



# Fiscaeconomia

E-ISSN: 2564-7504

Cumhuriyetin 100. Yılında  
Türkiye Ekonomisi Özel Sayısı

2023, 7, Özel Sayı, 552-580

<https://dergipark.org.tr/tr/pub/fsecon>

Submitted/Geliş: 26.08.2023

Accepted/Kabul: 23.10.2023

Doi: 10.25295/fsecon.1350399



Research Article/Araştırma Makalesi

## Türkiye’de Sağlık Harcamalarının ARIMA Yöntemi ile Tahmini

*The Forecasting of Health Expenditure in Türkiye Using the ARIMA Method*

Muhammed Hasan YÜCEL<sup>1</sup>, Zafer ÇALIŞKAN<sup>2</sup>

Öz

Beşerî sermaye bireyin hayatı süresince edindiği bilgi ve becerilerin toplamı olarak tanımlanmaktadır. Bu çalışma beşerî sermaye kavramı ile kişinin edinmiş olduğu bilgi ve becerilerin korunması bağlamında sağlık yatırımlarının toplumun kalkınması ve gelişmesini etkilediği hipotezinden yola çıkmaktadır. Çalışmanın amacı Türkiye’de sağlık hizmetlerine yapılan kamu sağlık harcamalarının projeksiyonunu yapmaktır. Sağlık düzeyi yüksek bir toplumun varlığı ekonomik gelişmeyi, ilerlemeyi ve büyümeyi olumlu yönde etkilemektedir. Refah düzeyinin yüksek olması sağlık hizmetlerine olan talebi artırdığı gibi sağlık sektöründe yapılan harcamaları da artırmaktadır. Bu çalışmada Türkiye’de merkezi bütçeden harcanan kamu sağlık harcamaları ARIMA (10,1,1) modeli ile tahmin edilmektedir. 234 gözlem ile yapılan analizde Hazine Bakanlığı muhasebat bilgi sisteminden alınan iller bazında aylık toplam kamu sağlık harcama verileri kullanılmaktadır. Box-Jenkins metodolojisinin uygulandığı ve 2004:M01-2023:M06 dönemini kapsayan aylık verilerin kullanıldığı çalışmada nominal kamu sağlık harcamalarının gelecek üç yıl içerisinde artacağı ve 2023 yılında 380 milyar TL’ye, 2024 yılında 538 milyar TL’ye ve 2025 yılında 694 milyar TL’ye çıkacağı tahmin edilmektedir. Reel hale getirilmiş kamu sağlık harcamalarının ise 2023 yılında yaklaşık 27 milyar 679 milyon TL, 2024 yılında 30 milyar 756 milyon TL ve 2025 yılında 32 milyar 530 milyon TL düzeyine yükseleceği öngörülmektedir.

**Jel Kodları:** H51, I15, C53

**Anahtar Kelimeler:** Kamu Sağlık Harcamaları, ARIMA, Zaman Serisi Tahmini, Box-Jenkins Metodolojisi

<sup>1</sup> Araş. Gör., Hitit Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, muhammedhasanyucel@hitit.edu.tr, ORCID: 0000-0002-5301-7522

<sup>2</sup> Prof. Dr., Hacettepe Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, caliskan@hacettepe.edu.tr, ORCID: 0000-0001-9221-6578



Yücel, M. H. & Çalışkan, Z. (2023). Türkiye’de Sağlık Harcamalarının ARIMA Yöntemi ile Tahmini. *Fiscaeconomia*, 7(Özel Sayı), 552-580. Doi: 10.25295/fsecon.1350399

---

#### **Abstract**

Human capital is the sum of the knowledge and skills acquired by an individual during his/her life. This study starts from the hypothesis that health investments affect the development and development of society in the context of protecting the knowledge and skills acquired by a person with the concept of human capital. The study aims to project the government health expenditures made on health services in Türkiye. The existence of a society with a high level of health positively affects economic development, progress, and growth. A high level of well-being increases the demand for health services and increases spending in the health sector. In this study, the government health expenditures spent from the central budget in Türkiye are estimated using the ARIMA (10,1,1) model. In the analysis carried out with 234 observations, the total monthly government health expenditures data based on provinces taken from the accounting information system of the Republic of Türkiye Ministry of Treasury and Finance are used. In the study, where the Box-Jenkins methodology is applied and monthly data covering the period 2004:M01-2023:M06 are used, government health expenditures are estimated to increase over the next three years and to increase to 380 billion TL in 2023, 538 billion TL in 2024, and 694 billion TL in 2025. On the other hand, it is estimated that the realized public health expenditures will increase to approximately 27 billion 679 million TL in 2023, 30 billion 756 million TL in 2024, and 32 billion 530 million TL in 2025.

**Jel Codes:** H51, I15, C53.

**Keywords:** Government Health Expenditure, ARIMA, Time Series Forecasting, Box-Jenkins Methodology

## 1. Giriş

Toplumların gelişmesindeki itici güçlerden biri tarih boyunca beşerî sermayenin niteliği olmuştur. Bu niteliğin yüksek olması için toplumun en küçük yapı taşı olan bireylerin iyi eğitilmiş olmasının yanında hem fiziksel hem ruhsal anlamda sağlıklı olması gerekmektedir. Sağlıklı bireylerin daha fazla üretken olacağı düşüncesi ile sağlık hizmetlerine yapılan yatırımların artırılması ve daha fazla kaynak ayrılabilmesi için ülkelerin uzun vadeli ve kaliteli sağlık politikaları yapmasına ihtiyaç duyulmaktadır. Bu bağlamda sağlık harcamalarının verimli ve etkin bir şekilde kullanılması gerekmektedir. Bu yönüyle sağlık harcamalarının miktarı, üzerinde durulması gereken öncelikli konulardan biri haline gelmektedir. Hemen hemen bütün ülkelerde sağlık harcamaları neredeyse ülkelerin GSYİH’lerinden daha büyük hızda artmaktadır. Örneğin; kamu sağlık harcamalarının 2022 yılı için GSYH içindeki payının %10 barajını geçen üç OECD ülkesinin sırasıyla ABD, Almanya ve Fransa olduğu ve bunların da sırasıyla %14,1, %10,95 ve %10,06 oranında kamu sağlık harcamasına ulaştığı belirtilmektedir (OECD, 2023). Dahası sağlık harcamaları ülkenin sağlık sisteminin karşılaştırılabilirliği açısından bir performans göstergesi olarak kullanılabilir. Son yıllarda sağlık harcamalarındaki artışlar, ülkelerin sağlık sistemlerinin finansal sürdürülebilirliği tartışmalarının en can alıcı sorunlarından biri haline gelmiştir. Bu nedenle literatür incelendiğinde bu anlamda iki önemli araştırma grubunun olduğu söylenebilir. Birinci grup çalışmalar sağlık harcamalarının belirleyicilerini tespit etmek üzere yoğunlaşırken ikinci grup çalışmalar ise harcamaların gelecekteki büyüklüğünü tahmin etmeye yönelik olarak gerçekleştirilmektedir.

Sağlık harcamalarının kamu kaynaklarından sağlandığı ülkelerde ise harcamaların büyüklüğü, kullanıldığı alanlar ve daha da önemlisi sürdürülebilirliği önem taşımaktadır. Artan nüfus, yaşlanma, sağlık teknolojilerindeki gelişmeler ülkelerin harcama kapasitelerini zorladığı gibi sürdürülebilirlik kaygılarını da artırmaktadır. Bu nedenle ülkelerin gelecekteki sağlık harcamalarının miktarını ve artış hızını tahmin etmek hayati önem taşımaktadır. Literatürde bu yönde birçok ampirik çalışma olduğu görülmektedir.

Bu çalışmanın amacı Türkiye kamu sağlık harcamaları verilerine dayanarak yakın dönem olası kamu sağlık harcamalarını tahmin etmektir. İzleyen bölümde literatürde yer alan bir kısım ampirik çalışmalar yöntem ve sonuçları itibarıyla ele alınmıştır. Üçüncü bölümde ise veri, yöntem ve ampirik sonuçlar ele alınırken, dördüncü bölümde tartışma kısmı yer almıştır. Bu bölümü sonuç izlemiştir.

## 2. Literatür

Literatüre bakıldığında Sağlık Harcamaları konusunda yapılmış çalışmalarda genel olarak ARIMA ve yapay zeka modellerinin tercih edildiği görülmektedir. Yapılan çalışmalardan bazılarının modelleri karşılaştırarak sağlık harcamalarını tahmin etmenin yanında sağlık harcamalarını en iyi tahmin eden modeli de tespit etmeyi amaçladığı bazı çalışmaların ise sadece sağlık harcamalarının tahminine yönelik olduğu görülmektedir. Bu bağlamda ele alındığında literatürde sağlık harcamalarının tahminine yönelik pek çok çalışmanın mevcut olduğu görülmektedir. Burada bu çalışmalardan bazıları ele alınarak öne çıkan temel özellikler ve farklılıklar ortaya konulmaktadır.

Bu konudaki öncü çalışmalardan biri Getzen & Poullier (1992) tarafından gerçekleştirilmiştir. 4 farklı yöntemle sağlık harcamalarının tahmin edildiği bu çalışmada üstel düzleştirme ve ARIMA yöntemlerinin daha iyi sonuçlar verdiği tespit edilmiştir. 19 ülkenin analiz edildiği çalışmada 1965-1970 yılları baz alındığında en az tahmin hatasının ARIMA modeli ile ABD için gerçekleştiği bulunmuştur.

Getzen (2000) tarafından yapılan çalışma ise ABD’de yapılan sağlık harcamalarının tahmini için uygun ölçü biriminin tahmin edilecek sürenin uzunluğuna bağlı olduğunu ortaya koymaktadır. Yazara göre uzun dönemli tahmin yaparken enflasyon ve kişi başına reel gelirdeki artış önemli ölçüm sorunları yaratmaktadır. Kısa dönemli tahmin yaparken ise yakın gelecekteki sağlık harcamalarının en iyi göstergesi sağlık harcamalarının son yıldaki artış oranıdır. Çalışmada çok kısa dönemli tahminler için ARIMA yöntemlerinin sağlık harcamalarına uygulanabileceği belirtilmektedir.

Nüfusun değişen sağlık durumunun tahmine dahil edildiği ve sağlık harcamalarının ölüme kadar geçen zamanla ilişkilendirildiği Lee & Miller (2002) tarafından gerçekleştirilen çalışmada stokastik zaman serisi modelleri ile sağlık harcamalarına yönelik uzun dönemli öngörülerin belirsizliği geçmişe göre daha sistematik ele alınmaktadır. Çalışma sonucuna göre ölüm oranının azalması sağlık hizmeti alan yaşlıların sayısının artması anlamına gelse de sağlık hizmetinin sunulması ile yaşlıların sağlık durumunun iyileştirilmesi her şey eşitken daha az harcama anlamına gelmektedir. Sağlık harcamalarının ABD GSYH’sinin %2,2’sini oluşturduğu 2002 yılına göre, yazarlar, 2075 yılında bu oranın %8’e yükseleceğini öngörmektedirler.

Matteo (2010) Kanada için yapmış olduğu çalışmada kişi başına düşen kamu sağlık harcamalarının 1965-2008 yılları arasında kişi başına GSYH, kişi başına kamu transferleri ve kişi başına kamu gelirleri gibi temel göstergelerdeki büyümeden daha fazla büyüdüğünü tespit etmiştir. 2035 yılına kadar sağlık harcamalarındaki artışın devam edeceği tahmin edilen çalışmada bu durumun sürdürülemez olduğuna dikkat çekilmektedir. İller bazında kişi başına düşen sağlık harcamalarının kullanıldığı analizde panel veri yöntemi kullanılarak OLS ve GLS yöntemleri benimsenmektedir.

