeltme Modeli (Error Correction Model- ECM)” kullanılmaktadır. Hata düzeltme modeli kısa dönemdeki dengesizlik hatasını yok etmeyi amaçlamaktadır (Akmercan, 2022, s. 60).

$$\Delta \text{LNSSPD}_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \varphi_{1i} \Delta \text{LNSSPD}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2i} \Delta \text{LNTUFE}_{1t-i} + \mu \text{ECM}_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Hata düzeltme ECM (-1) negatif işaretli olup (0,-1 arasında) istatistiksel olarak anlamlı ise uzun dönem denge değeri etrafında azalan dalgalanmalar ile birlikte zaman içerisinde sapmaların giderilerek ortalama geri döneceğini göstermektedir. Modeline ait parametrelerin kararlılığını test etmek amacıyla Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen ardışık artıkların kareleri ile hesaplanan CUSUM ve CUSUMSQ testi modelde yapısal bir değişimin olup olmadığını ifade etmektedir (Lebe, 2016, s. 186).

Analiz Sonuçları

Reel özel sağlık sigortası prim değerleri (LNSSPD) ile tüketici fiyat endeksi (LNTUFE) arasında uzun dönemli ilişkiyi belirlemek amaçlanmıştır. Hangi eş bütünleşme testinin kullanılacağına karar verebilmek için değişkenlerin durağanlığını belirlemek amacıyla yapısal

kırılmalı birim kök testi (Minimize Dickey Fuller) ve Pihillips-Peron birim kök testi uygulanmıştır.

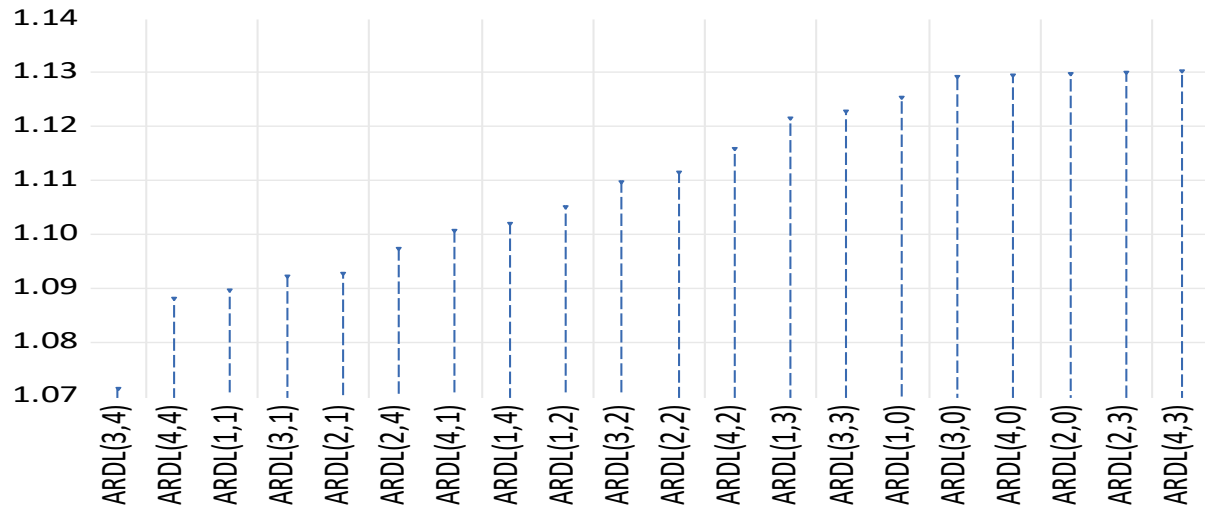
Tablo 3: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Form	Kırılmalı Birim Kök Testi DF (t-İstatistiği)		Phillips-Perron PP (Adj. T-İstatistiği)		Karar
		Sabit	Trend+Sabit	Sabit	Trend+Sabit	
LNSSPD	Düzye	-5.470256*** (0.0000)	-6.050155*** (0.0000)	-5.47212*** (0.0000)	-5.8733*** (0.0000)	I(0)
	Birinci	-11.67637 (0.0000)	-11.58603 (0.0000)	-25.7758*** (0.0000)	-25.0680*** (0.0001)	
	Fark	-0.652455 (0,98231)	-5.127671* (0.0574)	3.727923 (0.999886)	0.829372 (0.981545)	
LNTUFE	Düzye	-7.251506*** (0.0000)	-9.992453*** (0.0000)	-4.12207*** (0.0014)	-5.09734*** (0.0003)	I(1)
	Birinci					
	Fark					

Not: *** %1 anlamlılık düzeyini, ** %5 anlamlılık düzeyini ve * %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. LNSSPD değişkeni için kırılma tarihi 2016M1 olarak belirlenmiştir.

