SGD
Sosyal Güvenlik Dergisi
Journal of Social Security

Derginin güncel sayısı ve arşivine aşağıdaki linkten ulaşabilirsiniz.
http://www.sgk.gov.tr/wps/portal/sgk/sgd/tr

Araştırma Makalesi – *Research Article*

OECD Ülkelerinde Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyümeyi Maksimize Edecek Şekilde Optimizasyonu

Optimization of Health Expenditures in OECD Countries Maximizing Economic Growth

Murat BİNAY*
ORCID ID: 0000-0002-9987-1492

Sosyal Güvenlik Dergisi / *Journal of Social Security*
Cilt: 9 Sayı: 2 Yıl: 2019 / *Volume: 9 Issue: 2 Year: 2019*
Sayfa Aralığı: 449-476 / *Pages: 449-476*
DOI: 10.32331/sgd.658899

ÖZ

Ekonomik büyüme ve kalkınma, az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için en önemli iktisadi hedeftir. Literatürde beşeri sermayenin öneminin anlaşılmasıyla beşeri sermaye birikiminin nasıl artırılacağı üzerinde durulmuş ve eğitim ve sağlığın 2 ana bileşen olduğu görülmüştür. Önceleri sadece eğitim üzerinden giden çalışmalara sağlık harcamaları, doğumda yaşam süreleri vb. gibi sağlık parametreleri de eklenmiştir. İktisadın ana çalışma alanlarından biri de kaynakların etkin dağılımıdır. Bu arada kamu harcamalarının ne kadar olması ve bu miktarın dağılımının ne kadar olması gerektiği üzerine çalışmalar yapılmıştır. Üretimin bir faktörü sabit kalırken, diğer faktörlerin artan bir ölçüde kullanılmasının marjinal hasılaları azaltacağı bilinmektedir. Richard Armey tarafından ortaya atılan Armey Eğrisi, devletin ekonomik süreçteki rolünü ortaya koymak için geliştirilen araçlardan biridir. Armey Eğrisi kamu harcamalarıyla Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYH) arasında bir noktaya kadar pozitif, bir noktadan sonra negatif ilişki olduğu şeklindeki temel mantığı yansıtmaktadır. Bu araştırmada Armey Eğrisi ilk defa sağlık harcamaları özelinde kullanılmıştır. Böylece sağlık harcamalarının optimizasyonu vasıtasıyla ekonomik büyüme açıklanmaya çalışılmıştır. Türkiye dâhil OECD istatistiklerinde yeterli veri içeren (n>30) ülkeler incelenmiş; kurulan model ile kişi başına düşen sağlık harcamalarının optimize edilip edilemeyeceği ve edilebiliyorsa Türkiye ve diğer OECD ülkelerinin optimum sağlık harcamalarına göre konumu belirlenmiş ve optimizasyon durumunda ülke ekonomisinin ekonomik büyümesin katkısı hesaplanmıştır.

Anahtar Sözcükler: Sağlık harcamaları, ekonomik büyüme, Armey Eğrisi

ABSTRACT

Economic growth and development is the most important economic objective for underdeveloped and developing countries. In the literature, it has been understood how to increase human capital accumulation with the understanding of the importance of human capital and it is seen that education and health are the two main components. Priority is spent exclusively on education, health spending on life, as well as health parameters. One of the main areas of study in economics is the effective allocation of resources. Meanwhile, studies have been carried out on how much public spending should be performed and how much this distribution should be. While a factor of production remains constant, it is known that increasing use of other factors will reduce marginal returns. Armey curve created by Richard Armey is one of the tools developed to reveal the role of the state in the economic process. The Armey curriculum reflects the basic logic of a positive relationship between public expenditure and Gross Domestic Product (GDP), and a negative relationship after a certain point. In this research, the Armey curve is used for the first time in health expenditures, so that economic growth is tried to be explained through the optimization of health expenditures. OECD statistics, including Turkey, which include countries having sufficient data (n> 30); If the health expenditure per capita can be optimized with the model to be established, the position is determined according to the optimum health expenditures of Turkey and other OECD countries, and in case of optimization, the contribution to the country's economy is calculated.