Chaabouni & Abednnadher (2013) yapmış oldukları çalışmada yapay sinir ağları (ANN) ve ARDL modelini kullanarak Tunus’ta toplam sağlık harcamalarını tahmin etmişlerdir. Çalışmada 1961-2008 dönemini kapsayan veriler ile yapılan ANN ve ARDL modelinin tahmin performansını ölçmek ve modelleri karşılaştırmak için ortalama karekök hatası (root mean square error-RMSE) ve ortalama mutlak yüzde hata (mean absolute percentage error-MAPE) değerleri kullanılmaktadır. Tunus’un gelecekteki sağlık harcamalarının GSYH’sinden daha fazla artacağı ve 2020 yılında sağlık hizmetlerinin bir lüks mal haline geleceğinin tahmin edildiği çalışmada yapılan performans yöntemleri (MAPE ve RMSE) sonucunda yapay sinir ağları modelinin ARDL modeline göre çok daha iyi tahmin yaptığı sonucuna varılmaktadır.

Yukarıda da belirtildiği gibi hangi modellerin daha iyi tahmin edici olduğu yönündeki çalışmalardan biri Zhao (2015) tarafından yapılmıştır. Yazara göre sofistike modeller yetersiz sonuçlar verirken, sağlık harcamalarının tahmininde üssel düzleştirme ve VAR modelleri statik ve dinamik panel ile tek değişkenli ARIMA’dan daha iyi sonuçlar ortaya koymaktadır.

Lorenzoni (2019) yapmış olduğu çalışmada OECD ülkeleri için sağlık harcamalarını panel OLS yöntemi ve Baumol katsayısı yardımı ile tahmin etmiştir. Analiz sonucunda tüm OECD ülkeleri

için orta vadede sağlık harcamalarının artması beklenmektedir. Politika şoklarının olmadığı varsayımı altında bu topluluğa üye ülkelerin genelinde kişi başına sağlık harcamalarının ortalama olarak yılda %2,7 artacağı öngörülmektedir. Ayrıca kamu sağlık harcamalarının payının 2030 yılına kadar tüm sağlık harcamalarının içindeki payının %74,2’den %77,4’e çıkacağı tahmin edilmiştir.

Dritsakis & Klazoglou (2019) 1900-2017 yıllarını kapsayan sağlık harcamaları verileri ile yapmış oldukları çalışmada kısa dönemde ARIMA (2,1,0) modelinin en uygun tahminleme modeli olduğunu tespit etmişlerdir. Dünyada en çok toplam sağlık harcamasının gerçekleştiği ülke olan ABD için yapılan tahminleme modelinde maksimum olabilirlik (ML) yöntemi benimsenmektedir.

Toplam sağlık harcamalarının kamu tarafından, sosyal ve kişisel yapılan sağlık harcamaları şeklinde ayrıldığı ve yine ARIMA modellerinin kullanıldığı Zheng vd. (2020) tarafından yapılan çalışmada 1978-2017 yıllık verileri kullanılarak 2018-2022 yıllarını kapsayan tahminler yapılmıştır. Çin’de gerçekleşen toplam sağlık harcamalarının hızla artacağı tahmin edilen çalışmada toplam sağlık harcamaları içindeki kamu tarafından ve kişisel yapılan sağlık harcamalarının oranının azalacağı fakat sosyal sağlık harcamalarının oranının hızla artacağı öngörülmektedir. Bir sonraki süreçte Çin’in toplam sağlık harcamalarındaki hızlı büyümeyi sürdürülebilir hale getirebilmesi için sosyal sağlık girdisini arttırma, sağlık fonlarının etkinliğini yükseltme ile hasta merkezli tedavi ve önleme yollarını benimseme noktasında politika önerileri yapılmaktadır.

Ntivuguruzwa (2023) Rwanda’nın 2006:Q1-2018:Q4 dönemini kapsayan sağlık harcamaları verisi ile 3 farklı model üzerinde çalışmıştır. ARIMA, yapay sinir ağları ve iki modelin karışımı hibrit bir modelin oluşturulduğu çalışmada toplam sağlık harcamalarının uzun vadede artacağı tespit edilmiştir. Toplam sağlık harcamalarının tahmini için kullanılan 3 modelin tahmin yeteneği karşılaştırıldığında en iyi performansı iki yöntemin karışımı olan hibrit yöntemin gösterdiği tespit edilmiştir.

Sisko vd. (2019) yapmış oldukları çalışmada harcanabilir kişisel gelir ve sağlık harcamaları arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Office of the Actuary tarafından yapılan analizde harcanabilir kişisel gelir ile sağlık harcamaları arasında pozitif yönde bir ilişki tespit edilmiş ancak sağlık harcamaları harcanabilir kişisel geliri bir gecikme ile takip etme eğiliminde olduğu bulunmuştur. On yıllık süreçte önceki yıllara göre daha büyük gelir büyümesi varsayıldığından sağlık harcamalarındaki artışın bu gelir büyümesine yanıt vermesi ve daha büyük olması beklenmektedir.

Okatan & Işık (2020) çalışmalarında karar ağacı yöntemi kullanarak ABD’de sigorta şirketi tarafından faturalandırılan kişisel tıbbi sağlık harcamalarını tahmin etmişlerdir. Yapılan analize göre sigara içenlerin kişisel sağlık harcamalarının çok daha yüksek olduğu, vücut kitle endeksi ve yaşı yüksek olan kişilerin sağlık harcamalarının yüksek olduğu ve çocuk sayısı fazla olan kişilerin ise sağlık harcamalarının düşük olduğu tespit edilmiştir. Bu çalışmada aslında tahmin yapmaktan çok bir yöntemin performansı ölçülmektedir.

Benzer yaklaşımlarla Türkiye için yapılan çalışmalar da bulunmaktadır. Kalanlar (2018) tarafından yapılan çalışmada sağlık harcamaları, hastane sayıları ve yatak sayıları verileri ile zaman serisi analiziyle geleceğe ilişkin projeksiyonlar yapılmıştır. Kullanılan Brown modeli



Yücel, M. H. & Çalışkan, Z. (2023). Türkiye’de Sağlık Harcamalarının ARIMA Yöntemi ile Tahmini. *Fiscaeconomia*, 7(Özel Sayı), 552-580. Doi: 10.25295/fsecon.1350399

sonucunda kamunun yapmış olduğu sağlık harcamalarının 2023 yılında 131,7 milyar TL olarak 2002’ye göre yaklaşık on kat artacağı tahmin edilmiştir. Aynı dönemde özel sektör sağlık harcamalarının tahminini yapmak için ARIMA (0,1,0) modeli kurulmuş ve özel sektör sağlık harcamalarının yaklaşık 6,5 kat artarak 35,8 milyar TL’ye yükseleceği öngörülmektedir.

Atalan (2020) Türkiye’nin 1975-2017 yılları arasındaki sağlık harcamaları verilerini kapsayan trend eğilim analiz denklemleri oluşturmuştur. Bu analiz yönteminin Türkiye’deki sağlık harcamalarını tahmin etmede ilk kez kullanıldığı çalışmada Türkiye’deki sağlık harcamaları OECD ve G20 ülkelerinin ortalama sağlık harcamalarının altında olduğu tespit edilmiştir.

Güleryüz (2021) Türkiye’nin 1990-2019 yıllarını kapsayan yıllık verilerini kullandığı çalışmada sağlık harcamalarının belirleyicilerini dikkate alan üç farklı model kullanmaktadır. Regresyon Ağacı (DT), Destek Vektör Regresyonu (SVR) ve Gauss Süreç Regresyonu (GPR) modellerinin kullanıldığı çalışmada SVR modelinin diğer iki modele göre daha iyi tahmin sonuçları ortaya koyduğu tespit edilmiştir.

Ayrıca Billerlioğlu (2019) tarafından yapılan çalışmada ARIMAX yöntemi ile kişi başına düşen sağlık harcamaları tahmin edilmiştir. Sağlık harcamalarını etkileyen faktörlerin de ele alındığı bu çalışmada kişi başına sağlık harcamalarının 2019 yılından sonra artış eğiliminde olacağı ancak bu eğilimin geçmiş yıllardaki kadar yüksek olmayacağı tespit edilmiştir. Yapılan analize göre Türkiye’nin 2023 yılında toplam sağlık harcamasının 104 milyar dolar olacağı tahmin edilmektedir.

### 3. Veri, Yöntem ve Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada kullanılan aylık kamu sağlık harcamaları verisi Hazine Bakanlığı veri tabanından indirilen iller bazında merkezi yönetim bütçe istatistiklerinden derlenmiştir. Tablo 1’de Türkiye’de merkezi bütçeden harcanan yıllık toplam kamu sağlık harcamaları görülmektedir.



**Tablo 1: Yıllık Kamu Sağlık Harcamaları (Nominal)**

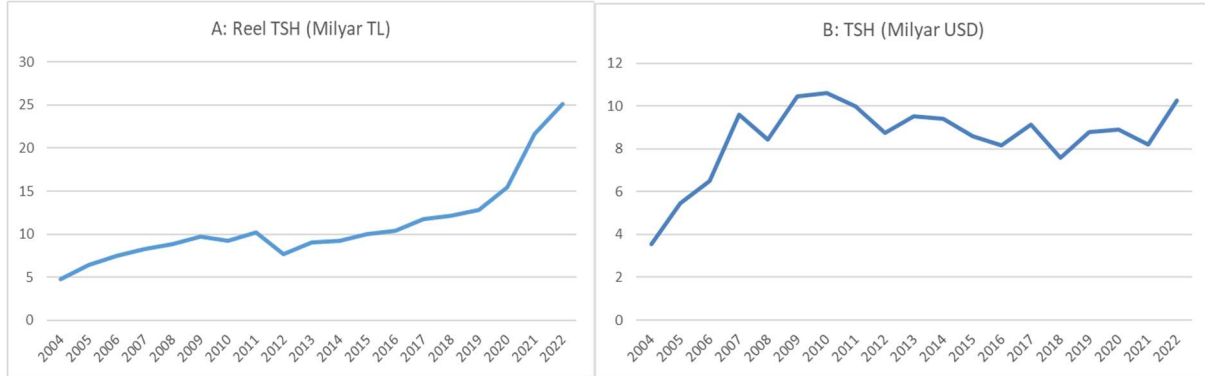
	TSH (Milyar TL)	TSH (Milyar USD)
2004	4,962	3,562
2005	7,335	5,450
2006	9,274	6,501
2007	11,276	9,613
2008	12,972	8,430
2009	15,682	10,458
2010	16,071	10,621
2011	18,594	10,003
2012	15,581	8,758
2013	19,569	9,510
2014	21,482	9,390
2015	25,048	8,586
2016	28,500	8,169
2017	35,221	9,154
2018	40,214	7,579
2019	51,198	8,770
2020	68,852	8,917
2021	110,921	8,199
2022	191,490	10,275

**Not:** Toplam kamu sağlık harcamaları dolar bazında hesaplanırken TCMB’den alınan aylık ortalama dolar kuru verisi alınmıştır. Hazine Bakanlığı muhasebat bilgi sisteminden alınan iller bazında aylık kamu sağlık harcamaları dolar bazında hesaplanarak 12 ay için toplanmıştır.

**Kaynak:** Merkez Bankası, 2023, EVDS, ortalama döviz kurları. Hazine Bakanlığı, 2023, <https://muhasebat.hmb.gov.tr/iller-itibariyle-merkezi-yonetim-butce-istatistikleri-2004-2019>.

