



Sağlığa Etki Eden Parametrelerin Sağlık Harcamalarına Olan Etkisinin İncelenmesi-Türkiye Örneği (1990-2018)

Review Of The Effect Of Health Effect Parameters On Health Expenditures - The Case Of Turkey (1990-2018)

Serhat BÜYÜKTANIR

Yüksek Lisans Öğrencisi, Ankara Yıldırım Beyazıt Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü Sağlık Ekonomi Bölümü , Ankara/Türkiye

ORCID No:0000-0002-9604-9989

ÖZET

Toplam sağlık harcamaları, her geçen gün artan sağlık arz ve talepleri doğrultusunda yukarı yönlü bir ivme sergilemektedir. Özellikle kamu kesiminin harcamaları üstlenmesi durumunda harcama kalemlerinin daha dikkatli bir şekilde değerlendirilip harcamaya neden olan etkenlerin tespit edilerek akılcı bir biçimde uygulanması önem arz etmektedir. Yapılan bu çalışmada sağlığı etkileyen bazı belirleyicilerin (kızamık aşılama oranı, doktor sayısı, hemşire sayısı, atmosfere yayılan sağlığa zararlı CO2 gazı) sağlık alanında yapılan harcamaları uzun ve kısa dönemde nasıl etkilediği incelenmesi amaçlanmıştır. Yapılan çalışmada zaman serisi analizi yapılmıştır. İlk olarak serilerin durağan olup olmadığı birim kök testleriyle incelenmiştir. Durağanlık testleri sonucunda ARDL eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli aracılığıyla kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Son olarak da Toda-Yamamoto nedensellik testi ile değişkenler arasında ilişkinin yönü tayin edilmeye çalışılmıştır. Çalışmanın sonucunda toplam sağlık harcamalarının uzun dönemde CO2 gazı miktarı ile doğru orantılı olarak artık gösterdiği, hemşire sayısı ile negatif etkileşim içinde olduğu, kızamık aşılama oranı ve doktor sayısı ile anlamlı bir ilişkinin olmadığı değerlendirilmiştir. Kısa dönemde ise doktor sayısı ve kızamık aşılama oranı ile zıt yönlü, hemşire sayısı ve CO2 miktarı ile aynı yönlü ilişki tespit edilmiştir. Nedensellik analizi ile parametreler arasında tek yönlü nedensellik bağlantıları tespit edilmiştir. Kızamık aşılama oranının artması ve hemşire sayısının artmasında sağlık harcamalarının artmasının etkisi olduğu ortaya çıkmıştır. Çalışmada elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde toplam sağlık harcaması; gelişen teknolojik imkanlar, sağlık erişebilirliğinin artması, sağlık personel istihdamındaki artış, endüstrileşmenin getirmiş olduğu çevresel kirliliğindeki artış, aşılama maliyetlerinin artması vb. durumlar neticesinde sürekli yükseliştir. Bu durum sağlık politikası belirleyicilerinin dikkate alınması gereken çok önemli bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır. Gerekli yasal tedbirler alınarak toplam sağlık harcamasının azaltılması ve kaynakların daha verimli olarak kullanılması ile ülkemizin gelişmişlik seviyesinde olumlu etkileri olacağı öngörülebilir.

Anahtar Kelimeler: Toplam Sağlık Harcaması, Kızamık Aşılama Oranı, ARDL

ABSTRACT

Total health expenditures display an upward acceleration in line with the ever-increasing health supply and demand. Especially in case the public sector undertakes the expenses, it is important to evaluate the expenditure items more carefully and to determine the factors causing the expenditure and to apply them rationally. In this study, it is aimed to examine how some determinants that affect health (measles vaccination rate, number of doctors, number of nurses, harmful CO2 gas emission into the atmosphere) affect health expenditures in the long and short term. Time series analysis was made in the study. First, whether the series are stationary or not was examined by unit root tests. As a result of the stationarity tests, the short and long term coefficients were estimated through the ARDL cointegration test and error correction model. Finally, the direction of the relationship between variables was tried to be determined by the Toda-Yamamoto causality test. As a result of the study, it was evaluated that total health expenditures now show in direct proportion to the amount of CO2 gas in the long term, it has a negative interaction with the number of nurses, and there is no significant relationship with the measles vaccination rate and the number of doctors. In the short term, a negative relationship was found with the number of doctors and measles vaccination rate, and the same direction with

the number of nurses and the amount of CO2. One-way causality connections between parameters were determined by causality analysis. It has been revealed that the increase in the rate of measles vaccination and the increase in the number of nurses has an effect on health expenditures. When the results obtained in the study are evaluated, the total health expenditure; developing technological opportunities, increase in health accessibility, increase in health personnel employment, increase in environmental pollution caused by industrialization, increase in vaccination costs and so on. As a result of the situations it is constantly rising. This situation emerges as a very important issue that health policy makers should take into account. It can be predicted that our country will have positive effects on the level of development by taking the necessary legal measures and reducing the total health expenditure and using the resources more efficiently.

