Van Sağlık Bilimlerinde Güncel Araştırmalar Dergisi, 2026; 1(2), s.121-145

Van Journal of Current Research in Health Sciences, 2026; 1(2), p. 121-145

Sağlık Harcamalarının Ekonomik ve Çevresel Belirleyicileri Türkiye İçin ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Muhamed Sabri DOĞAN[1]

Öz: Sağlık harcamaları, sağlık sistemlerinin sürdürülebilirliği ve kamu kaynaklarının etkin kullanımı açısından temel göstergelerden biridir. Bu harcamaların ekonomik, demografik ve çevresel faktörlerle ilişkisi, özellikle sağlık politikalarının planlanması bakımından önem taşımaktadır. Bu çalışmada, Türkiye'de ekonomik büyüme, nüfus artışı ve yenilenebilir enerji kullanımının sağlık harcamaları üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkileri 1996-2023 dönemi için incelenmiştir. Analizde ARDL sınır testi ve kısıtlı hata düzeltme modeli kullanılmıştır. Bulgular, değişkenlerin sağlık harcamaları üzerindeki etkilerinin kısa ve uzun dönemde farklılaşabildiğini göstermektedir. Kısa dönemde Reel GSYH'nin sağlık harcamaları üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu, yenilenebilir enerji kullanımının ise bir dönem gecikmeli etkisinin pozitif ve %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Buna karşılık, uzun dönem katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı olması, kısa dönemli sapmaların zaman içinde dengeye yöneldiğine işaret etmektedir. Bu bulgular, Türkiye'de ekonomik ve çevresel faktörlerin sağlık harcamalarıyla özellikle kısa dönemde ilişkili olabileceğini, ancak incelenen değişkenlerin uzun dönem etkilerine ilişkin yeterli istatistiksel kanıt elde edilemediğini göstermektedir.

Anahtar kelimeler: Sağlık harcamaları, GSYİH, ARDL

Economic and Environmental Determinants of Health Expenditures: An ARDL Bounds Testing Approach for Türkiye

Abstract: Health expenditures are among the key indicators of the sustainability of health systems and the efficient use of public resources. Their interaction with economic, demographic, and environmental factors is particularly important for the planning of health policies. This study examines the short- and long-run effects of economic growth, population growth, and renewable energy use on health expenditures in Türkiye over the period 1996-2023. The analysis employs the ARDL bounds testing approach and the restricted error correction model. The findings indicate that the effects of the explanatory variables on health expenditures differ between the short and long run. In the short run, economic growth has a negative and statistically significant effect on health expenditures, while the one-period lagged effect of renewable energy use is positive and statistically significant at the 10% level. In contrast, the long-run coefficients are not statistically significant. In addition, the negative and significant error correction term indicates that short-run deviations tend to adjust toward equilibrium over time. These findings suggest that economic and environmental factors may be associated with health expenditures in Türkiye, particularly in the short run, while insufficient statistical evidence is found to establish the long-run effects of the variables examined.

Keywords: Health expenditures, GDP, ARDL

Geliş tarihi/Received: 27.09.2026 Kabul Tarihi/Accepted: 26.10.2026 Makale Türü: **Araştırma Makalesi**

[1]Dr., Bağımsız Araştırmacı, muhamedsabridogan@gmail.com, ORCID: 0000-0002-7303-6915

Giriş

Sağlık harcamalarında zaman içinde gözlenen artış, sağlık sistemlerinin mali sürdürülebilirliği ve kamu maliyesi üzerinde giderek artan bir baskı oluşturmaktadır. Nitekim sağlık harcamaları OECD ülkelerinde uzun dönemde ekonomik büyümeden daha hızlı artmış ve sağlık harcamalarının ekonomideki payının yükselmesine neden olmuştur (OECD, 2019: 166; OECD, 2024: 13-15). Bu eğilim, sağlık harcamalarının belirleyicilerinin ortaya konulmasını önemli hâle getirmektedir. Sağlık harcamalarının belirleyicileri genel olarak demografik ve demografik olmayan faktörler şeklinde sınıflandırılmaktadır. Nüfus yapısı ve sağlık durumundaki değişimler demografik faktörleri oluştururken, gelir artışı, teknolojik gelişmeler, göreli fiyatlar ile sağlık politikaları ve kurumsal yapı temel demografik olmayan faktörler arasında yer almaktadır (De la Maisonneuve vd., 2016: 5-7). Beşeri sermayenin temel kaynağı eğitim ve toplumun sağlık düzeyidir. Bu iki faktör beşeri sermayeyi destekleyen ve besleyen önemli kavramlardır. Sağlıklı olmak sadece hasta olmamak anlamında değil, aynı zamanda bireyin hayatı boyunca kendini geliştirmesi ve potansiyel düzeyini artırmak anlamını ifade etmektedir. Barro'nun (1996) ifade ettiği gibi "sağlık, büyümenin motorudur ve sermaye üreten bir varlıktır." Böylece bu ifadeden yola çıkarak sağlığın beşeri sermayenin belirleyicilerinden biri olduğu açıklanabilir. Sağlıklı bir toplum beşeri sermayeyi artırmaktadır. Sağlık, toplumların temelini oluşturan ve bireylerin temel yaşam konuları arasında yer almaktadır. Böylece sağlık, üretimin artışı, işgücü katılımı, işçi verimliliği, tasarruf oranları, yatırım oranları ve demografik faktörler üzerinde doğrudan etkili olmaktadır (Kapçak vd., 2023).

Ekonomik büyüme, sağlık harcamalarını etkileyen temel makroekonomik faktörlerden biridir. Gelir düzeyindeki artış, öncelikle bireylerin sağlık hizmetlerine ayırabilecekleri kaynakları artırarak daha fazla ve daha nitelikli sağlık hizmeti talep etmelerine olanak sağlamaktadır. Aynı zamanda ekonomik büyüme, kamunun vergi gelirlerini ve mali kapasitesini genişleterek sağlık altyapısına, sağlık personeline, koruyucu hizmetlere ve ileri tıbbi teknolojilere daha fazla kaynak ayrılmasını mümkün kılmaktadır. Bu çerçevede sağlık hizmetleri normal mal niteliği taşımakta ve dolayısıyla gelir arttıkça sağlık hizmetlerine ayrılan kaynaklarda da artışın oluşması beklenmektedir. Nitekim bu durum literatürde yer alan farklı çalışmalar tarafından da desteklenmektedir (Newhouse, 1977; Hall ve Jones, 2007; Murthy ve Okunade, 2016; Slathia vd., 2024). Diğer taraftan ekonomik büyümenin sağlık harcamalarını azaltabileceği karşıt bir kanal da bulunmaktadır. Nitekim gelir artışı beraberinde koruyucu sağlık yatırımlarını, yaşam koşullarını ve sağlık sermayesini iyileştirerek hastalıkların ortaya çıkma sıklığını ve şiddetini azaltabilmektedir (Ettner, 1996; Lindahl, 2005). Bu durum özellikle pahalı tedavi edici sağlık hizmetlerine duyulan ihtiyacı sınırlayarak sağlık harcamaları üzerinde azaltıcı bir etki yaratabilmektedir. Literatürde bu durum farklı çalışmalar tarafından desteklenmektedir (Wang vd., 2019; Jakovljevic vd., 2020; Nasreen vd., 2024; Diğer vd., 2025). Dolayısıyla ekonomik büyüme ile sağlık harcamaları arasındaki ilişkinin etki yönü heterojenlik göstermektedir.

Sağlık harcamalarının gelişimini etkileyen bir diğer unsur demografik değişimlerdir. Nüfusun artması ilk olarak sağlık hizmetlerinden yararlanan kişi sayısını yükselterek hastane, sağlık personeli, ilaç, aşılama, koruyucu sağlık hizmetleri ve diğer sağlık altyapısına yönelik talebi artırmaktadır. Sağlık sisteminin artan nüfusa aynı hizmet standardıyla cevap verebilmesi için kapasitesini genişletmesi gerektiğinden, bu talep ve kapasite kanalı sağlık harcamaları üzerinde yukarı yönlü bir baskı oluşturabilmektedir (Dieleman vd., 2017; Zhai vd., 2017; Ullah vd., 2019; Stucki vd., 2023). Bununla birlikte, nüfus artışının kişi başına sağlık harcamaları üzerinde ters yönlü etkiler ortaya çıkardığı durumlar da bulunmaktadır. Özellikle sağlık finansmanının nüfus

artışıyla aynı ölçüde genişlemediği ekonomilerde, toplam sağlık kaynaklarının daha büyük bir nüfusa dağılması kişi başına sağlık harcamalarını azaltabilmekte veya artış hızını sınırlandırabilmektedir (Global Burden of Disease Health Financing Collaborator Network, 2019; Iheoma, 2022). Ayrıca nüfus artışının genç nüfus yapısıyla birlikte gerçekleşmesi, gençlerin sağlık hizmeti kullanımının ileri yaş gruplarına kıyasla daha düşük olması nedeniyle ortalama kişi başına sağlık harcamalarını sınırlandırabilmektedir (Li vd., 2020; Morgan ve Mueller, 2023; Luo vd., 2024). Dolayısıyla sağlık harcamaları ile nüfus arasındaki ilişkinin yönü teorik olarak belirsizdir ve özellikle genç nüfus artışının yoğun olduğu ülkelerde ampirik olarak incelenmesi önem taşımaktadır.

