OECD ÜLKELERİNDE SAĞLIK HARCAMALARI EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ

Murat BİNAY

T.C Sosyal Güvenlik Kurumu, Sosyal Güvenlik Uzmanı, Finansal İktisat Doktora Öğrencisi
e-mail: mbinay@sgk.gov.tr

ORCID: 0000-0002-9987-1492

Başvuru Tarihi:19.02.2020 **Kabul Tarihi:** 03.11.2020

DOI: 10.21441/sosyalguvence.823693

ÖZ

Ekonomide içsel büyüme modellerinin ortaya çıkması ile ekonomik büyüme için beşeri sermaye birikiminin fiziki sermaye birikimi kadar önemli olduğu anlaşılmıştır. Beşeri sermaye birikiminin iki bileşeni eğitim ve sağlıktır. Literatürde sağlık göstergeleri (doğuşta yaşam beklentisi, sağlık kurumlarının yatak sayıları, sağlık kurumlarının sayısı, sağlık personeli başına düşen kişi sayısı) ile ekonomik büyümeyi temsilen seçilen reel GSYH arasındaki ilişkiyi nedensellik bağlamında araştıran çalışmalar mevcuttur. Bu çalışmada Türkiye dahil 23 OECD ülkesi için sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki 1975-2012 arası yıllık veriler üzerinden 23 OECD ülkesi için panel veri analizi ile Stata programı ile araştırılmıştır. Sağlık harcamalarının ilk hipoteze Uygun olarak ekonomik büyümeyi artırdığı görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Sağlık Harcamaları, Ekonomik Büyüme, Panel Veri Analizi

HEALTH EXPENDITURES-ECONOMIC GROWTH RELATIONSHIP IN OECD COUNTRIES

ABSTRACT

With the emergence of internal growth models in the economy, it has been understood that human capital accumulation is as important as physical capital accumulation for economic growth. Two components of human capital accumulation are education and health. In the literature, there are studies investigating the relationship between health indicators (life expectancy at birth, number of beds of health institutions, number of health institutions, number of people per health staff) and the real GDP selected to represent economic growth in the context of causality.This study was conducted by the 23 OECD countries, including Turkey, for health expenses by Stata program with 23 panel analysis for OECD countries is very inter-relationship between economic growth over annual data from 1975 to 2012. In line with the first hypothesis, health expenditures increased economic growth.

Keywords: Health Expenditure, Economic Growth, Panel Data Analysis

GİRİŞ

İktisatta içsel büyüme modelleri ile beşeri sermayenin ekonomik büyümede fiziki sermaye kadar önemli olduğu anlaşılmıştır. Beşeri sermaye birikimi öncelikle eğitim ve eğitim harcamaları ile ölçülmeye çalışırken, beşeri sermayenin diğer bileşeninin de sağlık olduğu anlaşılmıştır.

Sağlık, bir ülkede yaşam standartlarını görmek için önemli bir göstergedir. Emeğin verimliliği, çalışanların sağlık ve eğitim koşullarına bağlıdır. Bu nedenle, hükümetler tarafından yapılan sağlık harcamaları beşeri sermaye birikimi için önemli bir faktördür. Teknoloji geliştikçe sağlık da önem kazanmıştır. Bu nedenle, insanlar için sağlık sorunları ve yaşam standartlarının iyileştirilmesi açısından daha fazla fırsat bulunmaktadır ve bu durum üretkenliğe yol açmaktadır. İşçilerin verimliliği artarsa, bunun üretim süreci üzerinde bir etkisi olacaktır. En önemlisi, verimlilikteki bu artış çıktı seviyesini etkileyecektir.

1. SAĞLIK HARCAMALARI VE EKONOMIK BÜYÜME İLİŞKİSİ

Sachs (2001)'a göre sağlığın belki de en önemli ekonomik etkisi beşeri sermaye ve girişim sermayesi üzerinde görülmektedir. Sağlığın kendisi bir önceki ekonomi politikalarından ve kurumlardan etkilendiği gibi, toplumun beşeri sermaye ve teknoloji düzeyini etkilemekte, sonuçta kişi başına düşen gelirin artmasına, yoksulluğun azalmasına neden olabilmektedir.