Bağımlı değişken olan özel sağlık sigortası prim değerleri LNSSPD değişkenin düzeyde durağan I(0), bağımsız değişken LNTUFE serisinin ise fark durağan I(1) olduğu belirlenmiştir. Her iki değişkenin farklı dereceden durağan olduğu ve bağımlı değişkenin I(0) olması nedeniyle iki değişken arasındaki ilişkiyi belirlemek için A-ARDL metodolojisi kullanılmıştır. ARDL yönteminde eşbütünleşme ilişkisi belirlemeden önce modelin uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir.

Akaike Information Criteria



Şekil 1: Modelin Uygun Gecikme Uzunluğu

ARDL modeli için uygun gecikme uzunluğunun ARDL(3,4) olduğu belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu belirlendikten sonra model en küçük kâr eler yöntemine göre tahmin edilmiştir. A-ARDL (3,4) model tahmin sonuçları Tablo 3'te gösterilmiştir.

Tablo 4. AARDL Modeli Tahmin Sonucu

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık Değeri
LNSSPD(-1)	0.525452	0.117663	4.465728	0.0000
LNSSPD (-2)	-0.027833	0.137156	-0.202933	0.8397
LNSSPD (-3)	-0.238526	0.116504	-2.047362	0.0437
LNTUFE	-24687213	26443277	-0.933591	0.3532
LNTUFE (-1)	-15489676	51043355	-0.303461	0.7623
LNTUFE (-2)	1.05E+08	56101228	1.869446	0.0650
LNTUFE (-3)	-1.27E+08	52859258	-2.408005	0.0182
LNTUFE (-4)	68294297	28392450	2.405368	0.0184

C	-25419747	8197931.	-3.100751	0.0026
R-squared	0.474504	Durbin-Watson stat		1.948238
F-statistic	9.481128	Prob(F-statistic)		0.000000

Uygun gecikme uzunluğuna bağlı olarak uzun dönem eşbütünleşme ilişkisini belirlemek amacı ile A-ARDL modeli için sırasıyla F- Overall sınır testi, T- Bound testi ve Exegeous- F sınır testleri uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 5'de rapor edilmiştir.

Tablo 5. Augmented-ARDL Eşbütünleşme Sonuçları

Uygun Gecikme Uzunluğu				Test İstatistiği		Karar	
LNSSPD, LNTUFE	ARDL(3,4)		Overall- F : 18.11754				
			t -Bound : -5.968179				
			Exegeous F : 12.03373				
Test	% 1		% 5		% 10	k=1	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	Kaynak
Overall F-Bound	6.84	7.84	4.94	5.73	4.04	4.78	Narayan (2005)
T-Bound	-3.43	-3.82	-2.86	-3.22	-2.57	-2.91	Paseran vd. (2001)
Exegenous F-Bound	6.53	11.05	3.79	7.21	2.67	5.31	Sam vd.(2019)

Not: *** %1 anlamlılık düzeyini, ** %5 anlamlılık düzeyini ve * %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Sınır testi sonucu incelendiğinde Overall F-Bounds test sonucuna göre F istatistik değeri 18.11754 olup kritik üst sınır değeri olan 7.84'den büyük olduğu için oluşturulan model %1 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. t-Bounds test değeri -5.968179'dir. Bu değer I(0) ve I(1) sınır değerleriyle karşılaştırıldığında %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır değer olan -3.82 değerinden mutlak olarak büyüktür. Dolayısıyla t-Bounds test sonucuna göre oluşturulan model %1 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. Üçüncü bir test olarak sadece bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerini dikkate alan Exogenous F-Bounds testi sonucu olan 12.,3373 değerinin kritik üst sınır olan 11.05'den büyük olması nedeniyle oluşturulan model %1 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. Özet olarak sınır test sonuçlarının tamamı için oluşturulan model %1 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. Dolayısıyla değişkenlerin doğrusal birleşimlerinin denge noktasına yakınsadığı yani uzun dönemde birlikte hareket ettikleri sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli katsayılar belirlenmiş olup Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6. Uzun Dönem Denklem Sonucu

