

TÜRKİ CUMHURİYETLERİNDE SAĞLIK HARCAMALARININ BELİRLEYİCİLERİ: BİR PANEL VERİ ANALİZİ

THE DETERMINANTS OF HEALTH EXPENDITURES IN TURKIC REPUBLICS: A PANEL DATA ANALYSIS

Doç. Dr. Eyyup ECEVİT

Erciyes Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
eyyupecevit@erciyes.edu.tr
ORCID: 0000-0002-2417-4043

Prof. Dr. Murat ÇETİN

Namık Kemal Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
mcerin@nku.edu.tr
ORCID: 0000-0002-7886-4162

Arş. Gör. Ali Gökhan YÜCEL

Erciyes Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
agyucel@erciyes.edu.tr
ORCID: 0000-0001-7509-7693

Öz

Bu alıřmada, Türkiye Cumhuriyetlerinde sađlık harcamalarının belirleyicileri panel veri metodolojisi kullanılarak 1995-2015 dönemi itibarıyla araştırılmaktadır. Deđişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Pedroni ve Kao eşbütünleşme testleriyle belirlenmiştir. Deđişkenlerin uzun dönem katsayılarının tahmininde Panel Dinamik EKK (PDOLS) tahmin yöntemi kullanılmıştır. Deđişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri ise Panel Hata Düzeltme Modeli (PVECM) Granger nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Uygulama sonuçları deđişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Elde edilen sonuçlar kişi başına sađlık harcamalarının sırasıyla kentleşme, kişi başına reel gelir ve 65 yaş üstü nüfus tarafından belirlendiđini ortaya koymaktadır. Nedensellik analizi sonuçlarına göre kentleşme, kişi başına reel gelir, 65 yaş üstü nüfus ve hekim sayısı ile kişi başına sađlık harcamaları arasında uzun dönemde karşılıklı bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Sonuçlar, Türkiye Cumhuriyetleri için önemli politika eğilimleri sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Sađlık Harcamaları, Kentleşme, Reel Gelir, Panel Veri Analizi, Türkiye Cumhuriyetler.

Abstract

In this study, the determinants of health expenditures were investigated by using panel data methodology in the Turkic Republics over the period of 1995-2015. The presence of cointegration relationship between the variables was determined by the Pedroni and Kao cointegration tests. The Panel DOLS estimation method was used to estimate the long run parameters of variables. The causal relationship among the variables were investigated employing Panel VECM Granger causality test. Empirical results indicate that there exists a cointegration relationship between the variables. Empirical results also indicate that per capita health expenditures are determined by urbanization, per capita real income and population above 65 years old. Causality analysis results reveal that there exists a bi-directional causal linkage among urbanization, per capita real income, population above 65 years old, the number of physicians, and per capita health expenditures in the long run. The results can present important policy implications for Turkic Republics.

Keywords: Health Expenditures, Urbanization, Real Income, Panel Data Analysis, Turkic Republics.

1. GİRİŐ

19. yzyıldan itibaren eđitim ve sađlık bařta olmak zere beřer sermaye kaynaklarına yapılan yatırımlar ekonomistlerin ilgisini ekmiŐ ve alıřmalarını bu alanda yođunlařtırmıřlardır. Beřer sermaye kaynaklarına yapılan yatırımların gerekliliđi ve sonularının teorik altyapısı, eđitim ve sađlık stoklarının artmasına dayanmaktadır. Sađlığa yapılan harcamaların retim seviyesi zerindeki etkilerini iki grŐle aıklanabilir. Birincisi, sađlıklı iŐgcnn, sađlıklı olmayan iŐgcne gre daha verimli olmasıdır. Sađlıklı iŐgc, sađlıklı olmayan iŐgcnn tedaviye ayıracađı zamanı da alıřarak geirecek ve dolayısıyla alıřma sreci kesintiye uđramayacaktır. Uygulamada zel sektrde bazı iŐverenler, sadece iŐçinin sađlıklı olup olmamasına bakmamakta aynı zamanda iŐçinin ailesinin sađlık durumu ile de ilgilenmektedirler. Zira, ailesinde kronik sađlık sorunu olan bir iŐi, alıřma motivasyonunu nemli lde kaybetmekte ve kendisinden beklenen verimliliđi gsterememektedir. İkinci grŐ ise, sađlık harcamalarının sadece bireyi deđil toplumun tamamını ilgilendiren bir maliyet unsuru olmasıdır. Bu sektrde grlecek maliyet artıŐı, dođal olarak lkenin kıt kaynaklarının diđer sektrlerden sađlık sektrne aktarılmasına neden olacaktır (Samadi ve Rad, 2013:63). Bu nedenle, bařta Grossman olmak zere sađlık iktisatıları, sađlık hizmetlerine olan talep ve fayda konularıyla lkelerin sađlık harcamalarındaki artıŐı analiz etmeye alıřmıřlardır (Grossman, 1972; Wagstaff, 1993).

Bařta nfusun yařlanması, evre kirliliđi ve obezite olmak zere bařka birok etkene bađlı olarak gelecekte de sađlık harcamalarının artacađı beklenmektedir (Christiansen vd., 2006). Bu durum gelecekte sađlık harcamalarının hem bireylerin hem de hkmetlerin btlerindeki payının artmasını beraberinde getirecektir. Hkmetlerin kıt kaynaklarla lke vatandařlarına gerekli hizmetleri sunabilmeleri iin kaynakları etkin ve verimli kullanmaları gerekmektedir. Bu nedenle, hkmetler sađlık sektr de olmak zere maliyetleri dŐrecek tedbirler almak zorundadır. Dolayısıyla, sađlık harcamalarının belirleyicilerini iyi analiz edilirse hangi alanda kaynak tasarrufu/maliyet kısıcı nlemler alınabileceđi daha iyi tespit edilebilir. Bilindiđi gibi sađlık sektrn diđer sektrlerden ayıran nemli hususlar vardır. Bunun iin maliyetleri kısmak zm olamayabilir bunun yerine kullanılan kaynakların fırsat maliyetleri ele alınabilir. Sađlık sektrnde maliyetleri kısıcı nlemler alırken optimal zmlere ynelmek gerekebilir (Samadi ve Rad, 2013:63).

Sađlık harcamalarının belirleyicileri konulu alıřmaların ođunda, kiŐi bařına dŐen sađlık harcamasının bađımlı deđiŐken; kiŐibařına dŐen reel GSYİH, 15 yař altı kiŐilerin toplam nfus iindeki payı, 65 yař zeri kiŐilerin toplam nfusa oranı ve kent nfusundaki artıŐın da bađımsız deđiŐkenler olarak alındıkları grlmektedir (Paula, 2008; Samadi ve Rad, 2013). Bu alanda yapılan alıřmalar incelendiđinde veri eriŐimindeki kolaylık nedeniyle arařtırmaların daha ok geliŐmiŐ lkeler zerine yapıldıđı, daha ok kısa dnem analizlere yer verildiđi grlmektedir. Bu alanda yapılan ilk alıřma, Newhouse'ın (1977) kiŐibařına dŐen gelirin sađlık harcamasının temel belirleyicisi olduđunu ortaya koyduđu alıřmadır.

Bu alıřma, Trki Cumhuriyetleri'nde sađlık harcamalarının belirleyicileri zerine olacaktır. Newhouse (1977), alıřmasında bađımsız deđiŐkenler olarak reel GSYİH'yı, yař gruplarını ve her 1000 kiŐiye dŐen hekim sayısını kullanmıřtır. Bu alıřmada, daha ok Newhouse (1977) modelinden ve uygulama kısmında ise Samadi ve Rad (2013)'dan yararlanılmıřtır. Burada belirtmeliyiz ki ele alınan deđiŐkenlerin yanı sıra lkenin sosyo-kltrel yapısı, ynetim biimi (sosyalist sisteme mi yakın liberal sisteme mi), sađlık sektrnn hkmetlerin nceliklendirdiđi sektrler arasında yer alıp almaması gibi modele dahil edemediđimiz bařka faktrlerin de sađlık harcaması zerinde elbette etkileri vardır.

alıřmanın bundan sonraki kısmında Trki Cumhuriyetlerde sađlık sektrnn genel bir deđerlendirmesi yapılacaktır. Daha sonra kapsamlı bir literatr taramasına yer verilecek, devamında ise modele ait veri seti ve yntem zerinde durulacaktır. alıřmanın amacına uygun olarak, sađlık harcamalarının belirleyicileri, Trki Cumhuriyetleri iin 1995-2015 dnemi itibariyle ampirik olarak arařtırılacaktır. alıřmada panel veri metodolojisi kullanılacaktır. Bu bađlamda ilk olarak deđiŐkenlerin durađanlık zellikleri IPS, LLC ve ADF-Fisher birim kk testleriyle incelenecektir. İkinci olarak; deđiŐkenler arasındaki eŐbtnleŐme iliŐkisi Pedroni ve Kao eŐbtnleŐme testleriyle

arařtırılacak ve üçüncü olarak deęişkenlerin uzun dönem katsayılarının tahmininde PDOLS tahmin yöntemi kullanılacaktır. Son olarak, deęişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri PVECM Granger nedensellik testi ile konulduktan sonra sonuç ve deęerlendirme ile alıřma tamamlanacaktır.