Keywords: Total Health Expenditure, Measles Vaccination Rate, ARDL

GİRİŞ

Günümüzde küreselleşen ve küreselleşmeye bağlı olarak da sanayileşmenin daha hızlı arttığı dünyada ekonomik kalkınmanın ve büyümenin getirmiş olduğu sağlık alanında olumlu ve olumsuz yönler bulunmaktadır. Ekonomisi gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler halkının sağlık ihtiyaçlarına cevap verme noktasında daha hızlı ve rasyonel yaklaşımlarda bulunmaktadır. Sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen hem uluslararası hem de ulusal birçok çalışma yer almaktadır (Akar,2014)(Selim,2014)(Altunöz,2020)(Hitiris,1992)(Peñas,2013)(Baltagi,2010). Fakat sağlık harcamalarını değerlendirirken farklı parametreleri de dikkate almamız gerekmektedir. Harcamayı etkileyecek parametreler hakkında değerlendirme yapmak bu noktada çok önem arz etmektedir.

Sağlık Harcaması

OECD sağlık harcaması tanımı “Sağlık harcamaları kişisel sağlık hizmetleri (Tedavi edici bakım, rehabilite edici bakım, uzun süreli bakım, yardımcı hizmetler ve tıbbi ürünler) ve toplum hizmetleri (önleme ve halk sağlığı hizmetleri) dahil olmak üzere sağlık hizmeti mal ve hizmetlerinin nihai tüketimini (yani cari sağlık harcamaları) ölçer. Bu hesaplama içinde yatırım harcamaları dahil edilmemiştir.” Şeklinde (OECD,2020).

Türkiye’de sağlık harcamaları finansmanı karma model olarak tabir edilen çoğunluğu kamu kesimi tarafından karşılanan bir modeldir. Türkiye’de kamu ve özel kesim tarafından sunulan sağlık hizmetlerinin finansmanı vergiler, primler, özel sağlık sigortaları, tıbbi tasarruflar ve cepten yapılan

harcamalarla karşılanmaktadır. Sağlık sigortaları belli bir kesim için (Bismark Modeli) uygun olmakla birlikte geri kalan kesim için ise kamu kesimi fonları (Beveridge Modeli) ile finanse edilmektedir (Atasever,2017).

Sağlık Sektöründe İstihdam

Sağlıkta işgücü Sağlık Bakanlığı tarafından ‘Sağlık insan gücü planlaması, topluma bugün sunulan ve gelecekte sunulacak sağlık hizmetlerini gerçekleştirmek üzere sağlık çalışanlarının yeterli nicelikte, yüksek nitelikte, düzgün bir dağılımla, yerinde bir zamanlama ile ve doğru bir şekilde istihdam edilmesidir.’ şeklinde tanımlamaktadır (Sağlık Bakanlığı,2014).

Aşılama

Aşılama zayıflatılmış virüs ya da bakterilerin ya da bunların antijenik parçalarının vücuda verilerek yapay bağışıklık elde edilmesi olarak tanımlanmaktadır. Bu sayede bulaşıcı hastalıklar başta olmak üzere ölüm veya sakat bırakma ihtimali yüksek olan hastalıkların engellenmesi ya da zarar verme oranının azaltılması amaçlanmıştır (Kutlu,2017).

Kızamık aşısı

Kızamık aşısı 1963 yılından beri kullanılmakta olan, uygulama kapsamı genişledikçe kızamık hastalığının epidemiyolojisinde çok belirgin olumlu değişimlere yol açmış, canlı bir virüs aşısıdır (Ceyhan,2005).

Sağlık Bakanlığı Türkiye’de Kızamık Eliminasyon Programı çerçevesinde kızamık aşılama kronolojisi belirlemiştir. Buna göre;

- ilk kızamık aşılması 1970 yılında başlamıştır.
- Sistemik aşı uygulaması (GBP): 1985 aşı kampanyasında 1980 tarihinde doğanlar ve daha küçük yaş grubunda olanlar hedeflenmiştir. Tek doz 9. ayda aşı uygulaması 1998 yılına dek sürmüştür.
- 1998 yılında ilköğretim 1inci sınıfta 2inci doz aşı uygulaması gelmiştir.

- 2003-2005 yılları arasında 9 ay-14 yaş ve asker kışlalarında kızamık aşılamaında ek doz uygulaması yapılmıştır.
- 2006: Kızamık aşılamaı aşı takviminde 1. doz 12. ayda, 2. doz ilköğretim 1. sınıfta aşılama şekline dönmüştür.
- Temmuz 2006: Monovalan kızamık aşısı yerine KKK aşısının kullanımı başlamıştır.
- Aile hekimliđi uygulaması (2006- Devam ediyor): bađışıklama topluma/sahaya dayalı sunumdan başvuruya dayalı sunuma dönmüş, negatif performans (Aşılama oranının% 97'den az olması) uygulaması getirilmiştir (Sađlık Bakanlıđı,2008).

