



SAĞLIK HARCAMALARININ BELİRLENMESİNDE SOSYO- EKONOMİK UNSURLARIN ETKİLERİ: TÜRKİYE VE SEÇİLMİŞ AB ÜLKELERİ ÜZERİNE PANEL VERİ ANALİZİ¹

Seyhan TAŞ²
Dilek ATILGAN³

Öz

Bireyin ve toplumun sağlık ihtiyaçlarının giderilmesi, korunması, geliştirilmesi ve devamlılığının sağlanması için yapılan tüm harcamalar sağlık harcamalarını oluşturmaktadır. Sağlık harcamaları, bireyin ve toplumun sağlık düzeyini ve bilincini yükseltirken, beşeri sermayeye olumlu yönde katkı sağlayarak ekonomik gelişmeyi hızlandırmaktadır. Özellikle iktisadi kalkınmada, beşeri sermayenin öneminin anlaşılması sağlık hizmetleri ve sağlık harcamalarına olan ilginin artmasına yol açmıştır. Bu kapsamda sağlık harcamalarının sürekli artış eğiliminde olması, sağlık harcamalarını etkileyen faktörlerin belirlenmesi ve maliyet yaratan unsurların ortaya çıkarılması hem politika yapıcılar hem de araştırmacılar tarafından incelenen önemli konuların başında gelmektedir. Bu çalışmanın amacı, 1995-2019 yılları arasında Türkiye ve veri varlığı durumuna göre seçilmiş 14 AB ülkesi için sağlık harcamalarının belirlenmesinde sosyo-ekonomik unsurların etkilerini araştırmaktır. Sosyal ve ekonomik değişkenler olarak iki farklı model kurulmuş olup ekonometrik tahminler dinamik panel veri yöntemleri ile araştırılmıştır. Analizler sonucu elde edilen bulgular, sosyal değişkenler üzerine kurulmuş modelde sağlık harcamalarının belirleyicilerini etkileyen en önemli unsurun doğuştan yaşam beklentisi olduğunu, ekonomik değişkenler üzerine kurulmuş modelde ise sağlık harcamalarının belirleyicilerini etkileyen en önemli unsurun kişi başı gelir ve enflasyon oranı olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Sağlık, Sağlık Harcamalarının Belirleyicileri, Panel Veri Analizi

Jel Sınıflandırması: I10, I15, C33

EFFECTS OF SOCIO-ECONOMIC FACTORS ON THE DETERMINATION OF HEALTH EXPENDITURES: PANEL DATA ANALYSIS ON TURKEY AND SELECTED EU COUNTRIES

Abstract

All expenditures made to meet, protect, develop and maintain the health needs of the individual and society constitute health expenditures. While health expenditures increase the health level and consciousness of the individual and society, they contribute positively to human capital and accelerate economic development. Understanding the importance of human capital, especially in economic development, has led to an increased interest in health services and health expenditures. In this context, the constantly increasing trend of health expenditures, determining the factors affecting health expenditures and revealing the cost-creating factors are among the important issues examined by both policy makers and researchers. The aim of this study is to investigate the effects of socio-economic factors on the determination of health expenditures for Turkey and

¹Bu çalışma, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü tarafından kabul edilen "Sağlık Harcamalarının Belirlenmesinde Sosyo-Ekonomik Unsurların Etkileri: Türkiye ve Seçilmiş AB Ülkeleri Üzerine Panel Veri Analizi" isimli doktora tezinden derlenmiştir.

²Prof. Dr., Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, seyhantas1@hotmail.com, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-9671-4838>.

³Dr., Bağımsız Araştırmacı, atlgndilek@hotmail.com, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-3776-558X>.

Atıf / To Cite: Taş, S. & Atılgan, D. (2023). Sağlık Harcamalarının Belirlenmesinde Sosyo-Ekonomik Unsurların Etkileri: Türkiye ve Seçilmiş AB Ülkeleri Üzerine Panel Veri Analizi. *Journal of Economics and Research*, 4(2), 47-73.

14 EU countries selected according to data availability between 1995-2019. Two different models were established as social and economic variables, and econometric forecasts were investigated with dynamic panel data methods. The findings obtained as a result of the analyzes reveal that the most important factor affecting the determinants of health expenditures in the model based on social variables is life expectancy at birth, while the most important factor affecting the determinants of health expenditures in the model based on economic variables is income per capita and inflation rate.

Keywords: Health, Determinants of Health Expenditures, Panel Data Analysis

Jel Classification: I10, I15, C33

GİRİŞ

Sağlık, bireylerin ve toplumların en temel ve vazgeçilmez ihtiyacıdır. İnsanoğlunun yaşam kalitesini yükseltmesi ve sürdürülebilir bir boyut kazandırması “sağlıklı olma” durumu ile mümkün olmaktadır. Sağlıklı bireyler daha iyi öğrenebilmekte, yeteneklerini geliştirebilmekte ve verimliliklerini artırarak daha yüksek gelirle yüksek refah seviyesine ulaşabilmektedir (Ağır ve Tıraş, 2018: 1558). Bu bakımdan hem bireysel hem de toplumsal önemi nedeniyle toplum sağlığı ülkelerin ulaşmak istediği hedefleri desteklemektedir. Ancak kalkınmakta olan ülkelerin, ekonomik kalkınmayı destekleyen bir sağlık politikası sürdürmeleri yeterli miktarda sağlık harcaması yapmalarına bağlıdır.

Ülkelerin sağlık düzeyleri; sağlık sistemi yapısı, organizasyonu, finansmanı gibi birçok unsurdan etkilendiği gibi sürdürülebilir sağlık sistemi, genetik faktörler, çevresel koşullar, sağlık harcama düzeyleri, ekonomik, sosyal ve demografik etkenlere dayanmaktadır (Budak, 2019: 11-14). Fakat her bir etkenin sağlık üzerindeki etkileri ülkeden ülkeye farklılık göstermektedir. Sağlık düzeyi arasındaki farklılıkların ve eşitsizliğin giderilmesine yönelik hedeflerin belirlenmesi için öncelikle farklılığın kaynağı ve bu farklılığa hangi etkenlerin ne derece etkide bulunduğu belirlenmesi gerekmektedir. Dolayısıyla sağlık hizmetlerinin disiplinler arası yöntemlerle analiz edilmesi ve yorumlanması bireysel açıdan olduğu kadar ekonomik etkileri nedeniyle toplumsal açıdan da önemlidir.

Lucas (1988), Mankiw-Romer-Weil (1992), tarafından Solow büyüme modellerinde dışsal olarak kabul edilen beşeri sermayenin içsel olarak kabul edilerek modele eklenmesi ile beşeri sermaye, üretim fonksiyonunda fiziksel sermayeden ayrı bir üretim faktörü olarak kabul edilmiştir. Bu durum sağlığın büyüme süreçlerine olan etkisinin önemini ortaya çıkarmış ve sağlık düzeylerinin yükseltilmesinin ekonomik büyümeyi hangi kanallardan olumlu etkilediğinin tartışılmasına yol açmıştır. Literatür kapsamında bu kanallar incelendiğinde, sağlık sektörünün zayıf olduğu ülkelerde sermayenin verimliliğinin olumsuz yönde etkilendiği, sağlık sektörünün güçlü olduğu ülkelerde ise ortalama ömür süresi ve verimliliklerdeki artışların beşeri sermayeye katkı sunarak fiziki yatırımları teşvik ettiği ileri sürülmüştür. Dolayısıyla ülke ekonomilerinin gelişmişlik düzeylerinde sağlık göstergelerin daha fazla göz önünde bulundurulması gerektiğini söylenebilmektedir.

Sağlık hizmetlerinin sunumu, sağlık hizmetleri organizasyonu, finansmanı ve milli gelirden sağlık hizmetlerine ayrılan kaynak tahsisi siyasal ve iktisadi doktrinlere göre şekillenmiştir. Dünyada ülkelerin liberal, sosyalist ya da karma modeller tercihi değiştikçe sosyo-ekonomik unsurların sağlık harcamaları üzerindeki etkileri de değişmektedir. Pandemi gibi büyük sağlık sorunları yaratan gelişmeler, ülkelerin hangi siyasal ya da iktisadi modellere tabi olsalar da sağlık hizmetleri sunumunun ağırlıklı olarak kamusal görev şeklinde sürdürülmesini, bu alana daha fazla kaynak ayrılmasını hatta uluslararası işbirliği içinde hareket edilmesini gerektirmiştir. Özellikle küresel sağlık risklerin artması, kişisel gelirin yükselmesi, tıp alanındaki teknolojik gelişmeler, demografik yapının değişmesi,

kronik hastalıklardaki artış, yetersiz beslenmeye bağlı hastalıklar, kentleşme, eğitim seviyesi ve sağlık bilincinin yükselmesi sağlık harcamalarına etki eden sosyo-ekonomik faktörlerin araştırılmasını önemli hale getirmiştir. Bu bağlamda literatürde, sağlık harcamalarını etkileyen sosyal değişkenlerin başında; nüfusun büyüklüğü ve artış hızındaki değişimler, kaba doğum oranı, doğuştan yaşam beklentisi, bebek ve çocuk ölüm oranı, eğitim düzeyi, kentleşme oranı ve sosyal değer yargılarının değişmesi gelmekte iken, ekonomik değişkenlerin başında, kişi başı GSYİH, enflasyon oranı, işsizlik oranı ve teknolojik gelişmeler gelmektedir.

Sağlık harcamaları konusu sağlık ekonomisinin odak noktası haline gelmiştir. Bu bağlamda, sağlık harcamalarını belirleyen sosyo-ekonomik unsurların analizi, sağlık harcamalarındaki değişimin kaynaklarının ortaya konulmasına ve sağlık harcama ve politikalarında sürdürülebilirliğinin sağlanabilmesi için göz önünde bulundurulması gereken unsurların ortaya çıkmasını sağlayacaktır. Bu açıdan sağlık harcamalarına etki eden genetik faktörler, çevresel koşullar, sağlık harcama düzeyleri, sağlık hizmetlerine ulaşım, ekonomik, sosyal ve demografik faktörlerin incelenmesi ve araştırılmasının ilgili literatüre önemli katkılar sunacağı düşünülmektedir.

Bu bilgiler ışığında çalışmanın temel amacı Türkiye ve seçilmiş AB ülkelerinde sağlık harcamalarının sosyo-ekonomik belirleyicilerini tespit etmektir. İki farklı model üzerine kurulan çalışmanın ekonometrik tahminleri için güncel dinamik panel veri yöntemlerinden yararlanılarak sağlık harcamalarına etki eden sosyo-ekonomik unsurlar değerlendirilecektir. Analizlerden elde edilecek sonuçlara göre, iki farklı model kapsamında belirlenen değişkenlerin sağlık harcamalarını hangi oranda etkilediği ve hangi değişkenlerin sağlık harcamaları üzerinde daha fazla etkili olduğu sonucuna varılacaktır. Böylelikle sağlık harcamalarını etkileyen ve maliyet yaratan unsurların ortaya çıkarılarak sağlık sistemlerinin sürdürülebilirliğini sağlamaya yönelik politika önerileri sunulacaktır.

1. LİTERATÜR ÖZETİ

Sağlık harcamalarının belirlenmesinde sosyo-ekonomik unsurların etkilerini ele alan çalışmalar incelendiğinde, ampirik olarak panel veri analizlerinin daha yoğun olduğu görülmektedir. Çalışmaların sonuçları; kullanılan sağlık göstergeleri türüne (doğuştan yaşam beklentisi, bebek ölüm oranı ve bağımlı nüfus vb), incelenen dönem aralığına ve ülke gruplarına bağlı olarak farklılık göstermektedir. Bu farklılıklar sağlık harcamalarının belirlenmesinde önemlilik arz etmektedir. Literatür incelediğinde, “sağlık harcamalarının sosyo-ekonomik belirleyicilerinin analizinde, kişi başı GSYİH olmak üzere çoğunlukla yaşlanan nüfus (65 yaş üzeri nüfusun toplam nüfus içindeki payı), 15 yaş altı nüfus, bebek ölüm oranı, kaba ölüm oranı, kaba doğum oranı, hekim başına düşen hasta sayısı, hastane yatak sayısı, doğurganlık oranı, kentleşme oranı, işsizlik oranı, enflasyon oranı ve çevresel faktör olarak da genellikle karbondioksit emisyonu (CO₂)” kullanılmaktadır.