2. TÜRKİ CUMHURİYETLERDE SAęLIK SEKTÖRÜNÜN GENEL BİR DEęERLENDİRMESİ

Saęlık hizmetlerinin izlenen politika ve uygulamalar doęrultusunda toplumun tamamına eřit olarak daęıtılması, o ülkenin saęlık sisteminin gelişmişlik düzeyi üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Saęlık hizmetlerinin toplumun tüm kesimine eřit oranda ulaşmasını saęlayan ülkeler, saęlık sistemi deęerlendirilmelerinde üst sıralarda yer almaktadır. Dünya Saęlık Örgütü (WHO) tarafından 191 ülkenin saęlık sistemlerinin performansının deęerlendirildięi rapora göre, 2000 yılı itibariyle Kazakistan 64. sırada, Türkiye 70. sırada, Azerbaycan 109. sırada, Özbekistan 117. sırada, Kırgızistan 151. sırada ve Türkmenistan ise 153. sırada yer almıştır (Tandon vd., 2000:19-20). Saęlık sistemlerinin performansı her ülkede politika yapıcılar için büyük önem teşkil etmektedir. Bu nedenle, saęlık harcamalarının belirleyicilerinin ortaya konulması doęru politikalar izlenebilmesi için gereklidir.

Tablo 1’de Türkiye Cumhuriyetlerin seçilmiş bazı saęlık göstergeleri verilmiştir. Dünya Bankası’nın gelir düzeyi sınıflamasına göre Türkiye, Azerbaycan, Kazakistan ve Türkmenistan orta-üst gelir sınıfında, Kırgızistan ve Özbekistan ise orta-alt gelir sınıfında yer almaktadır. Türkiye Cumhuriyetler içerisinde Türkiye yaklaşık 14 bin dolarlık GSYİH deęeri ile en yüksek gelire sahip ülke olurken, üyesi olduęu OECD’nin ortalama GSYİH deęeri olan 38 bin doların ise bir hayli altındadır. Nüfus rakamlarına bakıldığında, Türkiye 78,2 milyonluk nüfusu dikkat çekmektedir. Dięer beř ülkenin nüfus toplamının daha fazla bir nüfusa sahip olan Türkiye’nin ardından, Özbekistan 31,3 milyon nüfusu ile ikinci sırayı almaktadır.

Tablo 1: Türkiye Cumhuriyetlerde Seçilmiş Bazı Göstergeleri (2015)

	TÜR	AZE	KAZ	KIR	ÖZB	TRKM	OECD
Kiři baři GSYİH (sabit \$, 2010)	13.898	6.117	10.616	1.021	1.851	6.693	38.040
Toplam Nüfus (milyon)	78,2	9,6	17,5	5,9	31,3	5,5	1,281
65 yař ve üzeri nüfusun toplam nüfusa oranı (%)	7,8	5,7	6,8	4,3	4,2	4,1	16,2
Doęuřta Beklenen Yařam Süresi (yıl)	75,5	71,9	72,0	70,7	71,2	67,7	80,1
Bebek Ölümleri (her 1000 doęumda)	11,7	28,2	11,2	19,9	22,9	44,7	6,1
Saęlık harcamalarının GSYİH’deki payı (%)	4,1	6,7	3,9	8,2	6,2	6,3	12,5
Cepten yapılan saęlık harcamalarının toplam saęlık harcamalarındaki payı	16,9	78,6	38,8	48,2	42,7	71,1	13,8
Kentleşme Oranı (%)	73,4	54,6	53,2	35,7	36,4	50,0	80,3

Kaynak: Dünya Bankası verileri kullanılarak yazarlar tarafından oluşturulmuřtur.

Doęuřta beklenen yařam süresi, ülkelerin genel saęlık durumunu ölçmek için kullanılan, saęlık ve toplum refahının en önemli göstergelerinden biri olup ülkeler arasında saęlık düzeylerinin karşılaştırılmasında sıklıkla kullanılmaktadır. 2015 yılı itibariyle Türkiye’de ortalama yařam süresi 75,5 yıl iken, Türkmenistan hariç dięer ülkelerde 70-72 yıl arasında deęişmektedir. Türkmenistan’da ortalama yařam süresinin (67,7 yıl) dięer Türkiye Cumhuriyetlere göre nispeten düşük olmasının en temel sebebi bařta alkol ve sigara tüketimi kaynaklı olmak üzere kardiyovasküler hastalıkların yaygın oluşudur (Rechel vd., 2013).

Bebek ölüm oranı, her 1000 canlı doęum sonrası 1 yařına ulaşmadan ölen bebeklerin sayısını ifade etmekte olup, anne ve yeni doęanların ekonomik ve sosyal durumlarının, sosyal çevrenin ve

dolayısıyla sađlık sistemlerinin karakteristik özelliklerini yansıtmaktadır. Tablo 1’de görüleceđi gibi, Türkiye’de bebek ölüm oranları (11,7) Türki Cumhuriyetler içerisinde en düşük değere sahip iken, OECD ortalamasının (6,1) yaklaşık iki katıdır. Birçok ülkede sađlık harcamalarının yüksekliđi ile düşük bebek ölümleri arasında bir iliřki bulunmasına rađmen, bazı ülkelerde sađlık harcamaları az olsa da bebek ölüm hızları düşük olabilmektedir. Diđer bir ifadeyle, bebek ölüm oranlarını en aza indirebilmek için aşırı sađlık harcaması yapmak bir önkořul deđildir. Nitekim, 2015 yılı itibariyle Türkiye’de kiři başına düşen sađlık harcaması 1045\$ olup, bebek ölüm oranı 11,7 iken; Azerbaycan’da kiři başına düşen sađlık harcaması Türkiye ile neredeyse aynı (1053\$) olmasına rađmen, bebek ölüm oranı 28,2’lik oran ile Türkiye’nin iki katından daha fazladır. Özbekistan ve Türkmenistan’da kiři başına düşen sađlık harcamaları yaklaşık aynı olmasına rađmen (sırasıyla 332\$ ve 321\$), bebek ölüm oranları Özbekistan’da 22,9 ve Türkmenistan’da ise 44,7’lik oran ile büyük farklılık göstermektedir.

Dünya genelinde sađlık harcamaları ülkelerin nüfuslarının giderek yaşlanması, ilaç ve tıp teknolojisindeki gelişmeler ve kronik hastalıklarda artış gibi sebeplerle sürekli olarak artmaktadır. Tablo 2’de Türki Cumhuriyetlerin kiři başına sađlık harcamaları verilmiştir. 1995 yılında Türki Cumhuriyetlerde kiři başına düşen sađlık harcamalarının (KBDSH) ortalaması yaklaşık 145 dolar iken, aradan geçen 20 yılda bu rakam yaklaşık 4 kat artarak 670 dolara yükselmiştir. Türki Cumhuriyetlerin sađlık harcamalarının 1995-2015 arasında seyri incelendiđinde, harcamaların iki farklı değere yakınsama gösterdiđi görülmektedir. Türkiye, Azerbaycan ve Kazakistan’ın yer aldığı birinci grup ülkelerde sađlık harcamaları özellikle 2000’li yılların başından itibaren hızlı bir artış göstermiş ve 2015 yılı itibariyle 1000 doların üzerine çıkmıştır. Türkmenistan, Kırgızistan ve Özbekistan’ın yer aldığı ikinci grup ülkelerde ise sađlık harcamalarındaki artış nispeten daha az olmuştur. Türki Cumhuriyetlerin kiři başı sađlık harcamaları miktarında önemli artışlar kaydedilmekle birlikte, rakamlar Türkiye’nin de dahil olduđu 35 üyeli Ekonomik Kalkınma ve İşbirliđi Örgütü (OECD) ortalamasının (3500\$) bir hayli gerisindedir. Bununla birlikte, Türkiye’de kiři başına sađlık harcamaları 1995 yılı itibariyle OECD ortalamasının yaklaşık sekizde biri iken, 2005 yılı itibariyle yaklaşık dörtte bire ve 2015 yılı itibariyle ise üçte bir kadar yaklaşmıştır.