Bununla birlikte, sağlık harcamalarının yalnızca ekonomik ve demografik gelişmeler üzerinden açıklanması, çevresel faktörlerin insan sağlığı üzerindeki etkilerinin giderek daha fazla önem kazandığı günümüzde yetersiz kalabilmektedir. Bu bağlamda yenilenebilir enerji kullanımı, enerji ve çevre politikalarının yanı sıra sağlık ekonomisi açısından da önem taşıyan bir değişken hâline gelmiştir. Fosil yakıtlara dayalı enerji üretiminin yol açtığı hava kirliliği toplum sağlığını olumsuz etkileyebilirken, yenilenebilir enerji kullanımının yaygınlaşması hava kalitesini iyileştirerek özellikle solunum ve kardiyovasküler hastalıklarla ilişkili sağlık risklerini ve buna bağlı tedavi harcamalarını azaltabilmektedir (Millstein vd., 2017; Mailloux vd., 2022, Kapçak vd. 2023; Kapçak, 2024). Dolayısıyla literatürde yenilenebilir enerji kullanımının sağlık harcamalarını azaltıcı etkisini destekleyen çalışmalar bulunmaktadır (Shahzad vd., 2020; Ullah vd., 2020; Aydın ve Bozatli, 2023; Slathia vd., 2024; Horvey, 2025). Bununla birlikte, enerji dönüşümünün gerektirdiği yatırımlar ve etkinin zaman içinde ortaya çıkması nedeniyle yenilenebilir enerji kullanımının sağlık harcamaları üzerindeki etkisi kısa ve uzun dönemde farklılaşabilmektedir

Bu çalışma, Türkiye'de sağlık harcamalarının belirleyicilerini iktisadi, demografik ve çevresel faktörleri birlikte dikkate alan bütüncül bir çerçevede inceleyerek literatüre katkı sağlamayı amaçlamaktadır. Mevcut çalışmaların önemli bir kısmı ekonomik büyüme, nüfus dinamikleri veya çevresel faktörleri ayrı ayrı ele alırken, bu çalışmada reel GSYH, nüfus artışı ve yenilenebilir enerji kullanımı, 1996-2023 dönemi için Türkiye özelinde aynı ekonometrik model içerisinde değerlendirilmektedir. Ayrıca COVID-19 döneminin modele kukla değişken olarak dâhil edilmesi, pandemi dönemine ilişkin olası yapısal değişimlerin kontrol edilmesine olanak sağlamaktadır. Bunun yanında ARDL yaklaşımı kullanılarak değişkenlerin kısa ve uzun dönem etkilerinin ayrı ayrı incelenmesi, sağlık harcamalarının belirleyicilerinin zaman boyutuna göre farklılaşıp farklılaşmadığının ortaya konulmasına imkân vermektedir. Bu bağlamda çalışmanın özgün katkısı, Türkiye'de kamu sağlık harcamalarının GSYH içindeki payını ekonomik, demografik ve çevresel göstergelerle birlikte ele alması ve bu göstergelerle sağlık harcamaları arasındaki ilişkilerin kısa ve uzun dönemde farklılaşıp farklılaşmadığına ilişkin ampirik kanıt sunmasıdır. Böylece çalışma, Türkiye'de sağlık harcamalarının belirleyicilerinin değerlendirilmesine zaman boyutunu da dikkate alan bir bakış açısı kazandırmayı hedeflemektedir.

Yöntem

Bu bölümde, Türkiye'de ekonomik büyüme, nüfus artışı ve yenilenebilir enerjinin sağlık harcamaları üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkilerini incelemek amacıyla kullanılan veriler ve yöntemler, çalışmanın yeniden üretilebilirliğini sağlayacak biçimde ayrıntılı olarak sunulmuştur. Öncelikle analizde yer alan değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler ve değişkenler arasındaki korelasyon ilişkileri ortaya konularak kurulan modelin yapısına ilişkin başlangıç niteliğinde değerlendirmeler yapılmıştır. Ardından, serilerin zaman serisi özelliklerini belirlemek amacıyla

birim kök testleri uygulanmış ve değişkenlerin durağanlık seviyeleri bu test sonuçları çerçevesinde değerlendirilmiştir. Sonraki aşamada, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığını incelemek amacıyla dinamik bir yaklaşım olan ARDL sınır testi yöntemi kullanılmış ve bu kapsamda çalışmaya özgü model yapıları oluşturulmuştur. Uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesinin ardından, kısa dönemli dengesizliklerin sistem tarafından nasıl giderildiğini ortaya koymak amacıyla kısa dönem hata düzeltme modeli (RECM) ayrı bir alt başlık altında ele alınarak analiz süreci tamamlanmıştır.

Çalışmada Türkiye için 1996-2023 dönemine ait yıllık veriler kullanılmıştır. Sağlık harcamaları, kamu sağlığı harcamalarının GSYİH içindeki yüzdelik payı ile; ekonomik faaliyet düzeyi, 2015 sabit ABD doları cinsinden reel GSYH ile; nüfus artışı, toplam yıllık yüzdelik nüfus artışı ile; yenilenebilir enerji, yenilenebilir kaynaklardan elde edilen birincil enerji tüketiminin yüzdelik payı ile ölçülmüştür. Çalışmada ekonomik faaliyet düzeyini temsil eden reel GSYH değişkeninin doğal logaritması kullanılmıştır. Bu değişken, GSYH'nin yıllık yüzde değişimini ifade eden ekonomik büyüme oranından farklı olarak ekonominin reel üretim düzeyini göstermektedir. Ayrıca makro düzeyde şokların etkisinden arındırmak adına COVID-19 pandemi dönemini (2020 ve sonrası) kapsamaktadır. 2020 sonrası kamu sağlığı harcamalarında ve yenilenebilir enerji dönüşüm politikalarında yaşanan değişimler sadece kapanma dönemleriyle (2020-2021) sınırlı kalmamış, kalıcı bir harcama rejim değişikliği yaratmıştır. Pandemi sonrasında da kamu sağlık bütçeleri pandemi öncesi seviyelerine geri dönmemiş, yüksek düzeyde seyretmeye devam etmiştir. Bu nedenle kukla değişken, geçici bir şok yerine kalıcı bir düzey kaymasını temsil edecek şekilde 2020 ve sonrası için 1 olarak tanımlanmıştır.

Sağlık harcamaları, kamu sağlığı harcamalarının GSYİH içindeki yüzdelik payı Our World in Data veri tabanından elde edilmiştir (Our World in Data, 2026). Ekonomik büyüme ve nüfus artışına ilişkin veriler Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri (WDI) veri tabanından elde edilmiştir (World Bank, 2026a, 2026b). Son olarak, yenilenebilir kaynaklardan elde edilen birincil enerji tüketiminin yüzdelik payı ise Energy Institute veri tabanından elde edilmiştir (Energy Institute, 2026). Değişkenlerin kısaltmaları, ölçüm biçimleri, modeldeki rolleri ve veri kaynakları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1

Veri ve Değişkenler Tablosu

Kısaltma	Değişken	Ölçüm	Rol	Kaynak
ln_he	Sağlık harcamaları	Sağlık harcamalarının GSYİH içindeki yüzdelik payı	Bağımlı	Our World in Data (2026)
ln_gdp	Reel GSYH	2015 sabit ABD doları cinsinden reel GSYH'nin doğal logaritması	Bağımsız	World Bank (2026a)
ln_pop_growth	Nüfus artışı	Toplam yıllık yüzdelik nüfus artışı	Bağımsız	World Bank (2026b)
ln_renewable	Yenilenebilir enerji	Yenilenebilir kaynaklardan elde edilen birincil enerji tüketiminin yüzdelik payı	Bağımsız	Energy Institute (2026)

Bu çalışmada sağlık harcamaları, bağımlı değişken olarak ele alınmış ve bir ekonomide bir yılda üretilen nihai mal ve hizmet miktarı olan GSYİH içerisindeki doğal logaritması ile

ölçülmüştür. Sağlık harcamaları, sağlık sistemine ayrılan kaynakların düzeyini ve finansal yapısını yansıtan önemli bir göstergedir. Harcamaların artışı, sağlık hizmetlerine erişim ve hizmet kapasitesindeki genişlemeyle ilişkili olabileceği gibi, yaşlanan nüfus, artan sağlık talebi ve maliyet baskılarından da kaynaklanabilmektedir. Bu nedenle sağlık harcamaları, sağlık sistemlerinin sürdürülebilirliğinin değerlendirilmesinde temel göstergelerden biridir (De la Maisonneuve vd., 2016; OECD, 2025).

Reel GSYH, bağımsız değişken olarak 2015 sabit ABD doları cinsinden ölçülmüş ve doğal logaritması alınarak modele dâhil edilmiştir. Ekonomik büyüme, gelir düzeyini ve kamu kaynaklarını artırarak sağlık hizmetlerine yönelik talebi, sağlık altyapısına yapılan yatırımları ve sağlık sistemine ayrılan kaynakları etkileyebilmektedir. Gelir düzeyi yükseldikçe bireylerin ve kamunun sağlık hizmetlerine daha fazla kaynak ayırması mümkün hâle gelmektedir. Bu nedenle reel GSYH düzeyi, ekonomik faaliyetlerin sağlık harcamalarıyla ilişkisinin değerlendirilmesinde kullanılan temel makroekonomik göstergelerden biridir (Baltagi ve Moscone, 2010).

Nüfus artışı, bağımsız değişken olarak yıllık nüfus artış oranı (%) ile ölçülmüştür. Nüfusun artması, sağlık hizmetlerinden yararlanan kişi sayısını ve sağlık sisteminin kapasite ihtiyacını artırarak kamu sağlık harcamaları üzerinde yukarı yönlü baskı oluşturabilmektedir. Bununla birlikte, bu etki nüfusun yaş yapısı ve demografik özelliklerine göre değişebilmektedir. Bu nedenle nüfus artışı, sağlık harcamalarının önemli demografik belirleyicilerinden biri olarak değerlendirilmektedir (De la Maisonneuve vd., 2016; Morgan ve Mueller, 2023).

Yenilenebilir enerji, bağımsız değişken olarak yenilenebilir kaynaklardan elde edilen birincil enerji tüketiminin toplam enerji tüketimi içindeki yüzdelik payı ile ölçülmüştür. Yenilenebilir enerji kullanımındaki artış, fosil yakıtlara olan bağımlılığı ve enerji kaynaklı çevresel baskıları azaltarak hava kalitesinin ve toplum sağlığının iyileşmesine katkı sağlayabilmektedir (Kapçak, 2026). Bu nedenle yenilenebilir enerji kullanımı, çevresel sürdürülebilirlik ve sağlık harcamalarının değerlendirilmesinde önemli bir faktör olarak ele alınmaktadır (Energy Institute, 2026).

3.1. Birim Kök Testleri

Çalışmada değişkenlerin durağan olup olmadıkları birim kök testleri kullanılarak değerlendirilmiştir (Gujarati, 2004). Bu doğrultuda, Dickey ve Fuller tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testinden yararlanılmıştır (Dickey ve Fuller, 1981).