Murthy ve Ukpolo (1995) çalışmalarında, ABD için 1960-1987 dönemi verileri ile sağlık harcamalarının belirleyicilerini eşbütünleşme testleri ile analiz etmişlerdir. “Kişi başı sağlık harcaması, kişi başı GSYH, toplam sağlık harcamaları içinde kamu sağlık harcamalarının oranı, sağlık hizmetlerinin fiyatı, muayene ücreti ve yaş değişkenlerinin” kullanıldığı çalışmada, eşbütünleşme ilişkisine rastlanmış ve değişkenlerin sağlık harcamalarını belirlemede etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Hansen ve King (1996) sağlık harcamalarının belirleyicilerini test ettikleri çalışmalarında, bağımlı değişken olarak sağlık harcaması bağımlı değişken gelir, 65 yaş üstü ve 15 yaş altı nüfus, kamu sağlık harcaması ve sağlık harcamalarının nispi fiyatı bağımsız

değişken olarak kullanmışlardır. Değişkenlerin logaritması alınarak gerçekleştirilen analizde 20 OECD ülkesi yer almaktadır. Engle- Granger eşbütünleşme testinin kullanıldığı çalışmada sonuçlar, kişi başı gelir seviyesinin sağlık harcamalarını belirlemede tek başına yeterli olmadığı yönündedir.

Hitris (1997) çalışmasında, OECD ve AB'ye üye 10 ülkeyi analizine dâhil ederek 1960-1991 dönemi verileri ile sağlık harcamalarını etkileyen faktörleri araştırmıştır. Panel EKK metodunun kullanıldığı bu çalışmada, “kişi başı GSYİH, sağlık harcamalarının toplam kamusal harcamalara oranı, bağımlı nüfus oranı (20-64 arası yaştaki toplam nüfusa oranı), 0-19 yaş + 64 yaş üzeri nüfusun enflasyon oranı ve bir kukla değişken” analize dahil edilmiştir. Ampirik bulgular, gelirin, sağlık harcamasının en önemli belirleyicisi olduğunu göstermektedir.

Barros (1998), 24 OECD ülkesini incelediği çalışmasında 1980-1990 dönemini ele almıştır. Statik panel veri yönteminin uygulandığı çalışmada değişken olarak gelirin sağlık harcamaları üzerinde oldukça güçlü bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Dreger ve Reimers (2005) çalışmalarında, sağlık harcamalarının belirleyicilerini 21 OECD ülkesi için 1975-2001 dönemi verileri kullanarak test etmişlerdir. Panel birim kök ve eşbütünleşme testlerinin kullanıldığı çalışmada kişi başı sağlık harcaması, kişi başı GSYİH, yaşam beklentisi, 65 yaş üstü nüfus ve bebek ölüm oranı değişken olarak analize dâhil edilmiştir. Yapılan analizlerde, sağlık harcamalarının sadece gelire belirlenmediğini doğuştan yaşam beklentisi, bebek ölüm oranı ve 65 yaş üstü nüfus değişkenlerinin de sağlık harcamalarını belirlemede önemli bir faktör olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Mosca (2007) çalışmasında, 20 OECD ülkesi için 1990-2000 dönemi verileri ile sağlık harcamalarının belirleyicilerini statik panel veri yöntemiyle test etmiştir. Kişi başı sağlık harcaması, 1000 kişiye düşen doktor sayısı, 1000 kişiye düşen yatak sayısı, 19 yaş altı nüfus, 80 yaş üstü nüfus ve işsizlik oranı değişken olarak analize dâhil edilmiştir. Ampirik sonuçlar, işsizlik oranı ve yaş yapısındaki farklılıkların (19 yaş altı nüfus ve 80 yaş üstü nüfus) sağlık harcamalarının belirlenmesinde en önemli değişkenler olduğunu göstermektedir.

Ang (2010), Avustralya’da sağlık harcamalarının belirleyicilerini 1960-2003 dönemi için incelemiştir. Kişi başı sağlık harcaması, kişi başı GSYH, 15 yaş altı nüfus, 65 yaş ve üstü nüfus, sağlık sektöründe istihdam oranı ve kamu sağlık harcaması oranı değişken olarak kullanılmıştır. Error Correction Model (ECM)’inin uygulandığı çalışmada kullanılan değişkenlerin sağlık harcamaları üzerinde önemli etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Dhoro vd. (2011) Zimbabwe için yapmış oldukları çalışmada, Engle-Granger eşbütünleşme testini kullanarak kamu sağlık harcamalarının temel belirleyicilerini 1975-2005 dönemi verileri ile incelemiştir. “Kişi başı GSYİH, okuryazarlık oranı, enflasyon, kişi başı düşen dış sağlık yardımı, nüfus ve yaşam beklentisi” değişken olarak kullanılmıştır. Analiz bulguları; nüfus hariç diğer değişkenlerin kamu sağlık harcamalarının temel belirleyicisi olduğu yönündedir.

Furuoka vd. (2011) çalışmalarında, panel veri yöntemi ile 1995-2008 dönemi için 12 Asya ülkesinde sağlık harcamalarının belirleyicilerini incelemiştir. Sonuçlar, kişi başı GSYİH ile 65 yaş ve üstü bağımlı nüfus (toplam nüfus %) oranı arttıkça sağlık harcamalarının da arttığı yönündedir.

Magazzino ve Mele (2012), İtalya’da sağlık harcamalarının belirleyicilerini test etmek için 1980-2009 dönemi verilerini kullanmışlardır. Analiz sonuçları, kişi başı GSYİH, işsizlik oranı, hastane yatak sayısı, kentleşme ve ortaokul düzeyindeki nüfusun toplam nüfus içindeki payının sağlık harcaması üzerinde etkili olduğu; kaba ölüm oranı, kaba doğum

oranı, doktor başına düşen hasta sayısı, yaşlanma endeksi değişkenlerinin sağlık harcamalarının belirleyicileri olmadığını ortaya koymuştur.

Samadi ve Rad (2013) çalışmalarında, EKO ülkelerindeki sağlık harcamalarının belirleyicilerini panel eşbütünleşme testleri ile 1995-2009 verilerini kullanarak araştırmışlardır. Kişi başı sağlık harcamaları, kişi başı GSYİH, 15 yaş altı nüfus, bağımlı nüfus, hekim sayısı ve kentleşme oranı değişkenleri analize dâhil edilmiştir. Analiz bulguları, söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin olduğu yönündedir.

Han vd. (2013) çalışmalarında, Kore’de 16 il kapsamında 2003-2010 dönemi verileri ile sağlık harcama belirleyicilerini araştırmışlardır. Sağlık giderlerinin yıllık artış oranı bağımlı değişken, sağlık sigortası kullananların sayısı ile 65 yaş ve üstü nüfusun bağımsız değişken olarak kullanıldığı çalışmada, sağlık harcamalarının belirleyicisinin 65 yaş ve üstü nüfus olduğu tespit edilmiştir.

Boachie vd. (2014) Engle-Granger eşbütünleşme testini uyguladıkları çalışmalarında, Gana için kamu sağlık harcamalarının çevresel ve sosyo-ekonomik belirleyicilerini 1970-2008 dönemi için araştırmışlardır. Kamu sağlık harcamaları, kişi başı GSYİH, CO2 emisyonu, kaba doğum oranı, doğumda yaşam beklentisi, enflasyon ve kentleşme oranı değişken olarak kullanılmıştır. Ampirik sonuçlar, kişi başı GSYİH, doğumda yaşam beklentisi ve kaba doğum oranının kamu sağlık harcamalarını pozitif yönde etkilediğini göstermektedir.

Casasnovas ve Bori (2014) yapmış oldukları çalışmada, sağlık harcamalarının sosyo-ekonomik belirleyicilerini 32 OECD ülkesi için 1980-2010 dönemi verilerini kullanarak araştırmışlardır. Kişi başı sağlık harcaması, işsizlik oranı ve gini katsayısı değişken olarak analize dâhil edilmiştir. Panel veri analizlerinde işsizlik oranı ve gini katsayısının sağlık harcamalarını belirlemede etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Rezaei vd. (2015) yapmış oldukları çalışmada, İran için sağlık harcamalarının belirleyicilerini 1978-2011 dönemi için sınımışlardır. Hata düzeltme yönteminin (Error Correction Model-ECM) kullanıldığı çalışmada, kişi başı sağlık harcaması, kişi başı GSYİH, kentleşme oranı, okuryazarlık oranı, 10.000 kişiye düşen doktor sayısı ile 65 ve yaş üstü nüfus değişkenleri analize dâhil edilmiştir. Analiz sonucunda, kişi başı GSYİH, kentleşme oranı ve okuryazarlık oranının sağlık harcamalarını artırdığı, 10.000 kişiye düşen doktor sayısı ile 65 yaş ve üstü nüfus oranının sağlık harcamalarını azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Arun ve Kumar (2016) çalışmalarında, 1995-2013 dönemi verileri ile BRICS ülkelerinde kamu sağlık harcamalarının sağlık göstergeleri üzerindeki etkilerini statik panel veri yöntemiyle incelemişlerdir. Kamu sağlık harcaması, kişi başı GSYİH, kaba ölüm oranı, doğuştan yaşam beklentisi, bebek ölüm oranı (1000 canlı doğumda), 5 yaş altı bebek ölüm oranı, bağımlı ile toplam nüfus değişkenleri analize dâhil edilmiştir. Kamu sağlık harcamalarının belirlenmesinde kullanılan değişkenlerin sağlık harcamalarını artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Wooi ve Selvaratnam (2018) çalışmalarında, Malezya’da 1970-2017 dönemi verileri ile kamu sağlık harcamalarına etki eden faktörleri araştırmışlardır. ARDL sınır testinin kullanıldığı çalışmada, kişi başı GSYİH, sağlık hizmetlerinin fiyatı, bebek ölüm oranı ile bağımlı nüfus değişkenleri analize dâhil edilmiştir. Ampirik sonuçlar, kullanılan değişkenlerin uzun vadede kamu sağlık harcamalarına etki eden en önemli faktörler olduğunu göstermektedir.

Ecevit vd. (2018) yapmış oldukları çalışmada, Türki Cumhuriyetlerinde sağlık harcamalarının belirleyicilerini çeşitli nedensellik, eşbütünleşme ve eşbütünleşme katsayı

(DOLS ve FMOLS) testleri ile 1995-2015 dönemi için incelemiştir. Sağlık harcaması gelir, 65 yaş ve üstü nüfus, kentleşme oranı ve 1000 kişiye düşen doktor sayısı değişken olarak analizlere dahil edilmiştir. Analiz sonuçları, kişi başı GSYİH, kentleşme ve 65 yaş üzeri nüfusun kişi başına sağlık harcamalarının belirleyicileri olduğunu göstermektedir.

Şahin ve Temelli (2019) çalışmalarında, sağlık harcamalarının belirleyicilerini 18 OECD ülkesinde 2000-2015 dönemi itibariyle araştırmışlardır. Kişi başı sağlık harcaması bağımlı değişken kişi başı GSYİH, yaşam beklentisi, bağımlı nüfus, doğum oranı ve nüfus artışı bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Sonuçlar, kişi başı sağlık harcaması belirleyicilerinin; kişi başı GSYİH, doğumda yaşam beklentisi, 65 yaş ve üstü nüfus ve kaba doğum oranı olduğunu göstermektedir.

Zhou vd. (2020) çalışmalarında, gelişmekte olan 22 ülkeyi 2000-2018 dönemi verileriyle ele almışlardır. Sağlık harcamalarının belirleyicilerini test ettikleri çalışmada, kamu sağlık harcamaları, cepten yapılan ödemeler, 65 yaş ve üstü nüfus, kişi başı GSYİH, tarım (katma değer), ve sanayileşme değişkenleri kullanılmıştır. Panel eşbütünleşme test sonuçlarına göre kişi başı GSYİH ile 65 yaş ve üstü nüfusun sağlık harcamalarını artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Takura ve Miura (2022) çalışmalarında, Asya ülkelerinde sağlık sigortasının sosyoekonomik belirleyicilerini 2015-2017 dönemi kapsamında araştırmışlardır. Buna göre gelir, işsizlik, yolsuzluk ve nüfus faktörlerinin sağlık harcamalarını etkilediği sonucu elde edilmiştir.