Sağlık, bir ülke için Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) artışıyla sonuçlanan önemli unsurlardan biri olarak kabul edilmektedir. Bu nedenle sağlık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki ile ilgili bazı çalışmalar yapılmıştır.

Dünya Sağlık Örgütü tarafından kurulan Makroekonomi ve Sağlık Komisyonu (2001) ile Avrupa Komisyonu (2005)'nun yayınladıkları kapsamlı raporlarda, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler için, sağlık harcamalarının GSYH'daki büyümeyi sağlayan bir teşvik aracı olduğu belirtilmekte ve sağlık harcamalarının daha fazla yapılması gerektiği savunulmaktadırlar. (Karabulut, 1999: 139).

2. LİTERATÜR TARAMASI

Ekonomik büyüme ve sağlık harcamaları konusunda pek çok çalışma ortaya konulmuştur. Literatürde doğuşta yaşam beklentisi, sağlık kurumlarının yatak sayısı, sağlık kurumlarının sayısı ve sağlık personeli başına düşen kişi sayıları gibi sağlık göstergeleri üzerinden sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenmiştir.

Günümüzde, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerden elde edilen araştırma sonuçları ekonomik büyümenin sağlığı geliştirdiği, sağlık alanındaki iyileşmelerin de ekonomik verimliliği ve büyümeyi önemli ölçüde etkilediğini kanıtlamaktadır (Atun ve Fitzpatrick,2005:6).

Taban (2006), Türkiye'de 1968-2003 dönemine ait yıllık verileri kullanarak seçilmiş sağlık göstergeleri (doğuşta yaşam beklentisi, sağlık kurumlarının yatak sayıları, sağlık kurumlarının sayısı, sağlık personeli başına düşen kişi sayısı) ile ekonomik büyümeyi temsilen seçilen reel GSYH arasındaki ilişkiyi nedensellik bağlamında incelemiştir. Analiz sonucunda sağlık kurumlarının sayısı ile reel GSYH arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi görülmemesine rağmen diğer sağlık göstergeleri ile reel GSYH arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir (Taban, 2006: 39).

Yumuşak ve Yıldırım (2009), Türkiye'de 1980-2005 yılları için sağlık harcamaları, doğuşta yaşam beklentisi ve GSMH verilerini kullanarak uyguladıkları analiz sonrasında sağlık harcamalarından GSMH'ye doğru zayıf negatif nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca doğuşta yaşam beklentisinden GSMH'ye doğru bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir (Yumuşak ve Yıldırım, 2009: 57).

Atılgan, Kılıç ve Ertuğrul (2017) sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasında dinamik bir nedensel ilişki bulunduğunu belirtmektedir. Çalışmalarında sınırlı test yaklaşımı, Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Yaklaşımı (ARDL) ve Kalman filtre modellemesi kullanılarak büyüme ve sağlık harcamalarının birlikte entegre edilip edilmediğini araştırmışlardır.

Bedir (2016), Avrupa ve Orta Doğu Afrika ve Asya ülkelerinde gelişmekte olan pazarlarda ekonomik büyüme ve sağlık harcamaları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bu çalışmada, beşeri sermaye birikiminin ekonomik büyüme için çok önemli olduğu düşünülmektedir. Bunun nedeni endojen büyüme modellerinde sermaye birikimi esastır ve sermaye birikimini artırmak için sağlık harcamaları oldukça etkilidir. Yazar, Granger (1969), Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin modifiye edilmiş versiyonunun ekonometrik yöntemlerini ve ayrıca bu ilişkiyi açıklamak için Dolado ve Lütkepohl (1996) yöntemlerini kullanmıştır. Testlerin sonuçları, gelir düzeyi yükselirse, bazı gelişmekte olan ülkeler için sağlık harcamalarının da artabileceğini tespit etmiştir. Daha da önemlisi, sağlık harcamalarının farklılıkları, araştırılan ülkeler için gelir düzeyleriyle ilgilidir. Diğer bir deyişle, bir ülkedeki gelirlerdeki ekonomik büyüme, ülkenin sağlık harcamaları oranında bir artış meydana getirir ve bu da GSYİH'nın bir kez daha artmasına neden olur.