ADF testi, üç ayrı model spesifikasyonu çerçevesinde uygulanabilmektedir. Zaman serilerinin özelliklerine bağlı olarak yalnızca sabit terim içeren, sabit terim ve trend içeren veya sabit terim ve trend içermeyen model spesifikasyonları tercih edilebilmektedir. Bu çalışmada serilerin yapısı dikkate alınarak hem sabitli hem de sabitli ve trendli modeller kullanılmıştır. Test sürecinde serilerde görülebilecek otokorelasyon problemini azaltmak amacıyla bağımlı değişkenin gecikmeli fark terimleri modele eklenmektedir. Bu kapsamda, uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) veya Schwarz-Bayesian Bilgi Kriteri (SIC/BIC) esas alınarak optimal gecikme uzunlukları araştırılmıştır. Böylece ADF testi, serilerdeki otokorelasyon yapısını parametrik biçimde modele dâhil ederek test istatistiğinin hesaplanmasına olanak sağlamaktadır (Dickey ve Fuller, 1981).

ADF testinde sıfır hipotezi, serinin birim köke sahip olduğunu ve dolayısıyla durağan olmadığını belirtirken; alternatif hipotez serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, serinin durağan olduğu şeklinde yorumlanırken, reddedilememesi

durumunda serinin birim kök içerdiği kabul edilmektedir. Bunun yanında ADF testi parametrik bir yöntem olup, testin uygulanmasında uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi önem taşımaktadır.

3.2. Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (ARDL) Sınır Testi

Zaman serileri büyük oranda düzey değerleri itibarıyla durağan bir yapı göstermemekte ve birim kök içerebilmektedir (Johansen ve Juselius, 1990). Durağan olmayan serilerle doğrudan tahmin edilen regresyon modellerinde değişkenler arasında gerçekte mevcut olmayan ilişkiler ortaya çıkabilmekte ve bu durum sahte regresyon olarak tanımlanmaktadır (Granger ve Newbold, 1974). Bu problemin giderilmesinde serilerin farklarının alınması sıklıkla başvurulan yöntemlerden biridir. Bununla birlikte, fark alma işlemi serilerin uzun döneme ilişkin taşıdığı bilginin kaybolmasına ve değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin yeterince yansıtılamamasına neden olabilmektedir (Tarı ve Yıldırım, 2009). Bu nedenle düzeyde durağan olmayan serilerin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerinin belirlenmesi amacıyla eşbütünleşme ilişkisi araştırılmaktadır. Bu ilişkinin sınanmasına yönelik literatürde farklı eşbütünleşme yöntemleri geliştirilmiş ve çeşitli ampirik çalışmalarda uygulanmıştır (Eriçok ve Yılancı, 2013).

ARDL sınır testi yaklaşımı, değişkenlerin I(0) veya I(1) düzeyinde bütünleşik olmalarına bakılmaksızın uygulanabilmektedir (Pesaran vd., 2001). Bu özellik, yönteme önemli bir uygulama esnekliği kazandırmaktadır. Ayrıca ARDL yaklaşımı, kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) çerçevesinde tahmin edilmesi ve küçük örneklemlerde de uygun model spesifikasyonu altında kullanılabilmesi nedeniyle yaygın olarak tercih edilmektedir (Narayan ve Smyth, 2005). Çalışmanın 1996-2023 dönemine ait sınırlı sayıda yıllık gözlem içermesi de ARDL yaklaşımının tercih edilmesini desteklemektedir. Bununla birlikte, küçük örneklemlerde asimptotik kritik değerlerin kullanılması eşbütünleşme testinin sonuçlarını etkileyebilmektedir. Bu nedenle çalışmada örneklem büyüklüğünün kritik değerler üzerindeki olası etkisi dikkate alınmış ve ARDL sınır testi sonuçlarının değerlendirilmesinde Narayan (2005) tarafından sonlu örneklemler için geliştirilen kritik değerler esas alınmıştır. Böylece küçük örneklem büyüklüğünden kaynaklanabilecek sapmaların sınır testi kararını etkileme olasılığının azaltılması amaçlanmıştır.

ARDL sınır testi yaklaşımı, otoregresif dağıtılmış gecikmeli model yapısına dayanmaktadır. Uygulama sürecinde ilk olarak kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) tahmin edilerek değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi sınanmaktadır. Eşbütünleşmenin belirlenmesi halinde uzun dönem katsayıları tahmin edilmekte, ardından RECM ile kısa dönem dinamikleri ve uzun dönem dengesine uyum süreci analiz edilmektedir (Narayan ve Smyth, 2006). Bu çalışmada kullanılan değişkenlere göre oluşturulan UECM denklemi aşağıda sunulmaktadır.

$$\Delta \ln(he)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta \ln(he)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} \Delta \ln(gdp)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \Delta pop_{growth_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \Delta renewable_{t-i} + \lambda_1 \ln(he)_{t-1} + \lambda_2 \ln(gdp)_{t-1} + \lambda_3 pop_{growth_{t-1}} + \lambda_4 renewable_{t-1} + \delta dum_{covid_t} + u_t \quad (1)$$

Yukarıdaki eşitlikte, Δ birinci fark işlemcisini, α_0 sabit terimi, γ_i bağımlı değişkenin gecikmeli farklarına ait kısa dönem katsayılarını, β_{1i}, β_{2i} ve β_{3i} sırasıyla ekonomik büyüme, nüfus artışı ve yenilenebilir enerji değişkenlerinin kısa dönem katsayılarını ifade etmektedir. λ_1, λ_2, λ_3 ve

λ_4 değişkenlerin bir dönem gecikmeli düzey değerlerine ait katsayıları göstermektedir. p, q_1, q_2 ve q_3 ilgili değişkenlere ait gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. δ COVİD-19 kukla değişkeninin katsayısını, u_t ise hata terimini ifade etmektedir. Denklemde t-i gösterimi ilgili değişkenin gecikmeli değerlerini, t-1 ise değişkenin bir dönem gecikmeli düzey değerini göstermektedir. Ayrıca ARDL sınır testinde hesaplanan F-istatistiği, seçilen gecikme uzunluğuna duyarlı olabilmektedir (Bahmani-Oskooee ve Goswami, 2003).

Optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) esas alınarak belirlenmiştir. Daha sonra değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, ARDL sınır testi kapsamında F-istatistiği ile sınanmıştır. Buna göre, eşbütünleşmenin bulunmadığını ifade eden boş hipotez ile uzun dönemli ilişkinin varlığını gösteren alternatif hipotez aşağıdaki şekilde kurulmuştur:

$$H_0{}^B: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0 \quad (2)$$
$$H_a{}^B: \text{En az bir } \lambda_j \neq 0, \quad j = 1, 2, 3, 4,$$

F-testiyle elde edilen istatistik, Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenen alt ve üst kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. F-istatistiğinin üst sınırı aşması eşbütünleşme ilişkisinin varlığına, alt sınırın altında kalması ise böyle bir ilişkinin bulunmadığına işaret etmektedir. İstatistiğin iki kritik değer arasında yer alması durumunda sonuç kararsız kabul edilmektedir. Eşbütünleşmenin tespit edilmesinin ardından uzun dönem katsayıları tahmin edilmekte ve kısa dönem ilişkileri hata düzeltme modeli ile incelenmektedir.

$$\ln(he)_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} \ln(he)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} \ln(gdp)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} pop_{growth_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} renewable_{t-i} + \delta dum_{covid_t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Yukarıdaki eşitlikte, β_0 sabit terimi; β_{1i}, β_{2i}, β_{3i} ve β_{4i} bağımlı değişken ile ekonomik büyüme, nüfus artışı ve yenilenebilir enerji değişkenlerinin düzey ve gecikmeli değerlerine ait katsayıları; p, q_1, q_2 ve q_3 ilgili değişkenlere ait optimal gecikme uzunluklarını; δ COVİD-19 kukla değişkeninin katsayısını ve ε_t hata terimini ifade etmektedir. Uzun dönem katsayıları, modelde tahmin edilen bu parametrelerden hareketle elde edilmektedir.

3.3. Kısa Dönem Hata Düzeltme Mekanizması (RECM)

RECM, değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkileri ile kısa dönem sapmalarının uzun dönem dengesine dönüş sürecini incelemek amacıyla kullanılmaktadır. ARDL sınır testi sonucunda eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesinin ardından, kısa dönem etkiler ve dengeye uyum mekanizması RECM aracılığıyla tahmin edilmektedir (Banerjee vd., 1998). Hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, kısa dönem dengesizliklerinin zamanla giderilerek sistemin uzun dönem dengesine yöneldiğini göstermektedir. Bu çalışmada kullanılan RECM denklemi aşağıdaki eşitlikte sunulmaktadır:

$$\Delta \ln(he)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta \ln(he)_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \beta_{1j} \Delta \ln(gdp)_{t-j} + \sum_{k=0}^{q_2-1} \beta_{2k} \Delta pop_{growth_{t-k}} + \sum_{m=0}^{q_3-1} \beta_{3m} \Delta renewable_{t-m} + \delta dum_{covid_t} + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Yukarıdaki denklemde, φ_i bağımlı değişkenin gecikmeli farklarına ait kısa dönem dinamik katsayılarını; β_{1j}, β_{2k} ve β_{3m} sırasıyla ekonomik büyüme, nüfus artışı ve yenilenebilir enerji değişkenlerinin kısa dönem katsayılarını ifade etmektedir. α_0 sabit terimi, δ COVID-19 kukla değişkeninin katsayısını ve ε_t hata terimini göstermektedir. ECT, bir önceki dönemde uzun dönem dengesinden meydana gelen sapmayı; λ ise bu sapmanın ne ölçüde düzeltildiğini gösteren hata düzeltme katsayısını ifade etmektedir. λ katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, sistemin uzun dönem dengesine doğru yakınsadığını göstermektedir. Katsayının -1 ile 0 arasında olması monoton yakınsamaya, -2 ile -1 arasında olması ise sönümlenen dalgalanmalarla yakınsamaya işaret etmektedir. λ'nın 0'dan büyük veya -2'den küçük olması ise sistemin uzun dönem dengesinden uzaklaşan bir yapı sergilediğini göstermektedir (Alam ve Quazi, 2003).