Keywords: Health expenditure, economic growth, Armey Curve

Önerilen atıf şekli: Binay, M. (2019). OECD Ülkelerinde Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyümeyi Maksimize Edecek Şekilde Optimizasyonu. *Sosyal Güvenlik Dergisi (Journal of Social Security)*. 9(2). 449-476

Geliş Tarihi/*Received*: 25/02/2019 ● Güncelleme Tarihi/*Revised*: 06/09/2019 ● Kabul Tarihi/*Accepted*: 16/12/2019

* Sosyal Güvenlik Uzmanı, Sosyal Güvenlik Kurumu Başkanlığı, mbinay@sgk.gov.tr

GİRİŞ

Ekonomik büyüme ve kalkınma 1960'lı yıllardan itibaren beşeri sermaye kavramı üzerinden açıklanmaya çalışılmış, 1970'lerden itibaren ise insan faktörü ekonomik analizlerin odak noktası olmuştur. Gelişmekte olan ülkelerin kalkınmayı fiziki sermaye yatırımları ile sağlamaya çalışması, eğitime ve sağlığa gerekli kaynak transferini yapmayarak beşeri sermayeyi dışlaması önemli bir eksikliktir. Çünkü çalışanların edindikleri bilgi yetenek ve mesleki beceri gelişmiş ülkelerin üstünlüğünü açıklayan en önemli etkendir.

Petty, emeğin ekonomik büyümedeki önemini tespit etmek için emeğin yanı sıra doğal kaynaklar ve sermayenin büyümede nisbi ağırlığını hesaplamaya çalışmış ve emeğin sermaye ve doğal kaynaktan 3/5 oranında daha verimli olduğunu göstermiştir (Johnson, 1968: 25-36). Sir James Steuart'a göre eğitimin öncelikli görevi; gıda maddeleri üreticilerinin verimliliğini arttırarak, tarımsal bir fazla yaratmak ve emeğin diğer uğraşlar için serbest kalmasını sağlamaktır (Özgüven, 1984: 60).

Beşeri sermaye insanlara yatırım yapılarak oluşturulur (Kurtkan,1977: 63,64-66). Beşeri sermaye doğuştan gelen ya da sonradan kazanılan yeteneklerdir (Yumuşak, 2000: 28,29). Birçok iktisatçı beşeri sermaye konusuna önemli katkılar sunmasına rağmen, bu kavramı teorik olarak ortaya koyan; Theodore W. Schultz'dur. Schultz, beşeri sermayenin özelliklerini şu şekilde belirtmiştir. Beşeri sermaye kişinin kendisinden ayrılamaz. Fiziki sermaye istimlak edilebilir; ancak beşeri sermaye kişiden ayrılamaz. Beşeri sermaye görülemez; ancak etkileri gözlenebilir. Bu etkiler iki çeşittir:

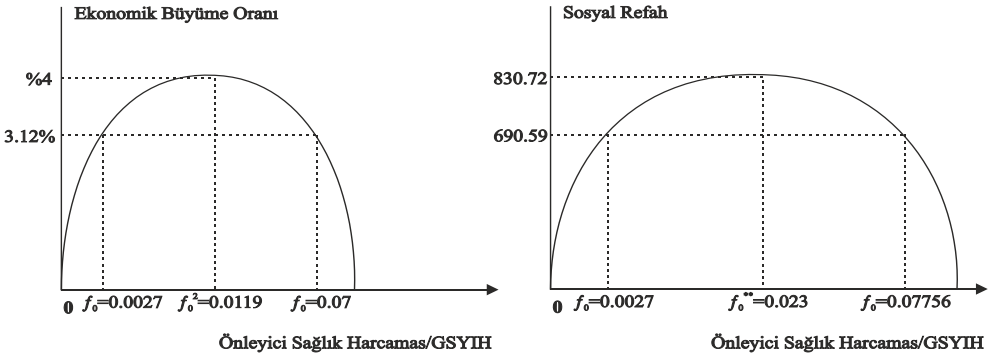
. İçsel etkiler; bireylerin ve ailelerin refah ve iktisadi verimliliğini, okullaşma, meslek eğitimi, yüksek eğitim gibi çeşitli bilgileri içerir. Bu etkiler kişinin kendisine etki eder.