Küresel Isınma (Sera Etkisi)

Küresel ısınma sebep ve sonuçları itibariyle dünya üzerinde herkesi ve her şeyi etkileyen bir sorundur. Küresel ısınma dediğimizde aklımıza endüstrileşmenin ve tüketim toplumu olmamızın doğal sonucu olan sera gazları gelmektedir. Küresel ısınma devletleri ekonomik, çevresel, sađlık, sosyal hayat vb. birçok yönden etkilemektedir (Deđer&Ambar,2007).

Atmosferde sera etkisine yol açan gazlar ise su buharı (H₂O), karbondioksit (CO₂), metan (CH₄), nitrozoksit (N₂O), perflorokarbonlar (PFCs), hidroflorokarbonlar (HFCs) ve kükürthekezafloirid (SF₆) gibi gazlardır (Sarıkaya,2005).

. Bu gazlar içerisinde en yaygın halde olanı ve bizim için önemli sorunlar oluşturan gazların başında karbondioksit gelmektedir.

YÖNTEM

Yapılan çalışmada Türkiye için kızamık aşılama oranı, sađlıđa zararlı karbondioksit miktarı, doktor sayısı ve hemşire sayısının toplam sađlık harcaması üzerindeki etkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. Türkiye'nin 1990-2018 yılları arasındaki döneminin zaman serisi analizi yapılarak incelenmesine dayanır. Bađımlı deđişken olarak Toplam Sađlık Harcamaları; bađımsız deđişken olarak ise kızamık aşılama oranı, atmosferdeki sađlıđa zararlı CO₂ miktarı, doktor sayısı ve hemşire sayısı

kullanılmıştır. Verilerin kodları, açıklaması ve verilerin kaynağı Tablo 1’de yer almaktadır. Değişkenin önündeki ‘L’ harfi değişkenin doğal logaritmasının alındığını göstermektedir. Ekonometrik analizler EViews 11 Student Version Lite paket programıyla yapılmıştır.

Tablo 1. Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin Açıklamaları

Kod	Açıklaması	Verilerin Kaynağı
L(TSH)	Toplam Sağlık Harcaması (Milyon TL)	-1999 Yılı Ve Sonraki Ham Veriler - Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) -1999 Yılı Öncesindeki Ham Veriler - Sağlık Bakanlığı (SB) -2018 Yılındaki Değerlere Güncellemesi - Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) -2018 Yılına Güncellenmiştir.
KAO	Kızamık Aşılama Oranı (%)	Dünya Bankası (DB)
L(CO ₂)	Atmosferdeki Sağlığa Zararlı Karbondioksit Miktarı (Milyon Ton)	OECD
L(DS)	Doktor Sayısı	Sağlık Bakanlığı (SB)
L(HS)	Hemşire Sayısı	Sağlık Bakanlığı (SB)

Yapılan çalışmada ADF, Philip-Perron birim kök testleriyle durağanlıkları yapılmıştır. Daha sonra I(0) ve I(1) derecelerde çıkan durağanlık testleri sonucunda ARDL eşbütünleşme testi ve daha sonrasında hata düzeltme modeli aracılığıyla kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Son olarak da Toda-Yamamoto nedensellik testi ile değişkenler arasında ilişkinin yönü tayin edilmeye çalışılmıştır.

Durağanlık Analizi: Birim Kök Testleri

Durağanlığın ne olduğunu açıklamadan önce zaman serisi kavramına açıklık getirmeliyiz. Zaman serisi; bir değişkenin zaman içindeki hareketini gözlemlemeye yarayan bir kavramdır. Yıllık, 3 aylık, günlük vb. birçok zaman aralığı yer almaktadır. Zaman serileri tesadüfi olan değişkenlerle çalışmaktadır. Stokastik (değişkenin durağanlığı) ve deterministik (sabit katsayı, trend ve mevsimsellik) özellikleri önemlidir (Yıldırım & Ertuğrul & Soytaş, 2015).

Zaman serilerinde durağanlık kavramını açıklamak gerekirse; ortalama, varyans ve kovaryansın (ortak varyansın) zamandan bağımsız olduğunu ve belirli bir zamanda stabil hale geldiği söylenebilir. Durağan olmayan (birim kök içeren) seriler şoklardan kalıcı olarak etkilenirken; durağan (birim kök içermeyen) serilerde şoklar geçicidir ve uzun dönemde eski haline gelebilmektedirler (Glynn & Perera & Verma,2007).