Bulgular

Bu bölümde, değişkenler arasındaki ilişkinin ekonometrik analizi kapsamlı bir çerçevede sunulmaktadır. Analiz süreci; tanımlayıcı istatistiklerin ve çoklu doğrusallık riskinin incelenmesi, serilerin durağanlık özelliklerinin ADF birim kök testi ile belirlenmesi, ARDL Sınır Testi vasıtasıyla eşbütünleşme ilişkisinin tespiti, kısa ve uzun dönem katsayılarının tahmini, model tanısal testleri ve katsayılardaki yapısal kararlılığın (CUSUM/CUSUMSQ) değerlendirilmesi adımlarını izlemektedir.

4.1. Tanımlayıcı İstatistikler, Korelasyon ve Çoklu Doğrusallık

Modelde kullanılan değişkenlerin dağılım özelliklerini ve temel tanımlayıcı istatistiklerini içeren bulgular Tablo 2'de özetlenmiştir.

Tablo 2

Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Ortalama	Std. Sapma	Min	Max	Basıklık (Kurtosis)	Çarpıklık (Skewness)
ln_he	1.151	0.206	0.536	1.480	1.528	-1.386
ln_gdp	27.175	0.409	26.553	27.873	-1.411	0.118
ln_pop_growth	1.212	0.312	0.161	1.637	3.274	-1.767
ln_renewable	13.326	3.049	8.238	19.008	-0.803	0.250

Tablo 2 incelendiğinde, bağımlı değişken olan sağlık harcamalarının GSYH içerisindeki payının logaritmik değeri (ln_he) ortalama 1.151 seviyesinde gerçekleşmiştir. Bağımsız değişkenlerden reel GSYH'nin doğal logaritması (ln_gdp) ortalama 27.175 değerine sahipken, nüfus artış hızı (pop_growth) %1.212 ve yenilenebilir enerji tüketim payı (renewable) ortalama

%13.326 olarak dağılım göstermektedir. Değişkenlerin çarpıklık ve basıklık katsayıları, ekonometrik modellemelerde kabul gören (-2, +3.5) aralığında yer almakta olup, verilerin uç değer içermediğini ve parametrik analizler için uygun normallik özellikleri taşıdığını göstermektedir.

Değişkenler arasındaki ikili ilişkilerin yönünü ve düzeyini incelemek üzere hesaplanan alt üçgen korelasyon matrisi Tablo 3'de sunulmuştur.

Tablo 3

Alt Üçgen Korelasyon Matrisi

Değişken	**(1)**	**(2)**	**(3)**	**(4)**
ln_he (1)	1.000			
ln_gdp (2)	0.420**	1.000		
ln_pop_growth (3)	-0.311	-0.347*	1.000	
ln_renewable (4)	-0.363*	0.483***	-0.039	1.000

**** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.*

Korelasyon sonuçlarına göre, sağlık harcamaları (ln_he) ile reel GSYH (ln_gdp) arasında pozitif ve %5 önem düzeyinde anlamlı bir ilişki bulunmaktadır ($r = 0.420$, $p<0.05$). Sağlık harcamaları ile yenilenebilir enerji kullanımı arasında negatif yönlü bir korelasyon ($r = -0.363$, $p<0.10$) söz konusudur. İkili korelasyon katsayılarının hiçbiri 0.80 eşik değerini aşmadığından, bağımsız değişkenler arasında yüksek ilişki kaynaklı doğrudan bir çoklu doğrusallık riski gözlenmemiştir (Kennedy, 2008).

Korelasyon matrisini desteklemek ve regresyon modelinde çoklu doğrusallık probleminin bulunmadığını teyit etmek amacıyla Varyans Şişirme Faktörü (VIF) testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4

Çoklu Doğrusallık (VIF) Testi Sonuçları

Değişken	**VIF Değeri**	**Tolerans (1/VIF)**
ln_gdp	1.518	0.659
ln_pop_growth	1.165	0.858
ln_renewable	1.337	0.748

Ekonometrik literatürde VIF değerlerinin 5'ten (veya muhafazakâr bir yaklaşımla 10'dan) küçük olması, tolerans değerlerinin ise 0.10'un üzerinde bulunması beklenir (Hair vd., 2014). Tablo 4'teki bulgular, tüm bağımsız değişkenler için VIF değerlerinin 1.165 ile 1.518 arasında oldukça düşük seviyelerde olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla modelde ciddi bir çoklu doğrusallık sorunu bulunmadığı görülmektedir.

4.2. Birim Kök Testi Sonuçları

ARDL Sınır Testi yaklaşımının uygulanabilmesi için temel ön şart, bağımlı değişkenin düzeyde I(0) ya da birinci farkında I(1) durağan olması ve hiçbir değişkenin ikinci dereceden

bütünleşik I(2) olmamasıdır (Pesaran vd., 2001). Serilerin durağanlık derecelerini belirlemek amacıyla ADF birim kök testi uygulanmış ve bulgular Tablo 5'te derlenmiştir.

Tablo 5

ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Düzey (Sabitli)	Düzey (Sabitli ve Trendli)	Fark (Sabitli)	Fark (Sabitli ve Trendli)	Karar
ln_he	-3.413**	-2.656	-3.201**	-3.995**	I(0)
ln_gdp	0.480	-2.899	-3.521**	-3.670**	I(1)
ln_pop_growth	-1.850	-1.979	-4.381***	-4.304***	I(1)
ln_renewable	-1.162	-2.051	-4.325***	-4.810***	I(1)

**** p<0,01; ** p<0,05 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.*

ADF testi sonuçları; bağımlı değişken ln_he'nin düzey değerinde sabitli model spesifikasyonunda %5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu [I(0)], buna karşın ln_gdp, pop_growth ve renewable serilerinin düzey değerlerinde birim kök içerdiklerini teyit etmektedir. Birinci farkları alındığında ise tüm bağımsız değişkenler %1 ve %5 istatistiki anlamlılık seviyelerinde durağan hale gelmektedir [I(1)]. Serilerin karma bütünleşme yapısına [I(0) ve I(1)] sahip olması ve I(2) değişken içermemesi, Johansen eşbütünleşme testine kıyasla ARDL modelinin tercih edilmesini ekonometrik açıdan zorunlu ve geçerli kılmaktadır (Ghatak ve Siddiki, 2001).

4.3. Optimal ARDL Model Tahmini ve Eşbütünleşme Analizi

AIC doğrultusunda en uygun gecikme yapısına sahip olan ARDL modeli tahmin edilmiş ve model çıktıları Tablo 6'da sunulmuştur. COVID-19 küresel salgınının sağlık harcamaları ve makroekonomik dengeler üzerindeki yapısal şokunu kontrol altına alabilmek adına modele kukla değişken (dum_covid) eklenmiştir.

Tablo 6

Optimal ARDL Model Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	p-değeri
(Intercept)	1.3559	1.8978	0.7144	0.4867
L(ln_he, 1)	0.2520	0.2278	1.1060	0.2874
L(ln_he, 2)	0.3601	0.2256	1.5962	0.1328
ln_gdp	-0.7605	0.4119	-1.8464	0.0861
L(ln_gdp, 1)	-0.1372	0.4823	-0.2846	0.7801
L(ln_gdp, 2)	0.8778	0.3795	2.3130	0.0364
ln_pop_growth	-0.0478	0.0542	-0.8815	0.3929
L(ln_pop_growth, 1)	-0.0145	0.0607	-0.2390	0.8145
L(ln_pop_growth, 2)	-0.0146	0.0679	-0.2150	0.8329
ln_renewable	-0.0060	0.0081	-0.7368	0.4734
L(ln_renewable, 1)	0.0056	0.0107	0.5197	0.6114
L(ln_renewable, 2)	-0.0124	0.0092	-1.3447	0.2001
dum_covid	0.0099	0.0892	0.1112	0.9130

R^2=0.901; Düzeltilmiş R^2=0.816; Model F-İstatistiği: 10.646; p<0.001.

Değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme bağının bulunup bulunmadığı Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL Sınır Testi ile analiz edilmiştir. Elde edilen F-istatistiği ve ilgili kritik sınır değerleri Tablo 7'de yer almaktadır.

Tablo 7

ARDL Bounds Test Eşbütünleşme Sonuçları

Test İstatistiği	Hesaplanan Değer	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)	Karar
F-İstatistiği	3.898	%5	3.23	4.35	Kararsız / Gri Alan

Sınır testi sonuçlarına göre, hesaplanan F-istatistiği (3.898), %5 anlamlılık seviyesindeki alt sınır olan I(0) = 3.23 değerinden büyük ancak üst sınır olan I(1) = 4.35 değerinin altında kalmaktadır (3.23<3.898<4.35). Literatürde bu durum "gri alan" olarak tanımlanmaktadır (Pesaran vd., 2001).

Ekonometrik metodolojide, sınır testi F-istatistiğinin kararsız bölgede kaldığı durumlarda, hata düzeltme modelindeki gecikmeli hata düzeltme teriminin katsayısı ve istatistiksel anlamlılığı, uzun dönem denge ilişkisine yönelik tamamlayıcı bilgi sağlayabilmektedir (Kremers vd., 1992; Banerjee vd., 1998). Bununla birlikte, hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı olması, sınır testinin kararsız sonucunu tek başına ortadan kaldırmadığından, eşbütünleşme ilişkisinin varlığı konusunda ihtiyatlı bir değerlendirme yapılması gerekmektedir.