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistik	Olasılık
LNTUFE	0.723008***	0.186127	3.884490	0.0002
EC = LNSSPD - (0.7230*LNTUFE)				

Not: ***, ** ve * %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Uzun dönem katsayı tahmin sonuçları incelendiğinde TUFEn endeksindeki yüzdelik birlik bir artış Reel Özel sağlık sigortası prim değerlerini yüzde 0.72 puan arttırdığı belirlenmiştir. Bu durumda TUFEn endeks değerindeki artışın Reel Özel sağlık sigortası prim değerleri üzerinde pozitif yönlü etkisi olduğunu göstermektedir. Kısa dönem etkilerin belirlenmesi için hata düzeltme mekanizmasının çalışıp çalışmadığı incelenmiş olup kısa dönem sonuçlar Tablo 7'de gösterilmiştir.

Tablo 7. Kısa Dönem Denklem Sonucu

Değişkenler	Katsayı	t-İstatistik	Olasılık
C	9.039380***	6.095926	0.0000
D(LNSSPD(-1))	0.262903**	2.242866	0.0275
D(LNSSPD(-2))	0.216182**	2.053174	0.0432
D(LNTUFE)	-2.294570	-0.834243	0.4065
D(LNTUFE(-1))	-5.240356	-1.533466	0.1289
D(LNTUFE(-2))	7.257217**	2.083496	0.0402
D(LNTUFE(-3))	-7.774007**	-2.604618	0.0109

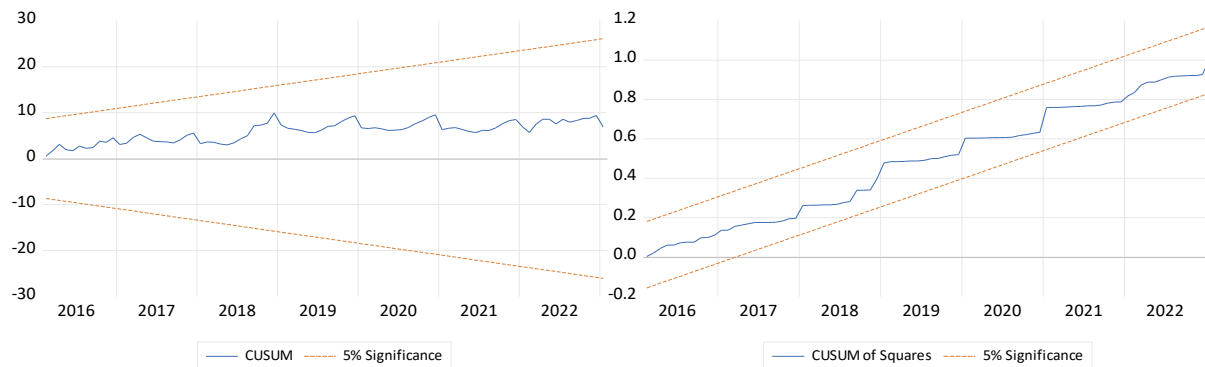
CointEq(-1)*	-0.762005***	-6.055283	0.0000
R-squared	0.395504		
F-statistic (Prob)	7.944724 (0.0000)		

Hata düzeltme katsayısı adı verilen CointEq(-1) katsayısı uzun dönemden kalan kalıntıların gecikmeli değerini ifade etmektedir. Bu katsayının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenir. Tablo 7 incelendiğinde hata düzeltme katsayısı CointEq(-1): -0.762005 olarak bulunmuştur. Hata düzeltme katsayılarının işareti negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Uzun dönemli sapmaların yaklaşık 1.31 ay içerisinde ($1/0,762005=1,31$ ay) tekrar ortalamaya geri döndüğü anlaşılmaktadır. Tahmin edilen model sonucunda elde edilen bulguların güvenilirliği “diagnostic” ya da “tanısal testler” ile sağlanır.