Eggoh, Houeninvo ve Sossou (2015) 49 Afrika ülkesinde 1996-2010 yılları arasında beşeri sermaye ile ekonomik büyüme arasındaki bağlantıyı araştırmıştır. Bu çalışmada eğitim ve sağlıkla ilgili değişkenler beşeri sermayenin göstergeleri olarak kullanılmıştır. Ayrıca, değişkenler arasındaki bağlantıyı araştırabilmek için geleneksel kesit ve dinamik panel teknikleri kullanılmaktadır. Test sonuçları ekonomik büyümenin eğitim ve sağlık harcamalarından olumsuz yönde etkilendiğini göstermektedir. Bu nedenle, yazarlar bu ülkelerde yolsuzluk, bürokrasi ve yetersiz yatırım olduğu ve harcamaların verimsiz olduğu için eğitim ve sağlık harcamalarının büyüme üzerinde olumsuz bir etkisi olabileceğini iddia etmektedir.

Halıcı-Tülüce, Doğan ve Dumrul (2016) sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmaları, 1995-2012 ve 1997-2009 yılları arasında düşük gelirli ve yüksek gelirli ekonomilerin panel veri analizini içermektedir. Yirmibeş yüksek gelirli ve on dokuz düşük gelirli ülke verileri kullanılmış ve kısa vadede büyüme ile sağlık harcamaları arasındaki ikili ilişki analiz edilmiş, uzun vadede ekonomik büyümeden sağlık için hükümet harcamalarına kadar tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Hükümetin sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna varılabilir, bu da halk sağlığı harcamalarının ekonomik büyümenin belirlenmesinde rol oynadığı anlamına gelir. Son olarak, özel ve kamu harcamaları arasındaki fark için bir analiz yapılarak, hem özel hem de kamu harcamaları artırıldığında sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki olumlu etkisi görülmüş ve bu durum işgücü ne kadar sağlıklı olursa, ülke ekonomisinde o kadar fazla verimlilik olur şeklinde açıklanmıştır.

Öztürk ve Topçu (2014) sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki etkileşimi araştırmıştır. Yazarlar, G8 ülkelerinde sağlığa dayalı büyümeyi araştırabilmek için panel veri analizi kullanmışlardır. Bulguları, sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında tek yönlü bir nedensellik olduğunu ve sağlık harcamalarının kısa vadede ekonomik büyümeyi etkilediğini ancak ekonomik büyümenin uzun vadede sağlık harcamalarını etkilediği tespit edilmiştir.

Özetle literatürde sağlık harcamaları ve GSYH arasındaki ilişkiye dönük dört farklı yaklaşım mevcuttur. İlki sağlık harcamalarının sağlık harcamalarının GSYH'yı artırdığıdır. İkincisi, sağlık harcamalarının büyümeyi artırdığı gibi, büyümenin de sağlık sektörünü etkilediğini ileri süren yaklaşımdır. Üçüncü yaklaşım, sağlık harcamalarının GSYH'yı etkilemediği yönündedir. Son yaklaşım ise, sağlık harcamalarının GSYH'yı negatif etkilediğini varsaymaktadır. (Akar, S., 2014: 312).

3. EKONOMETRİK ANALİZ

3.1. Yöntem ve Teknik

Bu araştırma ülkelerde sağlık harcamaları ile gayfi safi yurtiçi hasıla düzeyleri arasındaki ilişkinin irdelenmesini amaçlamaktadır. Bu bağlamda oluşturulan iktisadi model şu şekildedir:

$$gdpcc = f(hexpc) \quad (1)$$

1 nolu iktisadi denklemin ekonometrik gösterimi ise şu şekildedir;