. Çok az analitik ilgiye konu olan dışsal etkilerde, beşeri sermayenin yoğunluğu anahtar rol oynar. Yeni çalışmalar iktisadi büyümeye pozitif etkisini göstermiştir (Schultz, 1968: 69-76).

Literatürde beşeri sermayenin öneminin anlaşılmasıyla, beşeri sermaye birikiminin nasıl artırılacağı üzerinde durulmuş ve eğitim ve sağlığın iki ana bileşen olduğu görülmüştür. Önceleri sadece eğitim üzerinden giden çalışmalara sağlık harcamaları, doğumda yaşam süreleri vb. gibi sağlık parametreleri de eklenmiştir. Yapılan araştırmada sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelendiği, bunun yanında hangi kamu harcama düzeyinde ekonomik büyümenin maksimum olacağı şeklinde çalışmalar bulunduğu görülmüş olup, hangi sağlık harcama düzeyinde ekonomik büyümenin en fazla olacağına dair sadece tek bir çalışmaya rastlanmıştır. 2016 yılında Wang, Wang ve Huang'ın "*Health expenditures spent for prevention, economic performance, and social welfare"* adlı çalışmasında Tayvan'da önleyici sağlık harcamalarının GSYİH'ye oranının ekonomik büyümeye ve sosyal refaha etkisi incelenmiş, %1,19 oranında önleyici sağlık harcamasının ekonomik büyümeyi %4 oranında artırdığı saptanmıştır ve bu ilişki Grafik 1'de gösterilmiştir (Wang, Wang ve Huang, 2016: 6).

Bu çalışmada aralarında Türkiye'nin de bulunduğu ve yeterli sayıda verisine ulaşılabilen OECD ülkeleri incelenmiştir; kurulan model ile kişi başına düşen hangi sağlık harcama düzeyinde kişi başı milli gelirin maksimum olacağı Armey Eğrisi mantığı ile incelenmiştir. Armey Eğrisi kamu harcamalarıyla GSYH arasında bir noktaya kadar pozitif, bir noktadan sonra negatif ilişki olduğu şeklindeki temel mantığı yansıtmaktadır.

Şekil 1. *Ekonomik Büyüme Oranı İle Önleyici Sağlık Harcamalarının Milli Gelire Oranı Arasındaki İlişki.*



Kaynak: Wang&Wang&Huang (2016) "Health Expenditures Spent For Prevention, Economic Performance and Social Welfare"

I- İKTİSADİ KALKINMADA BEŞERİ SERMAYENİN ROLÜ

Gelişmekte olan ve gelişmiş ülkelerde büyümenin temel faktörü sermayedir. Sermaye/hasıla oranı büyüme stratejisinin belirlenmesinde çok önemlidir. Gelişmekte olan ülkelerin kaynaklarının dağılımı, optimum yapıp yapamadığı önem arz etmektedir. Ekonomik büyümelerini hızlandırmaya çalışan az gelişmiş ülkeler, fiziki sermaye yatırımlarını arttırmak ister. Sonuçta eğitim ve sağlık için az miktarda ilave kaynaklar ayrılır. Bu nedenle beşeri ve beşeri olmayan zenginliği içeren sermaye kavramları ayrı ayrı kullanılmalıdır. Sadece beşeri olmayan sermayeyi temel almak yanlış neticeler verir. Harberger'in Şili üzerindeki incelemeleri sonucunda, teknik ilerlemelerin hızlı kalkınmanın gerçekleşmesinde anahtar unsur olduğu ve işgücü kalitesini geliştirmek için yapılan harcamaların da bu amaca ulaşmada birincil önem taşıdığı tespit edilmiştir (Schultz, 1968: 71). Fakat ekonomistler, uzun süre beşeri sermaye birikiminin ekonomide üstlendiği önemli rolü fark edememişlerdir. Oysaki sermaye kavramı, beşeri sermayeyi de içermektedir.