Tablo 2: Kiři Başı Sađlık Harcamaları (Satınalma gücü paritesine göre, ABD \$)

Ülke	1995	2000	2005	2010	2015
Türkiye	180	457	625	904	1.045
Azerbaycan	139	164	552	829	1.053
Kazakistan	270	319	555	849	1.056
Kırgızistan	73	76	124	181	217
Özbekistan	109	104	139	226	332
Türkmenistan	103	167	203	195	321
OECD Ort.	1.467	1.885	2.573	3.340	3.500

Kaynak: Dünya Bankası verileri kullanılarak yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 3’de Türki Cumhuriyetlerde 1000 kiřiye düşen hekim sayısına yer verilmiştir. Sahip olduđu aşırı nüfus ve yıllık %1,2-1,3’lük nüfus artış hızının da etkisiyle 2015 yılı itibariyle her 100 bin kiřiye sadece 174 doktorun düřtüđu Türkiye hem Türki Cumhuriyetler hem de OECD ülkeleri arasında son sırayı almaktadır. Diđer yandan, ele alınan 6 ülke içerisinde 1000 kiřiye düşen hekim sayısının sürekli olarak artış gösterdiđi tek ülke Türkiye’dir. Ele alınan dönemde Azerbaycan’da 1000 kiřiye düşen hekim sayısı nispeten yatay seyrederken, 2004 yılında dönemin Türkmenistan devlet başkanı Saparmurat Niyazov’un 15.000 sađlık çalışanını işten çıkarıp yerlerine askerleri görevlendirmesi (Rechel ve McKee, 2007), Kırgızistan’da ise doktor maařlarının oldukça düşük olması ve gerekli iyileřtirmenin yapılmaması nedeniyle kiři başına düşen hekim sayılarında ciddi azalma yařanmıştır.

Tablo 3: 1000 Kiřiye Dřen Hekim Sayısı

lke	1995	2000	2005	2010	2015
Trkiye	1,19	1,35	1,49	1,71	1,74
Azerbaycan	3,93	3,61	3,52	3,64	3,39
Kazakistan	3,64	3,29	3,70	3,51	3,27
Kırgızistan	3,21	2,82	2,30	1,88	1,83
zbekistan	3,24	2,95	2,65	2,61	2,41
Trkmenistan	3,17	3,29	3,29	2,30	2,23
OECD Ort.	2,27	2,53	3,00	3,26	3,40

Kaynak: Dnya Bankası verileri kullanılarak yazarlar tarafından oluřturulmuřtur.

3. LİTERATR TARAMASI

Literatrde saėlık harcamalarının belirleyicilerini tahmin etmeye dnk ok sayıda alıřma mevcuttur (Newhouse, 1977; Gbesemete ve Gerdtham, 1992; Gerdtham vd., 1992; Hansen ve King, 1996; Murthy ve Ukpolo, 1995; Matteo ve Matteo, 1998; Gerdtham ve Lthgren, 2000; Murthy ve Okunade, 2000; Freeman, 2003; Ecevit ve etin, 2016). Bu alıřmalarda saėlık harcamalarının belirleyicileri olarak bařta bir lkenin kiřibařına dřen gayrisafi yurtii hasılası olmak zere oėunlukla yařlanan nfus (65 yař zeri nfusun toplam nfus iindeki payı), 15 yař altı nfus, hekim bařına dřen hasta sayısı, hastane yatak sayısı, bebek lm oranı, kaba lm oranı, kaba doėum oranı, doėurganlık oranı, kentleřme oranı, evresel faktrler olarak da oėunlukla CO₂ alınmaktadır. alıřmanın bu blmnde, bu alanda yapılmıř alıřmalardan zellikle bu alıřmayla yakın iliřkisi olan makalelere yer verilecektir. Tablo 4, bu alandaki ampirik alıřmaları zetlemektedir.

Saėlık bir lkenin ekonomik faaliyetlerinde nemli bir rol oynamaktadır ve iktisadi geliřmenin temel unsurları arasında yer almaktadır. Son yıllarda birok alıřma, eř btnleřme ve Granger nedensellik testleri aracılıėı ile lkelerin saėlık harcamaları ve makroekonomik geliřmelerini ortaya koymaya alıřmıřtır.

Bilgel (2003), 1927-1996 dnemini ele aldıėı alıřmada; kamu sektr ve zel sektr ayrımı yapmadan kiři bařına saėlık harcamalarının belirleyicilerini incelemiřtir. Saėlık harcamalarının belirleyicilerini  kategoride ele almıřtır: gelir, yař ve eėitim. Bu baėlamda, baėımsız deėiřkenler olarak kiři bařına gayrisafi milli hasıla, 15 yař altı ve 65 yař st nfusun toplam nfus iindeki payı ve lisansst ėrenim gren nfusun toplam nfus iindeki payı alınmıřtır. Analiz sonuları sadece 65 yař zeri nfusun cari ve bir yıl gecikmeli deėerlerinin saėlık harcamaları zerinde anlamlı bir etkiye sahip olduėunu, diėer deėiřkenlerin ise anlamlı bir etkide bulunmadıėını ortaya koymaktadır. Ayrıca, 1981-1988 yılları arasında kamu harcamalarındaki azalmanın, kamu destekli olmayan otonom saėlık harcamalarını artırdıėı sonucuna ulařılmıřtır.

Murthy ve Ukpolo (1995), Amerika Birleřik Devletleri'nde kiřibařına dřen saėlık harcaması ile kiřibařına reel GSYİH, saėlık hizmetleri ve saėlık hizmetlerinin fiyatı, muayene creti, kamu saėlık harcamalarının toplam saėlık harcaması iindeki payı ve yař deėiřkenleri arasındaki iliřkiyi 1960-1987 dnemi iin tahmin etmiřlerdir. alıřmalarının sonucuna gre, saėlık harcaması ve saėlık harcamasının belirleyicileri eřbtnleřiktir. Kiři bařına reel GSYİH, saėlık hizmetlerinin fiyatı, muayene creti, kamu saėlık harcamalarının toplam saėlık harcaması iindeki payı ve yař deėiřkenlerinin saėlık harcamasının nemli belirleyicileri olduėu sonucuna varmıřlardır.

Karatzas (2000) olduka bařarılı alıřmasında, 1962-1989 dnemine ait verilerden ve kiřibařına dřen saėlık harcaması ve ekonomik faktrler, demografik faktrler ve saėlık stokundan yararlanmıřtır. Elde ettiėi bulgulara gre, kiřibařına gelir, gelir daėılımı, hekim bařına dřen hasta sayısı, hemřire bařına dřen hasta sayısı ve saėlık ynetimine yapılan kiřibařına harcamanın, kiřibařına saėlık harcaması zerinde istatistiksel olarak pozitif ve anlamlı bir iliřkiye sahip olduėu sonucuna varmıřtır. Ayrıca saėlık fiyat endeksi, hastane yatak sayısı ve bir milyondan fazla nfusa

sahip şehirlerin, kiřibařına saęlık harcaması üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlüdür.

Matteo ve Matteo (1998) kiřibařına düşen saęlık harcamasının belirleyicilerini Kanada için yerel düzeyde incelemiřtir. alıřmada kullanılan deęiřkenlerin tamamı yerel verilere dayanmaktadır. Saęlık harcamasının belirleyicileri olarak; kiřibařına düşen gelir, 65 yař üzeri nüfus, kiři başına düşen transfer gelirleridir. alıřma, 1965-1991 yıllarını kapsamaktadır. Elde edilen bulgulara göre, gelir ve yařın istatistiksel olarak kiři başına saęlık harcaması üzerinde anlamlı ve pozitif etkisi olduęu, transfer ödemelerinin ise istatistiksel olarak anlamlı ancak negatif etkiye sahip olduęu bulunmuřtur.

Hitiris'e (1999) göre saęlık harcamalarının artmasının temel nedeni üretici ve tüketici tercihleridir. Genellikle bireyin saęlık hizmetlerine olan talebini; saęlık statüsü, gelir düzeyi, saęlık hizmetlerinin fiyatı ve çoęunlukla genel saęlık sigortasının tercihleri belirlemektedir. oęunlukla bireyin saęlık hizmetlerine olan talebi sadece fiyata deęil aynı zamanda kiřinin bütçesine ve ödeme gücüne de baęlıdır. Ayrıca Hitiris, kamu saęlık harcamalarına yapılan yatırımların belirlenmesinde; yařlanma, saęlık hizmetlerine olan bařvurulara görülen artış, hastane yatak sayısı, personel, yüksek teknoloji ve tıp alanında son yıllarda görülen yeniliklerin de etkin olduęunu ortaya koymuřtur.

Wang (2009), Amerika Birleřik Devletleri için homojen panel veri yöntemini kullanarak saęlık harcamalarının belirleyicilerini incelemiřtir. Ulařtıęı sonuca göre, GSYİH, 65 yař üzeri nüfusun toplam nüfus içindeki payı, kentleřme düzeyi, hastane yatak sayısı saęlık harcamalarının temel belirleyicilerdir.