Tablo 8. Güvenirlilik Test Sonuçları

Uygulanan Test	Karar		
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Test:	F-statistic 1.324152	Prob. F(2,82) 0.2717	Otokorelasyon Sorunu Yok
ARCH Değişen Varyans Testi	F-statistic 0.004801	Prob. F(1,90) 0.9449	Değişen Varyans Sorunu Yok
Ramsey RESET Test	t-statistic 0.706535 F-statistic 0.499192	df (83)Prob (0.4818) df (1, 83)Prob (0.4818)	Fonksiyonel Biçim Hatası Yok
Jarque-Berra Normallik Testi	5.347931	Prob (0.068978)	Model Normal Dağılıma Sahip

Elde edilen sonuçlara göre A-ARDL (3,4) modelinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığı ve modelde fonksiyonel biçim hatası (spesifikasyon) olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar eşbütünleşme, uzun ve kısa dönem katsayılarına güvenebileceğimizi ifade etmektedir. Son olarak model sonuçlarının istikrarlı olup olmadığını belirlemek için CUSUM testleri uygulanmış ve sonuçlar aşağıdaki Şekil 2’de gösterilmiştir.



Şekil 2: Cusum İstikrar Testleri

CUSUM testi sonucunda elde edilen tahminlerin %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde olduğu görülmektedir. Tahmin edilen katsayıların istikrarlı (kararlı) olduğu belirlenmiştir. Ayrıca modelde yapısal bir sorun taşımadığı Ramsey Reset Test sonucundan (Ramsey Reset Test = 0.499192 (prob 0.4818)) anlaşılmaktadır.

Sonuç

Bu çalışma, Türkiye’de özel sağlık sigortası şirketlerinin prim toplama başarısında enflasyonun etkisini incelemiştir. Analiz sonuçları, enflasyonun artışının özel sağlık sigortası prim değerlerini artırdığını göstermektedir. Elde edilen bu sonuç Eren ve Çütçü (2021), Kjosevski (2012) ve Atabe ve Sigüenza (2019) çalışmalarıyla benzerlik göstermektedir. Buna karşılık Çalık ve Kayalı (2009), Şener ve Bahdioğlu (2013) ve Arı ve Gülcemal (2019)

çalışmaları ile aksi yönde sonuçlar elde edilmiştir. Literatürde ağırlıklı olarak enflasyonun özel sağlık sigorta prim değerlerini azalttığı yönünde sonuçlar bulunmasına rağmen, bu çalışma Türkiye özel sağlık sigortası pazarında farklı bir dinamiği ortaya koymaktadır. Bu farklılık, Türkiye'nin ekonomik koşulları, sağlık hizmetlerine erişim ve tüketici tercihleri gibi faktörlerin bir araya gelmesiyle açıklanabilir. Bu sonuçlar, özel sağlık sigortası şirketlerinin fiyatlandırma stratejilerini gözden geçirmeleri ve enflasyonun yarattığı mali baskıları dikkate almaları gerektiğini göstermektedir. Özel sağlık sigortası kapsam ve derinlik derecelerini bütün bireylere hitap edecek şekilde düzenlenmesi ve özel sağlık sigortasına ulaşımını kolaylaştırılması sağlanmalıdır. Özel sağlık sigortaları primleri düşük gelirli bireyler için yeniden revize edilerek özel sigortalara ulaşımı kolaylaştırılmalıdır. Özel sağlık sigortası şirket sayıları artırılmalıdır. Sigorta şirketleri, enflasyonun getirdiği riskleri azaltmak için portföylerini çeşitlendirmeli ve etkin bir risk yönetimi politikası izlemelidirler. Ayrıca, sağlık sigortası sektöründe rekabetin artmasıyla birlikte, sigorta şirketlerinin enflasyonun etkilerini dengelemek için farklı fiyatlandırma ve pazarlama stratejileri geliştirmeleri önerilmektedir.