Üretimin bir faktörü sabit kalırken, diğer faktörlerin artan bir ölçüde kullanılmasının marjinal hasılaları azaltacağı bilinmektedir. O halde Batı ülkelerinde tabiat, işgücü ve fiziki sermaye gibi üretim faktörlerindeki artıştan daha yüksek bir oranda gerçekleşen milli gelir artışı, beşeri faktöre yapılan ilave yatırımlardan doğmuştur. Eğitime ve diğer üretim unsurlarına yapılan yatırımlar açısından, her ülkenin ideal üretim yatırım bileşimi farklıdır. Tabiat faktörü ve fiziki sermaye bakımından zengin olan gelişmiş ülkelerde, eğitim harcamaları devamlı olarak arttırıldığında, marjinal hasılanın azalmadığı, birçok durumda fiilen arttığı ya da hiç olmazsa sabit kaldığı görülmüştür (Kurtkan, 1977: 76).

II- LİTERATÜR TARAMASI

Hicks (1980) yaşam süresi ve ekonomik büyüme ile okuryazarlık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri ele almıştır. 1960-1977 döneminde 33 gelişmekte olan ülke verilerinin kullanıldığı çalışmanın sonuçlarına göre 83 ülkenin 12'si, 83 ülke ortalamasının üzerinde okuryazarlık oranı ve yaşam süresi ortalamasına sahip olup, bu oranlar söz konusu ülkelerin ekonomik büyümeleri ile orantılı olarak yükselmektedir. Hicks, ekonomik büyüme ile okuryazarlık ve yaşam süresi ölçüsü olarak beşeri kaynakların gelişimi arasında pozitif bir ilişki saptamıştır (Akbulak, 1999: 101).

Literatürde eğitim ve ekonomik büyüme üzerine çok sayıda araştırma yapılmıştır. Bazı ülkelerde eğitim vasıtasıyla %30'un üzerinde beşeri sermaye artışı elde edilmiştir. (Pamuk

ve Bektaş, 2014:3). Özellikle gelişmekte olan ülkelerin ortalaması her eğitim düzeyi için %10'un üzerinde olup, bu fiziksel yatırımı arttırma kararının alındığı eşitlik noktası olmuştur. Çünkü üretici dengesine göre üreticinin emek ve sermaye faktörlerinden her birine harcadığı son liranın kendisine sağladığı üretim miktarları aynıdır. Eğer bu eşitlik sağlanamaz, örneğin, sermayeye harcadığı son liranın kendisine sağladığı üretim artışı, emeğinkinden büyük olursa üreticinin yapacağı şey emeğe yaptığı harcamaları kısması ve sermaye harcamalarını artırmasıdır. Bu işlem ikisi birbirine eşitleninceye kadar sürecek ve böylece dengeye ulaşmış olacak, diğer bir deyişle, belli bir üretimi en düşük maliyetle elde etmiş olacaktır (Seyidoğlu, 2002: 682).

Ayrıca kadın eğitiminde getirilerin erkek eğitiminden ve ilkokul eğitiminin getirisinin genelde orta öğretim veya yükseköğretimden daha yüksek olduğu birçok çalışmada ortaya konulmuştur. Dünya Bankası'nın yaptığı tahminler gelişmekte olan ülkeler genelinde, ilkokul eğitiminde sosyal kazanç oranının (birey tarafından doğrudan karşılanmayan maliyet ve fayda) %24, orta öğretimde %15 (özel getiri %19), yüksek eğitimde %13 (özel getiri %22) seviyesinde olduğunu belirlemiştir. Ancak bu oranlar, eğitimin üretim ve sağlık üzerindeki olumlu etkisini de dikkate almamıştır (Stewart, 1995: 195)

İktisadi büyüme literatürüne ilişkin son yıllardaki teorik tartışmalar, beşeri sermayenin ekonomik büyüme sürecindeki rolü üzerinde yoğunlaşmaktadır. OECD (1998)'ye göre beşeri sermaye, ekonomik faaliyetlerle uyumlu bilgi, yetenek ve diğer bireysel vasıfları içine almaktadır. Burada, sadece eğitim olgusu ile sınırlı kalınmamış, insanların yeteneklerini geliştiren tüm beşeri yatırımlara da vurgu yapılmıştır (Çetin ve Ecevit, 2010: 166).