Tablo 4: Saęlık Harcamalarının Belirleyicileri Üzerine Yapılan Seçilmiş alıřmalar (Baęımlı Deęiřken Kamu Saęlık Harcaması/Kiřibařına Düşen Saęlık Harcaması)

Yazar (lar)	Ülke	Metot ve Data	Baęımsız Deęiřkenler	Sonuç
Karagöz ve Tetik (2009)	Türkiye	1975-2005 Eř-Bütünleřme, ARDL Analizi	- Doęuřta yařam beklentisi - 65 yař ve üzeri nüfus - Ekonomik büyüme oranı - Eęitim - Altyapı harcamaları - Doęurganlık oranı	Saęlık harcamaları, 65 yař üzeri nüfusun oranı ve önceki yılın personel ve altyapı harcamaları uzun dönem için anlamlı; eęitim, doęurganlık oranı ve doęuřta yařam beklentisinin etkisi anlamsızdır. İstatistiksel olarak kısa dönemde, deęiřkenler arasında anlamlı bir iliřki bulunamazken uzun dönemde özellikle saęlık yatırımlarının saęlık harcamaları üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduęu gözlemlenmiřtir.
Bilgel (2003)	Türkiye	1927-1996 Zaman serisi analizi, EKK Yöntemi	-Kiřibařına düşen GSYİH - Kentleřme -15 yař altı nüfus - 65 yař üzeri nüfus - Eęitim yılı	alıřmada öncelikle saęlığın bir mal olduęu ve esneklięinin bire yakın olduęu ortaya konulmuř, daha sonra ise saęlık harcamasının gelirden önemli ölçüde etkilendięi ortaya konulmuřtur.
Samadi ve Rad (2013)	10 Ekonomik İřbirlięi Teřkilatı (ECO) Ülkesi	1995-2009, Panel Eřbütünleřme Testi	-Kiři başına düşen GSYİH -15 yař altı nüfus -65 yař ve üzeri nüfus -Özel kesim saęlık harcaması -1000 kiřiye düşen doktor sayısı -Kentleřme	Kısa vadede 65 yař üzeri nüfusun toplam nüfus içindeki payı hariç tüm deęiřkenler ile saęlık harcaması arasında güçlü iliřki vardır. Ayrıca 15 yař altı nüfus, kentleřme ve özel kesim saęlık harcaması ile toplam saęlık harcaması arasında negatif yönlü iliřki vardır.
Furuoka vd. (2011)	12 Asya Ülkesi	1995-2008, Panel Eřbütünleřme Testi	-Kiři başına düşen GSYİH -65 yař ve üzeri nüfus	12 Asya ülkesinde kiři başına düşen saęlık harcaması ile GSYİH ve 65 yař üzeri nüfus pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir iliřki vardır. Ülkenin kiři başına geliri artarsa saęlık harcaması da artmaktadır. Yařlanan nüfus saęlık harcamalarının yükünü artırmaktadır.

Boachie vd. (2014)	Gana	1970-2008 Zaman Serisi Analizi	–Reel GSYİH –CO ₂ emisyon –Kaba ölüm oranı –Doğuştaki yaşam beklentisi –Enflasyon –Kentleşme	Reel GSYİH, doğuştaki yaşam beklentisi ve kaba doğum oranı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde kamu sağlık harcamasını etkilenmektedirler ancak enflasyon ve emisyon istatistiksel olarak anlamlı değildir.
Chaabouni ve Abednadhher (2014)	Tunus	1961-2008 ARDL Sınır Testi Yaklaşımı	–Reel GSYİH –Yaşlanan Nüfus –Tıbbi Yoğunluk –Çevre Kalitesi	Sağlık bakımının lüks mal olmadığı, zorunlu mal olduğu ortaya konulmuştur. Ayrıca, reel GSYİH kişi başına sağlık harcamasının temel belirleyicisidir ve uzun dönemde 65 yaş ve üzeri nüfus ile çevre kalitesi de sağlık harcamaları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahiptir. Hem kısa hem de uzun dönemde sağlık harcamasından gelir düzeyine doğru çift yönlü nedensellik vardır.
Dhoro vd. (2011)	Zimbabve	1975-2005 Engle-Granger Eşbütünlük Testi	– Kişi başına Düşen Sağlık Harcaması – Okur yazarlık Oranı – Doğuştaki Yaşam Beklentisi – Enflasyon – Kişi başına Düşen Dış Yardımlar – Nüfus	Zimbabve’de kamu sağlık harcamasının temel belirleyicilerinin reel kişi başına düşen GSYİH, kişi başına düşen dış yardımlar, okuryazarlık durumu ve enflasyon olduğu sonucuna varılmıştır. Kamunun sağlık harcamasında enflasyona karşı çok duyarlı olmadığı da söylenebilir.
Magazzino ve Mele (2012)	İtalya	1980-2009 Panel Veri Analizi (Statik ve Dinamik)	–Reel GSYİH – İşsizlik Oranı – Kamu Hastanelerindeki Yatak Sayısı – Kentleşme Durumu – Toplam Nüfus İçinde Ortaokul Düzeyindeki Öğrencilerin Oranı (%) –Kaba Ölüm Oranı – Kaba Doğum Oranı – Doktor Başına Düşen Hasta Sayısı – Yaşlanma Endeksi	Statik panel hesaplamalarına göre sağlık harcamalarının gelir esnekliği 0,83-0,88 arasında iken dinamik panel hesaplamalarında 0,43-0,48 olarak bulunmuştur. Buna göre sağlık harcaması lüks değil zorunlu maldır. Statik panel veri analizine göre, reel GSYİH, işsizlik oranı, hastane yatak sayısı, kentleşme ve ortaokul düzeyindeki nüfusun toplam nüfus içindeki payının sağlık harcaması üzerinde doğrudan etkili oldukları görülmüştür. Diğer değişkenlerin ise sağlık harcamasının belirleyicileri olmadığı sonucuna varılmıştır.

Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

4. VERİ VE METODOLOJİ

Çalışmada, Türkiye Cumhuriyetlerinde sağlık harcamalarının belirleyicileri 1995-2015 dönemi itibarıyla ampirik olarak analiz edilmektedir. Değişkenler arasındaki ilişkilerin test edilmesinde Newhouse (1977) çalışması ve uygulamada ise Samadi ve Rad (2013) tarafından kullanılan aşağıdaki gibi bir panel regresyon denklemi tercih edilmiştir:

$$LKBSH_{it} = \beta_0 + \beta_1 LKBG_{it} + \beta_2 LYAS65_{it} + \beta_3 LKENT_{it} + \beta_4 LHS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada *i* yatay kesiti ve *t* zamanı göstermektedir. β_0 sabit terimi ve ε_{it} hata terimini ifade etmektedir. Modelde yer alan her biri farklı birimlerle ifade edilen değişkenleri ortak bir birime dönüştürmek ve elde edilecek katsayıları doğrudan esneklik olarak yorumlamak amacıyla log-doğrusal bir model kullanılmıştır. Modelde yer alan β_1 , β_2 , β_3 ve β_4 parametreleri sırasıyla kişi başına reel gelirin, 65 üstü yaş nüfusun, kentleşme ve hekim sayısının elastikiyetini ortaya koyan

parametrelerdir. Veriler, Dünya Bankası'nın Dünya Kalkınma Göstergeleri veri tabanından alınmıştır. Modelde kullanılan deęişkenlere Tablo 5'de yer verilmiştir.

Tablo 5: Modelde Kullanılan Deęişkenler ve Tanımları

Baęımlı Deęişken	Tanım
<i>LKBSH</i>	Satın alma gücü paritesi ile belirlenmiş kiři başına sağlık harcaması (ABD \$)
Baęımsız Deęişkenler	Tanım
<i>LKBG</i>	Satın alma gücü paritesi ile belirlenmiş kiři başına gelir (ABD \$)
<i>LYAS65</i>	65 yaş üstü nüfus
<i>LKENT</i>	Kentleşme oranı (toplam nüfusun yüzdesi)
<i>LHS</i>	1000 kiřiye düşen hekim sayısı