2. VERİ SETİ, MODEL VE METODOLOJİ

2.1. Veri Seti ve Model

Çalışmada, Türkiye ve veri varlığı durumuna göre seçilmiş 14 AB ülkesi için sağlık harcamalarının belirlenmesinde sosyo-ekonomik unsurların etkileri 1995-2019 dönemi yıllık verileri ile araştırılmıştır. Çalışma, sosyal ve ekonomik değişkenler olarak iki farklı model üzerine kurulmuştur. Kurulan modellerin bağımlı değişkenleri aynı bağımsız değişkenleri farklılık göstermektedir. Kullanılan veriler ile ilgili ayrıntılı bilgiler Tablo 1’de sosyal ve ekonomik değişkenlere ait değişkenlere ait bilgiler sunulmaktadır.

Tablo 1: Sosyal ve Ekonomik Değişkenlere Ait Değişkenlerin Tanımlanması

Değişkenler	Tanımlama	Veri Ulaşılabilirliği
Sosyal Değişkenler		
LKSH	Logaritmik Kişi Başlı Sağlık Harcaması (ABD \$)	Dünya Bankası (WB, 1995-2019)
LDY	Logaritmik Doğuşta Yaşam Beklentisi (Toplam, Yıl)	Dünya Bankası (WB, 1995-2019)
LBO	Logaritmik Bebek Ölüm Oranı (1000 Canlı Doğumda)	Dünya Bankası (WB, 1995-2019)
LYN	Logaritmik 65 Yaş ve Üstü Nüfus (Toplam Nüfusun %’si)	Dünya Bankası (WB, 1995-2019)
LKT	Logaritmik Kentleşme (Toplam Nüfusun %’si)	Dünya Bankası (WB, 1995-2019)
Ekonomik Değişkenler		
LKSH	Logaritmik Kişi Başlı Sağlık Harcaması (ABD \$)	Dünya Bankası (WB, 1995-2019)
LGR	Logaritmik Kişi Başlı GSYİH (Cari ABD \$)	Dünya Bankası (WB, 1995-2019)

LEN	Logaritmik Tüketici Fiyat Endeksi	Dünya Bankası (WB, 1995-2019)
LIS	Logaritmik İşsizlik Oranı	Dünya Bankası (WB, 1995-2019)

Ekonomik analizlerde Türkiye ve seçilmiş (Avusturya, Belçika, Çek Cumhuriyeti, Yunanistan, Danimarka, Finlandiya, Almanya, Lüksemburg, Fransa, Polonya, İspanya, Portekiz, İsveç, Türkiye ve Slovakya) 14 AB ülkesi modele dahil edilmiştir.

Tablo 1’de gösterilen değişkenlerin logaritmik dönüşümleri yapılmış ve oluşturulan modeller Denklem (1) ve Denklem (2)’ de gösterilmiştir.

Sosyal Değişkenlere Ait Model 1:

$$LKSH_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} LDY_{it} + \beta_{2i} LBO_{it} + \beta_{3i} LYN_{it} + \beta_{4i} LKT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Ekonomik Değişkenlere Ait Model 2:

$$LKSH_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} LGR_{it} + \beta_{2i} LEN_{it} + \beta_{3i} LIS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$(i = 1 \dots, 15) \text{ ve } (t = 1995 \dots, 2019)$$

İki modelde de yatay kesit boyutunu (i), zaman boyutunu (t), belirtmektedir. Modellerde “KSH” kişi başı sağlık harcamasını, “DY” doğuştan yaşam beklentisini, “BO” bebek ölüm oranını, “YN” 65 yaş ve üstü nüfusu, “KT” kentleşme oranını “GR” kişi başı GSYH’yi, “EN” enflasyon oranını, “IS”, işsizlik oranını, α_i sabit terimi, ε_i hata terimini göstermektedir. Denklem (1) ve Denklem (2)’yi tahmin edebilmek için ön testlerden olan yatay kesit bağımlılığı ve homojenite testinin yapılması gerekmektedir. Ön test sonuçlarına göre birim kök, eşbütünleşme ve eşbütünleşme tahminci testleri seçilmektedir (Çınar, 2010: 594).

2.2. Metodoloji

Sağlık harcamalarının belirlenmesinde sosyo-ekonomik unsurların etkilerini test etmek amacıyla, sosyal ve ekonomik değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkini belirlemeden önce ilk olarak kurulan modellerde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığına karar vermek gerekmektedir. Yatay kesit bağımlılığının tespitinde, “Breusch ve Pagan (1980) LM (Lagrange Multiplier) testi, CD (Cross Section Dependent) testi ve CDLM testi (Pesaran (2004)) ile Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen LM_{adj} (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier)” testleri kullanılmaktadır. Yatay kesit bağımlılığının tespitinde “Breusch ve Pagan, (1980); Pesaran, (2004); Pesaran vd. (2008)” testleri kullanılmaktadır. Bu testlerden ilki, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen ve Denklem (3)’te gösterilen Lagrange Multiplier (LM) testidir.

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2, \sim X^2 N(N-1)/2 \quad (3)$$

Breusch and Pagan (1980) CD_{LM} testi T>N durumunda kullanılmaktadır. Pesaran (2004) tarafından geliştirilen test istatistiği Denklem (4)’te gösterilmektedir.

$$CD = \sqrt{\frac{1T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \hat{\rho}_{ij}^2 + 1) \quad (4)$$

Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD_{LM} testi hem N hem de T'nin büyük olduğu durumlarda geçerlidir. Test, $T \rightarrow \infty$ ve sonra $N \rightarrow \infty$ olduğu durumda yatay kesit bağımlılığının olmadığını varsaymaktadır. Ancak N büyüdükçe sapmalar artmaktadır. Bundan dolayı Pesaran (2004), N>T olduğu durumlarda yatay kesit bağımlılığı için CD_{LM}

testini geliştirmiştir. Denklem (5)'te $N > T$ olduğu durumlarda kullanılan test istatistiği gösterilmektedir.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (5)$$

Test yatay kesit kalıntıları arasındaki korelasyon katsayılarının toplamına dayandırılmaktadır. Yatay kesit bağımlılığının olmadığını ifade eden boş hipotez altında test istatistiği normal dağılımı göstermektedir (Pesaran, 2004: 9). Bir diğer yatay kesit bağımlılığı testi ise Denklem (6)'da gösterilen Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş LM_{adj} testidir.

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2}{N(N-1)}\right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^{2-\mu} T_{ij}}{\sqrt{v^2 T_{ij}}} \sim N(0,1) \quad (6)$$

Denklem (6)'da, " k , regresörlerin sayısıdır, μ_{Tij} ve v^2_{ij} Pesaran ve diğerleri tarafından sağlanan $(T-k)$ $\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin sırasıyla ortalaması ve varyansdır" (Pesaran vd. 2008: 108). Bu testler için oluşturulan boş hipotez yatay kesit bağımlılığı yoktur şeklinde iken, alternatif hipotez yatay kesit bağımlılığı vardır üzerine kuruludur.

Test sonuçlarına göre, boş hipotezin reddedilememesi birinci nesil birim kök testlerin uygulanmasını gerektirmektedir. Boş hipotezin reddedilmesi ise yatay kesit bağımlılığını göstermekle birlikte ikinci nesil birim kök testlerinin uygulanmasını sağlamaktadır (Baltagi, 2008: 284).

Yapısal kırılmalı birim kök testleri, hem sert kırılmalara hem de kademeli kırılmalara izin vermektedir. Testin modellenmesi aşamasında kırılma tarihlerinin önceden bilinmesine gerek duyulmamaktadır. Bu çalışmada, Nazlıoğlu ve Karul (2017) tarafından geliştirilen "kademeli geçiş ve kesitler arası bağımlılığa" izin veren LM panel birim kök testi kullanılmıştır. Fourier LM birim kök testi, Becker vd. (2006)'nın Fourier durağanlık testine dayanmaktadır. Panel Fourier LM birim kök testi, "yatay kesit bağımlılığı ve heterojenite içeren bir panel LM testi" olmakla birlikte panel birim kök literatürünü ani olmayan kırılmalar ile genişletmektedir. Test prosedürü, yapısal kaymaların Fourier yaklaşımıyla modellendiği Enders ve Lee (2012a) tarafından geliştirilen zaman serisi LM testinin bir panel uzantısıdır. Fourier LM birim kök testinde bireysel istatistiğin dağılımı Fourier frekansına bağlıdır ve panel istatistiği standart normal dağılımlıdır. Testin küçük örnek özellikleri, farklı veri üretme süreçleri için Monte Carlo simülasyonları ile araştırılmaktadır (Nazlıoğlu ve Karul, 2017: 2-3). Testin boş hipotezi "Birim kök vardır" şeklindedir. Boş hipotezin varsayımı altında test prosedürü Denklem (7) ve Denklem (8)'de gösterilmektedir.

$$y_{it} = a_{i\lambda}(t) + r_{it} + \lambda_i F_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$r_{it} = R_{i,t-1} + \mu_{it} \quad (8)$$

Denklem (7) ve (8)'de " r_{it} ; rassal yürüyüş sürecini, F_t ; gözlemlenemeyen ortak faktörü, λ_i ; ağırlıkları göstermekte ve (t) zamanın bir fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır. Denklem (9)'da ise " κ ; fourier frekans olmak üzere $b_i \neq 0$ iken de sabit terimde ve trend de oluşacak formu önceden bilinmeyen yapısal kırılmaların fourier sürecini" ifade etmektedir.

$$a_{it} = a_i + b_i t + \sum_{k=1}^n \gamma_{ki} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \gamma_{ki} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad n \geq T / \quad (9)$$

Kesitler arası bağımlılık durumunda, Denklem (10);

$$z_t = \left[1, \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right]', \delta_i = [a_i b_i \gamma_{1i} \gamma_{2i}]', \tilde{\delta}_i = \delta_i - \bar{\delta} \tilde{\lambda}_i \text{ ve } \tilde{\lambda}_i = \frac{\lambda_i}{\lambda} \quad (10)$$

Burada ortak faktör (F_t) yerini bağımlı değişkenin kesit ortalaması olan (\bar{y}_t) 'ye dönüştürülmesi kapsamında Denklem (11)'deki gibi gösterilmektedir (Nazlıoğlu ve Karul, 2017: 189-190):

$$r_{it} = a_r(t) + \lambda_r \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

LM istatistiği Enders ve Lee (2012) tarafından önerilen;

$$\tilde{t}_i(k) = \phi'' / se(\phi'') \quad (12)$$

$P_{LM}(k)$ istatistiği, “k tane bireysel istatistiklerin ortalaması” ile elde edilmektedir ve $P_{LM}(k) = N^{-1} \sum_{k=1}^n \tilde{t}_i(k)$ ile hesaplanmaktadır. $T \rightarrow \infty$ ve sonra $N \rightarrow \infty$ durumunda “ $P_{LM}(k)$, ortalama ξk ve varyans ζ^2 ile (k) ile standart normal dağılıma yakınsamaktadır”. Buna göre;

$$z_{LM}(k) = \frac{\sqrt{N}(P_{LM}(k) - \xi(k))}{\zeta(k)} \sim N(0,1) \quad (13)$$

Denklem (13) elde edilmektedir. ξk ve varyans ζ^2 ile “k” istatistikleri sırasıyla ortalama ve varyansların ortalamasını göstermektedir.