Eğitim ve sağlık beşeri sermayenin iki temel bileşeni olarak düşünüldüğünde, bu alanlarda gerçekleştirilen yatırımların bireylerin beşeri sermaye düzeyini doğrudan etkileyebileceği söylenebilir. Bu nedenle, insana yapılan her türlü yatırımın kısa veya uzun dönemde ekonomik büyümeye katkı sağlayacağı bilinen bir gerçektir. Ekonomik gelişmişlik seviyesi yüksek olan ülkeler incelendiğinde, genelde bu ülkelerin eğitim ve sağlık düzeylerinin de yüksek olduğu görülmektedir. Barro (1996)'nun değerlendirmelerine göre sağlık, ekonominin motoru ve sermaye üreten bir varlıktır. Buna göre, sağlık beşeri sermayenin bir belirleyicisi olarak düşünülebilir. Diğer taraftan, Mushkin (1962) beşeri sermaye kavramını sağlık hizmetlerinden yararlanarak açıklamaktadır. Grossman (1972), Bloom ve Canning (2000) sağlıklı bireylerin bilgiyi daha etkin özümsediklerini ve sonuçta daha yüksek düzeyde verimlilik elde edildiğini açıklamaktadır. Hamoudi ve Sachs (1999) sağlık ve servet arasında eşanlı bir döngü olduğunu vurgulamaktadır.

Dünya Bankası'nın 1993 tarihli Dünya Kalkınma Raporuna göre sağlık problemleri, ekonomik gelişmenin önündeki önemli engellerdir. Söz konusu sağlık raporunun ortaya koyduğu temel sonuç, sağlık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin geniş boyutlarıyla ele alınması gerektiğidir.

Bloom, Canning ve Sevilla (2001) ise beşeri sermayenin sadece yetenekler olarak değil, sağlık anlamında da tanımlanması gerektiğini belirtmekte; büyümenin temel dinamiklerinden birisi olarak sağlık olgusu üzerinde durmaktadırlar.

Günümüzde beşeri sermaye ile ekonomik büyüme arasındaki teorik ilişkiler, daha çok Lucas (1988), Romer (1990) ve Mankiw vd.(1992) modelleri çerçevesinde ele alınmaktadır. Bunlardan ilk ikisi içsel, diğeri ise dışsal büyüme modeli olarak bilinmektedir. Mankiw vd. (1992) üretim fonksiyonuna dışsal bir değişken olarak beşeri sermayeyi de ekleyerek Solow modelini genişletmiştir. Bu model genişletilmiş Solow modeli olarak anılmaktadır. Ancak beşeri sermayeyi içeren genişletilmiş Solow modeli, beşeri sermayeyi ilave ve sıradan bir

girdi olarak basit bir şekilde ele almıştır ve beşeri sermaye, fiziki sermayeye benzer şekilde modelde incelenmiştir. Romer (1986) ile birlikte büyük bir sıçrama yapan yeni büyüme teorisi büyümenin kaynaklarını içselleştirmiş, böylece büyüme oranı model içinde belirlenebilmiştir. İçsel büyüme literatürü, beşeri sermayenin ekonomik büyüme modellerine nasıl dâhil edileceği konusunda iki temel yaklaşım belirlemiştir. Bunlardan ilki, büyümenin motoru olarak beşeri sermaye birikimini kabul eden Lucas (1988) modelidir. Diğeri ise Romer (1990) modeli olup, yenilik süreci ve teknolojiye adapte olmada beşeri sermaye stokunun rolü üzerinde durmaktadır. Beşeri sermaye ile ekonomik büyüme ilişkisini açıklayan teorik literatürün önemli bir kısmının eğitim-büyüme ilişkisi üzerinde yoğunlaştığı dikkat çekmektedir. Oysaki sağlık alanındaki gelişmeler de ekonomik büyüme üzerinde etki yapabilmektedir.