Kiři başına düşen sağlık harcaması, sağlık ekonomisi literatüründe sağlığın en temel belirleyicisi olarak kabul edilmektedir. Bu çalışmada, bu konuda yapılan önemli ampirik çalışmaları takiben (Boachie vd., 2014; Magazzino ve Mele, 2012; Murthy ve Okunade, 2016; Samadi ve Rad, 2013; Xu vd., 2011) sağlık deęişkenini temsil (proxy) etmek üzere kiři başına düşen sağlık harcamaları kullanılmıştır. Arařtırmada sağlık üzerindeki etkisi arařtırılan en önemli deęişken kiři başına gelirdir ve bu ilişkinin tespiti iki nedenle önem taşımaktadır. Birincisi, gelir sağlık harcamalarının en temel belirleyicilerinden birisidir ve bir toplumda “*optimum sağlık harcaması ne olmalıdır*” sorusunu cevaplayabilmek için gereklidir. İkincisi, sağlık harcamalarının gelir esneklięi, sağlık harcamalarının “*zorunlu*” bir mal mı yoksa “*lüks*” bir mal mı olduğunu göstermesi açısından büyük önem taşımaktadır. Sağlık harcamalarının zorunlu veya lüks bir mal olması durumunda izlenilecek sağlık politikaları şüphesiz farklılaşacaktır. Yaşlı bireylerin, genç bireylere göre sağlık hizmetlerine daha fazla ihtiyaç duymaları nedeniyle, yaşlanan nüfus sağlık harcamalarının önemli bir dięer belirleyicisi olarak kabul edilmektedir (Baltagi ve Moscone, 2010; Garima, 2006; Sen, 2005). Toplumdaki yaşlı bireylerin sayısının artması, bireylerin sağlık durumlarının iyileşmesi ve beklenen yaşam süresinin uzaması anlamına gelecektir. Bu durumda, yaşlı nüfusun artması sağlık hizmetlerine olan talebi artırmak suretiyle sağlık harcamaları üzerinde etkili olacaktır. Ampirik çalışmalarda kiři başına sağlık harcamalarının bir dięer belirleyicisi şehirleşmedir. Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde kalkınma sürecine paralel olarak artan şehirleşmenin sağlık hizmetlerine olan erişimi kolaylařtırmak suretiyle talebi artırması beklenmektedir. Bu nedenle, modelde şehirleşmenin sağlık hizmetlerine olan etkisi de ele alınmıştır. Modelde ele alınan son deęişken “*hekim kaynaklı talep*” hipotezinin test edilmesini sağlayan 1000 kiřiye düşen hekim sayısıdır (Murthy ve Ukpolo, 1995; Sen, 2005; Yavuz vd., 2013). Ekonomik rekabet koşullarının hâkim olduğu piyasalarda sağlık hizmetleri de gündün güne metalařtırılmaktadır. Hastalar “müşteri” olarak görülerek, “kâr” edilmek istenebilmektedir. “Hekim kaynaklı talep” (physician-induced demand) hipotezine göre hekimlerin tıbbi bilgilerinin hastalardan daha fazla oluşu hastaların daha yoğun tıbbi tedavi kullanmalarına neden olabilmektedir. Sağlık hizmetleri piyasasındaki bu bilgi asimetrisi hekimlerin sağlık hizmeti sunarken, aynı zamanda sağlık hizmetlerine olan talebi de etkileyebilmelerine yol açmaktadır. Nitekim, doktora hizmet başı ödemenin yapıldığı ve döner sermaye uygulamalarının yaygın olduğu sağlık sistemlerinde ve sistemin finansmanında üçüncü taraf bir ödeyicinin bulunduğu durumlarda gereksiz ve aşırı talep durumlarıyla karşılaşılabilir. Çalışmada ele alınan deęişkenlere ilave olarak, sağlık harcaması üzerinde etkili olan başka sosyo-ekonomik deęişkenler de elbette mevcuttur. Ancak, incelenen dönem ve analize konu olan ülkelerin veri kısıtı nedeniyle sağlık harcamasının muhtemel belirleyicisi olarak yukarıda saydığımız dört deęişken ele alınmıştır.

Tablo 6, analize konu olan 6 ülkenin (Türkiye, Azerbaycan, Kazakistan, Türkmenistan, Kırgızistan ve Özbekistan) 1995-2010 dönemini kapsayan her bir deęişkene ait tanımlayıcı istatistikleri vermektedir.

Tablo 6: Tanımlayıcı İstatistikler

Deęiřken	Ortalama	Medyan	Std. Sapma	Min.	Max.
KBSH	376,651	235,980	301,819	73,334	1068,062
KBG	9291,581	6809,989	6594,177	1696,364	2358,606
YAS65	1.308.604	784.393	1.544.865	172.634	6.106.548
KENT	48,898	47,425	11,679	35,284	73,887
HS	2,797	2,915	0,799	1,185	4,355

Panel veri analizlerinin gerekleřtirildięi bu alıřmada ilk olarak deęiřkenlerin duraęanlık seviyeleri yani birim kok analizleri IPS, LLC ve ADF-Fisher birim kok testleriyle gerekleřtirilmektedir. İkinici ařamada, deęiřkenler arasında eřbütnleřme yani uzun donem birlikte hareketin olup olmadıęı Pedroni ve Kao testleriyle analiz edilmektedir. Üncu ařamada, deęiřkenlerin uzun donem katsayıları PDOLS tahmin teknięi yardımıyla tahmin edilmektedir. Son ařamada ise deęiřkenler arasında kısa ve uzun donem nedensellik iliřkilerinin varlıęı PVECM Granger nedensellik testi ile incelenmektedir.

4.1. Panel Birim Kok Analizi

Im vd., (2003) IPS testi olarak bilinen olduka basit bir birim kok testi geliřtirmiřlerdir. Bu birim kok prosedurnde ařaęıdaki gibi bir ADF regresyon denklemi kullanılır:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \rho_i Y_{i,t} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + u_{it} \quad (2)$$

Burada $i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$

IPS testi Y_{it-1} ' in heterojen katsayısına izin verir ve bireysel birim kok test istatistiklerinin ortalamasına dayanır. Bu yonemde sıfır hipotezi (H_0) paneldeki her bir seri birim kok ierir, alternatif hipotez (H_1) ise bireysel serilerin bir kısmı birim kok ierir řeklinde olup hipotezler ařaęıdaki gibi kurulur:

$$H_0: \rho_i = 0 \text{ tm } i\text{'ler iin} \quad (3)$$

$$H_1: \rho_i < 0 \text{ } i = 1, 2, \dots, N_1 \text{ iin} \quad (4)$$

$$H_1: \rho_i = 0 \text{ } i = N_1 + 1, \dots, N \text{ iin} \quad (5)$$

IPS testi tarafından kullanılan t-bar istatistięi bireysel ADF istatistiklerinin ortalamasını gstermekle birlikte ařaęıdaki gibi hesaplanır:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho i} \quad (6)$$

Burada $t_{\rho i}$ H_0 hipotezini test etmek iin kullanılacak bireysel t-istatistięini gsterir. Gecikme uzunluęunun her zaman sıfır olması durumunda IPS prosedur t-bar ile iliřkili kritik deęerleri verir. Aynı zamanda bu testte standardize edilmiř t-bar istatistięinin asimptotik $N(0,1)$ daęılım sergiledięi ortaya konulmuřtur.

Levin vd. (2002) bireysel birim kok testlerinin boyut bozulmalarının olduęunu ne srerek, LLC olarak bilinen birim kok testlerini geliřtirmiřlerdir. LLC testi, her bir yatay kesit iin bireysel birim kok testlerinin gerekleřtirilmesinden daha gl bir panel birim kok testidir. Sıfır hipotezi, her

bir kesit birim kök içerir řeklinde iken, karřı hipotez her bir kesit durađandır řeklinde. İddia edilen hipotez řu řekildedir:

$$\Delta Y_{it} = \rho Y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta Y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m = 1,2,3 \quad (7)$$

Burada d_{mi} deterministik deđiřkenler vektörünü, α_{mi} model 1,2,3 için ilgili katsayılar vektörünü gösterir. LLC testi üç ařamalı bir prosedür önerir. Birinci ařamada her bir yatay kesit için 7 no'lu ADF regresyon denklemi yürütülür. Gecikme uzunluđunun (p_i) bireysel seriler arasında deđiřmesine izin verilir. Veri bir T dönemi için maksimum gecikme uzunluđu (p_{max}) seçilir ve daha küçük bir gecikme uzunluđunun tercih edilip edilmeyeceđini belirleyebilmek için $\hat{\theta}_{iL}$ 'nin t istatistiđi kullanılır. Bu t istatistiđi $\theta_{iL} = 0$ sıfır hipotezi altında normal dađılım sergiler.

İkinci ařamada uzun dönem/kısa dönem standart sapmalar rasyosu tahmin edilir. Birim kökün varlıđı sıfır hipotezi altında 7'nolu denklemin uzun dönem varyansı ařađıdaki gibi belirlenir:

$$\hat{\sigma}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta Y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} W_{\bar{K}L} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^T \Delta Y_{it} \Delta Y_{i,t-L} \right] \quad (8)$$

Üçüncü ařamada panel test istatistikleri hesaplanır. Ařađıdaki havuzlanmış regresyon denklemi alıřtırılır:

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \rho \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (9)$$

Asimptotik olarak normal dađılım sergileyen uyarlanmış t istatistiđi ařađıdaki gibi hesaplanır:

$$t_{\rho}^* = \frac{t_{\rho} - N\tilde{T}\hat{S}_N\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-1}\hat{\sigma}(\hat{\rho})\mu_{m\tilde{T}}}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \quad (10)$$

Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilen birim kök testi Fisher (p) test istatistiđini kullanmaktadır. Hata terimlerinin yatay kesit bađımsızlıđı durumunda, birleřik test istatistiđi ařađıdaki gibi ifade edilebilir:

$$p = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i) \quad (11)$$

Bu birim kök testinde sıfır ve alternatif hipotezler IPS testindeki gibi kurulur. Her bir yatay kesitte ADF tahmin denklemi kullanılarak her bir bireysel seri için ADF t-istatistiđi bulunur. Bu řekilde Fisher test istatistikleri hesaplanır ve uygun χ^2 kritik deđerleri ile karřılařtırılarak birim kök hakkında sonuca varılır.