2004 yılında merkezi bütçeden yapılan toplam kamu sağlık harcamaları yaklaşık 5 milyar TL’den 2022 yılında 191 milyar TL’ye çıkmıştır. 18 yılda nominal olarak 37 kattan fazla artan toplam kamu sağlık harcamaları dolar bazında ise 2 kattan biraz daha az artmıştır. 2004 yılında 3,5 milyar dolar olan toplam kamu sağlık harcamaları 2022 yılında 10 milyar doların biraz üzerinde gerçekleşmiştir. Grafik 1’in A panelinde 2003=100 (TÜİK, 2023) fiyat endeksine göre reel hale getirilmiş toplam kamu sağlık harcamalarının yıllar içindeki seyri milyar TL cinsinden ve B panelinde nominal toplam kamu sağlık harcamalarının yıllar içindeki seyri milyar ABD doları cinsinden daha net olarak görülmektedir. Reel hale getirilmiş TL bazında toplam kamu sağlık harcamaları 2019 yılından itibaren dikey bir şekilde artarken ABD doları bazında zikzaklar çizmektedir. 2004 yılından 2010 yılına kadar artış trendinde olan ABD doları bazındaki toplam kamu sağlık harcamaları 2010 yılından 2021 yılına kadar azalış trendine girmiştir. ABD doları bazındaki toplam kamu sağlık harcamaları, muhtemeldir ki pandemi nedeniyle, 2022 yılında artış trendine girerek 2010 yılındaki seviyelere yaklaşmıştır.

**Grafik 1: Kamu Sağlık Harcamaları 2004-2022**



Literatürde ARIMA ve yapay zeka modellerinin sıklıkla tercih edildiği daha önce belirtilmişti. ARIMA modellerinin daha eski ve köklü bir literatüre sahip olmasından dolayı ve çalışmanın geniş bir literatür ile kıyaslanması açısından bu çalışmada ARIMA modeli tercih edilmiştir. ARIMA modelleri durağan olmayan zaman serisi verisi kullanan tahmin sürecinde önemli bir yere sahiptir. Literatürde Yaglom (1955) tarafından da katkı yapılan tahminleme süreci Box-Jenkins (1976) tarafından belli kriterler oluşturularak daha sistematik bir yaklaşıma kavuşmuştur. ARIMA (p,d,q) modelinin genel gösterimi şu şekildedir (Box & Jenkins, 1976: 88);

$$\emptyset(B)\nabla^d z_t = \theta(B)a_t \quad (1)$$

Birinci denklemde,  $z_t$  kamu sağlık harcamaları değişkenini ifade ederken  $a_t$  ise hata terimini ( $\varepsilon_t$ ) temsil etmektedir. Denklem 1’e sabit katsayı eklenecek olursa denklem 2 elde edilmektedir;

$$\varphi(B)z_t = \emptyset(B)\nabla^d z_t = \theta_0 + \theta(B)a_t \quad (2)$$

2. denklemde  $\emptyset(B)$  ve  $\theta(B)$  ifadelerini;

$$\emptyset(B) = 1 - \emptyset_1 B - \emptyset_2 B^2 \dots - \emptyset_p B^p \quad (3)$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 \dots - \theta_q B^q \quad (4)$$

3. ve 4. denklemler temsil etmektedir (Box ve Jenkins, 1976: 92). Bu iki denklem sırasıyla otoregresif ve hareketli ortalama süreci olarak adlandırılmaktadır.

Son olarak 2. denklemdeki ARIMA (p,d,q) denkleminin genel gösterimi;

$$z_t = \varphi_1 z_{t-1} + \dots + \varphi_{p+d} z_{t-p-d} - \theta_1 a_{t-1} \dots - \theta_q a_{t-q} + a_t \quad (5)$$

şeklinde (Box & Jenkins, 1976: 95).

ARIMA modelinde kullanılacak veri 2004 yılı Ocak ve 2023 yılı Haziran ayı dönemini kapsamaktadır. Toplam 234 gözlemden oluşan veri setimiz Box-Jenkins modelleri için yeterli sayıda gözlemden oluşmaktadır. Box-Jenkins modelleri için en az 75 gözlem ile analiz yapılması önerilmektedir (Kayım, 1985: 12). Türkiye’de merkezi yönetim bütçe içindeki aylık kamu sağlık harcamaları (TL) verisine ait tamamlayıcı istatistikler Tablo 2’de görülmektedir.



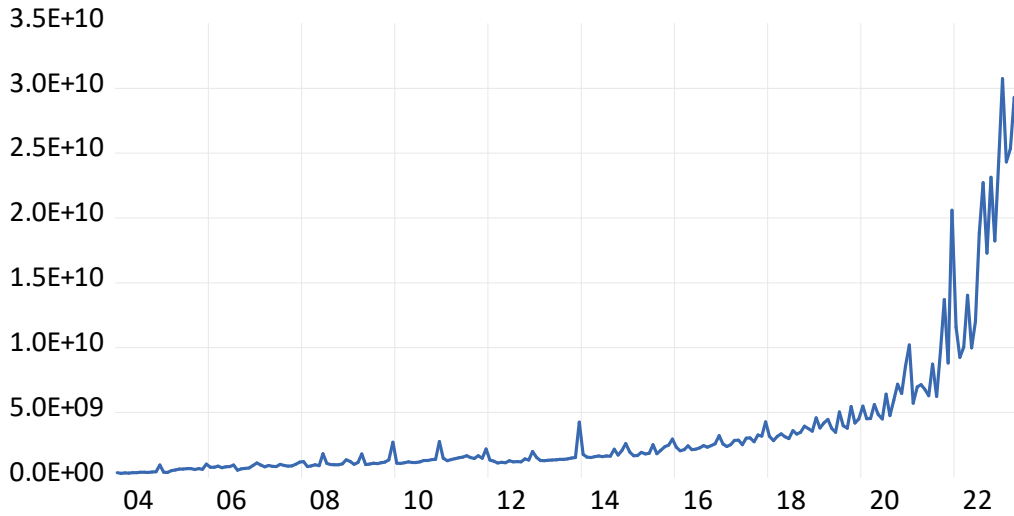
**Tablo 2: Tamamlayıcı İstatistikler**

Değişken	Açıklama	Gözlem	Ortalama	S.D.	Orta	Min.	Maks.
TSH	Merkezi Bütçe İçindeki Aylık Kamu Sağlık Harcaması	234	23,225	0,969	22,999	21,392	25,997

**Not:** Değişken önce census x-12 işlemi ile mevsimsellikten arındırılmış daha sonra logaritması alınmıştır.

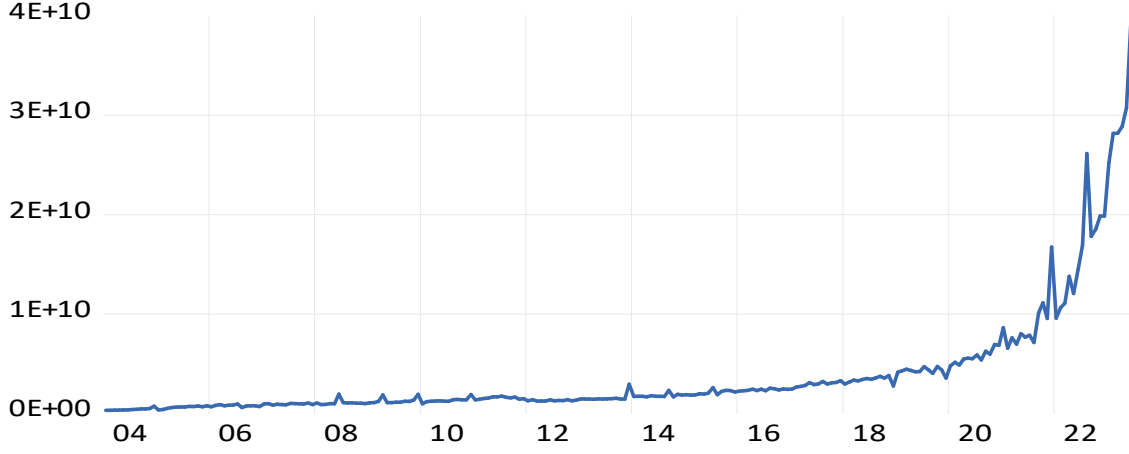
Verinin ilk hali Grafik 2’de görülmektedir. Grafikte verideki mevsimsellik etkisi göze çarpmaktadır. Genelde zaman serilerinde mevsimsellik etkisi aylık veri setinde ortaya çıkmaktadır. Mevsimsellik etkisindeki verilerde değişkenler yılın belirli dönemlerinde daha yüksek veya daha düşük değerlere ulaşmaktadır (Sevüktekin, 2017: 14). Örneğin mevcut verimizde sağlık harcamaları yılın son aylarında genellikle en yüksek seviyesine çıkmaktadır. Model kurma öncesi veriyi mevsimsellik etkisinden arındırmak gerekmektedir. Bu işlemin arkasındaki mantık gözlenebilen bileşenlerin modelden arındırılarak gözlenemeyen bileşenlerin zaman içindeki etkilerini ortaya çıkarmaktır. Bunu gerçekleştirmek için literatürde çeşitli yöntemler, X-12 ARIMA, TROMA/SEATS, X-11 ARIMA, geliştirilmiştir (Hylleberg, 2006: 2-3). Bu çalışmada ise veriyi mevsimsellik etkisinden arındırmak için X-12 ARIMA (Findley vd., 1998) işlemi uygulanmıştır.

**Grafik 2: Nominal Kamu Toplam Sağlık Harcamalarının Zaman Serisi**



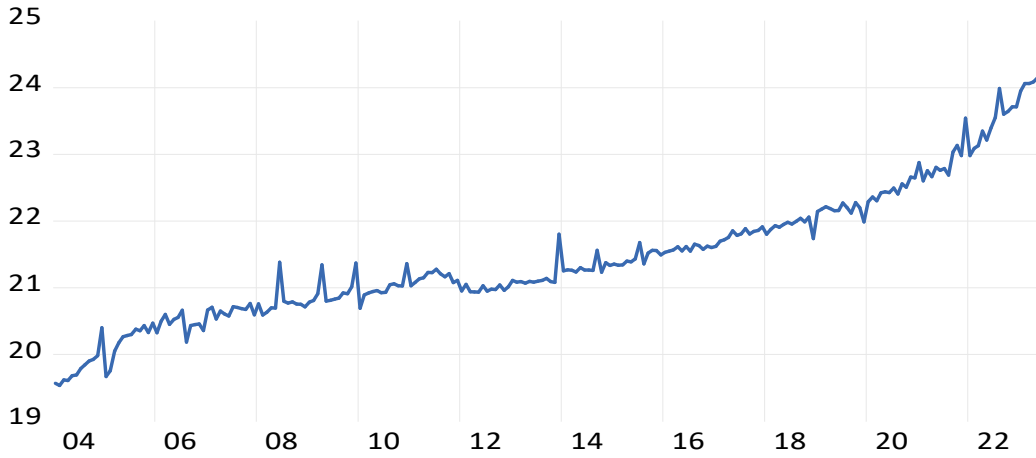
İkinci grafikte mevsimsellik etkisinde olduğu görülen veri bu etkiden arındırıldıktan sonra veri üçüncü grafikteki gibi görülmektedir. Üçüncü grafiğe baktığımızda verinin logaritmik trende sahip olduğu görülmekte ve logaritması alındığında dördüncü grafikteki gibi görülmektedir.