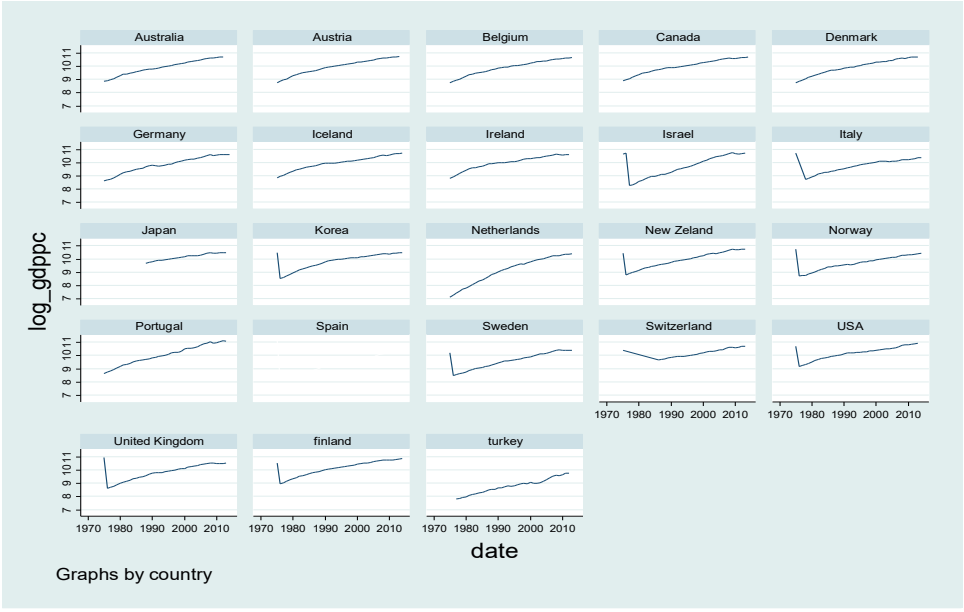
$$gdpcc = \beta 0 + \beta 1\ (hexpc) + \varepsilon \quad (2)$$

Araştırma 23 oecd ülkesini kapsamaktadır ve 1975 ile 2013 yılları arasında yıllık veri ile panel data ekonometrisi ile çözümlenmek istenmektedir. Araştırmada dengeli panel veri analizi üzerinden analiz yapmak için 23 OECD ülkesinin tüm verilerinin mevcut olduğu 1975 ile 2013 yılları arasında yıllık very kullanılmıştır. Seriye ilk önce logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Logaritmik dönüşüm sonrası tahminlenmek istenen model şu şekildedir;

$$Log(gdpcc) = \beta 0 + \beta 1\ (Log(hexpc)) + \varepsilon \quad (3)$$

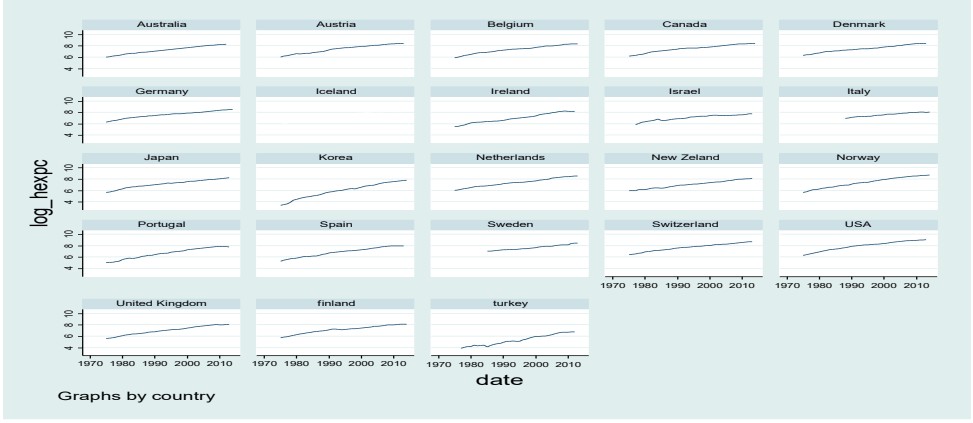
Araştırmada ülkelerin sağlık harcamalarının gayrisafi yurtiçi hasıla üzerindeki etkilerinin irdelenebilmesi amacıyla basti regresyon modeli kurulmuştur. Bağımlı değişken gayrisafi yurtiçi hasıla iken bağımsız değişken ülkelerin sağlık harcamalarıdır. Bağımlı değişken gayrisafi yurtiçi hasılanın logaritmik dönüşüm sonrası ülkelere göre seyir grafiği Şekil 1'deki gibidir.