4.2. Panel Eřbütünleřme Analizi

alıřmada, deđiřkenler arasında bir eřbütünleřme iliřkisinin varlıđı ilk olarak Pedroni (1999) eřbütünleřme testi ile arařtırılmıřtır. Burada kalıntılar odaklı 7 panel eřbütünleřme testi geliştirilmiş olup sıfır hipotezi eřbütünleřme yoktur řeklinde kurulmaktadır. Bu testlerden dördü grup ii yani panel-v, panel- ρ , yarı parametrik panel-t ve parametrik panel-t istatistiklerini içermektedir. Gruplar arası testler ise grup- ρ istatistiđi, yarı parametrik group-t istatistiđi ve parametrik group-t istatistiđi řeklinde ifade edilmektedir. Pedroni eřbütünleřme testinde ařađıdaki gibi bir eřbütünleřik regresyon denkleminin kalıntıları tahmin edilmektedir:

$$Y_{it} = \delta_{0i} + \delta_{1i}t + X'_{it}\beta_i + e_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (12)$$

Burada T belirli bir dönemdeki gözlem sayısını, N ise yatay-kesit birim sayısını gösterir. Bağımsız deęişkenler vektörü ($X_{it} = X_{i,t-1} + v_{it}$) $I(1)$ olmalıdır. Eşbütünleşme vektörü $\beta_i = (\beta_{1i}, \dots, \beta_{ki})'$ şeklindedir. Hata terimleri $w_{it} = (e_{it}, v'_{it})$ yatay-kesit olarak bağımsız dağılım sergilemektedir.

Bu prosedürde sıfır hipotezi her bir test istatistięi için aynıdır ve ařağıdaki gibi ifade edilir:

$$H_0: \rho_i = 1, \text{ tüm } i\text{'leri} \text{ için } i = 1, \dots, N \quad (13)$$

Dięer taraftan kesit ii ve kesitler arası panel testleri için alternatif hipotez birbirinden farklılık arz eder. Kesitler arası testler için alternatif hipotez řu şekildedir:

$$H_1: \rho_i < 1, \text{ tüm } i\text{'leri} \text{ için } i = 1, \dots, N \quad (14)$$

Kesit ii testler için ise alternatif hipotez řu şekildedir:

$$H_1: \rho_i = \rho < 1, \text{ tüm } i\text{'ler için } i = 1, \dots, N \quad (15)$$

alıřmada ayrıca Kao (1999) eşbütünleşme testi kullanılmıřtır. Kao parametrik özelliklere sahip kalıntılar odaklı bazı panel birim kök testleri önermektedir. Bu testlerin her birinde eşbütünleşmenin olmadığı sıfır hipotezi kurulur, DF ve ADF birim kök testleri eşbütünleşme analizlerine dâhil edilir. Burada ařağıdaki gibi bir regresyon denklemi dikkate alınır:

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_{it}\beta + e_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (16)$$

Burada $Y_{it} = \sum_{s=1}^t u_{is}$ ve $X_{it} = \sum_{s=1}^t \varepsilon_{it}$ $I(1)$ olarak kısıtlanmıřtır. Kao ADF panel test istatistięini ařağıdaki gibi ifade eder:

$$ADF = \frac{\frac{\sum_{i=1}^N (\acute{e}_i Q_i v_i)}{sv \sqrt{[\sum_{i=1}^N (\acute{e}_i Q_i v_i)]} + \frac{\sqrt{6N \hat{\sigma}_v}}{2 \hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2 \hat{\sigma}_v^2} + \frac{3 \hat{\sigma}_v^2}{10 \hat{\sigma}_{0v}^2}}}} \quad (17)$$

Burada $Q_i = I - X_{ip}(X'_{ip}X_{ip})^{-1}$ dir ve X_{ip} regresörlerdeki $(\Delta \acute{e}_{i,t-1})$ gözlem deęerleri matrisini gösterir.

4.3. Panel Regresyon Tahmin Yöntemi (PDOLS)

Pedroni (2001) panel uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesinde grup-ortalama panel DOLS tahmin teknięini geliřtirmiřtir. Gruplar arası bir tahminci olan grup-ortalama panel DOLS tahmin teknięinin grup ii panel DOLS tahmin yöntemlerine göre en önemli avantajları arasında daha az ölçek bozukluklarına yol açması ve eşbütünleşme vektörleri heterojen bir yapı arz ettięinde daha saęlıklı tahminleri ortaya koymasına gelmektedir.

Burada sıfır ve alternatif hipotezler řu şekildedir: the international journal of social sciences

$$H_0: \beta_i = \beta_0 \text{ tüm } i\text{'leri} \text{ için}; H_1: \beta_i \neq \beta_0.$$

Ařağıdaki gibi eşbütünleşik bir panel sistemi dikkate alınır:

$$Y_{it} = \alpha_i \beta_i X_{it} \mu_{it} \quad (18)$$

$$X_{it} = X_{it-1} \varepsilon_{it} \quad (19)$$

Panel DOLS tahmini için genişletilmiş eşbütünleşme denklemi řu şekilde ifade edilebilir:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \sum_{j=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} X_{it-k} + \mu_{it} \quad (20)$$

Tahmin edilen β katsayısı ařağıdaki gibi belirlenir:

$$\hat{\beta}_{GD}^* = [N^{-1}(\sum_{i=1}^N Z_{it} \dot{Z}_{it})(\sum_{i=1}^N Z_{it} Y_{it}^*)] \quad (21)$$

Burada $Z_{it} = (X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{it-k}, \dots, \Delta X_{it+k})$ $(K+1) \times 1$ büyüklüğünde bir regresörler vektörünü ifade eder.

4.4. Panel Nedensellik Analizi

Uygulamanın son aşamasında, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilmiş olan nedensellik testinin panel versiyonu olan VHDM Granger nedensellik testi kullanılarak deęişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkileri analiz edilmiştir. Bu nedensellik metodunda gecikmesi alınmış hata düzeltme terimi VAR modeline dâhil edilerek genişletilmiş bir VAR modeli kurulmaktadır. alıřmada kullanılan deęişkenler dikkate alındığında Granger nedensellik analizi için ařağıdaki regresyon denklemi kullanılabilir:

$$\begin{aligned} \Delta LKBSH_{it} = & \delta_{1i} + \sum_{k=1}^p \delta_{11ik} \Delta LKBSH_{it-k} + \sum_{k=1}^p \delta_{12ik} \Delta LKBG_{it-k} + \sum_{k=1}^p \delta_{13ik} \Delta LYAS65_{it-k} \\ & + \sum_{k=1}^p \delta_{14ik} \Delta LKENT_{it-k} + \sum_{k=1}^p \delta_{15ik} \Delta LHS_{it-k} + \theta_{1i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (22)$$

Burada Δ birinci fark işlemcisini, p ise gecikme uzunluğunu göstermektedir. ECT uzun dönem denge ilişkisinden elde edilen hata düzeltme terimini ifade etmektedir. Hata düzeltme katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması deęişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. Farkı alınmış deęişkenlerin gecikmelerinin bir bütün olarak anlamlı bulunması ise deęişkenler arasında bir kısa dönem nedenselliğine işaret etmektedir.

5. AMPİRİK BULGULAR

Deęişkenlerin birim kök analizlerinde kullanılan IPS, LLC ve ADF-Fisher test istatistiklerinden elde edilen sonuçlar Tablo 7’de sunulmuřtur. Panel A’da serilerin düzey deęerleri, Panel B’de ise birinci fark deęerleri görülmektedir. Sonuçlar bir bütün olarak deęerlendirildiğinde deęişkenlerin düzeyde duraęan olmadıkları, birinci farkları alındığında duraęan hale geldikleri söylenebilir. Bu nedenle, her birinin bütünleşme derecesi $I(1)$ olarak elde edilmiştir. Bu ampirik sonuçlar, deęişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığının arařtırılmasında Pedroni ve Kao eşbütünleşme testlerinin kullanılabilceğini kanıtlamaktadır.