Eğim katsayılarının homojen mi heterojen mi olduğunun testi Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen delta testi (Slope Homogeneity Test - Δ testi) ile araştırılmaktadır (Pesaran ve Yamagata, 2008: 67-69). Test istatistiğinin tanımı Denklem (14)'teki gibidir.

$$\Delta = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \hat{\delta} - k}{\sqrt{2k(T-k-1)/T+1}} \right) \sim N(0,1) \quad (14)$$

Analizlerde yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testlerinin seçilmesi sapmalı sonuçları elde etmemek açısından önemlidir. Bu doğrultuda çalışmada, serilerin düzeyde birim kök sürece sahip olduğundan hareketle “Westerlund ve Edgerton (2008)’un yapısal kırılmalı eşbütünleşme” testinden yararlanılmaktadır. Westerlund ve Edgerton (2008)’un yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi, “Lagrange Multiplier (LM) temelli, (Schmidt ve Phillips (1992), Ahn (1993) ve Amsler ve Lee (1995))” birim kök testlerinden geliştirilmiştir. Test hem yatay kesit bağımlılığı ve yapısal kırılmaları dikkate almakta hem de değişen varyans ve serisel korelasyona izin vermektedir. Testin boş hipotezi, “değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur” şeklinde olup test istatistiği Denklem (15) ve (16)'da gösterilmektedir.

$$y_{i,t} = a_i + n_{i,t} + \delta_i D_{i,t} + \dot{x}_{i,t} \beta_i + (D_{i,t} x_{i,t})' \gamma_i + z_{i,t} \quad (15)$$

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} + w_{i,t} \quad (16)$$

Yukarıda gösterilen denklemlerde $i = 1, 2, \dots, N$ panel üyelerini $t = 1, 2, \dots, T$ zaman boyutunu ifade etmektedir. Denklem (15)'te yer alan $D_{i,t}$ kuklası ise; $D_{i,t} = 1, t > T_i, 0$ diğer şeklinde tanımlanmaktadır. a_i ve β_i kırılmadan önceki sabit terim ve eğim katsayısını belirtirken δ_i ve γ_i kırılmadan sonraki değişimi ve $w_{i,t}$ ise hata terimini göstermektedir.

Westerlund ve Edgerton (2008) Denklem (15) ve (16)'da elde edilen istatistiksel hesaplamalar ile panel eşbütünleşme testini elde etmek amacıyla aşağıdaki denklemleri tanımlamıştır.

$$LM_\phi(i) := T \hat{\phi}_i \left(\frac{\hat{w}_i}{\hat{\sigma}_i} \right) \quad (17)$$

$$LM_\phi(i) := \frac{\hat{\phi}_i}{SE(\hat{\phi}_i)} \quad (18)$$

Denklemlerde, $\hat{\phi}_i$ EKK tahmini, $\hat{\sigma}_i$ standart hata, \hat{w}_i uzun dönem varyansı $SE(\hat{\phi}_i)$ ise $\hat{\phi}_i$ 'nin tahmini standart hatasını göstermektedir. Standartlaştırılmış test istatistikleri Denklem (19) ve (20)'de gösterilmektedir.

$$Z_{\phi}(N) = \sqrt{N} \left(\overline{LM}_{\phi}(N) - E(B_{\phi}) \right) \quad (19)$$

$$Z_{\tau}(N) = \sqrt{N} \left(\overline{LM}_{\tau}(N) - E(B_{\tau}) \right) \quad (20)$$

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlendikten sonra, uzun dönem eşbütünleşme katsayıları tahmin edilmiştir. Uzun dönem katsayılarının elde edilmesinde birçok farklı yöntem bulunmakla birlikte bu çalışma da yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliği dikkate alan Eberhardt ve Bond (2009)'un geliştirildiği AMG (Augmented Mean Group Estimator) tahminci kullanılmıştır. Bu yöntem hem panelin geneli hem de ülke bazlı katsayıları hesaplayabilmektedir. İkinci nesil tahmincilerden olan “Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG)” tahmincisi iki aşamalı bir yöntem tahmincisini önermektedir (Eberhardt ve Bond, 2009: 2):

$$y_{it} = \beta'_i X_{it} + u_{it} \quad u_{it} = a_i + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta'_{mi} g_{mt} + \rho_{1mi} f_{1mt} + \dots + \rho_{nmi} f_{nmt} + v_{mit} \quad (22)$$

$$m = 1, \dots, k \text{ ve } f_{mt} \subset f_t \quad (23)$$

$$f_t = \varphi' f_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ve } g_t = K' g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Denklemlerde $i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$ olmak üzere x_{it} gözlemlenebilir eş değişkenler vektörü, a_i gruba özgü sabit etkiler bileşeni, f_t ve g_t ortak faktörler seti, λ_i yatay kesit birimlere özgü faktörü belirtmektedir.

$$y_{it} = a_i + b'_i x_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t + e_{it} \quad (25)$$

$$\hat{b}_{AMG} = N^{-1} \sum_i \hat{b}_i \quad (26)$$

Denklem (25)'te gösterilen ikinci aşamada, zaman kuklası değişkeni bir yatay birime ait regresyona dahil edilmektedir. AMG tahmincisi bireysel ülke tahminlerin ortalaması olarak elde edilmekte ve testin boş hipotezi “katsayılar istatistiksel olarak anlamsız” alternatif hipotezi “katsayılar istatistiksel olarak anlamlı” biçimindedir.

3. EKONOMİK TAHMİN BULGULARI

Analizlerde her iki model için sırasıyla yatay kesit bağımlılığı, panel birim kök, eğim katsayılarının homojenliği, eşbütünleşme ve eşbütünleşme tahmincisi testleri uygulanmaktadır. Elde edilen ampirik bulgular ayrıntılı şekilde açıklanmaktadır.

3.1. Sosyal Değişkenlere Ait Model Bulguları

Sosyal değişkenlere ait model üzerine yapılan ekonometrik tahmin bulguları aşağıdaki testlerde sunulmaktadır. 1980'li yıllardan sonra artan sermaye hareketliliği ve küreselleşmenin hızlanması ile birlikte bir ülkede ortaya çıkan bir şokun diğer ülkeleri etkileme durumu söz konusudur. Bu durum ekonometrik analizlerde yatay kesit bağımlılığı ile belirlenmektedir.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Bulguları

Değişkenler	LKSH	LDY	LBO	LYN	LKT
Testler	İst -Prob Değerleri	İst -Prob Değerleri	İst -Prob Değerleri	İst -Prob Değerleri	İst -Prob Değerleri
CD _{lm1} (BP,1980)	185.734*** (0.000)	224.892*** (0.000)	224.847** (0.042)	224.327*** (0.000)	167.236*** (0.000)
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	5.571*** (0.000)	8.273*** (0.000)	1.788** (0.037)	8.234*** (0.000)	4.295*** (0.000)
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	-1.959** (0.025)	-2.806*** (0.003)	-2.114** (0.017)	-2.971*** (0.001)	-2.353*** (0.009)
LM _{adj} (PUY, 2008)	9.539*** (0.000)	9.989*** (0.000)	5.224*** (0.000)	1.863** (0.031)	12.513*** (0.000)
Eşbütünleşme Denklemi					
İst -Prob Değerleri					
CD _{lm1} (BP,1980)	154.418***			(0.001)	
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	3.410***			(0.000)	
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	-1.377*			(0.087)	
LM _{adj} (PUY, 2008)	2.897***			(0.000)	
**** işaretleri %1, *** işaretleri %5 ve ** işaretleri %10 seviyesinde anlamlılığı belirtmektedir. Parantez içindeki değerler Prob değerlerini göstermektedir.					

Bulgular Tablo 2’de sunulmakta ve test sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde boş hipotez reddedilerek hem serilerde hem de eşbütünleşme denkleminde yatay kesit bağımlılığının olduğuna karar verilmektedir. Analiz sonuçlarına göre yatay kesit bağımlılığının varlığı bir ülkede ortaya çıkan ekonomik krizin diğer ülkeleri etkilediğini göstermektedir.

Yatay kesit bağımlılığının varlığı ikinci nesil birim kök testlerinden olan ve Nazlıoğlu ve Karul (2017) tarafından geliştirilen Fourier LM birim kök testinin uygulanmasına olanak sağlamaktadır. Söz konusu testin boş hipotezi “birim kök vardır” biçimindedir. Tablo 3’te bağımlı değişken LKSH’nin Fourier LM birim kök test bulguları sunulmaktadır.

Tablo 3: LKSH Değişkeni Fourier LM Birim Kök Test Bulguları

Ülkeler	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Avusturya	0.718	1.107	1.338
Belçika	-0.003	-0.115	-0.015
Çekya	1.088	1.050	1.534
Yunanistan	0.433	-1.811	-1.126
Danimarka	0.384	0.176	0.044
Finlandiya	-1.082	-1.026	-1.391
Almanya	1.115	2.401	1.934
Lüksemburg	0.478	-0.406	-0.660
Fransa	1.218	-0.184	-0.311
Polonya	-3.068	0.706	-0.015
İspanya	1.996	-1.122	-0.031
Portekiz	0.703	0.012	-0.004
İsveç	-1.192	-0.008	-0.483
Türkiye	-4.999	-0.693	-1.300
Slovakya	1.110	-1.647	-0.377
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	18.134	11.277	11.896
Olasılık Değeri	1.000	1.000	1.000

Analiz bulgularına göre boş hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Dolayısıyla bağımlı değişken olan kişi başı sağlık harcaması seviyede birim kök sürece sahiptir. Bu durum eşbütünleşme testinin yapılmasına olanak sağlamaktadır. Tablo 4'te LDY bağımsız değişkeninin Fourier LM birim kök test bulguları sunulmaktadır.

Tablo 4: LDY Değişkeni Fourier LM Birim Kök Test Bulguları

Ülkeler	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Avusturya	-0.265	-1.060	0.111
Belçika	1.037	0.276	1.367
Çekya	-1.190	-1.150	-0.286
Yunanistan	0.763	0.795	0.480
Danimarka	-2.258	-1.468	-1.613
Finlandiya	-1.217	-1.415	-1.596
Almanya	-1.735	-1.814	-1.118
Lüksemburg	-0.943	-1.165	-0.611
Fransa	0.598	-0.374	1.102
Polonya	-2.017	-0.810	-2.630
İspanya	-0.044	-0.248	-0.143
Portekiz	-0.712	-0.412	-1.509
İsveç	0.306	0.499	0.450
Türkiye	-2.070	-0.011	-0.533
Slovakya	1.031	2.056	0.767
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	14.934	9.593	9.969
Olasılık Değeri	1.000	1.000	1.000

Analiz bulgularına göre boş hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Dolayısıyla bağımsız değişkenlerden olan doğuşta yaşam beklentisi seviyede birim kök sürece sahiptir. Bu durum eşbütünleşme testinin yapılmasına olanak sağlamaktadır. Tablo 5'te LBO bağımsız değişkeninin Fourier LM birim kök test bulguları sunulmaktadır.

Tablo 5: LBO Değişkeni Fourier LM Birim Kök Test Bulguları

Ülkeler	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Avusturya	-0.212	1.239	1.810
Belçika	1.338	-1.365	-2.152
Çekya	-3.406	-1.878	-2.322
Yunanistan	-0.903	-1.664	-0.579
Danimarka	1.750	-1.040	0.617
Finlandiya	-1.204	0.692	0.323
Almanya	-2.240	-0.545	-1.098
Lüksemburg	-0.187	-1.288	-1.251
Fransa	-2.277	-2.139	-2.743
Polonya	-5.485	2.147	-0.244
İspanya	-2.264	0.455	0.022
Portekiz	-0.438	-5.733	-3.151
İsveç	0.747	0.203	0.979
Türkiye	8.760	7.013	5.185
Slovakya	-0.231	0.509	0.049
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	15.969	10.626	10.444

Olasılık Değeri	1.000	1.000	1.000
-----------------	-------	-------	-------

Analiz bulgularına göre boş hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Dolayısıyla bağımsız değişkenlerden olan bebek ölüm oranı seviyede birim kök sürecine sahiptir. Bu durum eşbütünleşme testinin yapılmasına olanak sağlamaktadır. Tablo 6'da LYN bağımsız değişkeninin Fourier LM birim kök test bulguları sunulmaktadır.

Tablo 6: LYN Değişkeni Fourier LM Birim Kök Test Bulguları

Ülkeler	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Avusturya	-1.461	-0.635	0.411
Belçika	-0.514	-3.722	-5.902
Çekya	-0.191	3.736	2.400
Yunanistan	-2.479	-2.009	-2.589
Danimarka	-0.710	4.477	6.703
Finlandiya	1.680	3.520	2.389
Almanya	-2.294	2.026	0.448
Lüksemburg	-1.031	1.448	1.823
Fransa	0.887	0.830	0.010
Polonya	0.816	-0.533	0.141
İspanya	-1.876	-2.756	-4.851
Portekiz	0.566	0.284	-2.486
İsveç	0.875	5.293	4.989
Türkiye	-1.231	0.841	-0.027
Slovakya	2.696	9.036	5.581
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	16.802	19.603	15.797
Olasılık Değeri	1.000	1.000	1.000

Analiz bulgularına göre boş hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Dolayısıyla bağımsız değişkenlerden olan 65 yaş ve üstü bağımlı nüfus oranı seviyede birim kök sürecine sahiptir. Bu durum eşbütünleşme testinin yapılmasına olanak sağlamaktadır. Tablo 7'de LKT bağımsız değişkeninin Fourier LM birim kök test bulguları sunulmaktadır.