Kaynakça

- Akmercan, T. (2022). *Kantil ARDL Yöntemi: Seçilmiş N-11 ülkeleri için bir uygulama*. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kütahya.
- Arı, E., Gülcemal, M. E. (2019). OECD ülkelerinin sigorta pazar paylarının çok değişkenli istatistiksel yöntemlerle incelenmesi. *Batman Üniversitesi Yaşam Bilimleri Dergisi*, 9(2), 136-157.
- Artabe, A., Sigüenza, W. (2019). The effects of the economic recession on spending on private health insurance in Spain. *International Journal of Health Economics and Management*, 19, 155-191.
- Armstrong, B. N. (1933). The nature and purpose of social insurance. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 170(1), 1-6.
- Bourne, P. A. (2009). Inflation, public health care and utilization in Jamaica. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 3(3), 3008-3024.
- Çelik, S., Kayalı, M. M. (2009). Determinants of demand for life insurance in European Countries. *Problems and Perspectives in Management*, (7, Iss. 3), 32-37.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Eren, M. V., Çütçü, İ. (2021). Sigortacılık sektörü ile seçili makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin ampirik analizi: Türkiye örneği. *Türk Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 130-140.
- Göksu, S., Balkı, A. (2023). *ARDL ve NARDL eşbütünleşme analizleri: Adım adım reviews uygulaması*. Ankara: Serüven Yayınları.
- Gujarati, D. N. (2022). *Basic econometric*. Prentice Hall.
- Johansen, S., Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-With appucations to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kjosevski, J. (2012). The determinants of life insurance demand in central and Southeastern Europe. *International Journal of Economics and Finance*, 4(3), 237-247
- Koç, S. Şenol, Z., Çevik, M. (2018). Türkiye'de faaliyette bulunan sigorta şirketlerinin finansal performans analizi: 2006-2015. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, 4(1), 25-38.
- Lebe, F. (2016). Çevresel Kuznets eğrisi hipotezi: Türkiye için eşbütünleşme ve nedensellik analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 17(2), 177-194.
- Mao, H., Carson, J. M., Ostaszewski, K. M. (2018). Is risk taking beneficial to the insured and to society?. *Journal of Insurance Issues*, 41(2), 215-230.