Tablo 7: Panel Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	IPS Test istatistiği	LLC Test istatistiği	ADF-Fisher Test istatistiği
<i>Panel A: Düzey</i>			
LKBSH	2,089 ^a [0,981]	-0,373 ^a [0,354]	5,441 ^a [0,941]
LKBG	0,176 ^b [0,570]	-0,724 ^b [0,234]	23,828 ^b [0,311]
LYAS65	-0,255 ^a [0,399]	2,292 ^a [0,989]	21,782 ^a [0,040]
LKENT	2,398 ^b [0,991]	2,412 ^b [0,992]	17,145 ^b [0,144]
LHS	0,842 ^b [0,800]	1,119 ^b [0,868]	9,899 ^b [0,624]
<i>Panel B: Birinci fark</i>			
ΔLKBSH	-5,007 ^a [0,000]	-5,754 ^a [0,000]	45,743 ^a [0,000]
ΔLKBG	-3,339 ^b [0,000]	-4,816 ^b [0,000]	32,228 ^b [0,000]
ΔLYAS65	-2,251 ^a [0,012]	-2,551 ^a [0,005]	-
ΔLKENT	-1,742 ^b [0,040]	-1,558 ^b [0,059]	25,690[0,011]
ΔLHS	-6,110 ^b [0,000]	-6,306 ^b [0,000]	52,470 ^b [0,000]

Not: Δ, fark işlemcisidir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Optimum gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. LLC testinde Bartlett çekirdeğine sahip Newey-West band genişliği kullanılmıştır. a ve b sırasıyla sabitli model ve sabitli-trendli model sonuçlarını göstermektedir.

Pedroni eşbütünleşme testlerinden elde edilen sonuçlar Tablo 8’de görülmektedir. Panel ADF ve grup ADF test istatistikleri sonuçlarına göre kişi başına reel gelir, kentleşme, 65 üstü nüfus, hekim sayısı ve kişi başına sağlık harcamaları arasında bir eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur. Kao ADF testinden elde edilen ampirik sonuç da Pedroni testinden elde edilen sonucu desteklemektedir.

Tablo 8: Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları, (Bağımlı değişken: LKBSH)

	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Panel A: Pedroni Eşbütünleşme		
Panel ADF	-1,431	0,076
Grup ADF	-3,307	0,000
Panel B: Kao Eşbütünleşme		
ADF	-2,527	0,005

Not: Optimum gecikme sayısı Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenmiştir.

Kişi başına reel gelir, 65 üstü nüfus, kentleşme ve hekim sayısının kişi başına sağlık harcamaları üzerindeki etkisi Tablo 9 sonuçları ile değerlendirilebilir. Panel DOLS sonuçlarına göre kentleşme ile kişi başına sağlık harcamaları arasında pozitif bir ilişki söz konusudur. Buna göre kişi başına sağlık harcamalarının kentleşme elastikiyeti 0,594’tür. Yani, kentleşmedeki %1’lik bir artış kişi başına sağlık harcamalarında %0,594 oranında bir artışa neden olmaktadır. Diğer taraftan kişi başına sağlık harcamalarının kişi başına reel gelir elastikiyeti 0,579 bulunmuştur. Bu sonuç kişi başına reel gelirdeki %1’lik bir artışın kişi başına sağlık harcamalarını %0,579 oranında yükselteceği anlamına gelmektedir. Kişi başına sağlık harcamalarının 65 üstü nüfus elastikiyetinin 0,212 olarak belirlenmesi 65 yaş üstü nüfustaki %1’lik bir artışın kişi başına sağlık harcamalarında %0,212’lik bir artışa neden olacağı şeklinde yorumlanabilir. Hekim sayısı ile kişi başına sağlık harcamaları arasında ise istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Tablo 9: Panel Regresyon Tahmin Sonuçları, (Bağımlı Değişken: LKBSH)

Panel A: DOLS			
Değişkenler	Katsayılar	t-istatistiği	Olasılık Değeri
LKBG	0,579	9,279	0,000
LYAS65	0,212	6,018	0,000
LKENT	0,594	2,189	0,031
LHS	0,135	0,717	0,475
Sabit	-4,713	-6,932	0,000

Panel B: Tamısal Testler			
R^2		0,905	
Düzeltilmiş- R^2		0,885	
F-istatistiği		44,457	0,000

Tablo 10, panel VHDM Granger nedensellik testi sonuçlarını hem kısa dönem hem de uzun dönem itibariyle sunmaktadır. Ampirik sonuçlar tüm denklemlerde hata düzeltme terimi katsayısının t-istatistiğinin anlamlı bulunması uzun dönemde kişi başına reel gelir, 65 üstü nüfus, kentleşme ve hekim sayısı ile kişi başına sağlık harcamaları arasında karşılıklı nedensellik ilişkisinin olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 10: Panel VHDM Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken	Kısa Dönem F-istatistiği					Uzun Dönem t-istatistiği
	ΔLKBSH	ΔLKBG	ΔLYAS65	ΔLKENT	ΔLHS	
ΔLKBSH	-	-0,021	0,734	0,860	1,668 ^c	-3,234 ^a
ΔLKBG	1,425	-	0,387	-0,447	-0,973	-2,958 ^a
ΔLYAS65	-1,886 ^c	-0,765	-	1,331	-0,661	-2,742 ^a
ΔLKENT	-1,932 ^c	-1,781 ^c	1,391	-	0,263	2,348 ^a
ΔLHS	-1,264	0,943	2,739 ^a	0,492	-	-4,107 ^a

Not: Optimal gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. Δ fark operatörünü gösterir. a ve b %1 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

6. SONUÇ VE POLİTİKA ÇIKARIMLARI

Bu çalışmada Türkiye Cumhuriyetlerinde 1995-2015 dönemi sağlık harcamalarının belirleyicileri bir panel veri analizi bağlamında araştırılmıştır. Başka bir ifadeyle, kişi başına reel gelir, 65 üstü nüfus, kentleşme ve hekim sayısı ile kişi başına sağlık harcamaları arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Değişkenlerin durağanlık analizleri IPS, LLC ve ADF-Fisher birim kök testleriyle incelenmiştir. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Pedroni ve Kao eşbütünleşme testleriyle araştırılmıştır. Değişkenlerin uzun dönem katsayıları ise PDOLS tahmin tekniği ile belirlenmiştir. Son aşamada ise PVECM Granger nedensellik testi kullanılarak değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkileri test edilmiştir.

Elde edilen sonuçlar değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğunu ve değişkenler arasında bir eşbütünleşme ve uzun dönem ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Uzun dönem regresyon sonuçlarına göre kişi başına sağlık harcamaları kentleşme, kişi başına reel gelir ve 65 üstü yaş nüfus tarafından belirlenmektedir. Ele alınan değişkenler içerisinde sağlık harcamaları üzerinde en etkili değişken 0,594'lük esneklik katsayısı ile kentleşme olmuştur. Bu sonuç literatürdeki diğer çalışmalardan, kentleşmenin sağlık harcamasını gelirden daha fazla etkiliyor olması nedeniyle ayrılmaktadır. Bu sonuca göre, Türkiye Cumhuriyetlerinde kırsal kesimde sağlık hizmetleri altyapısı zayıf ve sağlık hizmetlerine olan erişim imkânı sınırlıdır. Bu ülkelerde, sağlık hizmetlerine toplumun daha geniş bir kesiminin erişimine izin verecek politikalar izlenmelidir.

Kişi başına düşen sağlık harcamalarının gelir esnekliği ise 0,579 bulunmuştur. Gelir esnekliğinin 1'den düşük olması sağlık harcamalarındaki artışın, gelirdeki artıştan daha yavaş olduğunu göstermesi açısından önem taşımaktadır. Bu sonuç analize dahil ülkelerde sağlık

harcamalarının “zorunlu” bir mal olduđu anlamına gelmektedir. Sađlık harcamalarının “lüks” olmaktan ziyade “zorunlu” bir harcama olması, piyasanın sađlık hizmetlerinin toplumun tamamına ulařması konusunda başarısızlıđa uğraması durumunda devletin müdahalesini gerekli kılacaktır. Tersine, sađlık harcamaları “lüks” bir harcama olsaydı, başka çođu mal gibi sađlık harcamalarının da piyasa mekanizmasına bırakılması gerekecekti. Bu sonuçlara göre, Türki Cumhuriyetlerde sađlık hizmetleri tamamen özel sektöre devredilmemeli; devlet de mutlak surette bu piyasada varlıđını devam ettirmelidir.

alıřmada, kiři bařına sađlık harcamalarının 65 yař üstü nüfus esnekliđi 0,212 olarak bulunmuřtur. Türki Cumhuriyetlerde kalkınma sürecine paralel olarak ortalama yařam süresinin uzaması sonucu 65 yař üstü nüfusun artması, sađlık harcamalarındaki artışı da beraberinde getirecektir. Daha spesifik olarak, ele alınan ölkelerde 65 yař üzeri bireylerin sayısındaki artış beraberinde yaklaşık 1/5’lik bir talep artışı getirecektir. Bu nedenle, sađlık hizmetleri piyasasında yařlanan nüfustan kaynaklanacak olan talep artışı doktor, hastane, yatak gibi sađlık ürünlerini artırmak suretiyle arz yönünden de dengelenmelidir. Hekim sayısı ile kiři bařına sađlık harcamaları arasında ise istatistiki olarak anlamlı bir iliřki tespit edilememiřtir. Bu sonuç, Türki Cumhuriyetlerde “*hekim kaynaklık talep*” hipotezinin geçerli olmadığını göstermesi aısından önem tařımaktadır. Bu sonuca göre, ele alınan ölkelerde sađlık hizmetleri piyasasında hekim sayısındaki artış talebi suni olarak artırmayacaktır. Dolayısıyla, hizmet bařına ödeme ve döner sermaye uygulaması gibi hekimler arasında rekabeti teřvik edecek politikalar izlenmelidir.