4.4. Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli (RECM) ve Uzun Dönem Analizi

Eşbütünleşme dinamiklerinin belirlenmesinin ardından, kısa dönem şoklarının ve dengeye uyarlanma sürecinin incelendiği RECM tahmin edilmiş, sonuçlar Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8

Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli (RECM) Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	p-değeri
(Intercept)	1.3559	0.2822	4.8040	0.0002***
d(L(ln_he, 1))	-0.3601	0.1603	-2.2464	0.0383**
d(ln_gdp)	-0.7605	0.3255	-2.3368	0.0319**
d(L(ln_gdp, 1))	-0.8778	0.3225	-2.7222	0.0145**
d(ln_pop_growth)	-0.0478	0.0442	-1.0810	0.2948
d(L(ln_pop_growth, 1))	0.0146	0.0505	0.2891	0.7760
d(ln_renewable)	-0.0060	0.0058	-1.0248	0.3198
d(L(ln_renewable, 1))	0.0124	0.0062	2.0038	0.0613*
dum_covid	0.0099	0.0376	0.2640	0.7950
ECT	-0.3879	0.0891	-4.3512	0.0004***

**** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.*

Tablo 8'de ECT negatif (-0.3879) ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır (t = -4.351; p = 0.0004). Bu bulgu, tahmin edilen model kapsamında kısa dönemli sapmaların uzun

dönem denge düzeyine doğru düzelme eğilimi gösterdiğine işaret etmekte ve F-sınır testinin kararsız kaldığı durumda uzun dönem denge ilişkisine yönelik destekleyici bir bulgu sunmaktadır. Bununla birlikte, sınır testi sonucunun kararsız bölgede kalması nedeniyle eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kesin olarak doğrulanamamaktadır. ECT katsayısının büyüklüğü, modelde öngörülen denge düzeyinden bir dönemde meydana gelen sapmanın yaklaşık %38.8'inin izleyen dönemde giderildiğine işaret etmektedir. Bu katsayı, dengeye uyum hızının değerlendirilmesine olanak sağlamakla birlikte, eşbütünleşme ilişkisinin kesin olarak mevcut olduğu şeklinde yorumlanmamalıdır.

Kısa dönemde GSYH'deki cari ve bir dönem gecikmeli değişimler sağlık harcamalarını negatif ve %5 düzeyinde anlamlı biçimde etkilemektedir. Yenilenebilir enerjinin cari dönem etkisi anlamlı değilken, bir dönem gecikmeli değişiminin sağlık harcamaları üzerindeki etkisi pozitif ve %10 düzeyinde anlamlıdır ($p = 0.0613$). Nüfus artışının cari ve bir dönem gecikmeli kısa dönem katsayıları ile COVID-19 kukla değişkeninin katsayısı ise istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Diğer taraftan uzun dönem çarpanları hesaplanarak elde edilen uzun dönem katsayıları Tablo 9'da verilmiştir.

Tablo 9

Uzun Dönem Katsayıları Sonuçları

Değişken	Katsayı	Std. hata	t-istatistiği	p-değeri
(Intercept)	3.4954	6.0495	0.5778	0.5693
ln_gdp	-0.0514	0.2232	-0.2304	0.8200
ln_pop_growth	-0.1983	0.2531	-0.7832	0.4426
ln_renewable	-0.0331	0.0349	-0.9467	0.3551

Uzun dönem katsayıları incelendiğinde, ekonomik büyüme, nüfus artışı ve yenilenebilir enerji değişkenlerinin katsayılarının negatif olduğu, ancak hiçbirinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu nedenle söz konusu değişkenlerin sağlık harcamaları üzerinde kalıcı bir uzun dönem etkisine ilişkin istatistiksel kanıt elde edilememiştir.

F-sınır testinin kararsız bölgede kalmasına karşın, RECM'deki ECT katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, sistemde uzun dönem dengesine yönelik bir uyum mekanizmasının bulunabileceğine işaret etmektedir. Ancak sınır testinden kesin bir eşbütünleşme sonucu elde edilememesi, bu bulgunun ihtiyatlı biçimde değerlendirilmesini gerektirmektedir. Bununla birlikte, uzun dönem katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olmaması nedeniyle politika çıkarımlarında özellikle kısa dönem bulgularının dikkate alınması daha uygun olacaktır.

4.5. Model Tanısal (Diagnostic) Testleri

Tahmin edilen ARDL modelinden elde edilen parametrelerin sapmasız, etkin ve güvenilir olup olmadığını sınamak amacıyla temel tanısal testler yürütülmüş ve sonuçlar Tablo 10'da özetlenmiştir.

Tablo 10

ARDL Tanısal Test Sonuçları

Test Türü	Test Metodu	Test İstatistiği	p-Değeri	Karar
Otokorelasyon	Breusch-Godfrey LM	6.196	0.0128	Otokorelasyon Mevcut
Değişen Varyans	Breusch-Pagan	20.109	0.0651	Sabit Varyanslı (Sorun Yok)
Normallik	Jarque-Bera	1.407	0.4948	Normal Dağılıyor (Sorun Yok)
Model Spesifikasyonu	Ramsey RESET	0.757	0.6972	Doğru Model Formu (Sorun Yok)

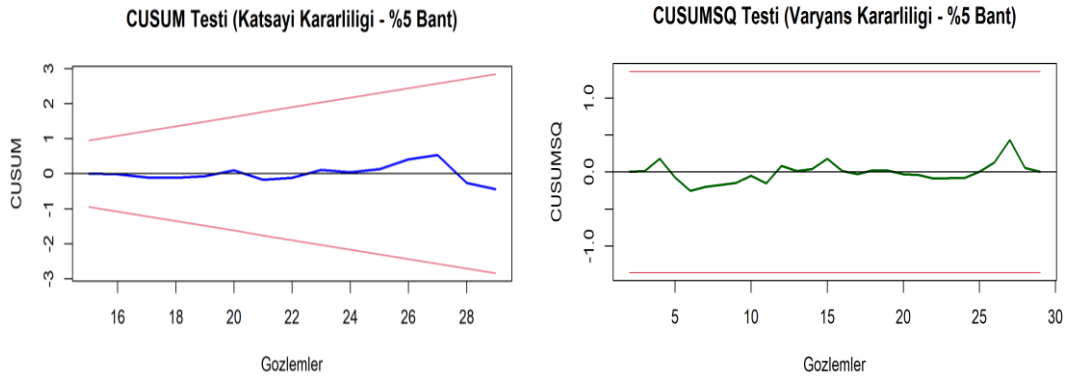
Tanısal test bulgularına göre, Breusch-Pagan test istatistiği $p = 0.0651 > 0.05$ olup %5 anlamlılık düzeyinde değişen varyans sorununun varlığına ilişkin istatistiksel kanıt bulunmadığını göstermektedir. Jarque-Bera test p-değeri $0.4948 > 0.05$ olarak bulunmuş, hata terimlerinin normal dağıldığı yönündeki sıfır hipotezi reddedilememiştir. Ramsey RESET testi $p = 0.6972 > 0.05$ değeriyle modelin fonksiyonel formunda bir spesifikasyon hatası bulunduğuna ilişkin istatistiksel kanıt elde edilemediğini göstermektedir. Breusch-Godfrey LM testinde p-değerinin 0.0128 çıkması, kalıntılarda otokorelasyon varlığına işaret etmektedir. Otokorelasyonun varlığı, özellikle standart hataların ve katsayılara ilişkin istatistiksel anlamlılık testlerinin güvenilirliğini etkileyebilmektedir (Wooldridge, 2015). Bu nedenle, modelde otokorelasyon tespit edilmesi ekonometrik bulguların yorumlanmasında dikkate alınması gereken yöntemsel bir sınırlılık oluşturmaktadır.

4.6. Yapısal Kararlılık Analizleri (CUSUM ve CUSUMSQ)

Modeldeki parametre katsayılarının ve hata terimleri varyansının zaman içinde yapısal bir değişime uğrayıp uğramadığını değerlendirmek amacıyla Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals) ve CUSUMSQ (Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals) testleri uygulanmıştır.

Şekil 1

CUSUM ve CUSUMSQ Model Kararlılık Grafikleri



CUSUM testi için grafik incelendiğinde, hesaplanan CUSUM mavi çizgisi inceleme dönemi boyunca %5 anlamlılık düzeyini gösteren kırmızı kritik sınır bantlarının içinde kalmaktadır. Bu durum, modeldeki katsayıların zaman içinde belirgin bir yapısal kararsızlık göstermediğine işaret etmektedir. CUSUMSQ yeşil kümülatif kareler çizgisi de %5 kritik sınır hatlarının dışına taşmamaktadır. Bu bulgu, incelenen dönem ve uygulanan test kapsamında yapısal kararsızlığa ilişkin istatistiksel kanıt elde edilemediğini göstermektedir. Sonuç olarak hem CUSUM hem de CUSUMSQ testlerinin kritik sınırlar dâhilinde seyretmesi, modelin yapısal kararlılığını destekleyen bulgular sunmaktadır. Bununla birlikte, bu sonuçlar modelin diğer ekonometrik varsayımlarının sağlandığını tek başına garanti etmemekte olup, elde edilen bulguların sınır testi ve tanısal test sonuçlarıyla birlikte değerlendirilmesi gerekmektedir.

Sonuç ve Tartışma

Bu çalışmada reel GSYH düzeyi, nüfus artışı ve yenilenebilir enerji kullanımının Türkiye'de sağlık harcamaları üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkileri 1996-2023 dönemi için ARDL sınır testi ve hata düzeltme modeli kapsamında incelenmiştir. Analiz sonuçları, değişkenlerin farklı bütünleşme derecelerine sahip olduğunu ve hiçbir değişkenin I(2) olmadığını göstermiş, böylece ARDL yaklaşımının uygulanabilirliği doğrulanmıştır. ARDL sınır testinde hesaplanan F-istatistiğinin %5 anlamlılık düzeyinde alt ve üst kritik sınırlar arasında kalması nedeniyle eşbütünleşme açısından kesin bir sonuca ulaşılamamıştır. Bununla birlikte hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunması, tahmin edilen modelde kısa dönemli sapmaların uzun dönem denge düzeyine doğru düzelme eğilimi gösterdiğine işaret etmektedir. Ancak bu bulgu, sınır testinin kararsız sonucu dikkate alındığında, eşbütünleşme ilişkisinin varlığına ilişkin kesin bir kanıt olarak değerlendirilmemelidir. Hata düzeltme katsayısının -0.3879 ve %1 düzeyinde anlamlı olması, modelde öngörülen denge düzeyinden meydana gelen sapmanın yaklaşık %38.8'inin takip eden dönemde giderildiğine işaret etmektedir.

Tahmin edilen optimal ARDL modelinin açıklayıcılık gücü oldukça yüksek olup, bağımlı değişkendeki varyansın yaklaşık %90.1'i modeldeki açıklayıcı değişkenler ve bunların gecikmeli değerleri tarafından açıklanmaktadır (R^2 = 0.901; Adj. R^2= 0.816). Birinci farkı alınmış serilerle tahmin edilen kısa dönem hata düzeltme modelinde de açıklayıcılık oranının %78.4 seviyesinde seyretmesi, modelin dinamik yapısının ve kısa dönem şoklarının yüksek bir temsil gücüne sahip olduğunu doğrulamaktadır.