Tablo 7: LKT Değişkeni Fourier LM Birim Kök Test Bulguları

Ülkeler	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Avusturya	-1.163	-2.065	-2.741
Belçika	-3.040	-1.043	-0.961
Çekya	-1.454	-3.026	-3.411
Yunanistan	-1.850	-2.816	-1.209
Danimarka	-2.053	-2.176	-3.253
Finlandiya	-1.512	-2.598	-1.185
Almanya	-2.111	-1.119	-1.863
Lüksemburg	-1.057	-2.283	-1.837
Fransa	-0.350	-0.864	-0.851
Polonya	-0.947	-1.945	-1.848
İspanya	-3.301	-1.784	-1.246
Portekiz	-1.513	-4.463	-1.509
İsveç	0.104	-1.718	-1.941
Türkiye	-2.616	-1.521	-0.648
Slovakya	-0.635	-0.484	-0.408

Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	8.725	1.185	2.426
Olasılık Değeri	1.000	0.882	0.992

Analiz bulgularına göre boş hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Dolayısıyla bağımsız değişkenlerden olan kentleşme oranı seviyede birim kök sürece sahiptir. Bu bakımdan hem bağımlı hem de bağımsız değişkenlerin seviyede birim kök sürecine sahip olması yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerinden biri olan Westerlund ve Edgerton (2008) eşbütünleşme testinin uygulanmasına olanak vermektedir. Ancak eşbütünleşme testine geçmeden önce modelin katsayısının homojen olup olmadığı tespit edilmelidir.

Model katsayısının homojen olup olmadığının tespiti Slope Homogeneity Test (Delta test) ile araştırılmaktadır. Test, bir ülkede gerçekleşen değişimin diğer ülkeleri aynı seviyede etkileyip etkilemediğini belirtmektedir (Örnek ve Türkmen, 2019: 119). Bu bakımdan ekonomik yapıları birbirine benzemeyen ülkelerde eğim katsayıları heterojen, ekonomik yapıları birbirine benzer ülkelerde ise eğim katsayılarının homojen olması beklenmektedir. Tablo 8’de test bulguları sunulmaktadır.

Tablo 8: Homojenite Test Bulguları

<i>Katsayı</i>	<i>β</i>	
<i>Testler</i>	<i>Test İstatistiği</i>	<i>Olasılık Değeri</i>
Delta Tilde	17.861***	0.000
Delta Tilde _{adj}	19.969***	0.000

“***” işareti %1 seviyesinde anlamlılığını belirtmektedir.

Test bulguları incelendiğinde, boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilerek modelin heterojen olduğuna karar verilmektedir. Bu durum, sosyal değişkenlerinin (doğuşta yaşam beklentisi, bebek ölüm oranı, 65 yaş ve üstü bağımlı nüfus oranı ve kentleşme oranı) kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisinin ülkeden ülkeye farklılık gösterdiğini belirtmektedir.

Yapısal kırılmalı birim kök test yönteminin uygulanması ve sonuçların birim kök sürece sahip olmasından sonra, tutarlılık bakımından yapılacak olan eşbütünleşme testlerinin de yapısal kırılmalı olması önemlidir. Sosyal değişkenlerin seviyede birim kök sürecine sahip olması, yatay kesit bağımlılığı ve yapısal kırılmaya ilaveten heterojenliğe izin veren Westerlund ve Edgerton (2008) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı eşbütünleşme testinin kullanılmasına olanak sağlamaktadır. Tablo 9’da yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme test sonuçları ve kırılma tarihleri sunulmaktadır.

Tablo 9: Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Test Bulguları

Model	Z τ (N)		Z ϕ (N)	
	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Kırılmıyız	-5.315***	0.000	-3.757***	0.000
Sabitte Kırılma	-3.377***	0.000	-3.211***	0.000
Rejim Kırılması	-3.030***	0.001	-3.201***	0.000
Kırılma Tarihleri				
	Sabitte Kırılma		Rejimde Kırılma	
Avusturya	2006		2006	

Belçika	2002	2002
Çekya	2009	2009
Yunanistan	2010	2010
Danimarka	1998	1998
Finlandiya	1999	1999
Almanya	2003	2003
Lüksemburg	2010	2010
Fransa	2001	2001
Polonya	1998	1998
İspanya	2002	2002
Portekiz	2011	2011
İsveç	2010	2010
Türkiye	1998	1998
Slovakya	2003	2003
“****” işareti %1 seviyesinde anlamlılığı belirtmektedir.		

Elde edilen istatistik sonuçlarına göre $Z_{\tau}(N)$ ve $Z_{\varphi}(N)$ boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilerek eşbütünleşmenin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre, sağlık harcamalarının belirleyicilerine yönelik oluşturulan sosyal değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Kırılma tarihleri ise Çekya, Yunanistan, Lüksemburg ve İsveç ülkelerinde 2008 finansal krizin etkileri görülmektedir.

Eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra, yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliği dikkate alan hem panelin geneli hem de ülke bazlı katsayıların hesaplandığı (Augmented Mean Group Estimator) AMG tahmin sonuçları Tablo 10’da sunulmaktadır.

Tablo 10: Panel Eşbütünleşme Katsayı Tahmin Bulguları (AMG)

	<i>LKSH=f(LDY)</i>			<i>LKSH=f(LBO)</i>		
	<i>Katsayı</i>	<i>Std. Hata</i>	<i>p-değeri</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Std. Hata</i>	<i>p-değeri</i>
AMG	9.014***	2.160	0.000	1.234***	0.154	0.000
Ülke Sonuçları						
Avusturya	13.175***	0.619	0.000	1.170***	0.048	0.000
Belçika	11.238***	0.790	0.000	1.396***	0.139	0.000
Çekya	11.158***	0.871	0.000	1.344***	0.132	0.000
Yunanistan	9.137	4.687	0.450	-0.583	0.354	0.100
Danimarka	6.806***	0.484	0.000	1.421***	0.087	0.000
Finlandiya	10.579***	0.725	0.000	0.915***	0.051	0.000
Almanya	14.471***	1.486	0.000	1.727***	0.141	0.000
Lüksemburg	2.206**	0.851	0.010	0.120	0.099	0.224
Fransa	8.920***	0.515	0.000	1.803***	0.287	0.000
Polonya	16.389***	1.368	0.000	1.493***	0.059	0.000
İspanya	5.511***	0.846	0.000	0.793***	0.091	0.000
Portekiz	1.121**	0.517	0.030	0.037***	0.068	0.000
İsveç	27.079***	1.769	0.000	2.165***	0.186	0.000
Türkiye	8.739**	3.439	0.011	1.116***	0.214	0.000
Slovakya	11.372***	2.342	0.000	2.096***	0.254	0.000
	<i>LKSH=f(LYN)</i>			<i>LKSH=f(LKT)</i>		
	<i>Katsayı</i>	<i>Std. Hata</i>	<i>p-değeri</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Std. Hata</i>	<i>p-değeri</i>
AMG	2.517***	0.601	0.000	0.995***	0.190	0.000
Ülke Sonuçları						
Avusturya	2.533***	0.106	0.000	-0.008	0.030	0.780
Belçika	5.644***	0.581	0.000	-0.009	0.014	0.503
Çekya	2.439***	0.061	0.000	0.044**	0.095	0.022

Yunanistan	0.035	0.145	0.808	0.046***	0.009	0.000
Danimarka	1.906***	0.038	0.000	0.268**	0.512	0.036
Finlandiya	1.800***	0.061	0.000	1.209***	0.046	0.000
Almanya	2.403***	0.111	0.000	0.018***	0.103	0.000
Lüksemburg	-1.469	2.148	0.494	0.004	0.050	0.351
Fransa	2.056***	0.144	0.000	0.404*	0.218	0.064
Polonya	3.327***	0.188	0.000	0.123***	0.149	0.000
İspanya	2.898***	0.334	0.000	0.068	0.005	0.188
Portekiz	1.486***	0.107	0.000	-0.038***	0.098	0.002
İsveç	5.493***	0.221	0.000	0.081***	0.007	0.000
Türkiye	8.255***	0.569	0.000	0.021**	0.009	0.028
Slovakya	3.197***	0.315	0.000	0.526***	0.128	0.000

***, ** ve * sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı belirtmektedir.

Eşbütünlük testi sonucunda Türkiye ve seçilmiş 14 AB ülkesini içeren panel genelinde elde edilen bulgular ise Denklem (27)'de gösterilmiştir.

$$LKSH = \alpha + 9.014LDY + 1.234LBO + 2.517LYN + 0.995LKT + \varepsilon \quad (27)$$

AMG tahminci bulgularına göre, doğuşta yaşam beklentisindeki %1'lik bir artış kişi başı sağlık harcamasını %9,014 artırmaktadır. Bu bakımdan sağlık harcamasını belirleyen sosyal değişkenler arasında en önemli değişkenin doğuşta yaşam beklentisi olduğu sonucu; Dreger ve Reimers (2005), Boachie vd. (2014), Arun ve Kumar (2016), Phi (2017) ve Şahin ve Temelli (2019) yaptıkları çalışmalarda elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir. Sosyal değişkenlerden olan bebek ölüm oranlarındaki %1'lik artış kişi başı sağlık harcamasını %1,234 artırmaktadır. Bu duruma göre, bebek ölüm oranının kişi başı sağlık harcamasını etkileyen önemli bir faktör olduğu fakat bu etkinin doğuşta yaşam beklentisine göre kısıtlı düzeyde kaldığı sonucu, Dreger ve Reimers (2005) ile Arun ve Kumar (2016) yaptıkları çalışmalarda elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir. Sosyal değişkenlerden olan 65 yaş ve üstü bağımlı nüfus oranındaki %1'lik bir artış kişi başı sağlık harcamasını %2,800 artırmaktadır. Bu durum 65 yaş üstü bağımlı nüfus oranının kişi başı sağlık harcamasını etkileyen önemli bir faktör olduğu bu etkinin bebek ölüm oranından daha önemli fakat doğuşta yaşam beklentisine göre kısıtlı düzeyde kaldığı sonucu; Hansen ve King (1996), Dreger ve Reimers (2005), Furuoka vd. (2011), Han vd. (2013) ve Wooi ve Selvaratnam (2018) yaptıkları çalışmalarda elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir. Sosyal değişkenlerden olan kentleşme oranlarındaki %1'lik artış ise kişi başı sağlık harcamasını %0,995 artırmaktadır. Bu duruma göre, kentleşme oranının kişi başı sağlık harcamasını etkileyen önemli bir faktör olduğu fakat bu etkinin diğer sosyal değişkenlere göre kısıtlı düzeyde kaldığı sonucu; Magazzino ve Mele (2012); Samadi ve Rad (2013); Rezaei vd. (2015); Ecevit vd. (2018) yaptıkları çalışmalarda elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir.

Türkiye ve seçilmiş 14 AB ülkelerinde sağlık harcamalarının belirleyicilerini etkileyen sosyal değişkenler incelendiğinde, kişi başı sağlık harcamalarının en önemli belirleyicisinin doğuşta yaşam beklentisi olduğu bu değişkeni sırasıyla 65 yaş ve üstü nüfus, bebek ölüm oranı ve kentleşme oranının takip ettiği söylenebilmektedir.

3.2. Ekonomik Değişkenlere Ait Model

Ekonomik değişkenlere ait model üzerine yapılan ekonometrik tahmin bulguları aşağıdaki testlerde sunulmaktadır.