Şekil 1: GSYIH'nın yıllara göre seyri



Bağımsız değişken sağlık harcamaları için ülkelere göre seyir grafikleri ise şekil 2 deki gibidir.

Şekil 2: Sağlık Harcamalarının Yıllara Göre Seyri



3.2. Birim Kök Araştırması

Serilerin tüm ülkeler için artan bir trende sahip olduğu, dolayısıyla durağan olmadıkları grafiklerden açık bir şekilde görülmektedir. Değişkenlere ait durağanlık durumları birim kök testleri incelenmelidir.

Panel verilerde hem birimlere hem de zamana ait bilgiler analize katılabilmektedir. Verilerin kesitsel boyutunun yanı sıra zaman içerisinde izlediği yol önem arz etmektedir. Panel verideki zaman etkisinin inecelenmesi ile panel veriyi yaratan sürecin durağan olup olmadığı tespit edilebilir. Panel data Im pesaran shin (cross sectional means) birim kök test istatistikleri tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1: Panel Data Birim Kök Test İstatistikleri

Değişken	İstatistik	P değeri	Durağanlık Durumu
Log(gdpcc)	0,5966	0,7246	Durağan Değil
d(log(gdppc)	-5,8471	0,0000	Durağan
Log(hexpc))	0,6571	0,7445	Durağan Değil
d(Log(hexpc))	-2,2882	0,0111	Durağan

Not: * d = değişkenin birinci farkını simgelemektedir.
Kaynak: yazarın kendi hesaplamaları

Panel data birim kök test istatistikleri incelendiğinde, gayrisafi yurtiçi hasıla değişkeninin doğal logaritması ve sağlık harcamaları değişkeninin doğal logaritmasının düzey değerde birim kök içerdikleri (durağan olmadıkları) fakat her iki değişkeninde birinci farklarında birim kök içermedikleri (durağan oldukları) gözlemlenir. Aynı dereceden tümleşik olan seriler ile yapılacak tahminlemelerde birinci derece farklar ile işlem yapılmalıdır.

3.3. Panel Veri Model Seçimi

Panel veri modeli tahmin yönteminin seçimi için öncelikle havuzlanmış en küçük kareler yöntemi ile rastsal etki panel veri modelleri arasında bir seçim yapabilmek amacıyla Breusch Pagan testi uygulanabilir. Breusch Pagan testi için sıfır hipotezi H0 = Birim etki varyansının sıfıra eşittir şeklindedir. Breusch pagan testi öncesi regresyon sabit etkiler yönetmi ile tahminlenmelidir.Breusch pagan test istatistikleri tablo 2'deki gibidir.

Tablo 2: Breusch Pagan Test İstatistikleri

Estimated Results	Var	Sd=sqrt(Var)
Dloggdpc	0,0034714	0,0589182
e	0,0022846	0,0477979
u	0	0

Kaynak: yazarın kendi hesaplamaları

dlog(gdpc(birim,t)=Xb +u(birim)+e(birim,t)

chibar2(0,1)=0

prob>chibar2=1.0000

Tablo 2 incelendiğinde sabit etkiler yönetmi ile regresyon tahmini sonrası yapılan Breusch pagan testi 1 serbeslik derecesinde 1,000 olasılık değeri sonucunu vermiştir. Breusch pagan test istatistiğine göre yatay havuzlanmış ve rassal etki panel veri modelleri arasından rassal etki panel veri regresyonu doğru yöntem olarak benimsenmiştir.Rasssal etki (random effects) ve sabit etki (fixed effects) panel veri modelleri arasından seçim yapmak amacıyla ise hausman testi uygulanmalıdır. Hausman testi öncesi panel veri, rassal etki ve sabit etki modelleri ile tahminlenip kalıntıların saklaması gerekmektedir. Hausman test istatistikleri tablo 3'deki gibidir.