Kısa dönem sonuçlarında reel GSYH'nin doğal logaritmasındaki cari ve bir dönem gecikmeli değişimlerinin sağlık harcamaları üzerinde negatif ve %5 düzeyinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Buna karşılık nüfus artışının kısa dönem katsayıları istatistiksel olarak anlamlı değildir. Yenilenebilir enerji kullanımının cari dönem etkisi anlamlı bulunmazken, bir dönem gecikmeli değişiminin sağlık harcamaları üzerindeki etkisi pozitif yönde ve %10 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. COVID-19 kukla değişkeninin ise sağlık harcamaları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi tespit edilmemiştir. Uzun dönemde ise reel GSYH, nüfus artışı ve yenilenebilir enerji kullanımına ait katsayıların tamamı negatif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir. Dolayısıyla incelenen dönem açısından söz konusu değişkenlerin sağlık harcamaları üzerinde kalıcı ve istatistiksel olarak doğrulanabilir bir uzun dönem etkisi bulunduğuna ilişkin yeterli kanıt elde edilememiştir. Bu bulgu, çalışmada kısa dönem dinamiklerinin uzun dönem katsayılarına kıyasla daha belirgin olduğunu göstermektedir.

Reel GSYH'deki değişimin kısa dönemde sağlık harcamalarının GSYH içindeki payı üzerindeki negatif etkisi, gelir düzeyindeki değişimlerin sağlık harcamalarına yansımasının kısa ve

uzun dönemde farklılaşabileceğine işaret etmektedir. Bulgulara göre reel GSYH'deki %1'lik artış, diğer koşullar sabitken, cari dönemde sağlık harcamalarının GSYH içindeki payında yaklaşık %0,76'lık, bir dönem gecikmeyle ise yaklaşık %0,88'lik azalışla ilişkilidir. Bununla birlikte reel GSYH'nin uzun dönem katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmaması, uzun dönemde bu ilişkinin devam ettiğine yönelik yeterli istatistiksel kanıt elde edilemediğini göstermektedir. Bu durum literatürde yer alan diğer çalışmalar tarafından da desteklenmektedir (Canbay ve Kırca, 2022; Silva vd., 2024; Çimen vd., 2026). Ekonomik büyüme ile sağlık harcamaları arasındaki ilişkinin yalnızca gelir düzeyindeki değişimlerle açıklanamaması, sağlık sisteminin finansman yapısı, demografik özellikler ve sağlık hizmetlerinin sunum biçimi gibi faktörlerin de dikkate alınması gerektiğini düşündürmektedir.

Nüfus artışının hem kısa hem de uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı olmaması ise toplam nüfus değişiminin tek başına sağlık harcamalarındaki değişimi açıklamakta yeterli olmadığını göstermektedir. Bu durum mevcut literatürde yer alan diğer çalışmalarla paralellik göstermektedir (Oche ve Mah, 2020; Sofi ve Yasmin, 2024). Nüfusun yaş yapısı, sağlık hizmeti kullanım yoğunluğu ve demografik bileşimi gibi unsurların toplam nüfus artışından daha belirleyici olabileceği değerlendirilmektedir.

Yenilenebilir enerji kullanımına ilişkin sonuçlar, etkinin zamana ve model yapısına bağlı olarak farklılaşabileceğini göstermektedir. Cari dönemde yenilenebilir enerji kullanımındaki değişimin sağlık harcamaları üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmazken, bir dönem gecikmeli değişimin pozitif ve %10 düzeyinde anlamlı olması, etkinin eş zamanlı değil gecikmeli biçimde ortaya çıkabileceğine işaret etmektedir. Nitekim Eryer (2025), Türkiye'de yenilenebilir enerji tüketiminden sağlık harcamalarına doğru tek yönlü nedensellik tespit ederken, Shahzad vd. (2020) yenilenebilir enerji tüketiminin sağlık harcamaları üzerinde kısa dönemli nedensel etkisinin bulunduğunu göstermiştir. Bununla birlikte uzun dönem katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmaması, yenilenebilir enerji kullanımının sağlık harcamaları üzerinde kalıcı bir etkisinin bulunduğuna ilişkin yeterli kanıt elde edilemediğini göstermektedir. Slathia vd. (2024) de bazı Asya alt örneklemlerinde yenilenebilir enerji tüketiminin sağlık harcamaları üzerindeki etkisini istatistiksel olarak anlamsız bulmuştur. Literatürde yenilenebilir enerjinin sağlık harcamalarını azaltıcı etkisini ortaya koyan çalışmaların da bulunması (Ullah vd., 2020; Horvey, 2025), ilişkinin ülke, dönem ve ekonometrik yönteme göre farklılaşabileceğine işaret etmektedir. Benzer biçimde, COVID-19 kukla değişkeninin istatistiksel olarak anlamsız bulunması, 2020 ve sonrası için tanımlanan kukla değişkenin, modelde yer alan diğer faktörler kontrol edildiğinde kamu sağlık harcamalarındaki değişimi tek başına açıklayamadığını göstermektedir. Bu sonuç, pandeminin sağlık harcamaları üzerinde hiçbir etkisinin olmadığı şeklinde yorumlanmamalıdır.

Çalışmanın bulguları, sağlık harcamalarının belirleyicilerinin kısa ve uzun dönemde farklılaşabileceğini ortaya koymaktadır. Özellikle reel GSYH'nin kısa dönem katsayılarının anlamlı, uzun dönem katsayısının ise anlamsız olması, makroekonomik değişkenlerin sağlık harcamaları üzerindeki etkilerinin zaman boyutuna göre değerlendirilmesinin önemini göstermektedir. Yenilenebilir enerji kullanımında gözlenen gecikmeli kısa dönem etki de çevresel faktörlerin sağlık harcamalarına eş zamanlı olmayan kanallar üzerinden yansıyabileceğine işaret etmektedir.

Çalışmanın bulguları değerlendirilirken bazı sınırlılıkların da göz önünde bulundurulması gerekmektedir. İlk olarak, ARDL sınır testinde F-istatistiğinin alt ve üst kritik sınırlar arasında kalması, uzun dönem ilişkinin varlığı konusunda sınır testinin tek başına kesin bir sonuç

vermemesine neden olmaktadır. Hata düzeltme katsayısının negatif ve anlamlı olması uzun dönem dengeye uyarlanma mekanizmasını desteklemekle birlikte, bu bulgunun sınır testinin kararsız sonucu ile birlikte değerlendirilmesi daha ihtiyatlı bir yaklaşım gerektirmektedir. İkinci olarak, modelde tespit edilen otokorelasyon sorunu istatistiksel çıkarımlar açısından bir sınırlılık oluşturmaktadır. Gelecekte yapılacak çalışmalarda farklı gecikme yapılarının, alternatif model spesifikasyonlarının ve otokorelasyona karşı dirençli tahmin yöntemlerinin kullanılması bulguların sağlamlığının değerlendirilmesine katkı sağlayabilir. Ayrıca sağlık harcamalarının farklı göstergelerle ele alınması ve demografik, çevresel ve sağlık sistemine ilişkin ek değişkenlerin modele dahil edilmesi, Türkiye'de sağlık harcamalarının belirleyicilerinin daha kapsamlı biçimde ortaya konulmasını sağlayabilir.

Öneriler

Bu çalışmada 1996-2023 dönemine ilişkin elde edilen bulgular, Türkiye'de sağlık harcamalarının GSYH içindeki payının kısa dönemde reel GSYH'deki değişimlerle istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki sergilediğini, ancak reel GSYH, nüfus artışı ve yenilenebilir enerji kullanımının uzun dönem etkilerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermektedir. Bu nedenle sağlık harcamalarının planlanmasında yalnızca reel GSYH düzeyi veya nüfus artışı gibi makro göstergelere dayalı bir yaklaşım yerine, sağlık hizmetlerine olan talep, sağlık altyapısı, yaşlanma, teknolojik gelişmeler ve sağlık hizmetlerinin maliyeti gibi daha geniş belirleyicilerin birlikte dikkate alındığı orta ve uzun vadeli bütçeleme yaklaşımlarının değerlendirilmesi yararlı olabilir. Hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı olması, tahmin edilen modelde kısa dönemli dengesizliklerin uzun dönem denge düzeyine doğru düzelme eğilimi gösterdiğine işaret etmekle birlikte, sınır testinin kararsız sonucu nedeniyle bu bulgu ihtiyatla değerlendirilmelidir. Bu nedenle sağlık harcamalarının planlanmasında kısa dönemli dalgalanmaların ve makroekonomik değişimlerin de düzenli olarak izlenmesi yararlı olabilir.

Yenilenebilir enerji kullanımının uzun dönemde sağlık harcamaları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin tespit edilememesi, enerji dönüşümünün sağlık harcamaları üzerindeki kalıcı etkilerine ilişkin bu çalışmadan kesin bir sonuca ulaşılamadığını göstermektedir. Bununla birlikte, yenilenebilir enerji kullanımının bir dönem gecikmeli kısa dönem etkisinin pozitif ve %10 düzeyinde anlamlı bulunması, yenilenebilir enerji kullanımı ile sağlık harcamaları arasındaki ilişkinin kısa dönemde gecikmeli olarak ortaya çıkabileceğine işaret etmektedir. Ancak bu bulgu, uzun dönemli ve kalıcı bir etkinin varlığını doğrulamamaktadır.

Yenilenebilir enerji politikalarının çevre kalitesi ve toplum sağlığı açısından sağlayabileceği potansiyel faydalar dikkate alındığında, enerji ve sağlık politikalarının eşgüdümlü biçimde yürütülmesi değerlendirilebilir. Bu kapsamda yenilenebilir enerji kullanımındaki değişimlerin hava kalitesi, hastalık yükü ve sağlık hizmeti talebi üzerindeki dolaylı etkilerinin de düzenli olarak izlenmesi, bu ilişkilerin daha kapsamlı biçimde anlaşılmasına katkı sağlayabilir. Ayrıca nüfus artışının kısa ve uzun dönemde anlamlı bir etkisinin bulunmaması, incelenen dönem ve model kapsamında toplam nüfus artışının sağlık harcamalarındaki değişimi açıklamakta tek başına yeterli olduğuna ilişkin istatistiksel kanıt elde edilemediğini göstermektedir. Bu nedenle yaş yapısı, yaşlı nüfus oranı, hastalık yükü ve sağlık hizmeti kullanım yoğunluğu gibi demografik göstergelerin de dikkate alınması yararlı olacaktır.