Genişletilmiş Dickey- Fuller Testi(ADF)

Dickey-Fuller(1979) makalelerinde üç farklı regresyon denklemini kullanmaktadır (Cengiz & Yılmaz,2008).

$$\Delta y_t = \beta \cdot y_{t-1} + u_t \quad (1) \text{ (sabitli ve trendli olmayan model)}$$

$$\Delta y_t = c + \beta \cdot y_{t-1} + u_t \quad (2) \text{ (sabitli model)}$$

$$\Delta y_t = c + \alpha \cdot t + \beta \cdot y_{t-1} + u_t \quad (3) \text{ (sabitli ve trendli model)}$$

Δ :birinci derece fark ; β :bağımsız değişken; c:sabit terim; u_t :hata terimi ; Y_t : bağımlı değişken t:zaman α :deterministik trend

Açıklanan Dickey-Fuller (1979) testinde hata terimlerinin beyaz gürültü (White noise) sürecine sahip olduğu varsayılmıştır. Tahminlerin daha doğru çıkması açısından yeni bir test uygulanmış ve Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi olarak isimlendirilmiştir (Fuller,1981).

$$\Delta y_t = \beta \cdot y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = c + \beta \cdot y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = c + \alpha \cdot t + \beta \cdot y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (6)$$

$\sum \beta$: gecikme uzunluğunu vermektedir.

Denklemdaki otokorelasyon sorununu gidermek için gecikme uzunlukları değerleri Akaike, Schwartz ve Bayesian gibi bilgi kriterleri yardımıyla modele dahil edilmektedir (Yamak & Tanrıöver & Güneysu,2012).

Philips Perron testi (PP)

ADF birim kök testlerinde hata terimlerinde beyaz gürültü koşulunun gerçekleştirilebilmesi amacıyla gecikme sayıları arttırılmaktadır. Bu bağlamda, ΔY_t 'nin aşırı derecede gecikmeleri modele dahil edilmektedir.

Bu gibi sorunlar neticesinde Philips Perron (1988) ADF birim kök testlerini geliştirerek hata terimlerini bağımlı ve değişen varyans sorunlarının giderilmesinde kullanmıştır (Phillips & Perron,1988).

Eşbütünleşme Analizi

Eş bütünleşme analizleri, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi analiz etmektedir. Normal şartlarda tek başlarına durağan olmayan zaman serileri, belli bir bütünleşme seviyesindeki doğrusal bileşimleriyle durağan hale gelebilmektedir; bundan dolayı, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi de ortaya çıkabilmektedir. Eş bütünleşme analizlerinde durağan olmayan serilerin uzun dönemli ilişkileri incelenmektedir (Bozkurt,2013).

ARDL (Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modeller)

ARDL modeli değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin incelenmesini sağlamaktadır. Her bir değişkenin uygun gecikme uzunluğu ayrı olarak ve AIC (Akaike) ve SIC (Schwarz) gibi bilgi kriterlerinden yararlanılarak belirlenmektedir. Belirlenen uygun gecikme sayılarıyla tahmin edilen ARDL modeli ortaya çıkmaktadır (Keskin,2008).

Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

Toda ve Yamamoto (1995) sistemdeki serilerin durağan olmadığı durumda, geleneksel F istatistiğinin standart dağılıma sahip olmayacağı için Granger (1987) nedensellik testi için kullanılan bu testin sonucunun geçerli olmayabileceğini göstermişlerdir (Toda & Yamamoto,1995).

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi, maksimum bütünleşme derecesi (dmax) ile optimum gecikme uzunluğu (k) belirlenerek oluşturulan VAR modellerinin tahminine dayanmaktadır. Başka bir ifade ile VAR modelindeki gecikme sayısı modeldeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi kadar artırılmaktadır (Şengül & Tuncer,2006).

BULGULAR

Çalışmanın bu bölümünde ilk olarak değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de açıklanacaktır.

Tablo 2. Tanımlayıcı Analizler

Değişken	Minimum	Maksimum	Ortalama	Std. Sapma
L(TSH)	10.36293	12.29528	11.43446	0.634787
KAO	65	98	86.96552	10.39053
L(CO ₂)	4.859812	5.937536	5.381261	0.323363
L(DS)	10.83248	11.93903	11.46399	0.328554
L(HS)	10.71406	12.1574	11.37165	0.406737

Yukarıda yer alan Tablo 2’ye göre değişkenlerin standart sapmalarının en fazla olduğu değişken 10.39053 ile kızamık aşılama oranı (KAO)’dur. En düşük standart sapma ise 0.323363 ile karbondioksit miktarında (LCO₂) bulunmuştur.

Tanımlayıcı analizler yapıldıktan sonra durağanlık testleri olan ADF (Genişletilmiş Dickey- Fuller Testi) ve PP (Philips Perron testi) sonuçları Tablo 3’de gösterilmiştir.