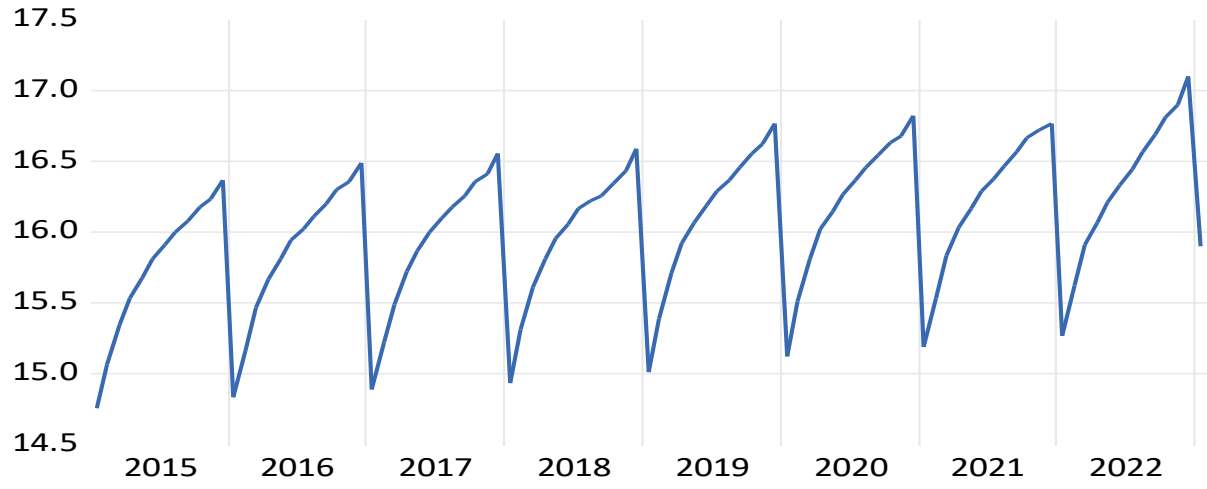
- Mossialos, E., Dixon, A. (2002). Funding health care in Europe: Weighing up the options. *Funding health care: options for Europe*, 272-300.
- Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Appl. Econ.* (37). 1979–1990
- OECD, (2023). Education at a Glance 2023: OECD Indicators, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/e13bef63-en>.
- OECD, (2004). Proposal for a taxonomy of health insurance. Erişim Adresi: <https://www.oecd.org/health/health-systems/31916207.pdf>.
- Özkaraduman, H. T. (2019). Tamamlayıcı ve destekleyici sağlık sigortası, Genel olarak AB ülkeleri değerlendirmeleri, İngiltere ile Türkiye kıyaslaması ve öneriler. (Tartışma Metni) *Dış Ticaret Enstitüsü Working Paper Series Dergisi*. 232/2019-04
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Rej, S., Nag, B., Hossain, Md.E. (2022). Can renewable energy and export help in reducing ecological footprint of India? Empirical Evidence from Augmented ARDL Co-Integration and Dynamic ARDL Simulations. *Sustainability* (14), 15494.
- Sam, C.Y., McNown, R., Goh, S.K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. *Econ. Model.* (80).130–141
- Satrovic, E., Muslija, A. (2018). Economic and demographic determinants of the demand for life insurance: Multivariate analysis. *Journal of Management and Economics Research*, 16(1), 102-115.
- Sharif, M., Hojabri, R., Saidpour, J., Langroudi, HR (2018). Tedavi alanında ticari sigortaların enflasyonu ve finansmanı. *Kanıtı Dayalı Sağlık Politikası, Yönetim ve Ekonomi*, 2 (3), 144-155.
- Sizer, L. (2022). *Alternatif yatırım araçları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi ile incelenmesi: Türkiye Örneği* (Yayınlanmamış Doktora Tezi), Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa.
- Şener, H. Y., Behdioğlu, S. (2014). Türkiye sigorta pazarının gelişimindeki ana unsurların belirlenmesine yönelik bir araştırma. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 523-534.
- Şirin, M. (2021). *Özel sağlık sigortası*. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Tanyıldızı, M. (2022). *Bitcoin fiyatları ile borsa endekslerinin nedensellik ve eşbütünleşme testleri ile incelenmesi: NYSE, FTSE, HKSE ve BİST örneği. Afyon*. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Kocatepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Afyonkarahisar.
- Tarım, M., Güdük, Ö. (2019). Türkiye’de bireylerin özel sağlık sigortası tercihini etkileyen nedenler ve bilgi düzeyleri. *Sağlık Akademisyenleri Dergisi*, 6(3), 196-200.
- Tsiantikoudis, S., Zafeiriou, E., Kyriakopoulos, G., Arabatzis, G. (2019). Revising the Environmental Kuznets Curve for Deforestation: An empirical study for Bulgaria. *Sustainability*. 11(16). 4364.
- Turner, B. (2013). İrlanda özel sağlık sigortası piyasasında prim enflasyonu: Etkenler ve sonuçlar. *İrlanda Tıp Bilimi Dergisi*, 182, 545-550.
- Uğurluoğlu, E., Özgen, H. (2008). Sağlık hizmetleri finansmanı ve hakkaniyet. *Hacettepe Sağlık İdaresi Dergisi*, 11(2), 133-160.
- Üzümcü, N. (2019). *Zaman serileri ve panel veri ekonometrisinde eşbütünleşme analizlerinin değerlendirilmesi: Cari açık ve ekonomik büyüme üzerine bir uygulama*. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Muğla.