Son olarak, ARDL sınır testinin kararsız sonuç vermesi ve modelde otokorelasyon tespit edilmesi, elde edilen bulgulara dayalı politika çıkarımlarının ihtiyatla değerlendirilmesini gerektirmektedir. Bu nedenle gelecekte yapılacak çalışmalarda alternatif model

spesifikasyonlarının, farklı sağlık harcaması göstergelerinin ve otokorelasyona karşı dirençli tahmin yöntemlerinin kullanılması, söz konusu ilişkilerin daha güvenilir biçimde değerlendirilmesine katkı sağlayabilir.

Etik Kurul İzin Bilgisi: Bu çalışma, kamuya açık ikincil veriler kullanılarak yürütüldüğünden etik kurul izni gerektirmemektedir.

Yazar Çıkar Çatışması Bilgisi: Bu çalışmada herhangi bir çıkar çatışması bulunmamaktadır ve finansman desteği alınmamıştır.

Yazar Katkısı: Çalışmanın tüm aşamaları yazar tarafından gerçekleştirilmiştir.

Kaynakça

Alam, I., & Quazi, R. (2003). Determinants of capital flight: An econometric case study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics*, 17(1), 85–103. https://doi.org/10.1080/713673164

Aydin, M., & Bozatli, O. (2023). The impacts of the refugee population, renewable energy consumption, carbon emissions, and economic growth on health expenditure in Turkey: New evidence from Fourier-based analyses. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(14), 41286–41298. https://doi.org/10.1007/s11356-023-25181-8

Bahmani-Oskooee, M. M., & Goswami, G. G. (2003). A disaggregated approach to test the J-curve phenomenon: Japan versus her major trading partners. *Journal of Economics and Finance*, 27(1), 102–113. https://doi.org/10.1007/BF02751593

Baltagi, B. H., & Moscone, F. (2010). Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data. *Economic Modelling*, 27(4), 804–811. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.12.001

Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis, 19*(3), 267–283. https://doi.org/10.1111/1467-9892.00091

Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 37*(2), 149–163. https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x

Canbay, Ş., & Kırca, M. (2022). Health expenditures (total, public and private) and per capita income in the BRICS+ T: Panel bootstrap causality analysis. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science, 27*(53), 52–67. https://doi.org/10.1108/JEFAS-06-2021-0105

Çimen, G., Güler, V. B., & Yavan, S. (2026). Sağlık harcamalarının çevresel ve ekonomik belirleyicileri: Türkiye üzerine ampirik bir analiz. *Bulletin of Economic Theory and Analysis, 11*(1), 289–323. https://doi.org/10.25229/beta.1773038

De la Maisonneuve, C., Moreno-Serra, R., Murtin, F., & Oliveira Martins, J. (2016). *The drivers of public health spending: Integrating policies and institutions* (OECD Economics Department Working Papers No. 1283). OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/5jm2f76rnhkj-en

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica, 49*(4), 1057–1072. https://doi.org/10.2307/1912517

Dieleman, J. L., Squires, E., Bui, A. L., Campbell, M., Chapin, A., Hamavid, H., Horst, C., Li, Z., Matyasz, T., Reynolds, A., Sadat, N., Schneider, M. T., & Murray, C. J. L. (2017). Factors associated with increases in US health care spending, 1996–2013. *JAMA, 318*(17), 1668–1678. https://doi.org/10.1001/jama.2017.15927

Diğer, H., Çebi Karaaslan, K., Köstekçi, A., & Göv, A. (2025). Determinants of healthcare expenditures: Evidence from Türkiye's healthcare system. *Frontiers in Public Health, 13*, 1632883. https://doi.org/10.3389/fpubh.2025.1632883

Energy Institute, Statistical Review of World Energy (2026); Smil (2017); U.S. Energy Information Administration (2026), with major processing by Our World in Data. https://archive.ourworldindata.org/20260910-190414/grapher/energy-mix.html

Eriçok, R. E., & Yılancı, V. (2013). Eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Sınır testi yaklaşımı. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi, 8*(1), 87–101.

Eryer, A. (2025). The relationship between health expenditures and renewable energy consumption in the Turkish economy. *Black Sea Journal of Public and Social Science, 8*(1), 28–34. https://doi.org/10.52704/bssocialscience.1561102

Ettner, S. L. (1996). New evidence on the relationship between income and health. *Journal of Health Economics, 15*(1), 67–85. https://doi.org/10.1016/0167-6296(95)00032-1

Ghatak, S., & Siddiki, J. U. (2001). The use of the ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India. *Journal of Applied Statistics, 28*(5), 573–583. https://doi.org/10.1080/02664760120047906

Giles, D. (2013, June 19). *ARDL models—Part II: Bounds tests*. Econometrics Beat: Dave Giles' Blog. https://davegiles.blogspot.com/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html

Global Burden of Disease Health Financing Collaborator Network. (2019). Past, present, and future of global health financing: A review of development assistance, government, out-of-pocket, and other private spending on health for 195 countries, 1995–2050. *The Lancet, 393*(10187), 2233–2260. https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)30841-4

Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics, 2*(2), 111–120. https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7

Gujarati, D. N. (2004). *Basic econometrics* (4th ed.). McGraw-Hill.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.

Hall, R. E., & Jones, C. I. (2007). The value of life and the rise in health spending. *The Quarterly Journal of Economics, 122*(1), 39–72. https://doi.org/10.1162/qjec.122.1.39

Horvey, S. S. (2025). Towards the cost of health in Africa: Examining the synergistic effect of climate change and renewable energy on health expenditure. *Air Quality, Atmosphere & Health, 18*, 401–423. https://doi.org/10.1007/s11869-024-01651-x

Iheoma, C. G. (2022). Effect of economic uncertainty on public health expenditure in Economic Community of West African States: Implications for sustainable healthcare financing. *Health Science Reports, 5*(4), e678. https://doi.org/10.1002/hsr2.678

Jakovljevic, M., Timofeyev, Y., Ranabhat, C. L., Fernandes, P. O., Teixeira, J. P., Rancic, N., & Reshetnikov, V. (2020). Real GDP growth rates and healthcare spending – comparison between the G7 and the EM7 countries. *Globalization and Health*, *16*, 64. https://doi.org/10.1186/s12992-020-00590-3

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52*(2), 169–210. https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x

Kapçak, S. (2024). Döngüsel ekonomi bileşenlerinin ekolojik ayak izi üzerindeki etkisi: Panel veri analizi. *Uluslararası Ekonomi İşletme ve Politika Dergisi*, *8*(1), 124-138. https://doi.org/10.29216/ueip.1425770

Kapçak, S. (2025). Türkiye'de sağlık harcamaları ve ekonomik büyümenin çevre kirliliği üzerindeki etkisinin incelenmesi. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, *27*(1), 139-150. https://doi.org/10.32709/akusosbil.1267240

Kapçak, S. (2026). Yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme ilişkisi: Sürdürülebilir kalkınma açısından MINT ülkeleri üzerine bir inceleme. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (50), 61-78. https://doi.org/10.18092/ulikidince.1684220

Kapçak, S., Çetin, M., & Can, A. (2023). Türkiye ekonomisinde tarımsal enerji tüketimi-ekonomik büyüme ilişkisi: Bir saklı eşbütünleşme analizi. *Tekirdağ Ziraat Fakültesi Dergisi*, *20*(3), 605-619. https://doi.org/10.33462/jotaf.1175169

Kennedy, P. (2008). *A guide to econometrics* (6th ed.). Blackwell Publishing.

Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R., & Dolado, J. J. (1992). The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *54*(3), 325–348. https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00005.x

Li, L., Du, T., & Hu, Y. (2020). The effect of population aging on healthcare expenditure from a healthcare demand perspective among different age groups: Evidence from Beijing City in the People's Republic of China. *Risk Management and Healthcare Policy, 13*, 1403–1412. https://doi.org/10.2147/RMHP.S271289

Lindahl, M. (2005). Estimating the effect of income on health and mortality using lottery prizes as an exogenous source of variation in income. *Journal of Human Resources, 40*(1), 144–168. https://doi.org/10.3368/jhr.XL.1.144

Luo, S., Zhang, J., & Heffernan, M. (2024). Forecast of total health expenditure on China's ageing population: A system dynamics model. *BMC Health Services Research, 24*, 1655. https://doi.org/10.1186/s12913-024-12113-6

Mailloux, N. A., Abel, D. W., Holloway, T., & Patz, J. A. (2022). Nationwide and regional $PM_{2.5}$-related air quality health benefits from the removal of energy-related emissions in the United States. *GeoHealth, 6*(5), e2022GH000603. https://doi.org/10.1029/2022GH000603

Millstein, D., Wiser, R., Bolinger, M., & Barbose, G. (2017). The climate and air-quality benefits of wind and solar power in the United States. *Nature Energy, 2*, 17134. https://doi.org/10.1038/nenergy.2017.134

Morgan, D., & Mueller, M. (2023). *Understanding international measures of health spending: Age-adjusting expenditure on health* (OECD Health Working Papers No. 162). OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/043ed664-en

Murthy, V. N. R., & Okunade, A. A. (2016). Determinants of U.S. health expenditure: Evidence from autoregressive distributed lag (ARDL) approach to cointegration. *Economic Modelling, 59*, 67–73. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.07.001

Narayan, P. K., & Smyth, R. (2005). Electricity consumption, employment and real income in Australia: Evidence from multivariate Granger causality tests. *Energy Policy, 33*(9), 1109–1116. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2003.11.010

Narayan, P. K., & Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji-U.S. migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy, 24*(2), 332–342. https://doi.org/10.1093/cep/byj019

Nasreen, S., Tiwari, A. K., Nisa, M.-u., & Ishtiaq, F. (2024). Evaluating the role of GDP per capita, air pollution and non-economic factors in determining health expenditure: Evidence from Asian region using instrumental variables techniques. *Economic Papers: A Journal of Applied Economics and Policy, 43*(1), 63–90. https://doi.org/10.1111/1759-3441.12404

Newhouse, J. P. (1977). Medical-care expenditure: A cross-national survey. *The Journal of Human Resources, 12*(1), 115–125. https://doi.org/10.2307/145602