Tablo 3. Birim Kök Testleri sonuçları

ADF Testi Sonuçları					
Değişken	Sabit		Trend+Sabit		Sonuç
	Düzye	1. Fark	Düzye	1. Fark	
L(TSH)	-0.930851	-4.921226	-1.577156	-4.871555	I(1)
KAO	-1.14548	-3.89976	-2.73764	-3.81594	I(1)
L(CO₂)	-0.33405	-6.2678	-3.70707	-6.12485	I(1)
L(DS)	-4.8287	-2.60415	-2.24498	-3.91443	I(0)
L(HS)	0.933316	-3.94215	-0.74885	-4.04081	I(1)
PP Testi Sonuçları					
Değişken	Sabit		Trend+Sabit		Sonuç
	Düzye	1. Fark	Düzye	1. Fark	
L(TSH)	-0.93097	-4.92123	-1.64877	-4.87156	I(1)
KAO	-1.06697	-5.71586	-2.66913	-5.83204	I(1)
L(CO₂)	0.05982	-11.8931	-3.57778	-11.4045	I(1)
L(DS)	-7.28088		-5.14		I(0)
L(HS)	0.745364	-3.92792	-1.11163	-4.0225	I(1)

Sonuçlar %1 anlamlılık düzeyinde değerlendirilmiştir.

Yukarıdaki Tablo 3'teki sonuçları değerlendirmek gerekirse L(DS) düzeyde durağanlaşmakta ($p<0,01$) olup diğer değişkenler ise 1. Derece farkta durağanlaşmıştır ($p<0,01$). Sonuç olarak düzeyde ve 1. Derece farkta durağanlaşmalar olduğu için ARDL eş bütünleşme analizi ile devam edilecektir.

ARDL eşbütünleşme testinin uygulanıp uygulanmayacağını belirlemek amacıyla ön testler yapmamız gerekmektedir. Tablo 4'de ARDL ön test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 4. ARDL Ön Test Sonuçları

Breusch- Godfrey Serial Correlation	F-İstatistik değeri:1.147330 ; Olasılık:0.3785
Heteroskedasticity Test: Breusch- Pagan- Godfrey	F-İstatistik değeri:0.715548; Olasılık:0.7336
Ramsey Reset Test	F-İstatistik değeri:1.833522; Olasılık:0.2178

Tablo 4'de ön testler sonucunda Breusch-Godfrey serisel korelasyon testi F istatistiği olasılık değeri (0.3785) güven aralığı 0.05'ten büyük olduğu için otokorelasyon sorunu yoktur. Breusch- Pagan- Godfrey heteroskedasticity test sonucunda F istatistiği olasılık değeri (0.7336) güven aralığı 0.05'ten büyük olduğundan değişen varyans sorunu yoktur. Ramsey reset testi sonucunda sonucunda F istatistiği olasılık değeri (0.2178) güven aralığı 0.05'ten büyük olduğundan modelde spesisasyon sorunu yoktur.

ARDL ön testlerinin otokorelasyon, değişen varyans ve spesisasyon sorununun olmadığını kanıtladıktan sonra uzun dönem ve sınır testleri yapılmıştır. Yapılan analiz sonucu Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5 ARDL Uzun Dönem Form Ve Sınır Testi Sonuçları

ARDL Uzun Dönem Form ve Sınır Testi				
Bağımlı Değişken:L_TSH_				
Değişken	Katsayı	Standart sapma	T-istatistik	Olasılık
KAO	-0.00285	0.005237	-0.544148	0.6012
L_CO2_	3.274915	1.197132	2.735635	0.0256
L_DS_	0.685386	1.0299	0.665488	0.5245
L_HS_	-1.841969	0.310766	-5.927192	0.0004

Katsayı Denklemi:

$$EC = L(TSH) - (-0.0028 * KAO + 3.2749 * L(CO_2) + 0.6854 * L(DS) - 1.8420 * L(HS))$$

Tablo 5'te uzun dönemde toplam sağlık harcaması bağımlı değişkeni L(CO₂) parametresiyle yaklaşık %327,49 pozitif olarak etkilenmiştir (prob:0.0256). L(HS) parametresiyle ise -%184,20 negatif etkilenmiştir (prob:0.0004). L(DS) ve KAO parametreleriyle uzun dönemde çok anlamlı sonuç çıkmamıştır.(olasılık değerleri sırayla:0.5245; 0.6012)

Tablo 6. Hata Düzeltme Regresyonu Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart sapma	T-istatistik	Olasılık
C	7.567665	0.922115	8.206858	0
D(L_TSH_(-1))	0.293088	0.174105	1.683397	0.1308
D(L_TSH_(-2))	0.621807	0.20487	3.035127	0.0162
D(KAO)	-0.007915	0.002906	-2.723295	0.0261

D(L_CO2_)	1.109781	0.247634	4.481539	0.0021
D(L_CO2_(-1))	-1.535506	0.517782	-2.965544	0.018
D(L_CO2_(-2))	-2.334277	0.590048	-3.956078	0.0042
D(L_DS_)	-2.37616	1.27834	-1.858785	0.1001
D(L_DS_(-1))	-0.505707	1.715116	-0.294853	0.7756
D(L_DS_(-2))	-6.998588	1.53865	-4.548524	0.0019
D(L_HS_)	-0.849173	0.474636	-1.789102	0.1114
D(L_HS_(-1))	1.681355	0.549218	3.061361	0.0156
D(L_HS_(-2))	0.576894	0.472526	1.220871	0.2569
CointEq(-1)*	-0.99623	0.123083	-8.093961	0