Tablo 11: Yatay Kesit Bağımlılığı Bulguları

Değişkenler	LKSH		LGR		LEN		LIS	
	İst-Değeri	Ols-Değeri	İst-Değeri	Ols-Değeri	İst-Değeri	Ols-Değeri	İst-Değeri	Ols-Değeri
CD _{lm1} (BP,1980)	185.734*	0.000	379.876*	0.000	160.569**	0.000	136.822*	0.020
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	5.571***	0.000	18.968**	0.000	3.835***	0.000	2.169**	0.014
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	-1.959**	0.025	-3.682***	0.003	0.412	0.340	-1.688**	0.048
LM _{adj} (PUY, 2008)	9.539***	0.000	2.065**	0.019	14.373***	0.000	9.159***	0.000
Eşbütünleşme Denklemi								
	İstatistik Değeri				Olasılık Değeri			
CD _{lm1} (BP,1980)	483.726***				0.000			
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	26.135***				0.000			
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	14.708***				0.000			
LM _{adj} (PUY, 2008)	24.173***				0.000			
*** işaretleri %1 ve ** işaretleri %5 seviyesinde anlamlılığı belirtmektedir.								

Bulgular Tablo 11’de sunulmakta ve test sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde hem serilerde hem de eşbütünleşme denkleminde yatay kesit bağımlılığının olduğuna karar verilmektedir. Analiz sonuçları bir ülkede ortaya çıkan ekonomik krizin diğer ülkeleri etkilediğini ortaya koymaktadır.

Tablo 12’de bağımlı değişken LKSH’nin Fourier LM birim kök testi bulguları sunulmaktadır.

Tablo 12: LKSH Değişkeni Fourier LM Birim Kök Test Bulguları

Ülkeler	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Avusturya	0.718	1.107	1.338
Belçika	-0.003	-0.115	-0.015
Çekya	1.088	1.050	1.534
Yunanistan	0.433	-1.811	-1.126
Danimarka	0.384	0.176	0.044
Finlandiya	-1.082	-1.026	-1.391
Almanya	1.115	2.401	1.934
Lüksemburg	0.478	-0.406	-0.660
Fransa	1.218	-0.184	-0.311
Polonya	-3.068	0.706	-0.015
İspanya	1.996	-1.122	-0.031
Portekiz	0.703	0.012	-0.004
İsveç	-1.192	-0.008	-0.483
Türkiye	-4.999	-0.693	-1.300
Slovakya	1.110	-1.647	-0.377
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	18.134	11.277	11.896
Olasılık Değeri	1.000	1.000	1.000

Analiz bulgularına göre boş hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Dolayısıyla bağımlı değişken olan kişi başı sağlık harcaması seviyede birim kök sürece sahiptir. Tablo 13’te LGR bağımsız değişkeninin Fourier LM birim kök testi bulguları sunulmaktadır.

Tablo 13: LGR Değişkeni Fourier LM Birim Kök Test Bulguları

Ülkeler	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Avusturya	0.241	1.602	1.517
Belçika	0.390	1.319	1.477
Çekya	0.589	-0.263	-0.862
Yunanistan	-1.015	-2.336	-2.788
Danimarka	-0.295	1.190	1.518
Finlandiya	-0.075	1.397	0.676
Almanya	-0.237	3.356	2.805
Lüksemburg	0.195	0.243	0.433
Fransa	-0.457	1.305	1.060
Polonya	-0.202	-0.570	-0.901
İspanya	0.422	-0.985	-0.471
Portekiz	0.725	0.529	0.239
İsveç	-2.566	0.450	0.070
Türkiye	-1.829	-1.824	-1.310
Slovakya	-0.456	-2.469	-2.095
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	16.676	12.882	12.776
Olasılık Değeri	1.000	1.000	1.000

Analiz bulgularına göre boş hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Dolayısıyla bağımsız değişkenlerden olan kişi başı GSYİH seviyede birim kök sürece sahiptir. Tablo 14'te LEN bağımsız değişkeninin Fourier LM birim kök test bulguları sunulmaktadır.

Tablo 14: LEN Değişkeni Fourier LM Birim Kök Test Bulguları

Ülkeler	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Avusturya	2.875	3.005	2.861
Belçika	2.872	2.272	1.914
Çekya	-0.346	0.322	0.613
Yunanistan	0.834	-1.292	-1.209
Danimarka	1.024	1.562	0.645
Finlandiya	0.884	1.930	1.450
Almanya	2.994	2.613	2.398
Lüksemburg	2.879	1.971	1.625
Fransa	2.819	1.516	1.445
Polonya	-2.175	-0.900	-0.659
İspanya	2.743	0.510	0.312
Portekiz	1.338	0.253	0.034
İsveç	1.974	1.465	1.087
Türkiye	-3.463	-1.711	-1.474
Slovakya	-0.172	-1.362	-1.508
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	25.769	16.161	15.992
Olasılık Değeri	1.000	1.000	1.000

Analiz bulgularına göre boş hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Dolayısıyla bağımsız değişkenlerden olan enflasyon oranı seviyede

birim kök sürece sahiptir. Tablo 15’te LIS bağımsız değişkeninin Fourier LM birim kök test bulguları sunulmaktadır.

Tablo 15: LIS Değişkeni Fourier LM Birim Kök Test Bulguları

<i>Ülkeler</i>	<i>Fourier tau LM₁</i> <i>k=1</i>	<i>Fourier tau LM₂</i> <i>k=2</i>	<i>Fourier tau LM₃</i> <i>k=3</i>
Avusturya	-0.683	0.185	-0.642
Belçika	-1.525	-1.621	-1.757
Çekya	-1.327	-1.159	-1.023
Yunanistan	-1.839	-2.387	-1.900
Danimarka	-3.651	-2.559	-1.809
Finlandiya	-2.189	-0.382	0.262
Almanya	-1.352	-1.365	-1.700
Lüksemburg	-1.563	-2.456	-2.241
Fransa	-0.491	2.489	1.143
Polonya	-2.429	-1.770	-1.030
İspanya	-1.134	-1.341	-0.864
Portekiz	-2.523	-1.831	-1.302
İsveç	-1.575	-0.941	-1.166
Türkiye	-3.848	-7.144	-2.908
Slovakya	-2.136	-2.196	-1.218
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	6.772	3.117	5.087
Olasılık Değeri	1.000	0.999	1.000

Analiz bulgularına göre boş hipotez %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Dolayısıyla bağımsız değişkenlerden olan işsizlik oranı seviyede birim kök sürece sahiptir. Bu bakımdan hem bağımlı hem de bağımsız değişkenlerin seviyede birim kök sürecine sahip olması yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerinden biri olan Westerlund ve Edgerton (2008) eşbütünleşme testinin uygulanmasına olanak vermektedir. Fakat eşbütünleşme testine geçmeden önce modelin katsayısının homojen olup olmadığını tespit edilmesi gerekmektedir. Katsayı homojenlik test bulguları Tablo 16’da test bulguları sunulmaktadır.

Tablo 16: Homojenite Testi Bulguları

<i>Katsayı</i> <i>Testler</i>	<i>β</i>	
	<i>Test İstatistiği</i>	<i>Olasılık Değeri</i>
Delta Tilde	20.058 ***	0.000
Delta Tilde _{adj}	22.456 ***	0.000

“***” işareti %1 seviyesinde anlamlılığını belirtmektedir.

Test bulguları incelendiğinde, boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilerek modelin heterojen olduğuna karar verilmektedir. Bu durum, ekonomik değişkenlerinin (kişi başı GSYİH, enflasyon oranı ve işsizlik oranı) kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisinin ülkeden ülkeye farklılık gösterdiğini belirtmektedir.

Yapısal kırılmalı birim kök test yönteminin uygulanması ve sonuçların birim kök sürece sahip olmasından sonra Westerlund ve Edgerton (2008) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı eşbütünleşme test sonucu. Tablo 17’de sunulmaktadır.

Tablo 17: Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Test Bulguları

Model	$Z_{\tau}(N)$		$Z_{\varphi}(N)$	
	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Kırılmasız	-4.268***	0.000	-2.802***	0.002
Sabitte Kırılma	-4.573***	0.000	-3.653***	0.001
Rejim Kırılması	-3.709***	0.001	-2.645***	0.004
Kırılma Tarihleri				
	Sabitte Kırılma		Rejimde Kırılma	
Avusturya	2006		1998	
Belçika	2002		2002	
Çekya	2009		2009	
Yunanistan	2010		2010	
Danimarka	2010		2010	
Finlandiya	1999		1999	
Almanya	2003		2001	
Lüksemburg	2010		2010	
Fransa	2001		2001	
Polonya	1998		2004	
İspanya	2002		2005	
Portekiz	2011		2011	
İsveç	2010		2010	
Türkiye	1998		1998	
Slovakya	2003		2003	
*** işaretleri %1 seviyesinde anlamlılığı belirtmektedir.				

Elde edilen istatistik sonuçlarına göre $Z_{\tau}(N)$ ve $Z_{\varphi}(N)$ boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilerek eşbütünleşmenin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre, sağlık harcamalarının belirleyicilerine yönelik oluşturulan ekonomik değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Kırılma tarihleri ise Çekya, Yunanistan, Danimarka, Lüksemburg, Portekiz ve İsveç ülkelerinde 2008 küresel finansal krizin etkileri görülmektedir.

Eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra, yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliği dikkate alan hem panelin geneli hem de ülke bazlı katsayıların hesaplandığı (Augmented Mean Group Estimator) AMG tahmin sonuçları Tablo 18’de sunulmaktadır.

Tablo 18: Panel Eşbütünleşme Katsayı Tahmin Bulguları (AMG)

	$LKSH=f(LGR)$			$LKSH=f(LGN)$			$LKSHG=f(LIS)$		
	Katsayı	Std. Hata	p-Değ.	Katsayı	Std. Hata	p-Değ.	Katsayı	Std. Hata	p-Değ.
AMG	0.533***	0.037	0.000	1.052***	0.381	0.006	0.012	0.055	0.816
Ülke Sonuçları									
Avusturya	0.408***	0.045	0.000	1.363***	0.069	0.000	0.093	0.104	0.375
Belçika	0.564***	0.037	0.000	1.283***	0.097	0.000	0.179**	0.078	0.022
Çekya	0.404***	0.039	0.000	1.200***	0.205	0.000	-0.115***	0.021	0.000
Yunanistan	0.698***	0.075	0.000	-0.681	0.745	0.361	-0.434***	0.053	0.000
Danimarka	0.505***	0.034	0.000	1.249***	0.071	0.000	0.081***	0.026	0.002
Finlandiya	0.565***	0.055	0.000	1.592***	0.139	0.000	0.184**	0.075	0.015
Almanya	0.400***	0.069	0.000	2.439***	0.157	0.000	-0.272***	0.019	0.000
Lüksemburg	0.342***	0.108	0.002	-1.644***	0.254	0.000	-0.118	0.107	0.272
Fransa	0.429***	0.048	0.000	1.713***	0.074	0.000	0.238***	0.053	0.000
Polonya	0.526***	0.043	0.000	1.261***	0.202	0.000	-0.128***	0.039	0.001
İspanya	0.625***	0.031	0.000	0.370***	0.104	0.000	-0.005	0.027	0.839

Portekiz	0.423***	0.051	0.000	-0.297***	0.463	0.000	-0.137***	0.026	0.000
İsveç	0.591***	0.119	0.000	4.787***	0.511	0.000	0.153	0.214	0.219
Türkiye	0.624***	0.183	0.001	1.017***	0.021	0.000	0.323	0.614	0.599
Slovakya	0.896***	0.043	0.000	0.021	0.403	0.957	-0.234**	0.097	0.016
***, ** ve * sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde istatistiki anlamlılığı belirtmektedir.									

Eşbütünlük testi sonucunda Türkiye ve seçilmiş 14 AB ülkesini içeren panel genelinde elde edilen bulgular ise Denklem (28)'de gösterilmiştir.

$$LKSH = \alpha + 0.533 LGR + 1.052 LEN + \varepsilon \quad (28)$$

AMG tahminci bulgularına göre, kişi başı GSYİH'deki %1'lik bir artış kişi başı sağlık harcamasını %0,533 artırmaktadır. Kişi başı GSYİH'nin kişi başı sağlık harcamasını belirleyen önemli bir faktör olduğu sonucu; Murthy ve Ukpalo (1995), Hitris (1997), Barros (1998), Ang (2010) ve Dhoro vd. (2011) yaptıkları çalışmalarda elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir. Ekonomik değişkenlerden olan enflasyon oranındaki %1'lik artış kişi başı sağlık harcamasını %1,052 artırmaktadır. Bu duruma göre, enflasyon oranı kişi başı sağlık harcamasını etkileyen en önemli ekonomik faktördür. Bu etki, Hansen ve King (1996) ve Dhoro vd. (2011) yaptıkları çalışmalarda elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir. Ekonomik değişkenlerden olan işsizlik oranının katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Ülke bazında elde edilen sonuçlar Mosca (2007), Magazzino ve Mele (2012) ve Casasnovas ve Bori (2014) yaptıkları çalışmalarda elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir.