Oche, M. O., & Mah, G. (2020). A panel analysis of health expenditure and economic growth in ECOWAS countries. *African Journal of Business & Economic Research, 15*(1), 55. https://doi.org/10.31920/1750-4562/2020/15n1a3

OECD. (2019). *Health at a glance 2019: OECD indicators*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/4dd50c09-en

OECD. (2024). *Fiscal sustainability of health systems: How to finance more resilient health systems when money is tight?* OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/880f3195-en

OECD. (2025). *Health at a glance 2025: OECD indicators*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/8f9e3f98-en

Our World in Data. (2026). *Public health expenditure as a share of GDP* [Data set]. Data adapted from OECD, OECD Health Expenditure and Financing Database, and Lindert. https://ourworldindata.org/grapher/public-health-expenditure-share-gdp

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(3), 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616

Shahzad, K., Jianqiu, Z., Hashim, M., Nazam, M., & Wang, L. (2020). Impact of using information and communication technology and renewable energy on health expenditure: A case study from Pakistan. *Energy, 204*, 117956. https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.117956

Silva, N., Tavares, A. I., Koengkan, M., & Fuinhas, J. A. (2024). Analyzing the impact of fiscal conditions on private health expenditures in OECD countries: A quantile ARDL investigation: N. Silva et al. *International Journal of Health Economics and Management, 24*(3), 439–463. https://doi.org/10.1007/s10754-024-09377-0

Slathia, P., Vashishtha, A., Jena, P. K., & Sahu, P. K. (2024). Examining the dynamic impact of carbon emissions, renewable energy and economic growth on healthcare expenditure in Asian countries. *Heliyon, 10*(9), e30136. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e30136

Sofi, S. A., & Yasmin, E. (2024). Out-of-pocket health expenditure and associated factors: Insights from National health accounts (NHA) using panel data analysis. *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing, 61*, 00469580241309903. https://doi.org/10.1177/00469580241309903

Stucki, M., Schärer, X., Trottmann, M., Scholz-Odermatt, S., & Wieser, S. (2023). What drives health care spending in Switzerland? Findings from a decomposition by disease, health service, sex, and age. *BMC Health Services Research, 23*, 1149. https://doi.org/10.1186/s12913-023-10124-3

Tarı, R., & Yıldırım, D. Ç. (2009). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye için bir uygulama. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi, 16*(2), 95–105. https://izlik.org/JA22SB33TP

Ullah, I., Ali, S., Shah, M. H., Yasim, F., Rehman, A., & Al-Ghazali, B. M. (2019). Linkages between trade, CO_2 emissions and healthcare spending in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 16*(21), 4298. https://doi.org/10.3390/ijerph16214298

Ullah, I., Rehman, A., Khan, F. U., Shah, M. H., & Khan, F. (2020). Nexus between trade, CO_2 emissions, renewable energy, and health expenditure in Pakistan. *The International Journal of Health Planning and Management, 35*(4), 818–831. https://doi.org/10.1002/hpm.2912

Wang, C.-M., Hsueh, H.-P., Li, F., & Wu, C.-F. (2019). Bootstrap ARDL on health expenditure, CO_2 emissions, and GDP growth relationship for 18 OECD countries. *Frontiers in Public Health, 7*, 324. https://doi.org/10.3389/fpubh.2019.00324

Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach* (6th ed.). Cengage Learning.

World Bank. (2026a). *GDP (constant 2015 US$)* [Data set]. World Development Indicators. https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD

World Bank. (2026b). *Population growth (annual %)* [Data set]. World Development Indicators. https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.GROW

Zhai, T., Goss, J., & Li, J. (2017). Main drivers of health expenditure growth in China: A decomposition analysis. *BMC Health Services Research, 17*, 185. https://doi.org/10.1186/s12913-017-2119-1

Extended Summary

Economic and Environmental Determinants of Health Expenditures: An ARDL Bounds Testing Approach for Türkiye

Health expenditures are key indicators of health system sustainability and public resource allocation. In many OECD countries, health expenditures have increased faster than economic growth, raising their share in national economies (OECD, 2019; OECD, 2024). Economic growth may increase health expenditures by expanding healthcare demand and government resources (Newhouse, 1977; Hall and Jones, 2007), while improved living conditions and preventive healthcare may reduce certain healthcare needs (Ettner, 1996; Lindahl, 2005). Population growth may also increase healthcare demand, although its effects depend on demographic composition and age structure (Dieleman et al., 2017; Zhai et al., 2017).

Environmental factors are also important determinants of health expenditures. Renewable energy use may improve air quality and reduce health risks by decreasing fossil fuel dependence (Millstein et al., 2017; Mailloux et al., 2022). However, its relationship with health expenditures may vary across countries and periods (Shahzad et al., 2020; Ullah et al., 2020; Slathia et al., 2024). Against this background, this study investigates the short- and long-run relationships between real GDP, population growth, renewable energy use, and the health expenditure share in Türkiye during 1996–2023. Its main contribution lies in examining economic, demographic, and environmental factors within a single ARDL framework, while accounting for the COVID-19 period and distinguishing between short- and long-run relationships.

The study uses annual data for Türkiye covering 1996–2023. Health expenditure is measured as the natural logarithm of health expenditures as a percentage of GDP, while economic activity is represented by the logarithm of real GDP in constant 2015 US dollars, rather than the annual GDP growth rate. Population growth is measured by its annual percentage change, and renewable energy use by its share in primary energy consumption. A COVID-19 dummy variable takes the value of 1 for 2020 and subsequent years and 0 otherwise. Data are obtained from Our World in Data (2026), the World Bank (2026), and the Energy Institute (2026).

The study employs the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach (Pesaran et al., 2001), which accommodates I(0) and I(1) variables and is suitable for relatively small samples (Narayan and Smyth, 2005). Stationarity is examined using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test (Dickey and Fuller, 1981) under intercept and intercept-and-trend specifications. The results indicate that health expenditure is I(0), while the explanatory variables are I(1), supporting the applicability of the ARDL approach. The optimal ARDL lag structure is selected using the Akaike Information Criterion. Cointegration is assessed through the bounds test, while short-run dynamics and adjustment toward the estimated equilibrium are examined using the Restricted Error Correction Model (RECM).

The ARDL bounds test yields an F-statistic of 3.898. At the 5% significance level, this value lies between the lower critical bound of 3.23 and the upper critical bound of 4.35. Therefore, the test falls within the inconclusive region and does not provide definitive evidence of cointegration (Pesaran et al., 2001). However, the error correction term is negative and statistically significant. The ECT coefficient is -0.3879 with a p-value of 0.0004, suggesting that, within the estimated model, approximately 38.8% of the deviation from the estimated equilibrium level is corrected in the following period. This finding provides supporting evidence of a possible adjustment mechanism toward equilibrium (Kremers et al., 1992; Banerjee et al., 1998).

Nevertheless, the statistical significance of the error correction term does not, by itself, resolve the inconclusive bounds test result or establish cointegration definitively. The short-run results indicate that current and one-period lagged changes in real GDP are negatively and statistically significantly associated with the share of health expenditures in GDP at the 5% level. Population growth has no significant short-run effect. The contemporaneous effect of renewable energy is insignificant, whereas its one-period lagged effect is positive and significant at the 10% level. The COVID-19 dummy is also statistically insignificant. In the long run, the coefficients of real GDP, population growth, and renewable energy are negative but statistically insignificant. Therefore, the results do not provide sufficient statistical evidence of persistent long-run effects of these variables on the health expenditure share.

The negative short-run relationship between real GDP and the health expenditure share suggests that economic activity may affect the relative size of health expenditures differently across time horizons. However, this finding does not necessarily imply an absolute decline in health spending. Economic development may improve living conditions and preventive health capacity (Ettner, 1996; Lindahl, 2005), although this mechanism is not directly established by the results. The insignificant population growth coefficient suggests that demographic factors such as age structure and disease burden may be more relevant than aggregate population growth. The positive lagged short-run effect of renewable energy indicates that its relationship with health expenditures may emerge with a delay, consistent with findings by Shahzad et al. (2020) and Eryer (2025). Nevertheless, the insignificant long-run coefficients provide insufficient evidence of persistent effects. These findings should be interpreted cautiously given the inconclusive bounds test and the presence of residual autocorrelation.

Overall, the findings suggest that the relationships between real GDP, population growth, renewable energy use, and the share of health expenditures in GDP in Türkiye differ between the short and long run. Real GDP exhibits a negative and statistically significant short-run association, while the one-period lagged effect of renewable energy use is positive and significant at the 10% level. However, none of the long-run coefficients is statistically significant, indicating insufficient evidence of persistent long-run effects. The negative and significant error correction term suggests an adjustment mechanism toward equilibrium, although the inconclusive bounds test prevents a definitive conclusion regarding cointegration. Furthermore, residual autocorrelation represents a methodological limitation that should be considered when interpreting the findings. Future research incorporating alternative model specifications, robust estimation methods, and additional demographic and environmental indicators may provide more comprehensive evidence on health expenditure dynamics in Türkiye.

Ekler

Ek 1

Kısaltmalar Tablosu

ADF	Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
ARDL	Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli
COVID-19	Koronavirüs Hastalığı 2019
CUSUM	Ardışık Hataların Kümülatif Toplamı Testi
CUSUMSQ	Ardışık Hata Karelerinin Kümülatif Toplamı Testi
dum_covid	COVID-19 kukla değişkeni; 2020 ve sonrası = 1, önceki dönem = 0
ECM	Hata Düzeltme Model
ECT	Hata Düzeltme Terimi
GDP / GSYİH	Gayrisafi Yurt İçi Hasıla
LM	Lagrange Çarpanı Testi
ln_gdp	Reel GSYİH'nin doğal logaritması
ln_he	Kamu sağlık harcamalarının GSYİH içindeki payının doğal logaritması
OECD	Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü
ln_pop_growth	Yıllık nüfus artış oranı (%)
RECM	Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli
ln_renewable	Yenilenebilir kaynaklardan elde edilen birincil enerji tüketiminin payı (%)
RESET	Regresyon Denklemi Spesifikasyon Hatası Testi
UECM	Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli
VIF	Varyans Şişirme Faktörü
WDI	Dünya Kalkınma Göstergeleri