Tablo 6’da yer alan sonuçlar değerlendirildiğinde, kısa dönemde, KAO ile L(TSH) arasında seviyesinde negatif bir ilişki ortaya konulmaktadır (olasılık:0.0261). L(CO₂) ile L(TSH) arasında seviyesinde aynı yönlü ilişki (olasılık:0.0021), 1. seviye farkta ve 2. Seviye farkta zıt yönlü ilişki tespit edilmiştir (olasılık:0.018; 0.0042). L(DS) ile L(TSH) arasında 2. Seviye farkta zıt yönlü anlamlı bir ilişki bulunmuştur (olasılık:0.0019). L(HS) ile L(TSH) arasında 1. Seviye farkta aynı yönlü anlamlı ilişki bulunmuştur (olasılık:0.0156). Ayrıca, hata düzeltme teriminin katsayısı (cointEq(-1)*) -0.99623 olarak tespit edilmiştir. Yani, hata terimi değişkeninin katsayısı negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur (olasılık:0.000). Dengeden sapmaların %99’u bir sonraki dönemde tekrar dengeye dönmektedir yorumu yapılabilmektedir.

Dickey Fuller ADF ve Philips-Perron testine göre değişkenler I(0) ve I(1) seviyelerinde durağandır. Bu nedenle değişkenler arasında nedensellik ilişkisi Toda- Yamamoto (1995) testi vasıtasıyla yapılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testi için öncelikle VAR modeli kullanılarak uygun gecikme uzunlukları belirlenmektedir.

Tablo 7. Toda-Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	8.687722	NA	5.24E-07	-0.273165	-0.033195	-0.201809
1	158.2789	232.6974*	5.34e-11*	-9.502139*	-8.062320*	-9.074005*
2	182.8269	29.09392	6.83E-11	-9.468657	-6.82899	-8.683746

*Krater tarafından seçilen gecikme sırasını gösterir. FPE: Son Tahmin Hatası, AIC: Akaike Bilgi Kriteri, SC: Schwarz Bilgi Kriteri, HQ: Hannan Quinn Bilgi Kriteri LR: Olabilirlik Oranı

Tablo 8. Toda-Yamamoto Nedensellik Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Değer	Olasılık	Karar
L(TSH)→ KAO	24.32711	0	Toplam Sağlık Harcamalarından Kızamık Aşılama Oranına doğru %1 güven aralığında nedensellik vardır.
KAO→ L(TSH)	0.440338	0.507	Nedensellik yoktur
L(TSH)→ L(CO ₂)	0.124127	0.7246	Nedensellik yoktur
L(CO ₂) → L(TSH)	0.493709	0.4823	Nedensellik yoktur
L(TSH)→ L(DS)	2.382776	0.1227	Nedensellik yoktur
L(DS) → L(TSH)	0.12747	0.7211	Nedensellik yoktur
L(TSH)→ L(HS)	23.75551	0	Toplam sağlık Harcamalarından Hemşire sayısına doğru

			%1 güven aralığında nedensellik vardır.
L(HS)→ L(TSH)	0.303152	0.5819	Nedensellik yoktur
L(CO₂) → KAO	0.522952	0.4696	Nedensellik yoktur
KAO → L(CO₂)	1.284834	0.257	Nedensellik yoktur
L(DS)→ KAO	3.410744	0.0648	Doktor sayısından kızamık aşılama oranına doğru %10 güven aralığında nedensellik vardır.
KAO→ L(DS)	0.014284	0.9049	Nedensellik yoktur
L(HS)→KAO	10.4368	0.0012	Hemşire sayısından kızamık aşılama oranına doğru %1 güven aralığında nedensellik vardır.
KAO→ L(HS)	1.409236	0.2352	Nedensellik yoktur
L(DS)→ L(CO₂)	0.811738	0.3676	Nedensellik yoktur
L(CO₂) → L(DS)	4.79851	0.0285	CO ₂ 'den Doktor sayısına doğru %5 güven aralığında nedensellik vardır.
L(HS)→ L(CO₂)	0.127999	0.7205	Nedensellik yoktur
L(CO₂) → L(HS)	32.26474	0	CO ₂ 'den hemşire

			sayısına doğru %1 güven aralığında nedensellik vardır.
L(HS)→L(DS)	0.713433	0.3983	Nedensellik yoktur
L(DS)→L(HS)	2.112204	0.1461	Nedensellik yoktur

Tablo 8'a göre toplam sağlık harcamalarından (TSH) kızamık aşılama oranına (KAO) ya doğru, toplam sağlık harcamalarından (TSH) hemşire sayısına (HS) doğru, doktor sayısından (DS) kızamık aşılama oranına (KAO) doğru, hemşire sayısından (HS) kızamık aşılama oranına (KAO) doğru, CO₂'den doktor sayısına (DS)'na doğru ve son olarak da CO₂'den hemşire sayısına (HS)'na doğru nedensellik olduğu ortaya çıkmıştır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Yapılan çalışmada Türkiye özelinde sağlığı etkileyecek bazı parametrelerin (Kızamık aşılama oranı, doktor sayısı, hemşire sayısı, atmosfere salınan CO₂ miktarı) toplam sağlık harcama tutarına olan etkisini incelemeyi amaçlanmıştır. 1990-2018 yılları arası baz alınmış olup istatistiki olarak zaman serisi analizi yapılmıştır.