Türkiye ve seçilmiş 14 AB ülkelerinde sağlık harcamasının belirleyicilerini etkileyen ekonomik değişkenler incelendiğinde, kişi başı GSYİH seviyesinin sağlık harcamasını belirlemede tek başına yeterli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu kapsamda kişi başı sağlık harcamasını belirleyen bir diğer önemli değişkenin enflasyon oranı olduğu ampirik yöntemlerle ortaya konulmuştur.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Sağlık harcamaları ülke ekonomilerinin gelişmişlik seviyelerine göre farklılık göstermektedir. Türkiye ve seçilmiş 14 AB ülkesi içinde sağlık harcamaları toplam kamu harcamaları içinde ağırlıklı harcama kalemini oluşturmaktadır. Araştırma kapsamında bulunan ülkeler bakımından son yıllarda sağlık hizmetlerine yapılan toplam harcamaların ve toplam gelir içinde oranının artış eğilimine girdiği görülmektedir. Türkiye ve seçilmiş 14 AB ülkesi bakımından artan sağlık harcamaları ve bu harcamaların ülke ekonomilerinde ağırlığının artması, sağlık sektörüne olan ilgiyi artırmakla birlikte sağlık sistemi finansman yapısının sürdürülebilirliğini zorlaştırmaktadır. Dolayısıyla sağlık bakım hizmetleri ve harcamaları ile ilgili olarak hangi yönde tasarruf tedbirlerinin alınması gerektiği, maliyetlerin düşürülmesi ile daha etkin ve kaliteli sağlık hizmeti en düşük maliyetle nasıl üretilebileceği ve uygulanan sağlık politikalarının başarıya ulaşabilmesi için sağlık harcamalarına etki eden faktörlerin bilinmesi önemli hale gelmektedir.

Çalışma, Türkiye ve veri varlığı durumuna göre seçilmiş 14 AB ülkelerinde sağlık harcamalarının sosyo-ekonomik belirleyicilerini 1995-2019 dönemine ait yıllık veri seti kullanarak tespit etmeyi amaçlamıştır. Panel geneli elde edilen sonuçlara göre, sosyal değişkenler üzerine kurulan modelde, doğuştan yaşam beklentisindeki %1'lik bir artış kişi başı sağlık harcamasını %9,014, bebek ölüm oranlarındaki %1'lik artış kişi başı sağlık harcamasını %1,234, 65 yaş ve üstü bağımlı nüfus oranındaki %1'lik bir artış ise kişi başı sağlık harcamasını %2,800 ve kentleşme oranındaki %1'lik artış kişi başı sağlık harcamasını %0,995 artırmaktadır. Sonuçlar, sağlık harcamalarının belirleyicilerini etkileyen sosyal değişkenlere ait modelde, kişi başı sağlık harcamalarının en önemli belirleyicisinin doğuştan

yaşam beklentisi olduğunu sırasıyla 65 yaş ve üstü nüfus, bebek ölüm oranı ile kentleşme oranının söz konusu değişkeni takip ettiğini göstermektedir.

Sosyal değişkenlere ait modelde uygulama sonuçları ülke bazında değerlendirildiğinde;

Doğuştaki yaşam beklentisindeki artış Yunanistan hariç analize dâhil edilen diğer ülkelerde kişi başı sağlık harcaması artırmaktadır. İsveç, Polonya, Almanya ve Avusturya ülkelerinde tahminci katsayılarının diğer ülkelere göre kişi başı sağlık harcamasını daha fazla artırdığı görülmektedir. Ülkelerde yaşam süresinin artması ülkede sunulan sağlık hizmetlerinin kalitesi ve bu hizmetlere bireylerin ulaşması ile ilişkilidir. Yaşam şartların iyileşmesi, ortalama ömür süresini artırırken buna bağlı olarak meydana gelen kronik hastalıklar (diyabet, yüksek tansiyon, kanser) bireylerin daha fazla sağlık hizmeti talep etmesine neden olmaktadır. Bu durum kişi başı sağlık harcamasının daha fazla artmasına yol açmaktadır. Türkiye’de ise doğuştaki yaşam beklentisi oranı yüksek düzeyde olmasına rağmen genç ve büyümekte olan bir nüfusun demografik avantajına sahip olduğundan tahminci katsayısı söz konusu ülkelere göre düşük düzeydedir.

Bebek ölüm oranının kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisinin Avusturya, Belçika, Çekya, Danimarka, Finlandiya, Almanya, Fransa, Polonya, İspanya, Portekiz, İsveç, Türkiye ve Slovakya’da istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Söz konusu ülkelerde bebek ölüm hızındaki artışlar kişi başı sağlık harcamasını artırmaktadır. Bu etki İsveç ve Slovakya’da diğer ülkelere kıyasla daha yüksektir. Söz konusu ülkelerde bebek ölüm oranları AB ortalamasının üzerindedir. Bu bakımdan kişi başı sağlık harcamasını diğer ülkelere nazaran daha fazla artırmaktadır.

65 yaş ve üstü bağımlı nüfus oranının kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisinin Avusturya, Belçika, Çekya, Danimarka, Finlandiya, Almanya, Fransa, Polonya, İspanya, Portekiz İsveç, Türkiye ve Slovakya’da istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bağlamda, 65 yaş ve üstü bağımlı nüfus oranındaki artışlar kişi başı sağlık harcamasını artırmaktadır. Belçika, Çekya, Avusturya, İsveç ve Türkiye’de tahminci katsayılarının diğer ülkelere göre kişi başı sağlık harcamasını daha fazla artırdığı görülmektedir. 65 yaş ve üstü bağımlı nüfus oranındaki artışlar kronik hastalıkları beraberinde getirmiştir. Kronik hastalıkların tedavisi yüksek maliyet gerektirdiğinden AB ülkelerinin çoğunda sevk zinciri uygulaması bulunmaktadır. Bu uygulama ikinci ve üçüncü basamak sağlık hizmetleri alımlarını engelleyerek tam anlamıyla sağlık hizmetlerinin alınamamasına yol açmaktadır. Söz konusu ülkelerde ise sağlık hizmetlerine erişim engellenmediğinden yani sevk zinciri uygulaması bulunmadığından 65 yaş ve üstü bağımlı nüfus oranlarındaki artışlar diğer ülkelere nazaran kişi başı sağlık harcamasını daha fazla artırmaktadır.

Kentleşme oranının kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisinin Çekya, Yunanistan, Danimarka, Finlandiya, Almanya, Fransa, Polonya, İsveç, Türkiye ve Slovakya’da istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bağlamda, kentleşme oranındaki artışlar kişi başı sağlık harcamasını artırmaktadır. Ekonometrik yöntemlerle ortaya konan bu etki Danimarka, Finlandiya, Fransa ve Slovakya’da diğer ülkelere kıyasla daha yüksektir. Bu ülkelerde kentleşmenin sağladığı dezavantajlar örneğin işsizlik (sırasıyla %5, %7 ve %9) seviyesi AB ortalamasına göre yüksek düzeydedir. Ayrıca karbon salınımının neden olduğu çevre kirliliğindeki artış kişi başı sağlık harcamasının bu ülkelerde daha fazla artmasına neden olmaktadır.

Ekonomik değişkenler üzerine kurulan modelde, kişi başı GSYİH’deki %1’lik bir artış kişi başı sağlık harcamasını %0,533, enflasyon oranındaki %1’lik artış kişi başı sağlık harcamasını %1,052 artırmaktadır. Sonuçlar, sağlık harcamasının belirleyicilerini etkileyen

ekonomik değişkenlere ait modelde kişi başı GSYİH seviyesinin sağlık harcamasını belirlemede tek başına yeterli olmadığını enflasyon oranının da sağlık harcamasını belirlemede önemli bir faktör olduğunu göstermektedir.

Ekonomik değişkenlere ait modelde uygulama sonuçları ülke bazında değerlendirildiğinde;

Kişi başı GSYİH'nin kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisi Slovakya, Yunanistan, İspanya, Türkiye, İsveç, Finlandiya, Belçika, Polonya, Danimarka ve Fransa'da yüksek düzeydedir. Lüksemburg, Almanya, Çekya, Avusturya ve Portekiz ülkelerinde kişi başı GSYİH'nin kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisinin diğer ülkelere kıyasla daha düşük ve pozitif olduğu sonucu elde edilmiştir. Slovakya, Yunanistan, İspanya, İsveç, Finlandiya, Belçika, Polonya, Danimarka, Fransa, Lüksemburg, Almanya, Çekya, Avusturya ve Portekiz'de sağlık hizmetleri kamu ekonomisi aracılığıyla Bismarck ve Beveridge modelleri kapsamında sunulmaktadır. Sağlık hizmetlerinin kamu ekonomisi aracılığı ile sunulması ve gelir artışlarına bağlı olarak hizmet sunumunun kamu ağırlığından özel sektöre doğru kayması sağlık harcamalarının artmasına neden olmaktadır. Ancak belirli bir seviyeden sonra gelir artışı ne olursa olsun kişi başı sağlık harcamalarının artış hızı yavaşlamaktadır. Elde edilen bulgular bu sonucu destekler nitelikte olup; Lüksemburg, Almanya, Çekya, Avusturya, Portekiz ülkelerinde kişi başı GSYİH'nin kişi başı sağlık harcaması üzerine etkisinin diğer ülkelere kıyasla daha düşük ve pozitif olduğu tespit edilmiştir. Türkiye ise AB ülkeleri ile kıyaslandığında, kendine özgü bir sağlık sistemi yapısına sahip gelişmekte olan ülke kategorisindedir. Gelişmekte olan ülkelerde kişi başı gelir artışları sağlık harcamasını daha fazla artırmaktadır.

Enflasyon oranının kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisinin Avusturya, Belçika, Çekya, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Polonya, İspanya, İsveç, Türkiye ve Slovakya'da istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu etki İsveç ve Slovakya'da diğer ülkelere kıyasla daha yüksektir. Özellikle İsveç, Almanya, Fransa, Finlandiya ve Avusturya ülkelerinde sağlık personel ücretlerinin ağırlıklı olarak hizmet başı ve kişi başı yöntemlere göre ödenmesi, ilaç ödemelerinin sağlık sigortası kapsamında olmaması ya da gelir testine tabi olması ve uygulanan testlerin ek ücretler sonucu alınabilmesi bireyleri kamu dışında özel sağlık sigortasına yönlendirmektedir. Böylelikle enflasyon oranındaki artışlar söz konusu ülkelerde sağlık harcamasının artmasına neden olmaktadır. Enflasyon oranındaki artış sonucu ortaya çıkan bu etki Belçika, Çekya, Danimarka, Polonya ve İspanya ülkelerine göre daha fazladır. Türkiye ise söz konusu ülkeler ile kıyaslandığında, enflasyondaki artışın sağlık harcaması üzerindeki etkisinin daha düşük ve pozitif olduğu görülmektedir. Bunun nedeni, kendine özgü sağlık sistemi yapısı ile bütün hastalıklarının hem tedavi hem de ilaç ücretlerini karşılaması ve herhangi bir risk grubu ayırımına gitmemesinden kaynaklandığı söylenebilmektedir. Lüksemburg ve Portekiz'de katsayı istatistiksel olarak anlamlı fakat değişkenler arasındaki ilişki negatif bulunmuştur. Söz konusu ülkelerde enflasyon oranının sağlık harcamasını etkileyecek düzeyde olmadığından etkinin negatif olduğu söylenebilmektedir. Ayrıca bu ülkelerde enflasyon oranı AB ortalamasının altındadır. Yunanistan ve Slovakya'da ise katsayı istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Yunanistan için elde edilen bulgu deflasyonun varlığı ile açıklanabilmektedir.