**Grafik 3: Nominal Kamu Toplam Sağlık Harcamalarının Mevsimsellikten Arındırılmış Zaman Serisi**



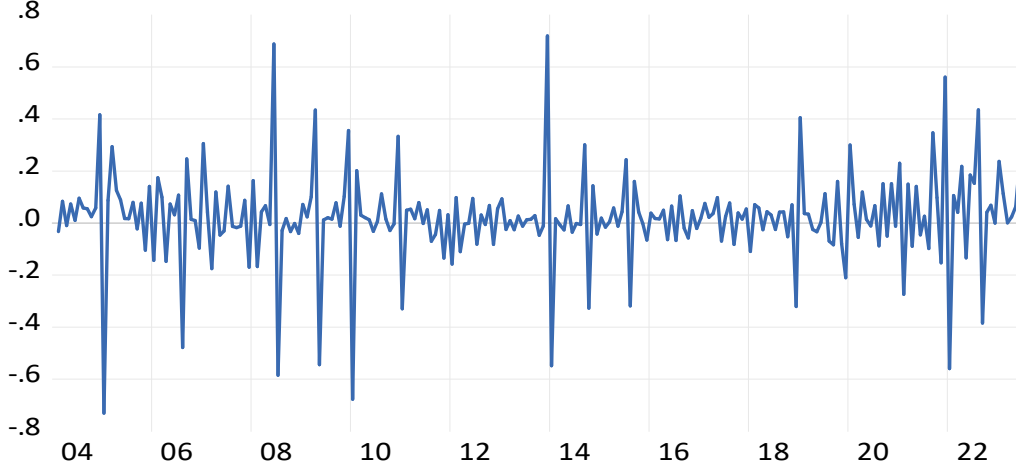
Son olarak logaritması alınan ve mevsimsellik etkisinden arındırılmış verinin birim kök içerdiği sezgisel olarak dördüncü grafikten anlaşılmaktadır. Emin olmak için Augmented Dickey ve Fuller (ADF, 1981) ile Philips & Perron (PP, 1988) birim kök testleri yapılmıştır.

**Grafik 4: Logaritması Alınmış ve Mevsimsellik Etkisinden Arındırılmış Nominal Kamu Toplam Sağlık Harcamalarının Zaman Serisi**



Veri birim kök içerdiği tespit edildikten sonra birim kökten arındırılmıştır. Birim kökten arındırılmış başka bir ifade ile birinci farkı alınmış veri beşinci grafikte görülmektedir.

**Grafik 5: Birinci Farkı ve Logaritması Alınmış Nominal Kamu Toplam Sağlık Harcamalarının Zaman Serisi**



**Kaynak:** Grafik 2, 3, 4 ve 5 için; Hazine Bakanlığı, <https://muhasebat.hmb.gov.tr/iller-itibariyle-merkezi-yonetim-butce-istatistikleri-2004-2019>

Veriye ait birim kök testi sonuçları Tablo 3’te gösterilmektedir. Zaman serisi verilerinin birim kök içerdiği durumda sahte regresyon ve yanlış tahmin edici sorunu ortaya çıkmaktadır (Yule, 1926: 2). Bu sorunu ortadan kaldırmak için serinin birinci farkı alınmaktadır. Tablo 3’te verinin birinci farkı alındığında durağanlaştığını gösteren olasılık değerleri verilmiştir.

**Tablo 3: Birim Kök ve Durağanlık Testi**

Değişkenler	ADF		PP	
	ADF <sub>c</sub>	ADF <sub>c+t</sub>	PP <sub>c</sub>	PP <sub>c+t</sub>
TSH	1,718 (0,999)	0,694 (0,999)	1,174 (0,998)	-2,041 (0,575)
D(TSH)	-17,171 (0,000)***	-17,259 (0,000)***	-31,445 (0,000)***	-32,781 (0,000)***

**Not:** Değişken önce census x-12 işlemi ile mevsimsellikten arındırılmış daha sonra logaritması alınmıştır. Logaritması alındıktan sonra birim kök testi yapılmıştır. Parantez içerisindeki değerler p-olasılık değerlerini vermektedir. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

ARIMA modelini belirlemek için otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) tablosundan faydalanılmaktadır. Bir ARIMA (p,d,q) modelinde p ve q gecikmeyi sırasıyla kısmi otokorelasyonun ve otokorelasyon fonksiyonundaki dönüm noktaları göstermektedir. Bu sivrilikler hareketli ortalamanın göstergesi olabilmektedir (Sevüktekin, 2017: 190-191).

**Tablo 4: ACF ve PACF Tablosu**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.480	-0.480	54.412	0.000
		2 0.023	-0.270	54.533	0.000
		3 0.011	-0.147	54.563	0.000
		4 0.011	-0.064	54.589	0.000
		5 -0.011	-0.038	54.619	0.000
		6 -0.025	-0.061	54.768	0.000
		7 0.013	-0.046	54.807	0.000
		8 0.049	0.040	55.395	0.000
		9 -0.017	0.051	55.466	0.000
		10 0.064	0.137	56.471	0.000
		11 0.003	0.163	56.473	0.000
		12 0.005	0.159	56.478	0.000
		13 -0.053	0.059	57.174	0.000
		14 0.012	0.016	57.212	0.000
		15 0.031	0.041	57.452	0.000
		16 -0.043	-0.016	57.918	0.000
		17 0.013	-0.039	57.960	0.000
		18 0.037	-0.013	58.314	0.000
		19 0.020	0.021	58.419	0.000
		20 0.011	0.047	58.449	0.000
		21 -0.012	0.038	58.490	0.000
		22 -0.040	-0.039	58.909	0.000
		23 0.102	0.094	61.610	0.000
		24 -0.111	0.001	64.829	0.000
		25 -0.013	-0.088	64.873	0.000
		26 0.091	0.008	67.058	0.000
		27 -0.001	0.052	67.058	0.000
		28 -0.017	0.030	67.133	0.000
		29 -0.033	-0.057	67.421	0.000
		30 0.086	0.025	69.405	0.000
		31 -0.059	-0.010	70.343	0.000
		32 -0.007	-0.016	70.356	0.000
		33 0.024	0.008	70.515	0.000
		34 -0.009	0.009	70.536	0.000
		35 0.051	0.092	71.268	0.000
		36 -0.115	-0.064	74.965	0.000

Tablo 4’ten ve birim kök testi sonuçlarından görüleceği üzere ARIMA (p,d,q) modelimiz için d değeri 1; p değerleri sırasıyla, 1, 2, 3, 10, 11 ve 12; q değerleri sırasıyla, 1 ve 36 olmaktadır. Bu gecikmeler ile oluşturulan ARIMA modellerinin kriter değerleri Tablo 5’te gösterilmektedir.

**Tablo 5: Box-Jenkins Seçim Kriteri Tablosu**

ARIMA Modelleri	Kriter						
	AR p-value	MA p-value	SİGMASQ	Log Likelihood	Akaike	Schwarz	Hanna-Quinn
(1,1,1)	0,321	0,000	0,000	116,672	-0,967	-0,908	-0,943
(2,1,1)	0,792	0,000	0,000	116,251	-0,963	-0,904	-0,940
(3,1,1)	0,691	0,000	0,000	116,325	-0,964	-0,905	-0,940
<b>(10,1,1)</b>	<b>0,002</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>119,383</b>	<b>-0,990</b>	<b>-0,931</b>	<b>-0,966</b>
(11,1,1)	0,2314	0,000	0,000	116,802	-0,968	-0,909	-0,944
(12,1,1)	0,9107	0,000	0,000	116,220	-0,963	-0,904	-0,939
(1,1,36)	0,0000	0,180	0,000	104,710	-0,864	-0,805	-0,840
(2,1,36)	0,8666	0,021	0,000	75,274	-0,612	-0,552	-0,588
(3,1,36)	0,8729	0,020	0,000	75,274	-0,612	-0,552	-0,588
(10,1,36)	0,1222	0,011	0,000	76,012	-0,618	-0,559	-0,594
(11,1,36)	0,7626	0,019	0,000	75,276	-0,612	-0,552	-0,588
(12,1,36)	0,8435	0,020	0,000	75,264	-0,612	-0,552	-0,588

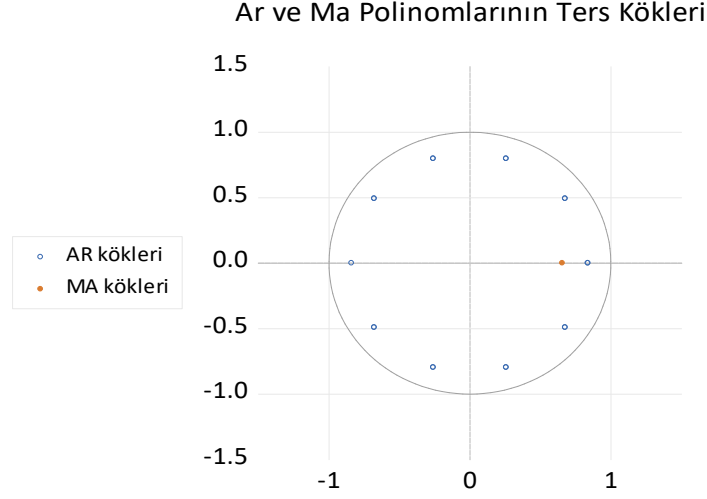
Box-Jenkins yaklaşımına göre ARIMA modeli belirlenirken en büyük Log-Likelihood ve en küçük Akaike, Schwarz ve Hanna-Quinn değerlerine sahip olan model seçilmektedir. Aynı zamanda parametre değerlerinin de anlamlı olması gerekmektedir. Bu kriterleri sağlayan modelimiz ARIMA (10,1,1) modeli olmaktadır (Sevüktekin, 2017: 196-199).

**Tablo 6: Ljung-Box Q-Statistics**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.054	-0.054	0.6928	
		2	0.006	0.003	0.7024	
		3	0.037	0.038	1.0316	0.310
		4	0.031	0.035	1.2659	0.531
		5	0.002	0.005	1.2666	0.737
		6	0.008	0.007	1.2821	0.864
		7	0.073	0.072	2.5755	0.765
		8	0.129	0.137	6.6191	0.358
		9	0.125	0.143	10.423	0.166
		10	-0.001	0.012	10.423	0.237
		11	0.085	0.075	12.197	0.202
		12	0.016	0.013	12.261	0.268
		13	-0.063	-0.072	13.260	0.277
		14	0.022	-0.002	13.378	0.342
		15	0.037	0.011	13.727	0.393
		16	-0.015	-0.049	13.782	0.466
		17	0.054	0.014	14.510	0.487
		18	0.109	0.085	17.527	0.352
		19	0.074	0.072	18.945	0.332
		20	0.026	0.028	19.121	0.384
		21	-0.003	0.010	19.124	0.449
		22	-0.025	-0.029	19.283	0.503
		23	0.067	0.053	20.439	0.494
		24	-0.088	-0.082	22.463	0.433
		25	-0.003	-0.039	22.466	0.492
		26	0.141	0.086	27.711	0.272
		27	0.041	0.019	28.147	0.301
		28	0.002	-0.014	28.148	0.351
		29	0.006	-0.020	28.159	0.403
		30	0.080	0.073	29.898	0.368
		31	-0.022	0.003	30.030	0.413
		32	-0.017	-0.006	30.110	0.460
		33	0.026	0.037	30.295	0.502
		34	0.047	0.015	30.890	0.523
		35	0.041	0.016	31.358	0.549
		36	-0.068	-0.082	32.643	0.534