Analize durağanlık testleri ile başlanmış, ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto Nedensellik analizi ile devam edilmiştir.

ARDL sınır testinin uzun dönem incelenmesinde CO₂ miktarı TSH ile aynı yönlü etki etmiştir. Bu artış sera gazlarının insan sağlığını hem doğrudan (akciğer ve solunum yolu rahatsızlıkları, merkezi sinir sistemi sorunları, hamilelik süreçlerini etkileme vb. yollarla) hem de dolaylı yünden (küresel ısınma, çölleşme, haşereler vb. yollarla) etkilediği şeklinde yorumlanabilir. OECD (2016) ve Fotourehchi (2016) çalışmalarında da sağlık harcamalarını arttırdığı yönünde eğilim olduğu görülmektedir.

Analizden çıkan diğer sonuçları değerlendirecek olursak; Lankshear ve arkadaşlarının (2005) da öngördüğü gibi hemşire sayısının uzun dönemde toplam sağlık harcamaları ile zıt yönlü etki gösterdiği sonucu çıkmıştır. Buradan hemşire sayısının azalması durumunda toplam sağlık harcamaları arttığı sonucunu çıkarılabilir. Sağlık personel rejimi bu sonuca göre değerlendirilebilir. Doktor sayısı ve kızamık aşılama oranları uzun dönemde anlamlı çıkmamıştır. Doktorlara yapılan ödemeler ile doktorların tedavi ettiği hastaların sağlık harcamalarına etkileri daha detaylı bir şekilde incelenip ayrıntılı bir çalışma yapılabileceği değerlendirilebilir. Günel (2018) çalışmasında da sağlık harcamaları ile doktor sayısının ters orantılı olduğu bulunmuştur. Kızamık aşılama oranında Chen (2007) aşının sağlık ekonomisine olumlu katkısı olduğunu belirtmiş, bununla birlikte Carabin ve arkadaşları (2003) kızamık aşılama oranının uzun dönemde sağlık harcamaları ile ilişkisinin anlamlı olmadığına dair literatüre katkı sağlamıştır. Çalışmada sağlığa etki edebilecek parametrelerden bazıları toplam sağlık harcamalarını ne derece etkiliyor sorusu aranmaya çalışılmıştır. Sonuçlarda çevreyi kirleten ve insan sağlığını olumsuz etkileyen CO₂ gazının sağlığı dolaylı ve doğrudan etkilemesinin harcamaları arttırdığı kanıtlanmıştır. Bu aşamada kişisel ve toplumsal olarak daha duyarlı olarak sera gazı salınımını azaltmalıyız.

Personel rejimi açısından ise doktor ve hemşire özelinde sağlık personeli istihdamında verimli çalışma metotları geliştirmeli ve atıl vaziyette personel istihdamı yapmamaya gayret gösterilmelidir. Aşılama çalışmalarında ise başarılı olunduğu takdirde sağlık harcamaları önce kısa dönemde daha sonra uzun dönemde azalma gösterebilir.

KAYNAKÇA

Akar ,S. (2014). "Türkiye’de Sağlık Harcamaları, Sağlık Harcamalarının Nisbi Fiyatı ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi ",*Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* , 21(1): 311. doi: 10.18657/yecbu.70940.

Altunöz ,U. (2020). "Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme İle İlişkisinin OECD Ülkeleri İçin Analizi", *Ekonomi Bilimleri Dergisi* , 12(1): 85-105.

Atasever M.; Karaca Z. & Örnek M. (2017). "Türkiye Sağlık Harcamaları Analizi". Sağlık-Sen Stratejik Araştırmalar Merkezi ,Sayı: 10, Ankara.

Baltagi BH. & Moscone F.(2010). "Health Care Expenditure And Income in The OECD Reconsidered: Evidence From Panel Data. *Economic Modelling*",27(4) :804–811.

doi: 10.1016/j.econmod.2009.12.001.

Bozkurt HY. (2013). Zaman Serileri Analizi, Genişletilmiş 2. Baskı, Ekin Yayınevi, Bursa.

Carabin H *et al.*(2003). "The Cost Of Measles In Industrialised Countries. *Vaccine*",21(27–30): 4167–4177. doi: 10.1016/S0264-410X(03)00534-6.

Ceyhan M.(2005). "Kızamık Aşısı Ve Ülkemizdeki Durum". *Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları Dergisi*,48 :206–208.

Cengiz A. & Yılmaz V.(2008). "Gümrük Birliği Sonrası Türkiye'nin ihracat Fonksiyonunun Tahmini". İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 13:89-104.