Bu alıřmada, Türki Cumhuriyetleri bir bütün olarak deđerlendirilmiř, ölkelerine yer verilmemiřtir. Bu bağlamda gelecekteki alıřmalar konuyu bu yönüyle inceleyebilir. Ayrıca bu alıřmadan hareketle kentleřmenin neden kiřibařına düşen sađlık harcamalarını etkileyen en önemli deđiřken olduđu ayrıntılı olarak incelenebilir.

KAYNAKA

- BALTAGI, B.H. ve MOSCONE, F. (2010). “Health Care Expenditure and Income in the OECD reconsidered: Evidence from Panel Data,” *Economic Modelling*, 27(4), 804-811.
- BİLGEL, F. (2003). “The Determinants of Health Expenditure in Turkey, 1927-1996: An Econometric Analysis”, 6. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu.
- BOACHIE, M.K., MENSAH, I.O., SOBİESUO P., IMMURANA M., ABDUL-AZİZ I. ve KYEI-BROBBEY, I. (2014). “Determinants of Public Health Expenditure in Ghana: A Cointegration Analysis”, *Journal of Behavioural Economics, Finance, Entrepreneurship, Accounting and Transport*, 2(2):35-40.
- CHAABOUNI, S. ve ABEDNNADHER, C. (2014). “The Determinants of Health Expenditures in Tunisia: An ARDL Bounds Testing Approach”, *International Journal of Information Systems in the Service Sector*, 6(4), 60-72.
- CHRISTIANSEN, T., BECH, M., LAURIDSEN, J. ve NIELSEN, P., (2006). “Demographic Changes and Aggregate Health-care Expenditure in Europe”. European Network of Economic Policy Research Institute Research Report No 32.
- DHORO, N.L., CHIDOKO, C., SAKUHUNI, R.C. ve GWAINDEPI, C. (2011). “Economic Determinants of Public Healthcare Expenditure in Zimbabwe”, *International Journal of Economic Research*, 2(6), 13–25,
- ECEVİT, E. ve ETİN, M. (2016). “Ekonomik Büyüme ve Çevre Kirliliđinin Sađlık Üzerindeki Etkisi: Türkiye ile ilgili Ampirik Kanıt”, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakóltesi Dergisi*, 48, 83-98.
- ENGLE, R. ve GRANGER, C. (1987). “Cointegration and Error correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, 257-276.

- FREEMAN, D. G. (2003). "Is Health Care a Necessity or a Luxury? Pooled Estimates of Income Elasticity from US State-Level Data", *Applied Economics*, 35(5):495-502.
- FURUOKA F., YEE B.L.F., KOK E., HOQUE M.Z. ve MUNİR Q. (2011). "What are the Determinants of Health Care Expenditure? Empirical Results from Asian Countries", *Sunway Academic Journal*, 8(12):12–25.
- GARIMA, M. (2006). "An Examination of the Relationship Between Health and Economic Growth", Working Paper, No. 185, Indian Council for Research on International Economic Relations (ICRIER), New Delhi.
- GBESEMETE, K. P. ve GERDTHAM, U.-G. (1992). "Determinants of Health Care Expenditure in Africa: A Cross-Sectional Study", *World Development*, 20(2):303-308.
- GERDTHAM, U.-G., ve LÖTHGREN, M. (2000). "On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP", *Journal of Health Economics*, 19(4):461-475.
- GERDTHAM U.-G., SOGAARD J., ANDERSSON F. ve JONSSON B. (1992). "An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries". *Journal of Health Economics*, 11(1):63-84.
- GROSSMAN, M. (1972). "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, Vol. 80, 223-255.
- HANSEN, P. ve KING, A. (1996). "The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach", *Journal of Health Economics*, 15(1):127-137.
- HITIRIS, T. (1999). "Health Care Expenditure and Cost Containment in the G7 Countries, Discussion Papers in Economics", No. 1999/15, University of York.
- IM, K.S., PESARAN, M.H. ve SHIN, Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, Vol. 115, 53-74.
- KARAGÖZ, K. ve TETİK, N. (2009). "Kamu Sağlık Harcamalarını Belirleyen Faktörler: Ekonometrik Bir Deęerlendirme", *Econ Anadolu*, 17-19 Haziran 2009, Eskiřehir, Türkiye.
- KARATZAS, G. (2000). "On the Determinants of the US Aggregate Healthcare Expenditure", *Applied Economics*, Vol. 32, 1085–1099.
- KAO, C. (1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol.90, 1-44.
- LEVIN, A., LIN, C.F. ve CHU, C.S.J. (2002). "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, Vol. 108, 1-24.
- MADDALA, G.S. ve WU, S. (1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, 631-52.
- MAGAZZINO, C. ve MELE, M. (2012). "The Determinants of Health Expenditure in Italian Regions", *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 4, No. 3, 61-72.
- MATTEO, L.D. ve MATTEO, R.D. (1998). "Evidence on the Determinants of Canadian Provincial Government Health Expenditures", *Journal of Health Economics*, Vol. 17, 211–228.
- MURTHY, N.R.V. ve OKUNADE, A.A. (2000). "Managed Care, Deficit Financing, and Aggregate Health Care Expenditure in the United States: A Cointegration Analysis", *Health Care Management Science*, 3(4):279-285.
- MURTHY, N.R.V. ve OKUNADE, A.A. (2016). "Determinants of U.S. Health Expenditure: Evidence from Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach to Cointegration", *Economic Modelling*, *Health Care Management Science*, Vol. 59, 67-73.
- MURTHY, N.R.V. ve UKPOLO, V. (1995). "Aggregate Health Care Expenditure in the United States: New Results", *Applied Economics Letters*, Vol. 2, 419–421.

- NEWHOUSE, J. (1977). "Medical Care Expenditure: A Cross National Survey". *The Journal of Human Resources*, 12(1):115-125.
- PAULA, V. (2008). "Out-Of-Pocket Health Care Expenditures due to Excess of Body Weight in Portugal", *Economics and Human Biology*, Vol. 6, 127-42.
- PEDRONI, P. (1999). "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, 653-670.
- RECHEL, B. ve McKEE, M. (2007). "The Effects of Dictatorship on Health: The Case of Turkmenistan", *BMC Medicine*, 5(21):1-10.
- RECHEL B., ROBERTS, B., RICHARDSON, E., SHISHKIN, S., SHKOLNIKOV, V., LEON, D.A., BOBAK, M. KARANIKOLOS, M., MCKEE, M. (2013). "Health and Health Systems in the Commonwealth of Independent States", *The Lancet*, 381(9872):1145-1155.
- SAMADI, A. ve RAD, E.H. (2013). "Determinants of Healthcare Expenditure in Economic Cooperation Organization (ECO) Countries: Evidence from Panel Cointegration Tests", *International Journal of Health Policy and Management*, 1(1), 63-68.
- SEN, A. (2005). "Is Health Care a Luxury? New Evidence from OECD Data", *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 5(2):147-164.
- SQUIRES, D.A. (2012). "Explaining High Health Care Spending in the United States: An International Comparison of Supply, Utilization, Prices, and Quality" New York: The Commonwealth Fund; 10:1-14.
- TANDON, A., MURRAY, C.J.L., LAUER, J.A. ve EVANS, D.B. (2000). "Measuring Overall Health System Performance for 191 Countries. GPE Discussion Paper No.30. World Health Organization, Geneva.
- XU, K., SAKSENA, P. ve HOLLY, A. (2011). "The Determinants of Health Expenditure: A Country-Level Panel Data Analysis", World Health Organization Working Paper.
- WAGSTAFF, A. (1993). "The Demand for Health: An Empirical Reformulation of the Grossman Model", *Econometrics and Health Economics*, 2(2):189-198.
- WANG, Z. (2009). "The Convergence of Health Care Expenditure in the US States", *Health Economics*, 18(1):55-70.
- World Development Indicators, World Bank, (2018). <http://databank.worldbank.org>. [10.01.2018].
- YAVUZ, N.Ç., YILANCI, V. ve ÖZTÜRK, Z.A. (2013). "Is Health Care a Luxury or a Necessity or both? Evidence from Turkey", *The European Journal of Health Economics*, 14(1):5-10.