Tablo 3: Hausman Test İstatistikleri

	Fe (b)	**Re (B)**	**(b-B)**	**Sqrt(diag(V_b-V_B)**
Dlog_hexpc	**0.7273849**	**0.6749354**	**0.524494**	**0.0081262**

Kaynak : Yazarın kendi hesaplamaları

Chi2(1)=(b-B)((V_b-V_B)^(-1))(b-B)=41,66 ve prob>chi2=0.0000

Hausman testi sıfır hipotezi:

H0: Birim etkili modeldeki açıklayıcı değişken korelasyonsuzdur, şeklindedir.

Test istatistiği incelendiğinde sıfır hipotezi reddedilir. Daha açık bir ifade ile gekk (genelleştirilmiş en küçük kareler) tahmincisinin yansız ve tutarlı olmadığı, bu nedenle sabit etki modeline ait tahminci ve tahmin sürecine devam edilmesinin gerekliliği ortaya çıknıştır.

3.4. Model Tahmini

Panel veri modeli tahmin yönetminin seçim aşamalarında hatırlanacağı üzere sabit etki panel veri modeli benimsenmiş idi. Sabit etki modeli ile tahminlenen ilk panel veri regresyonu çıktıları tablo 4' deki gibidir

Tablo 4: Sabit Etki Modeli Tahmin Sonuçları

Dlog_gdpc	Coef.	Robust Std. err	t	p>|t|	%95 Conf	Interval
Dlog_hexpc	0,7273849	0,0755167	9,63	0,000	0,5707728	0,8839969
_cons	-0,0493279	0,0049094	-10,05	0,000	-0,0595093	-0,0391465
Sigma_u	0,01044116					
Sigma_e	0,04779792					
rho	0,04554443					

Kaynak : Yazarın kendi hesaplamaları

Sabit etki model i tahmin sonuçları incelenmeden önce panel veri varsayımlarının ve varsayımların karşılanıp karşılanmadığının incelenmesi gerekmektedir. Panel veri ekonometrisinde temelde yatay kesitsel bağımlılık, otokorelasyon ve değişen varyans problemlemlerinin olmadığı varsayımları mevcuttur. Sabit etkili modede değişen varyans sorunun tespiti amacıyla Değiştirilmiş Wald Testi uygulanabilir. Değiştirilmiş Wald Test İstatistikleri tablo 5'de sunulmuştur.

Tablo 5: Değiştirilmiş Wald Testi İstatistikleri

Chi2(23)	**1023,06**
Prob>chi2	**0,0000**

Kaynak : Yazarın kendi hesaplamaları

Değiştirilmiş Wald Testi sıfır hipotezi her bir birimin varyansının panel ortalamasına eşit olduğu boş hipotezini sınayarak, varyansın birimlere göre değişip değişmediğini araştırmaktadır. Wald istatistiği olasılık değeri 0,000 olarak hesaplanmıştır. Bu durumda serilerde değişien varyans probleminin olduğu söylenebilir. ($p=0,000<0,001$). Değişen varyans problemi gözardı edilerek tahmin yapılırsa regresyon katsayıları tutarlı olmaya devam edecektir fakat yapılan tahminler etkin olmayacaktır. Ayrıca tahmin sonucu elde edilen standart hatalar sapmalı olacaktır. Değişen varyans sorununu ortadan kaldırmak için dayanıklı (robust) standart hatalar türetilmelidir. Dayanıklı standart hatalar ile yapılan sabit etkili panel veri regresyon çıktısı tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: Dayanıklı Standart Hatalar İle Sabit Etkili Panel Veri Model Tahmin Çıktısı

dlog_gdpc	Coef	Robust Std. err	t	p>|t|	%95 Conf	Interval
dlog_hexpc	0,7273849	0,0755167	9,63	0,000	0,5707728	0,8839969
_cons	-0,493279	0,0049094	-10,05	0,000	-0,0595093	-0,0391465
Sigma_u	0,01044116					
Sigma_e	0,04779792					
rho	0,04554443					