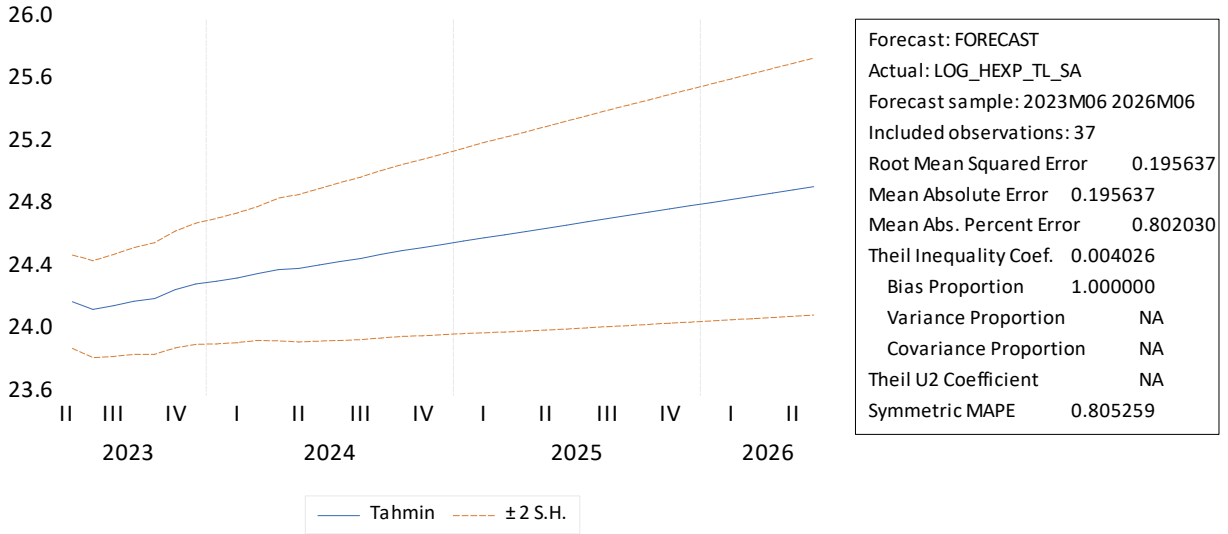
ARIMA (10,1,1) modelinin iyi bir model olduğunun kararını vermek amacıyla modelde otokorelasyon olup olmadığını tespit etmek için Ljung-Box; modelin kararlılık koşullarını sağlayıp sağlamadığı ve hata terimlerinin beyaz gürültü olup olmadığını tespit etmek için ise AR/MA Roots testlerinin yapılması gerekmektedir. Tablo 6’da Ljung-Box q istatistiklerinin olasılık değerlerinin tamamının 0.05’ten büyük olduğu görülmektedir. Bu durum bize otokorelasyon probleminin olmadığını göstermektedir.

**Grafik 6: AR ve MA Kökleri**



Aynı zamanda Grafik 6’da AR ve MA köklerinin tümünün daire içinde olduğu görülmektedir. Başka bir ifade ile modelimizin kararlılık koşullarını sağladığını ve hata terimlerinin beyaz gürültü olduğunu göstermektedir (Cryer & Chan, 2008: 175-184).

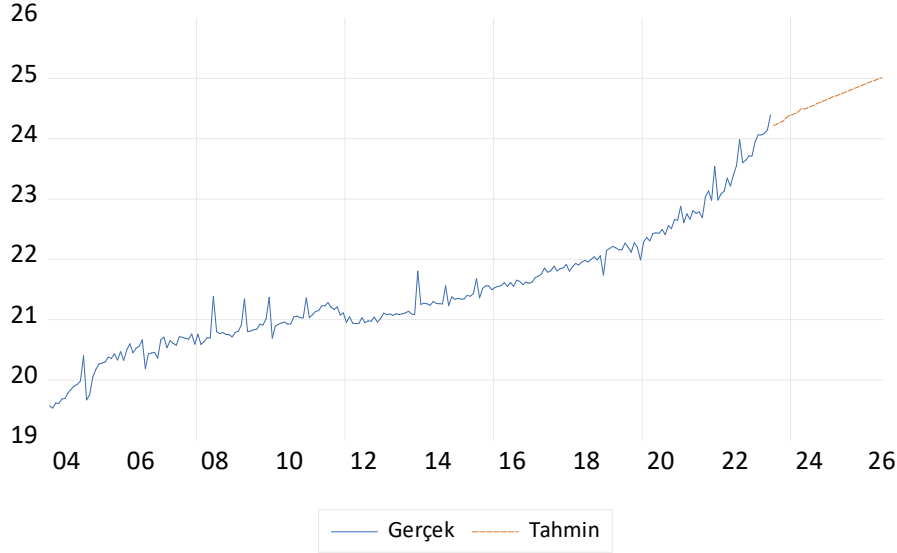
**Grafik 7: Kamu Sağlık Harcamalarının Tahmini**



ARIMA (10,1,1) modelinin kontrol testlerini yaptıktan sonra dördüncü ve son aşama olan tahmin yapma bölümüne geçilmektedir. Modelin tahmin sonucu Grafik 7’de görülmektedir.



**Grafik 8: Gerçek ve Tahmin Edilmiş Kamu Sağlık Harcamaları (Nominal)**



Gerçek ve tahmin değerlerinin birleştirildiği zaman serisi ise Grafik 8’de görülmektedir. Grafik 4’te verilerin mevsimsellik etkisinden arındırılmış logaritmali değerleri görülmektedir. Tahmin edilmiş değerlerin anti-logu alındığında mevsimsellikten arındırılmış tahmin edilen veriler tespit edilmektedir. Anti-logu alınmış toplam sağlık harcaması verileri ve aynı dönem için tahmin edilmiş TÜFE Tablo 7’de görülmektedir. Ayrıca nominal değer olarak bulunan veriler yine ARIMA yöntemi ile tahmin edilen TÜFE’ye bölünerek reel hale getirilmiştir.

**Tablo 7: Tahmin Sonuçları (Milyar TL)**

Dönem	TSH	TÜFE	Reel TSH	Dönem	TSH	TÜFE	Reel TSH
2023M07	32,861	1393	2,392	2025M01	51,438	1727	2,634
2023M08	33,669	1403	2,395	2025M02	52,839	1746	2,662
2023M09	34,632	1431	2,407	2025M03	53,621	1766	2,659
2023M10	35,225	1456	2,390	2025M04	54,732	1786	2,671
2023M11	37,301	1470	2,472	2025M05	55,874	1806	2,685
2023M12	38,672	1491	2,500	2025M06	57,02	1826	2,698
2024M01	39,338	1510	2,501	2025M07	58,259	1846	2,715
2024M02	40,173	1526	2,499	2025M08	59,487	1867	2,730
2024M03	41,298	1545	2,524	2025M09	60,708	1887	2,745
2024M04	43,781	1563	2,621	2025M10	61,961	1908	2,760
2024M05	43,206	1580	2,535	2025M11	63,252	1930	2,776
2024M06	44,124	1598	2,545	2025M12	64,627	1951	2,795
2024M07	45,096	1616	2,554	2026M01	65,895	1973	2,809
2024M08	45,999	1634	2,561	2026M02	67,255	1995	2,826
2024M09	47,243	1652	2,585	2026M03	68,645	2017	2,844
2024M10	48,346	1671	2,601	2026M04	70,059	2040	2,862
2024M11	49,315	1689	2,609	2026M05	71,517	2062	2,880
2024M12	50,337	1708	2,620	2026M06	72,997	2085	2,899

**Not:** TÜFE’yi tahmin etmek için kullanılan ARIMA yöntemine ait tablolar EK-1’de görülmektedir.

Yapılan ARIMA modeli ile merkezi bütçeden gerçekleşen reel hale getirilmiş kamu sağlık harcamasının 2023 Temmuz ayında 2 milyar 392 milyon TL’ye yükseleceği öngörülmektedir. Tablo 7’den diğer tahmin edilen aylar ve yıllar izlenmektedir. Örneğin; 2024 yılının Haziran ayında reel hale getirilmiş kamu sağlık harcamalarının 2 milyar 545 milyon TL’ye, 2025 Haziran ayında yaklaşık 2 milyar 698 milyon TL’ye ve 2026 Haziran ayında ise yaklaşık 2 milyar 899 milyon TL’ye yükseleceği tahmin edilmektedir.

#### 4. Tartışma

Bu çalışmada Türkiye’de merkezi yönetim bütçesinde 2004-2023 yılları arasında sağlık hizmeti için ayrılan kaynağın yakın gelecekteki artış eğilimi ARIMA modeli ile tahmin edilmiştir. Sağlık harcaması çoğunlukla hastalıkların izlenmesi, önlenmesi ve kontrolü, hastalıkların tedavisi, sağlığın geliştirilmesi gibi sağlık ve sağlık hizmetleri için yapılan harcamalardan oluşmaktadır. Bu yönüyle sağlık harcamalarının düzeyi ulusal makro sağlık politikaları ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişkiyi göstermesi bakımından önem taşırken ve sağlık politikalarının oluşturulması ve düzenlenmesi konusunda da bilgi sağlamaktadır. Sağlık harcamaları birçok ülkede olduğu gibi Türkiye’de de kamu ve özel sektör tarafından gerçekleştirilmektedir. Ancak Türkiye sağlık sistemi hem hizmet sunumu hem de harcamalar yönünden ele alındığında kamunun ağırlıklı yer aldığı bir sistem olarak değerlendirilmektedir. Dolayısıyla gerek GSYH’den sağlık hizmetleri için ayrılan pay ve gerekse de bunun fonksiyonel dağılımı sağlık sisteminin performansını önemli ölçüde belirlemektedir.

2021 yılı itibarıyla GSYH’den sağlığa ayrılan payın yaklaşık %5 düzeyinde olduğu ve bu oranın OECD ortalamasının %8,9 olduğu düşünüldüğünde oldukça düşük kaldığı görülmektedir. TÜİK’e göre özel sektör sağlık harcamasının toplam sağlık harcamasına oranı 2021 yılında %20,8, genel devlet sağlık harcamasının ise %79,2 olarak gerçekleşmiştir. Görüldüğü gibi kamunu payı oldukça yüksektir. Harcamanın finansman kaynaklarına bakıldığında Türkiye sağlık sistemi geleneksel olarak sağlık sistemlerinin sınıflandırılmasında kullanılan Beveridge ve Bismarck sistemlerinin ikisine de girmemektedir. Nitekim genel devlet ve özel sektör sağlık harcamalarının alt bileşenlerine bakıldığında, 2021 yılında mahalli idareler %0,6, hanehalklarına hizmet eden kar amacı gütmeyen kuruluşlar ile diğer işletmeler %2,3, sigorta şirketleri %2,6, hanehalkları %15,9, merkezi devlet %31,4, Sosyal Güvenlik Kurumunun %47,2’lik bir paya sahip olduğu görülmektedir. Diğer yandan açıklanan son verilere göre toplam sağlık harcamasının sağlık hizmeti sunucularına göre dağılımı incelendiğinde ise ilk üç sırayı %49,5 ile hastaneler oluşturmaktadır. Hastaneleri sırasıyla %22,8 ile perakende satış ve diğer tıbbi malzeme sunanlar ve %9,4 ile ayakta bakım hizmeti sunanlar izlemektedir (TÜİK, 2021). Bu yönüyle sağlık harcamalarını büyük bir kısmının tedavi hizmetleri için ayrıldığı görülmektedir. Tedavi hizmetleri ise pahalı hizmetlerdir. Büyük ölçüde yüksek düzeyde sağlık teknolojisi gerektiren hizmetlerdir. Bu durum sağlık harcama ve maliyet artışının en önemli nedeni olarak gösterilmektedir.