Ekler**Ek 1: Özel Sağlık Sigortası Şirketlerinin Yıllık Prim Değerleri**

ŞİRKET ADI	Şirket Kodu	2015	2016	2017
Bupa Acıbadem Sigorta AŞ	2001	4060446693	5974770626	7487670
Aksigorta AŞ	1003	1466162916	1578560775	1825722
Allianz Sigorta AŞ	1004	7924118049	8930089627	1063612
Anadolu Anonim Türk Sigorta Şirketi	1005	2291767024	2795406773	3789178
Ankara Anonim Türk Sigorta Şirketi	1006	166705959	189690040.3	1754148
Axa Sigorta AŞ	1009	1074220155	1975734439	1451937
HDI Sigorta AŞ	1022	47993598.79	58328537.54	8589357
Türkiye Sigorta AŞ	1020	741623775.3	788127552.6	9753034
Demir Sağlık ve Hayat Sigorta AŞ	2005	395591777.2	338645660.4	3599927
Chubb European Group	1001	5159109.53	4621773.02	5055979
Eureko Sigorta AŞ	1017	709248416.1	874274999.2	1165066
Generali Sigorta AŞ	1018	11905484.71	12902197	2061167
Groupama Sigorta AŞ	1019	802383809.2	878696587.7	9470387
Bereket Sigorta AŞ	1025	53618466.7	4474034.86	1867140
Ray Sigorta AŞ	1032	89304974.97	101967888.2	1219878
Şeker Sigorta AŞ	1034	59719256.09	56807428.26	1321197
Mapfre Genel Sigorta AŞ	1028	2636894824	3024971735	3139707
Neova Katılım Sigorta AŞ	1030	126938364.2	968771	1290120
Orient Sigorta AŞ	1031	79293.16	212050.2	1221412
VHV Allgemeine Sigorta AŞ	1013	10491655.02	10687741.19	9779407
Sompo Sigorta AŞ	1035	213797911.5	277488859.5	3901038
Gulf Sigorta AŞ	1038	592718.1388	2111098.01	1715628
Türk Nippon Sigorta AŞ	1039	41103335	110687399.5	1694440
Zurich Sigorta AŞ	1043	57963641.37	68978050.92	5044756
Corpus Sigorta AŞ	1012	3273277.71	4521597.57	1183424
TOPLAM		22991104485	28063726242	3314318

Ek 1 (Devamı): Özel Sağlık Sigortası Şirketlerinin Yıllık Prim Değerleri

ŞİRKET ADI	Şirket Kodu	2019	2020	2021
Bupa Acıbadem Sigorta AŞ	2001	12978838493	15365088068	17498202800
Aksigorta AŞ	1003	2611092829	3073995745	3122847242
Allianz Sigorta AŞ	1004	18900071669	23518815077	28325447558
Anadolu Anonim Türk Sigorta Şirketi	1005	5672126493	6349221352	7802222334
Ankara Anonim Türk Sigorta Şirketi	1006	348031807.7	303703136.2	820417695.8
Axa Sigorta AŞ	1009	2435626907	3364509153	4505738491
HDI Sigorta AŞ	1022	706131820.6	698352700.8	788363704.1
Türkiye Sigorta AŞ	1020	2087353019	3092916096	3389890209
Demir Sağlık ve Hayat Sigorta AŞ	2005	589938833	682629941.8	970940702.2
Chubb European Group	1001	12612065.21	8503413.45	14132778.5
Eureko Sigorta AŞ	1017	570716454.1	1269259160	1424642816
Generali Sigorta AŞ	1018	33875258.56	18741872.74	17170767.4
Groupama Sigorta AŞ	1019	1316616489	1454798995	1756261600
Bereket Sigorta AŞ	1025	32996888.63	82760885.19	95083182.24
Ray Sigorta AŞ	1032	292227755.7	326027267.5	311245352
Şeker Sigorta AŞ	1034	179164544.5	181789563.9	160806546
Mapfre Genel Sigorta AŞ	1028	4708205325	5179489312	5896304189
Neova Katılım Sigorta AŞ	1030	5718186	6529410.17	281132908.6
Orient Sigorta AŞ	1031	2923974.57	1762777.78	4018197.11
VHV Allgemeine Sigorta AŞ	1013	26658922.12	4437536.6	2701626.82
Sompo Sigorta AŞ	1035	719256088.9	742558889	802766416.4
Gulf Sigorta AŞ	1038	156119709	74039611.99	92605338.57
Türk Nippon Sigorta AŞ	1039	572018493.7	492449611.2	1301585890
Zurich Sigorta AŞ	1043	106238331.3	175798616.8	584829692.9
Corpus Sigorta AŞ	1012	5202521.37	2043130.42	694726.88
TOPLAM		55069762878	66470221325	79970052764

Ek 2. Özel Sağlık Sigortası Prim Değeri (Logaritmik)**LNSSPD****Ek 3. Tüketici Fiyat Endeksi (Logaritmik)****LNTUFE**