Kaynak : Yazarın kendi hesaplamaları

F(1,22)=92,78 Prob>F=0,000

Bir diğer panel veri varsayımı ise otokorelasyonsuzluktur. Serilerin otokorelasyonlu olması durumunda yapılan tahminlere ait katsayı sonuçları tutarlı fakat etkin olmayacaktır. Sabit etkili panel veri regresyonunda otokorelasyon sorunun irdelenmesi için Baltagi Wu LBI testi uygulanabilir. Teste ait sıfır hipotezi hata terimlerinin otokorelasyon içermediği şeklindedir. Baltagi Wu LBI testi istatistiği olasılık değeri 2,061 olarak hesaplanmıştır. Uygulamada bu değerin ikiye yakın olması birinci mertebeden otokorelasyon sorunun olmadığı, diğer bir deyiş ile sıfır hipotezinin reddedilemeyeceği anlamına gelmektedir.

Panel veri ile ilgili son varsayım ise yatay kesit bağımlılığı ile ilgilidir. Yatay kesit bağımlılığının araştırılması için T> N olan seriler için Breusch Pagan Lagrange Çarpanı testi uygulanabilir. Teste ait sıfır hipotezi yatay kesit bağımlılığının olmadığı yönündedir. Breusch Pagan Lagrange Çarpanı test istatistikleri tablo 7 'deki gibidir.

Tablo 7: Breusch Pagan Lagrange Çarpanı Test İstatistikleri

	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23
R15	1								
R16	0,1977	1							
R17	0,2470	0,2302	1						
R18	-0,0355	-0,3250	0,0796	1					
R19	0,1298	0,2063	0,3150	0,4304	1				
R20	0,2577	0,2476	0,5866	-0,0420	0,4705	1			
R21	0,1695	0,1915	0,4077	0,0752	0,5090	0,4583	1		
R22	0,3346	0,3138	0,3066	0,2440	0,6268	0,5650	0,2891	1	
R23	0,2645	0,0114	0,1298	0,0205	0,0692	-0,0383	0,1830	-0,0916	1

Kaynak: Stata ile Panel Veri Modelleri, Selahattin Güriş,Syf:71

Pesaran'ın çapraz sektörel bağımsızlık test değeri:20,574'dir ve olasılık sıfırdır. Tablo 8 incelendiğinde Breusch Pagan Lagrange Çarpanı test istatistiğinin 0,000 olduğu gözlemlenir. Bu durumda sıfır hipotezi reddedilemez daha açık bir ifade ile panel birimlerde yatay kesit bağımlılığı söz konusudur.

Sabit etki panel veri modeli varsayımları dayanılı standart hatalar ile tahminlenen modelde karşılanmaktadır. Modele ait tahmin çıktıları tablo 8'de tekrar verilmiştir. F(1,22)=92,78 ve Prob>F=0'dır.

Tablo 8: Dayanıklı Standart Hatalar İle Sabit Etkili Panel Veri Model Tahmin Çıktısı

dlog_gdpc	Coef	Robust Std. err	t	p>|t|	%95 Conf	Interval
dlog_hexpc	0,7273849	-0,0755167	9,63	0,00	0,5707728	0,8839969
_cons	-0,493279	-0,0049094	-10,05	0,00	-0,0595093	-0,0391465
Sigma_u	0,01044116					
Sigma_e	0,04779792					
rho	0,04554443					

Tahmin çıktıları incelendiğinde bağımsız değişkenin bağımlı değişkendeki değişimlerin yaklaşık olarak % 33'ünü açıklayabildiği söylenebilir. Modelin bir bütün olarak anlamlığının testipi için f istatistiği olasılık değeri incelenirse modelin bir bütün halinde % 99 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir model olduğu söylenebilir. (p<0,01). Modelde yer alan bağımsız değişkenin tahmin edilen parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır (p<0,001) ve katsayı yaklaşık olarak pozitif 0,727 olarak tahminlenmiştir. Bu durumda ülkelerdeki sağlık harcamalarının ülkelerin gayrisafi yurtiçi hasılalarının pozitif yordayıcısı olduğu söylenebilir.