Görüldüğü gibi sağlık hizmetlerine yapılan harcamaların bütçeden ayrılan payının düşük olması ve büyük ölçüde tedavi hizmetlerine ayrılıyor olması sosyal refahın artırılması adına başka ülkelerle karşılaştırıldığında endişe verici düzeydedir. Bu nedenle hem bu ilişkinin önemine vurgu yapmak hem de sağlık politika yapıcılarına yol gösterebilmek adına gelecekteki sağlık

harcamalarının düzeyinin ve fonksiyonel dağılımın bilinmesi önem taşımaktadır. Sağlık politika yapıcıların sağlık harcamalarını bütçeden pay ayrılan ve cari bir gider olarak değil getirileri uzun dönemde görülen bir yatırım harcaması olarak değerlendirmeleri gerekmektedir.

## 5. Sonuç

Ekonomik kalkınmanın en önemli faktörlerinden birinin, işgücü verimliliği ve yenilik yoluyla üretim üzerindeki belirleyici etkisi ile insan sermayesi olduğunu ortaya koyan geniş bir anlayış bulunmaktadır. Bireyin sağlıklı olma durumu beşerî sermaye göstergelerinin başında gelmektedir. Aynı zamanda bireyin sağlıklı olma durumu, eğitilmiş ve nitelikli olması şartıyla bireysel gelişimin devam etmesini sağlamaktadır. Beşerî sermaye eğitim ile güçlenirken bu gücü korumasının yolu yararlandığı sağlık hizmetleri ile gerçekleşmektedir (Şimşek, 2006: 14). Başka bir ifade ile birey ruhen ve fiziken sağlıklı olduğu vakit aldığı eğitimin sonucu olarak üretimde etkin ve verimli olmaktadır.

Bu çalışmada Türkiye’de yapılan kamu sağlık harcamaları ARIMA (10,1,1) modeli ile tahmin edilmektedir. Yapılan analiz sonucuna göre merkezi bütçeden ayrılan reel hale getirilmiş kamu sağlık harcamalarının 2023 Temmuz ayında 2 milyar 392 milyon TL’den 2024 Haziran ayına 2 milyar 545 milyon TL’ye yükseleceği öngörülmektedir. Aynı zamanda reel sağlık harcamalarının 2024 Temmuz ayında 2 milyar 554 milyon TL’den 2025 Haziran ayına 2 milyar 698 milyon TL’ye ve 2025 Temmuz ayında 2 milyar 715 milyon TL’den 2026 Haziran ayına 2 milyar 899 milyon TL’ye yükseleceği tahmin edilmektedir. Ek olarak 2022 yılında 25 milyar 89 milyon TL olan merkezi bütçeden yapılan reel hale getirilmiş toplam kamu sağlık harcamasının 2023 yılında 27 milyar 679 milyon TL’ye, 2024 yılında 30 milyar 756 milyon TL’ye ve 2025 yılında 32 milyar 530 milyon TL’ye çıkacağı tahmin edilmektedir.

## Kaynakça

- Atalan, A. (2020). Forecasting for Healthcare Expenditure of Turkey Covering the Years of 2018-2050. *Gümüşhane Üniversitesi Sağlık Bilimleri Dergisi*, 9(1), 8-16. <https://doi.org/10.37989/gumussagbil.538111>
- Billerlioğlu, H. (2019). *Türkiye'nin 2023 Nüfus Piramidine Göre Sağlık Harcamaları Projeksiyonu*. Cerrahpaşa Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İstanbul.
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1976). *Time Series Analysis Forecasting and Control*. Revised Edition, Holden-Day, Oakland, California.
- Chaabouni, S. & Abednadhher, C. (2013). Modelling and Forecasting of Tunisia’s Health Expenditures using Artificial Neural Network and ARDL Models. *International Journal of Medical Science and Public Health*, 2(3), 495-503. <https://www.bibliomed.org/mnsfulltext/67/67-1355227550.pdf?1692271242>
- Cryer, J. D. & Chan, K. S. (2008). *Time Series Analysis with Applications in R*. Springer Publication.



Yücel, M. H. & Çalışkan, Z. (2023). Türkiye’de Sağlık Harcamalarının ARIMA Yöntemi ile Tahmini. *Fiscoeconomia*, 7(Özel Sayı), 552-580. Doi: 10.25295/fsecon.1350399

- Di Matteo, L. (2010). The Sustainability of Public Health Expenditures: Evidence from The Canadian Federation. *The European Journal of Health Economics*, 11(6), 569-584. <http://www.jstor.org/stable/40963293>
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Dritsakis, N. & Klazoglou, P. (2019). Time Series Analysis using ARIMA Models: An Approach to Forecasting Health Expenditures in USA. *Economia Internazionale/ International Economics*, 72(1), 77-106. <https://www.iei1946.it/article/165/time-series-analysis-using-arma-models-an-approach-to-forecasting-health-expenditures-in-usa>
- Findley, D. F., Monsell, B. C., Bell, W. R., Otto, M. C. & Chen, B.-C. (1998). New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(2), 127-152. <https://doi.org/10.2307/1392565>
- Getzen, T. E. & Pullier, J. P. (1992). International Health Spending Forecasts: Concepts and Evaluation. *Social Science and Medicine*, 34(9), 1057-1068. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(92\)90136-E](https://doi.org/10.1016/0277-9536(92)90136-E)
- Getzen, T. E. (2000). Forecasting Health Expenditures: Short, Medium and Long (Long) Term. *Journal of Health Care Finance*, 26(3), 56-72. <https://ssrn.com/abstract=1950809>
- Güleryüz, D. (2021). Predicting Health Spending in Turkey Using the GPR, SVR, and DT Models. *Acta Infologica*, 5(1), 155-166. <https://doi.org/10.26650/acin.882660>
- Hazine Bakanlığı. <https://muhasebat.hmb.gov.tr/iller-itibariyle-merkezi-yonetim-butce-istatistikleri-2004-2019>
- Hylleberg, S. (2006). Seasonal Adjustment. *University of Aarhus Department of Economics Working Paper No. 2006-4*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1147032>
- Kalanlar, B. (2018). Türkiye’nin Yüzüncü Yılında Sağlık Sektörü, Mevcut Durum ve Öngörüler. *Hacettepe Sağlık İdaresi Dergisi*, 21(3), 495-510. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/hacettepesid/issue/39661/469798>
- Kayım, H. (1985). *İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri*. Ankara.
- Lee, R. & Miller, T. (2002). An Approach to Forecasting Health Expenditures, with Application to the US Medicare System. *Health Services Research*, 37(5), 1365-1386. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.01112>
- Lorenzoni, L., Marino, A., Morgan, D. & James, C. (2019). Health Spending Projections to 2030: New Results Based on a Revised OECD Methodology. *OECD Health Working Papers*, No. 110, OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/5667f23d-en>
- Ntivuguruzwa, S. (2023). Application of Machine Learning in Long Term Healthcare Cost Prediction. *Health Science Journal*, 17(4), 1-7. <https://www.itmedicalteam.pl/articles/application-of-machine-learning-in-long-term-healthcare-cost-prediction.pdf>

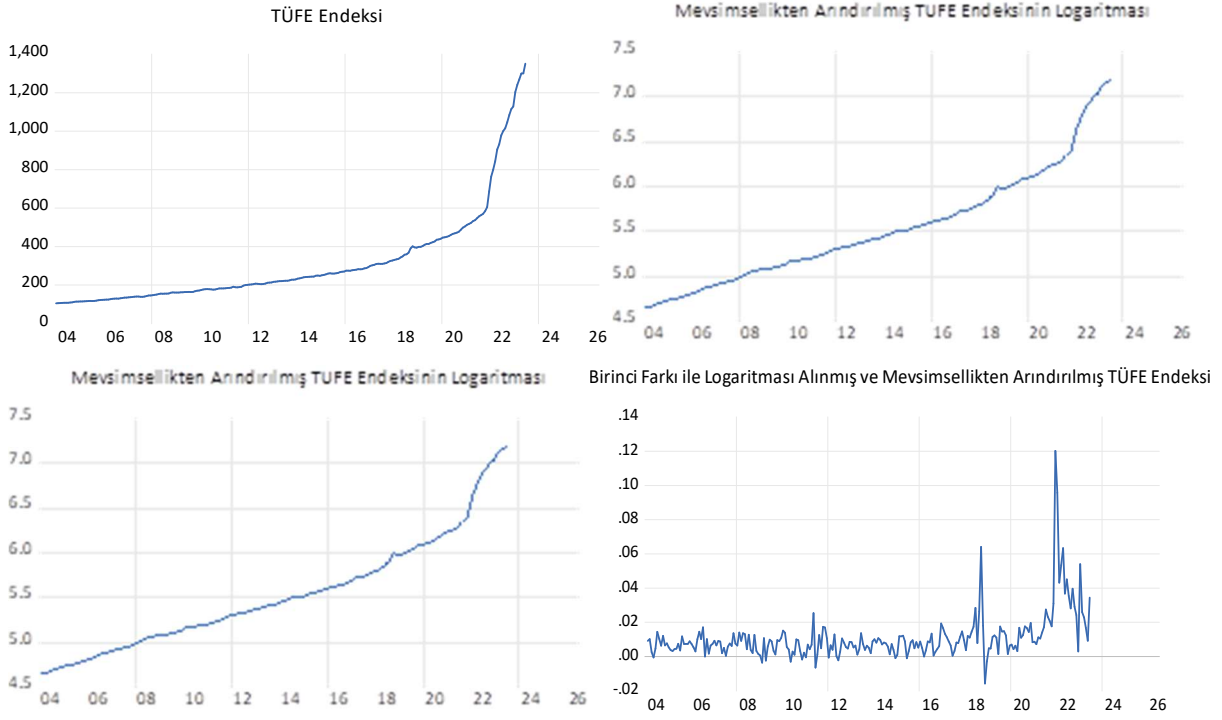


Yücel, M. H. & Çalışkan, Z. (2023). Türkiye’de Sağlık Harcamalarının ARIMA Yöntemi ile Tahmini. *Fiscoeconomia*, 7(Özel Sayı), 552-580. Doi: 10.25295/fsecon.1350399