Chen CM.(2007). "The Effects Of Prevention And Public Health Expenditure On Measles Immunization Rates In Organisation For Economic Co-Operation And Development OECD Countries The Effects Of Prevention And Public Health Expenditure On Measles Immunization Rates In Org. No. ", Master Thesis, Texas A&M University [http://hdl.handle.net/1969.1/ETD TAMU-1527](http://hdl.handle.net/1969.1/ETD_TAMU-1527).

Değer A. & Anbar A.(2007). "Küresel Isınmanın Dünya Ekonomisine ve Türk Ekonomisine Etkileri".*Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*,9(4):15–54.

Fotourehchi Z.(2016). " Health Effects Of Air Pollution: An Empirical Analysis For Developing Countries". *Atmosphere. Pollution Resource* , 7(1): 201-206 doi: 10.1016/j.apr.2015.08.011.

Fuller D.(1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root".*Econometrica*, 49(4): 1057–1072.

Glynn J; Perera N.& Verma R.(2007). "Unit root tests and structural breaks: A survey with applications". *Rev. Metod. Cuantitativos para la Econ. y la Empres*,3: 63–79.

Günel T.(2018). "The Relationship Between Young Populations, Life Expectancy At Birth, Number Of Doctors And Health Expenditure In Turkey: An Econometric Application" . *Fiscaoeconomia*,2 (1) : 119-135 doi: 10.25295/fsecon.367037.

Hitiris T. & Posnett J.(1992). "The Determinants And Effects Of Health Expenditure in Developed Countries". *Journal of Health Economics*, 11(2): 173–181. doi: 10.1016/0167.

Keskin N. (2008). "Finansal Serbestleşme Sürecinde Uluslararası Sermaye Hareketleri Ve Makroekonomik Etkileri: Türkiye Örneği". Yayınlanmamış Doktora Tezi. Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. İzmir.

Kutlu R.(2017). "Çocukluk Çağı Aşılıarı".*Turkiye Klinikleri J Fam Med- Special Topics*,8(5):311–8.

Selim S; Uysal D & Eryiğit P. (2014). "Türkiye’de Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin Ekonometrik Analizi". Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 7(3): 13-24. <http://dergipark.ulakbim.gov.tr/niguiibfd/>.

Lankshear AJ; Sheldon TA. & Maynard A.(2005). "Nurse Staffing and Healthcare Outcomes A Systematic Review of the International Research Evidence " ,28(2): 163–174.

OECD (2016). "The Economic Consequences of Outdoor Air Pollution". OECD Publishing. Paris
Doi:[10.1787/9789264257474-en](https://doi.org/10.1787/9789264257474-en).

OECD (2020), Health Spending (indicator). doi: 10.1787/8643de7e-en (Erişim Tarihi:16 Kasım 2020) . <https://data.oecd.org/healthres/health-spending.htm>

Peñas SL; Prieto DC & Fernández CB.(2013) "On The Relationship Between GDP And Health Care Expenditure: A New Look. *Economic Modeling*", 32:124–129. doi: 10.1016/j.econmod.2013.01.021.

Phillips PCB.& Perron P.(1988). "Testing For A Unit Root İn Time Series Regression". *Biometrika*, 75(2): 335–346. doi: 10.1093/biomet/75.2.335.

Sağlık Bakanlığı. (2008). Genişletilmiş Bağışıklama Programı Genelgesi.

<https://dosyasb.saglik.gov.tr/Eklenti/1117,gbp Genelge2008pdf.pdf> (Erişim Tarihi:09.09.2020), Ankara.

Sağlık Bakanlığı. (2104). Türkiye Sağlık İnsan Gücü Durum Raporu. <https://sbu.saglik.gov.tr/Ekutuphane/kitaplar/insangucu.pdf> (Erişim Tarihi:17.11.2020),Ankara.

Sarıkaya H.(2005). İklim Değişikliği, Kyoto Protokolü Ve Türkiye. İklim Değişikliğinin Türkiye'ye ve Sanayiye Etkileri Paneli. Ankara, 22 Kasım 2005, s.3.

Şengül S. & Tuncer İ. (2006). "Türkiye'de Enerji Tüketimi Ve Ekonomik Büyüme:1960-2000", *İktisat İşletme ve Finans*, 21(242): 69-80 doi: 10.3848/iif.2006.242.2592.

Toda HY.& Yamamoto T.(1995). "Statistical Inference In Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes".*Journal of Economics*, 66(1-2):225-250 doi: 10.1016/0304-4076(94)01616-8.

Yamak N; Tanrıöver B.& Güneysu F.(2012). "Turizm-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sektör Bazında Bir İnceleme",*Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimleri Dergisi* , 26(2):205-220.

Yıldırım S; Ertuğrul HM.& Soytaş U. (2015). "Türkiye'de Aylık İstihdam Serisinin Durağanlığı: Geleneksel, Yapısal Kırılmalı ve Mevsimsel Birim Kök Test Uygulamaları",*Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4): 91-102.