3.5. Eş bütünleşme

Aynı dereceden durağan olan seriler arasındaki uzun deönem ilişkinin tespiti amacıyla pedroni ko entegrasyon testi uygulanabilir. Pedroni ko entegrasyon test istatistikleri tablo 9'daki gibidir.

Tablo 9: Pedroni Ko Entegrasyon Test İstatistikleri

Değişkenler	Beta	T İstatistiği
dlog_hexpc_td	0,0003897	0,1108

Kaynak : Yazarın kendi hesaplamaları

Tablo 9 incelendiğinde sağlık harcamaları değişkeni ile gayrisafi yurt içi hasıla değişkeni arasında uzun dönem bir ilişkinin olduğu gözlemlenir. Uzun dönem ko entegrasyon ilişkisi tahmin değeri 0,0003897 dir. Bu durumda sağlık harcamaları değişkenin gayrisafi yurt içi hasıla değişkeni üzerinde uzun dönemde pozitif yordayıcılığından söz edilebilir.

SONUÇ

Literatürde sağlık harcamaları ve GSYH arasındaki nedensellik ilişkisi dört farklı varsayımla açıklanmaktadır. Bunlardan ilki, sağlık harcamalarının GSYH'yı olumlu etkilediği yönündeki hipotezdir. Bu hipotezde sağlık harcamalarından GSYH'ya tek yönlü bir nedensellik bulunmaktadır. İkincisi, sağlık harcamalarının büyümeyi olumlu etkilemesinin yanı sıra, büyümenin de sağlık sektörünü etkilediğini ileri süren hipotezdir Burada sağlık harcamalarından GSYH'ya ve GSYH'dan sağlık harcamalarına doğru iki yönlü nedensellik söz konusudur. Üçüncü hipotez, sağlık harcamalarının GSYH'yı etkilemediği yönündedir Diğer bir ifadeyle bu hipotezde iki değişken arasında bir nedensellik ilişkisi söz konusu değildir. Son hipotez ise, sağlık harcamalarının GSYH'yı negatif etkilediğini varsaymaktadır.

Sonuç olarak bu çalışmada kişi başı sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme ilişkisi Türkiye dahil 23 OECD ülkesi için ileri panel veri analiz teknikleri kullanılarak incelenmiş olup, sağlık harcamalarının ekonomik büyümeyi artırdığı ve sağlık harcamalarındaki %1 lik bir artışın ekonomik büyümeyi yaklaşık %0,7 artırdığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla ekonomik büyümede içsel büyüme modellerine dayanan beşeri sermayenin artışı ile ekonomik büyümenin gerçekleşeceği yargısı doğrulanmıştır.

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), 311-322.

Atun, R., Fitzpatrick, S. (2005). Advancing economic growth: investing in health, A summary of the issues discussed at a Chatham House conference held on 22–23 June, 2005.

Atılgan, E., Kılıç, D. ve Ertuğrul, H. M. (2017). The dynamic relationship between health expenditure and economic growth: is the health-led growth hypothesis valid for Turkey? The European Journal of Health Economics, 18(5), 567-574.

Bedir, S. (2006). Healthcare Expenditure and Economic Growth in Developing Countries. Advances in Economics and Business, 4(2), 76-86.

Eggoh, J., Houeninvo, H., & Sossou, G.-A. (2015). Education, health and economic growth in African countries. Journal of Economic Development, 40(1), 93-111.

Halıcı-Tülüce, N. S., Doğan, İ., & Dumrul, C. (2016). Is income relevant for health expenditure and economic growth nexus? International Journal of Health Economics and Management, 16(1), 23–49.

Karabulut, K. (1999). Sağlık Harcamaları ve Göstergelerinin Karşılaştırılması. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 13(1): 139-152.

Öztürk, S., & Topçu, E. (2014). Health expenditures and economic growth: Evidence from G8 countries. International Journal of Economics and Empirical Research, 2(7), 262- 267.

Taban, S. (2006), Türkiye'de Sağlık Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi, Sosyoekonomi, 31-46.

Yumuşak, İ. G. ve Yıldırım, D. Ç. (2009). Sağlık Harcamaları İktisadi Büyüme İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme, The Journal of Knowledge Economy & Knowledge Management. 4(1), 57-70.