- OECD. (2023). *Health Spending (Indicator)*. Doi: 10.1787/8643de7e-en (Accessed on 23 August 2023).
- Okatan, E. & Işık, A. H. (2020). Sağlık Harcamalarının Tahmininde Karar Ağacının Kullanımı. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi*, 11(1), 86-94. <https://doi.org/10.29048/makufebed.650463>
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Sevüktekin, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. Bursa: Dora Yayıncılık.
- Sisko, A. M., Keehan, S. P., Poisal, J. A., Cuckler, G. A., Smith, S. D., Madison, A. J., Rennie, K. E. & Hardesty, J. C. (2019). National Health Expenditure Projections, 2018-27: Economic and Demographic Trends Drive Spending and Enrollment Growth. *Health Aff (Millwood)*, 38(3), 491-501. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2018.05499>
- Şimşek, M. (2006). *Beşerî Sermaye ve Beyin Göçü Kapsamında Türkiye* (Birinci Baskı). Bursa: Ekin Kitabevi.
- T. C. Merkez Bankası. (2023). *EVDS-Ortalama Döviz Kurları*. <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- TÜİK. (2021). *Sağlık Harcamaları İstatistikleri*. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Saglik-Harcamalari-Istatistikleri-2021-45728>
- TÜİK. (2023). *Tüketici Fiyat Endeksi*. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Tuketici-Fiyat-Endeksi-Temmuz-2023-49649>
- Yaglom, A. M. (1955). Correlation Theory of Processes with Random Stationary Nth Increments. *Matematicheskii Sbornik Novaya Seriya*, 37(79), 141-196. <https://www.mathnet.ru/links/84471424eeb07bc456b9ace471691382/sm5214.pdf>
- Yule, G. U. (1926). Why do we Sometimes get Nonsense-Correlations between Time-Series? A Study in Sampling and the Nature of Time-Series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 89(1), 1-63. <https://doi.org/10.2307/2341482>
- Zhao, J. (2015). *Forecasting Health Expenditure: Methods and Applications to International Databases*. Centre for Health Economics and Policy Analysis (CHEPA), McMaster University. [https://forecasters.org/wp-content/uploads/gravity\\_forms/7-2a51b93047891f1ec3608bdbd77ca58d/2013/07/Zhao\\_Junying\\_ISF2013.pdf](https://forecasters.org/wp-content/uploads/gravity_forms/7-2a51b93047891f1ec3608bdbd77ca58d/2013/07/Zhao_Junying_ISF2013.pdf)
- Zheng, A., Fang, Q., Zhu, Y., Jiang, C., Jin, F. & Wang, X. (2020). An Application of ARIMA Model for Predicting Total Health Expenditure in China from 1978-2022. *Journal of Global Health*, 10(1), 1-8. <https://jogh.org/documents/issue202001/jogh-10-010803.pdf>

EK-1

**Grafik 9: TÜFE Endeksi 2004-2023**



**Kaynak:** TÜİK, 2023, <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Tuketici-Fiyat-Endeksi-Temmuz-2023-49649>

**Tablo 8: Tamamlayıcı İstatistikler**

Değişken	Açıklama	Gözlem	Ortalama	S.S.	Orta	Min.	Maks.
TÜFE	Merkezi Bütçe İçindeki Aylık Kamu Sağlık Harcaması	234	5,530	0,616	5,423	4,647	7,195

**Not:** Değişken önce census x-12 işlemi ile mevsimsellikten arındırılmış daha sonra logaritması alınmıştır.

**Tablo 9: Birim Kök ve Durağanlık Testi**

Değişkenler	ADF		PP	
	ADF <sub>c</sub>	ADF <sub>c+t</sub>	PP <sub>c</sub>	PP <sub>c+t</sub>
TÜFE	2,894 (1,000)	2,640 (1,000)	4,502 (1,000)	3,161 (1,000)
D(TÜFE)	-4,058 (0,001)***	-4,832 (0,000)***	-7,027 (0,000)***	-8,097 (0,000)***

**Not:** Tablodaki değerler mevsimsellikten arındırılmış (Census X-12) ve logaritması alınmış TÜFE endeksinin birim kök test istatistikleridir.



**Tablo 10: ACF ve PACF Tablosu**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.645	0.645	98.237	0.000
		2	0.454	0.065	147.12	0.000
		3	0.475	0.273	200.75	0.000
		4	0.444	0.066	247.99	0.000
		5	0.412	0.103	288.78	0.000
		6	0.364	-0.000	320.80	0.000
		7	0.326	0.021	346.49	0.000
		8	0.274	-0.047	364.74	0.000
		9	0.283	0.079	384.31	0.000
		10	0.251	-0.043	399.73	0.000
		11	0.191	-0.026	408.77	0.000
		12	0.177	-0.004	416.50	0.000
		13	0.256	0.175	432.85	0.000
		14	0.200	-0.101	442.87	0.000
		15	0.166	0.061	449.78	0.000
		16	0.148	-0.078	455.33	0.000
		17	0.135	0.036	459.94	0.000
		18	0.137	-0.027	464.75	0.000
		19	0.103	-0.021	467.48	0.000
		20	0.086	-0.024	469.39	0.000
		21	0.062	-0.003	470.39	0.000
		22	0.053	-0.039	471.13	0.000
		23	0.045	0.012	471.65	0.000
		24	0.014	-0.047	471.70	0.000
		25	0.006	0.034	471.71	0.000
		26	0.055	0.051	472.51	0.000
		27	0.051	0.017	473.20	0.000
		28	0.050	0.028	473.86	0.000
		29	0.049	0.011	474.50	0.000
		30	0.016	-0.059	474.57	0.000
		31	0.021	0.006	474.69	0.000
		32	0.043	0.023	475.20	0.000
		33	0.040	-0.002	475.65	0.000
		34	0.039	0.032	476.08	0.000
		35	0.016	-0.055	476.15	0.000
		36	0.001	-0.013	476.15	0.000

**Tablo 11: ARIMA Modeli Parametre Tahmin Sonuçları**

Dependent Variable: D(LOG\_TUFE\_ENDEKSI\_SA)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 10/09/23 Time: 14:02

Sample: 2004M02 2023M06

Included observations: 233

Convergence achieved after 59 iterations

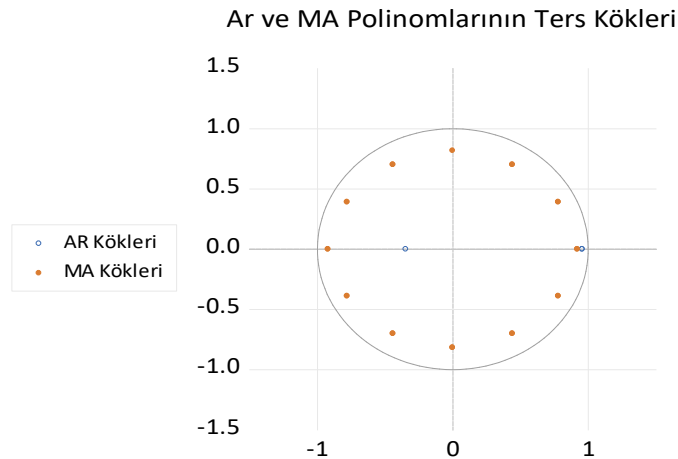
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011756	0.006036	1.947654	0.0527
AR(1)	0.612564	0.039543	15.49119	0.0000
AR(2)	0.331041	0.056696	5.838839	0.0000
MA(2)	-0.494527	0.076598	-6.456165	0.0000
MA(12)	-0.154623	0.057838	-2.673375	0.0081
SIGMASQ	9.74E-05	4.19E-06	23.27835	0.0000
R-squared	0.490913	Mean dependent var		0.010935
Adjusted R-squared	0.479700	S.D. dependent var		0.013865
S.E. of regression	0.010001	Akaike info criterion		-6.341150
Sum squared resid	0.022703	Schwarz criterion		-6.252282
Log likelihood	744.7440	Hannan-Quinn criter.		-6.305315
F-statistic	43.77924	Durbin-Watson stat		1.982322
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.96	-.35		
Inverted MA Roots	.92	.78+.39i	.78-.39i	.44+.70i
	.44-.70i	.00+.82i	-.00-.82i	-.44+.70i
	-.44-.70i	-.78-.39i	-.78+.39i	-.92

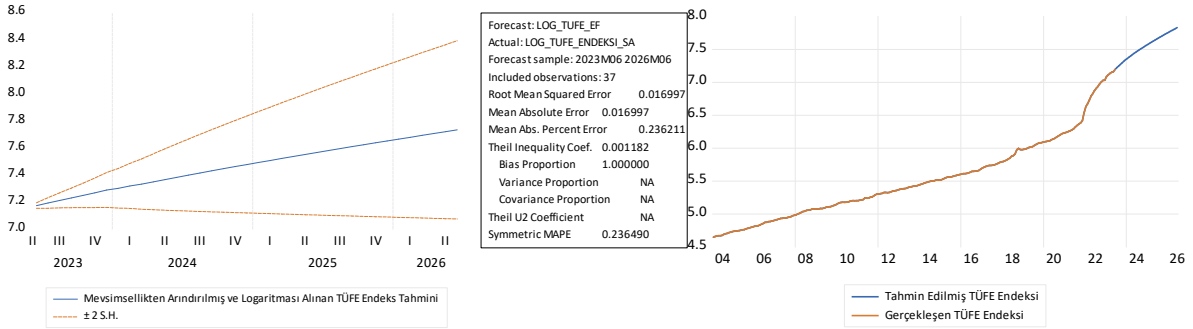
**Tablo 12: Ljung-Box Q-Statistics**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.002	0.002	0.0014	
		2	-0.013	-0.013	0.0443	
		3	-0.029	-0.029	0.2439	
		4	0.020	0.020	0.3427	
		5	-0.005	-0.006	0.3483	0.555
		6	0.010	0.010	0.3713	0.831
		7	-0.019	-0.019	0.4632	0.927
		8	-0.091	-0.091	2.4652	0.651
		9	0.021	0.022	2.5716	0.766
		10	-0.056	-0.061	3.3457	0.764
		11	-0.035	-0.039	3.6487	0.819
		12	-0.030	-0.027	3.8706	0.869
		13	0.173	0.169	11.309	0.255
		14	0.006	0.006	11.319	0.333
		15	0.041	0.043	11.742	0.383
		16	0.007	0.011	11.756	0.466
		17	-0.018	-0.022	11.839	0.541
		18	0.069	0.063	13.058	0.522
		19	0.034	0.024	13.359	0.575
		20	0.032	0.034	13.626	0.627
		21	-0.022	0.010	13.756	0.684
		22	-0.001	-0.009	13.756	0.745
		23	-0.020	0.006	13.859	0.792
		24	-0.041	-0.035	14.294	0.815
		25	-0.082	-0.073	16.065	0.766
		26	0.054	0.043	16.833	0.773
		27	0.026	0.026	17.015	0.809
		28	0.062	0.061	18.038	0.801
		29	0.023	0.031	18.177	0.835
		30	-0.017	-0.002	18.253	0.866
		31	-0.019	-0.040	18.354	0.892
		32	0.032	0.012	18.630	0.909
		33	-0.001	-0.035	18.630	0.930
		34	0.026	0.032	18.815	0.944
		35	-0.030	-0.035	19.061	0.954
		36	-0.060	-0.056	20.075	0.950

**Grafik 10: AR ve MA Kökleri**



**Grafik 11: Gerçek ve Tahmin Edilmiş TÜFE Endeksi**



**Çıkar Beyanı:** Yazarlar arasında çıkar çatışması yoktur.

**Etik Beyanı:** Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulduğunu yazarlar beyan eder. Aksi bir durumun tespiti halinde Fiscaeconomia Dergisinin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk çalışmanın yazarlarına aittir.

**Yazar Katkısı:** Yazarların katkısı aşağıdaki gibidir; (Birden fazla yazar varsa doldurulacaktır)

**Giriş:** 2. yazar

**Literatür:** 1. yazar

**Metodoloji:** 1. yazar

**Tartışma:** 2. Yazar

**Sonuç:** 1. yazar

1. yazarın katkı oranı: %75. 2. yazarın katkı oranı: %25.

**Conflict of Interest:** The authors declare that they have no competing interests.

**Ethical Approval:** The authors declare that ethical rules are followed in all preparation processes of this study. In the case of a contrary situation, Fiscaeconomia has no responsibility, and all responsibility belongs to the study's authors.

**Author Contributions:** author contributions are below; (To be filled if there is more than one author)

**Introduction:** 2. author

**Literature:** 1. author

**Methodology:** 1. author

**Conclusion:** 1. author

1st author's contribution rate: %80, 2nd author's contribution rate: %20.