İşsizlik oranının kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisinin Çekya, Yunanistan, Almanya, Polonya, Portekiz, Slovakya'da istatistiksel olarak anlamlı ancak değişkenler arasındaki ilişkinin negatif olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Daha açık bir ifadeyle, söz konusu 6 ülkede işsizlik oranındaki artışlar sağlık harcamasını azaltmaktadır. Söz konusu ülkelerde sağlık sigortası kapsamında sadece birinci basamak sağlık hizmetleri karşılanmaktadır. Maliyet gerektiren sağlık hizmetlerine erişim ya özel sağlık sigortası ya da cepten ödeme ile sağlanabilmektedir. Dolayısıyla işsizlikteki azalış bireylerin maliyet gerektiren sağlık

hizmetlerine erişimini engelleyerek sağlık harcamalarının artmasına değil azalmasına neden olmaktadır. Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa’da ise işsizlik oranının kişi başı sağlık harcaması üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı ve değişkenler arasındaki ilişkinin pozitif olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla söz konusu 4 ülkede işsizlik oranı arttıkça kişi başı sağlık harcamasını da artmaktadır. Avusturya, Lüksemburg, İspanya, İsveç ve Türkiye ülkelerinde işsizlik oranı katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre Türkiye’de işsizliğin neden olacağı sorunlar sağlık hizmetlerinde daha az hissedilmektedir. Çünkü sosyal transferler başta olmak üzere işsizlik sigortası ve benzer destekler hane halkının ekonomik kayıplarını azaltmaktadır. Ayrıca gelir, ödeme gücü ve prim gibi şartlar aranmaksızın 18 yaşına kadar her çocuk aile bireylerinden ayrı değerlendirilerek, genel sağlık sigortası kapsamına alınmakta, bu yaş sınırını aşan ve öğrenim durumu devam eden bireylerden ise 25 yaşına kadar sağlık sigortasından yararlanma hakkı tanınmaktadır. Bu kapsamda elde edilen bulgular beklenti yönünde olup ekonometrik yöntemler ile desteklenmektedir.

Araştırma bulguları doğrultusunda geliştirilen politika önerileri aşağıdaki gibidir:

Sağlık harcamalarının sosyo-ekonomik belirleyicilerini inceleyen analizlerde elde edilen bulgular literatür ile uyumluluk göstermektedir. Bu nedenle özellikle Türkiye ve seçilmiş 14 AB ülkelerinde yapılacak olan karşılaştırmalı çalışmalarda sağlık harcamalarını belirleyen unsurların tespit edilmesinde kullanılan değişkenler önerilmektedir.

Sağlık sistemi finansmanında gelir yaratma, mevcut finansman düzeyinin sürdürülebilmesi ve finansmanın artırılmasını etkileyen birçok faktör bulunmaktadır. Bu kapsamda doğuşta yaşam beklentisi, 65 yaş ve üstü nüfus, bebek ölüm oranı ve kentleşme oranı gibi sosyal yapıdaki değişimler ile kişi başı GSYİH, enflasyon ve işsizlik oranları gibi ekonomik yapıdaki değişimler hem gelir oluşturma kapasitesini etkilemekte hem de sağlık hizmetlerine olan talebi belirlemektedir. Ayrıca sağlık sistemlerinde finansal sürdürülebilirliğin sağlanması, sağlık sistemindeki demografik değişiklikler, kronik hastalıklar, beklentilerin değişimini ve maliyetini tespit etmek, milli gelirden sağlığa ayrılan kaynak miktarını izlemek ve etkisini ölçmek için sağlık harcamalarını belirleyen faktörlerin belirlenmesi önemlidir.

Ekonomik büyüme ve kalkınma sürecinde önemli rol oynayan beşeri sermayenin desteklenmesi için hükümetler sağlık harcamalarına kaynak tahsisinde bulunurken özel önem vermeli, herkese eşit bir şekilde sağlık hizmeti sunmak için gerekli düzenlemeler yapmalıdır. Özellikle doğuşta yaşam beklentisinin artması ve nüfusun giderek yaşlanma eğilimine girmesi bu kapsamdaki bireyler için sağlık ihtiyaçları gözetilerek bir tasarım yapılmasını gerektirmektedir. Bu bağlamda sağlıklı ve aktif yaşlanma politikaları, sosyal bakım hizmetleri, uygun ilaç ve tıbbi cihazlar ve kendi kendine bakımın teşvik edilmesi için gerekli programlar düzenlenmelidir. Akif yaşlanma politikaları sayesinde bireyler çalışma hayatında daha uzun süre bulunarak tıbbi ve sosyal bakım masraflarının artışını engelleyecektir. Sağlık okuryazarlığının ülkelerde teşvik edilmesi ile sağlığı koruma, geliştirme ve bozulan sağlığı iyileştirici temel sağlık bilgileri edindirme programları yaygınlaştırılmalıdır. Bu sayede bireylerin yaşam kalitesinin artırılması ve sağlık hizmetlerinden etkin yararlanma sağlanarak sağlık hizmet maliyetleri azaltılabilir. Ülkelerde sağlık alanında Ar-Ge’ye dayalı yenilikçi, özgün kullanılabilir teknoloji üretilerek tarafsız bir kuruluş ile sağlık harcamalarının üzerindeki mali baskı azaltılabilir. Yenilenemez enerji tüketiminden yenilenebilir enerji tüketimine dönüşüm karbon salınımının azalmasını sağlayarak hem insanların yaşam kalitesini artıracak hem de sağlık harcamalarını azaltıcı yönde etkide bulunacaktır. Bunun için politika yapıcıların ülkelerde yenilenebilir enerji hedeflerini artırmaları gerekmektedir. Ayrıca, siyasal kurumların istikrarı, yönetim kapasitesi, politik gücün bölgesel ve ulusal düzeydeki dengesi sağlık finansman

mekanizmasının işleyişini etkileyebilmektedir. Bunun yanında sağlık finansman yapısının sürdürülebilirliğinde yüksek ve düşük gelirli ile hasta ve sağlıklı olan bireyler arasında dayanışmanın ne oranda olması gerektiği konularındaki kamuoyu görüşünün bu noktada etkili olabileceği de düşünülmektedir.

Araştırma kapsamında bulunan ülkeler bakımından sağlık sisteminin sürdürülebilirliği için izlenmesi gereken politikaların sadece sosyal ve ekonomik göstergelerdeki iyileşmelere bağlı olmadığı politik düzenlemelerde yapılan iyileştirmelere de ihtiyaç duyduğu anlaşılmaktadır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazar 1'in makaleye katkısı %50, yazar 2'nin makaleye katkısı %50'dir.

Çıkar Beyanı

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Ağır, H. & Tıraş, H. H. (2018). Türkiye'de Sağlık Harcama Türlerinin Değerlendirilmesi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 643-670.
- Ang, J. B. (2010). The Determinants of Health Care Expenditure in Australia. *Applied Economics Letters*, 17(7), 639-644.
- Arun, J. & Kumar, D. (2016). Public Health Expenditure of BRICS Countries-An Empirical Analysis. *International Journal of Medical Science and Public Health*, 11, 2212-2216
- Barros, P. P. (1998). The Black Box of Health Care Expenditure Growth Determinants. *Health Economics*, 7, 533-544.
- Boachie, M. K., Mensah, I. O., Sobiesuo, P., Immurana, M., Iddrisu, A. A. & Kyei-Brobbe, 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.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Budak, F. (2019). *Sağlık Statüsünün Belirleyicileri*. Ankara: Siyasal Kitabevi, 255s.
- Casasnovas, L. G. & Bori, S. M. (2014). The Socioeconomic Determinants of Health, Economic Growth and Health in the OECD Countries during the Last Three Decades. *Int. J. Environ. Res. Public Health*, 11, 815-829.
- Çınar, S. (2010). OECD Ülkelerinde Kişi Başına GSYİH Durağan mı? Panel Veri Analizi, *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, 29(2), 591-601.

- Dhoro, N. L., Chidoko, C., Sakuhuni, R. C. & Gwaindepi, C. (2011). Economic Determinants of Public Health Care Expenditure in Zimbabwe. *International Journal of Economics and Research*, 2(6), 13-25.
- Dreger, C. & Reimers, H. E. (2005). Health Care Expenditures in OECD Countries, A Panel Unit Root and Cointegration Analysis. IZA Discussion Paper Series. No,1469.
- Eberhardt, M. & Bond, S. (2009). Cross-Section Dependence in Nonstationary Panel Models. A Novel Estimator. *MPRA Paper* No. 17692, 1-26.
- Ecevit, E., Çetin, M. & Yücel, A. G. (2018). Türki Cumhuriyetlerinde Sağlık Harcamalarının Belirleyicileri Bir Panel Veri Analizi. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 10 (19), 318-334.
- Furuoka, F., Yee, B. L. F., Kok, E., Hoque, M. Z. & Munir, Q. (2011). What are the Determinants of Health Care Expenditure? Empirical Results from Asian Countries. *Sunway Academic Journal*, 8(12), 12-25.
- Han, K. Cho, M. & Chun, K. (2013). Determinants of Health Care Expenditures and the Contribution of Associated Factors, 16 Cities and Provinces in Korea, 2003-2010. *Journal Preventive Medical Public Health*, 46, 300-308.
- Hansen, P. & King, A. (1996). The Determinants of Health Care Expenditure A Cointegration Approach. *Journal of Health Economics*, 15, 127-137.
- Hitiris, T. (1997). Health Care Expenditure and Integration in the Countries of the European Union. *Applied Economics*, 29(1), 1-6.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), 3-42.
- Magazzino, C. & Mele, M. (2012). The Determinants of Health Expenditure in Italian Regions. *International Journal of Economics and Finance*, 4(3), 61-72.
- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- Mosca, I. (2007). Decentralization as a Determinant of Health Care Expenditure, Empirical Analysis for OECD Countries. *Applied Economics Letters*, 14(7), 511-515.
- Murthy, V. N. R. & Ukpolo, V. (1995). Aggregate Health Care Expenditure in The United States, New Results. *Applied Economics Letters*, 2(11), 419-421.
- Nazlıoğlu, S. & Karul, C. (2017). *Panel LM Unit Root Test with Gradual Structural Shifts*, 40th International Panel Data Conference, July 7-8, 2017, Thessaloniki-Greece, 1-26.
- Örnek, İ. & Türkmen, S. (2019). Gelişmiş ve Yükselen Piyasa Ekonomilerinde Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi'nin Analizi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 28(3), 109-129.
- Pesaran, M. H. & Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Pesaran, M. H. (2004). *General Diagnostic Tests for Cross-Section Dependence in Panels*. Cambridge Working Papers in Economics, 435.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- Phi, G. (2017). Determinants of Health Expenditures in OECD Countries. Bryant University Honors Program, 1-37.
- Rezai, S., Fallah, R., Karyani, K. A., Daroudi, R., Zandiyan, H. & Hajizadeh, M. (2016). Determinants of Healthcare Expenditures in Iran, Evidence from a Time Series Analysis. *Med J Islam Repub Iran*, 30(313), 2-9.

- Şahin, D. & Temelli, F. (2019). OECD Ülkelerinde Sağlık Harcamalarının Belirleyicileri, Panel Veri Analizi. *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, 7(16), 946-961.
- Samadi, A. & 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.
- Takura, T. & Miura, H. (2022). Socioeconomic Determinants of Universal Health Coverage in the Asian Region. *International Journal Environmental Research and Public Health*, 19, 2376. <https://doi.org/10.3390/ijerph19042376>
- Westerlund, J. & Edgerton, D. L. (2008). A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(5), 665-704.
- Wooi, Y. K. & Selvaratnam, D. P. (2018). Empirical Analysis of Factors Influencing the Public Health Expenditure in Malaysia. *Journal of Emerging Economies & Islamic Research*, 6(3), 1-14.
- World Bank, (2020). *World Development Indicators*. Erişim adresi: <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators> (Erişim Tarihi: 10.08.2020).
- Zhou, L., Wireko, A. S., Antwi, A. H., Xu, X., Salman, M., Antwi, O. M. & Afua, N. M. T. (2020). An Empirical Study on the Determinants of Health Care Expenses in Emerging Economies, *BMC Health Services Research*, 20(774), 1-16.