Yücel, M. H. & Çalışkan, Z. (2023). Türkiye’de Sağlık Harcamalarının ARIMA Yöntemi ile Tahmini. *Fiscoeconomia*, 7(Özel Sayı), 552-580. Doi: 10.25295/fsecon.1350399

## The Forecasting of Health Expenditure in Türkiye Using the ARIMA Method

Muhammed Hasan Yücel, Zafer Çalışkan

### Extended Abstract

One of the driving forces in the development of societies has been the quality of human capital throughout history. For this quality to be high, individuals, the smallest building blocks of society, must be physically and mentally well-educated and healthy. With the idea that healthy individuals will be more productive, countries need to make long-term and quality health policies to increase investments in health services and allocate more resources. In this context, health expenditures should be used efficiently and effectively. With a more explicit expression, increasing the expenditures and using these resources correctly is necessary. In this respect, the amount of health expenditures becomes one of the priority issues that should be emphasized. In almost all countries, health expenditures are increasing faster than the GDP of almost all countries. For example, it is stated that the three OECD countries where the share of public health expenditures in GDP for 2022 exceeds the 10% threshold are the USA, Germany, and France, respectively, and these have reached a public health expenditure share of 14.1%, 10.95%, and 10.06%, respectively (OECD, 2023). Moreover, health expenditures can be used as a performance indicator for the comparability of the country's health system. Increases in health expenditures in recent years have become one of the most crucial issues in discussing the financial sustainability of countries' health systems. For this reason, when the literature is examined, there are two essential research groups. While the first group of studies focuses on determining the determinants of health expenditures, the second group concentrates on predicting the future size of expenditures.

In countries where health expenditures are provided from public resources, the size of the expenditures, the areas in which they are used, and their sustainability are essential. Increasing population, aging, and developments in health technologies not only force the spending capacity of countries but also increase sustainability concerns. For this reason, it is vital to estimate the amount and rate of increase in the future health expenditures of countries. There are many empirical studies in this direction in the literature.

This study aims to estimate the possible near-term government health expenditures based on Türkiye's public health expenditure data. The existence of a society with a high level of health positively affects economic development, progress, and growth. The high level of welfare increases the demand for health services and the expenditures made in the health sector. In this study, government health expenditures from the central budget in Türkiye are estimated with the ARIMA (10,1,1) model. The analysis made with 234 observations uses monthly government health expenditure data based on provinces obtained from the Treasury Ministry's accounting information system. In the study, in which the Box-Jenkins methodology is applied and monthly data covering 2004: M01-2023: M06 is used, government health expenditures are estimated to increase in the next three years.

This study's monthly government health expenditures data was compiled from the central government budget statistics based on provinces downloaded from the Treasury Ministry database. Table 1 shows the annual government health expenditures from the central budget in Türkiye. Total government health expenditures from the central budget in 2004 increased

from approximately 5 billion TL to 191 billion TL in 2022. Total government health expenditures, which have increased more than 37 times in nominal terms in 18 years, have increased slightly less than two times in dollar terms. Total government health expenditures, which were 3.5 billion dollars in 2004, reached just over 10 billion in 2022. In panel A of Chart 1, the total government health expenditures realized in terms of the price index 2003=100 (TURKSTAT, 2023) over the years is seen in billion TL. In panel B, the course of the nominal total government health expenditures over the years is seen more clearly in billions of USD. While the total government health expenditures on a realized TL basis have increased vertically since 2019, it has been drawing zigzags in US dollars. Total government health expenditures in US dollars, which had an increasing trend from 2004 to 2010, entered a decreasing trend from 2010 to 2021. Probably due to the pandemic, total government health expenditures in US dollars entered an upward trend in 2022 and approached the 2010 levels.

The data to be used in the ARIMA model covers January 2004 and June 2023. Our dataset, consisting of 234 observations, consists of a sufficient number of observations for Box-Jenkins models. For Box-Jenkins models, analysis with at least 75 observations is recommended (Kayım, 1985: 12). Complementary statistics of monthly government health expenditures (TL) in the central government budget in Turkey are shown in Table 2.

The initial state of the data is seen in Graph 2. In Graph 2, the seasonality effect in the data stands out. Generally, the seasonality effect in the time series emerges in the monthly data set. Variables in the data with the effect of seasonality reach higher or lower values in specific periods of the year (Sevüktekin, 2017: 14). For example, in our current data, health expenditures usually reach their highest level in the last months. Before setting up the model, purifying the data from the seasonal effect is necessary. The rationale behind this process is to remove the observable components from the model and reveal the effects of the unobservable components over time. To achieve this, various methods, X-12 ARIMA, TROMA/SEATS, and X-11 ARIMA, have been developed in the literature (Hylleberg, 2006: 2-3). This study applied the X-12 ARIMA (Findley et al., 1998) process to purify the data from the seasonal effect.

After the data, which is seen to be influenced by seasonality in the second graph, is removed from this effect, the data is seen as in the third graph. When we look at the third graph, it is seen that the data has a logarithmic train, and when its logarithm is taken, it is seen as in the fourth graph. Finally, it is intuitively understood from the fourth graph that the data whose logarithm is taken and freed from the seasonality effect contains a unit root. To be sure, Augmented Dickey and Fuller (ADF, 1981) and Philips & Perron (PP, 1988) unit root tests were performed. After determining that the data contained a unit root, the unit was de-rooted. With another expression cleared from the unit root, the data with the first difference taken is seen in the fifth graph. The unit root test results of the data are shown in Table 3. When the time series data contains a unit root, the problem of false regression and biased estimators arises (Yule, 1926: 2). In order to eliminate this problem, the first difference of the series is taken. In Table 3, probability values indicate that the data becomes stationary when the first difference is received.



Autocorrelation (ACF) and partial autocorrelation function (PACF) tables are used to determine the ARIMA model. In an ARIMA (p,d,q) model, the p and q lag are the turning points in the partial and autocorrelation functions, respectively. These spikes can indicate the moving average (Sevüktekin, 2017: 190-191).

As can be seen from Table 4 and the unit root test results, the d value for our ARIMA (p,d,q) model is 1; p-values are 1, 2, 3, 10, 11, and 12, respectively. The q values are 1 and 36, respectively. The criteria values of the ARIMA models created with these delays are shown in Table 5.

While determining the ARIMA model according to the Box-Jenkins approach, the model with the largest log-likelihood and the smallest Akaike, Schwarz, and Hanna-Quinn values is selected. At the same time, the parameter values must be significant. Our model that meets these criteria is the ARIMA (10,1,1) model (Sevüktekin, 2017: 196-199).

In order to decide that the ARIMA (10,1,1) model is good, it is necessary to perform the Ljung-Box test to determine whether there is autocorrelation in the model. AR/MA Roots test is required to determine whether the model satisfies the stability conditions and whether the error terms are white noise. Table 6 shows that all probability values of Ljung-Box q statistics are greater than 0.05. This data shows us that there is no autocorrelation problem.

At the same time, it is seen in Graph 6 that all AR/MA roots are in circles. In other words, it shows that our model satisfies the stability conditions, and the error terms are white noise (Cryer & Chan, 2008: 175-184).

After performing the control tests of the ARIMA (10,1,1) model, the fourth and final stage, estimation, is passed. The estimation result of the model is shown in Graph 7.

The time series in which the actual and predicted values are combined can be seen in Chart 8. Graph 4 shows the seasonally adjusted logarithmic values of the data. When the anti-log of the predicted values is taken, seasonally adjusted predicted data are determined. Anti-logged total health expenditure data and estimated CPI for the same period are shown in Table 7. In addition, the data found as nominal value was converted into real value by dividing it by the estimated CPI using the same method.

With the ARIMA model, it is predicted that the real public health expenditure made from the central budget will increase to 2 billion 392 million TL in July 2023. Other estimated months and years can be seen in Table 7. For example, real public health expenditures are estimated to increase to approximately 2 billion 545 million TL in June 2024, 2 billion 698 million TL in June 2025, and 2 billion 899 million TL in June 2026.

In this study, the near future increase trend of the resources allocated for health services in the central government budget in Türkiye between the years 2004-2023 was estimated with the ARIMA model. Health expenditure mainly consists of health and health services such as disease monitoring, prevention and control, treatment of diseases, and health promotion. In this respect, while the level of health expenditures is vital in showing the relationship between national macro-health policies and economic development, it also provides information on the creation and regulation of health policies. As in many countries, health expenditures are carried out by the public and private sectors in Türkiye. However, when Türkiye's health

system is considered both in terms of service delivery and expenditures, it is considered a system in which the public is predominantly involved. Therefore, both the share of the GDP for health services and its functional distribution significantly determines the health system's performance.

As of 2021, it is seen that the share of GDP allocated to health is around 5%, and this ratio remains relatively low, considering that the OECD average is 8.9%. According to TURKSTAT, the ratio of the private sector health expenditure was 20.8% in 2021, while general government health expenditure to total health expenditure was 79.2%. The share of the public is relatively high. Considering the financing sources of expenditure, the Turkish health system does not fall under either of the Beveridge and Bismarck systems traditionally used to classify health systems. When the sub-components of the general government and private sector are examined, it is seen that local administrations have a share of 0.6%, non-profit organizations serving households and other businesses 2.3%, insurance companies 2.6%, households 15.9%, the central government 31.4% and the Social Security Institution 47.2% (TURKSTAT, 2021). On the other hand, when the distribution of total health expenditures according to health service providers is analyzed according to the latest data, hospitals are in the first three places with 49.5%. Hospitals are followed by retail sales and other medical equipment providers with 22.8% and outpatient care providers with 9.4%, respectively. In this respect, it is seen that most of the health expenditures are allocated for treatment services. Treatment services are expensive services. These are services that essentially require a high level of health technology. This situation is the most crucial reason for increased health expenditures and costs.

As it is seen, the low share of the expenditures made on health services from the budget and the fact that they are allocated to treatment services is largely at an alarming level compared to other countries to increase social welfare. For this reason, it is vital to know the level of future health expenditures and the functional distribution to emphasize this relationship's importance and guide health policymakers. Health policymakers should consider health expenditures not as a current expenditure, allocated a share from the budget, but as an investment expenditure whose returns are seen in the long term.

There is a broad understanding that human capital is one of the most critical economic development factors, with its decisive impact on production through labor productivity and innovation. The state of being healthy is one of the human capital indicators. At the same time, it ensures the continuation of individual development, provided that the individual is healthy, educated, and qualified. While human capital is strengthened with education, the health services it benefits from is the way to protect this power (Şimşek, 2006: 14). In other words, when the individual is mentally and physically healthy, he becomes effective and efficient in production because of the education he receives.

In this study, public health expenditures in Turkey are estimated with the ARIMA (10,1,1) model. According to the results of the analysis, it is predicted that real public health expenditures from the central budget will increase from 2 billion 392 million TL in July 2023 to 2 billion 545 million TL in June 2024. At the same time, it is predicted that real health expenditures will increase from 2 billion 554 million TL in July 2024 to 2 billion 698 million TL



Yücel, M. H. & Çalışkan, Z. (2023). Türkiye’de Sağlık Harcamalarının ARIMA Yöntemi ile Tahmini. *Fiscaeconomia*, 7(Özel Sayı), 552-580. Doi: 10.25295/fsecon.1350399

---

in June 2025 and from 2 billion 715 million TL in July 2025 to 2 billion 899 million TL in June 2026. In addition, it is estimated that the realized total public health expenditure from the central budget, which was 25 billion 89 million TL in 2022, will increase to 27 billion 679 million TL in 2023, 30 billion 756 million TL in 2024, and 32 billion 530 million TL in 2025.