Sağlık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklayabilmek için öncelikle sağlık olgusunun iyi anlaşılması gerekmektedir. Sağlık sadece hastalığın olmaması anlamında değil, aynı zamanda bireylerin kendi hayatlarında kendi potansiyellerini geliştirecek yetenekler bağlamında önem arz etmektedir (Lusting, 2004: 15). Bu çerçevede sağlık, bireylerin sahip olduğu bir varlık niteliğinde olup refah düzeyinin yükselmesine yardımcı olur. Diğer taraftan sağlık, araçsal bir değere sahiptir. Yani farklı kanallardan ekonomik büyümeyi etkileyebilmektedir. Örneğin; sağlık iş gücü rahatsızlıkları nedeniyle oluşan üretim kayıplarını en aza indirir, okul çocukları arasında devamsızlık oranını düşürür, öğrenmeyi geliştirir. Ayrıca sağlık, hastalık nedeniyle kısmen ya da tamamen ulaşılamayacak olan doğal kaynakların kullanımına izin verir. Son olarak sağlık, tedavi için tahsis edilen finansal kaynakların farklı şekillerde kullanımına imkân sağlar (Çetin ve Ecevit, 2010: 168).

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

Günümüzde, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerden elde edilen araştırma sonuçları ekonomik büyümenin sağlığı geliştirdiği, sağlık alanındaki iyileşmelerin de ekonomik verimliliği ve büyümeyi önemli ölçüde etkilediğini kanıtlamaktadır (Atun ve Fitzpatrick, 2005: 6). Literatürde doğuşta yaşam beklentisi, sağlık kurumlarının yatak sayısı, sağlık kurumlarının sayısı ve sağlık personeli başına düşen kişi sayıları gibi sağlık göstergeleri üzerinden sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenmiştir. Taban (2006), Türkiye'de 1968-2003 dönemine ait yıllık verileri kullanarak seçilmiş sağlık göstergeleri (doğuşta yaşam beklentisi, sağlık kurumlarının yatak sayıları, sağlık kurumlarının sayısı, sağlık personeli başına düşen kişi sayısı) ile ekonomik büyümeyi temsilen seçilen reel GSYH arasındaki ilişkiyi nedensellik bağlamında incelemiştir. Analiz sonucunda sağlık kurumlarının sayısı ile reel GSYH arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi görülmemesine rağmen diğer sağlık göstergeleri ile reel GSYH arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir (Taban, 2006: 39).

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

Bu çalışmada Türkiye dâhil OECD istatistiklerinde yeterli veri içeren (n>30) ülkeler incelenmiş; kurulan model ile hangi kişi başına düşen sağlık harcama düzeyinde kişi başı

milli gelirin maksimum olacağı Armey Eğrisi mantığı ile incelenmiştir. Ayrıca optimal kişi başı sağlık harcama düzeyinde ülkelerin ulaştığı kişi başı milli gelir de hesaplanmıştır.

III- KAMU HARCAMALARININ OPTİMİZASYONU

1929 Büyük Ekonomi Buhranından sonra kamunun ekonomi içerisindeki ağırlığı artmaya başlamış verimlilik ve etkinlik kavramları tartışılmaya başlanmıştır. Kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkilerin analiz edildiği bu dönemde, ekonomide kamunun etkinliğindeki artışın iktisadi büyüme hızını yavaşlatacağı ve verimliliği azaltacağı görüşü savunulmakla birlikte, aksine ekonomi için kamu kesiminin varlığının önemli olduğu da savunulmuştur. Adolph Wagner, bu hususta kamu harcamalarındaki artış hızının milli gelirdeki artış hızından daha yüksek olduğunu ve iktisadi büyümeden kamu harcamalarına doğru bir nedensellik olduğunu ifade etmiştir. Bu hipotez literatüre "Wagner Kanunu" olarak geçmiştir (Tuna, 2013: 54). Keynes ise ekonomik büyümenin artırılabilmesi için kamu harcamalarının arttırılması gerektiğini, Klasik Görüşün aksine ekonominin lokomotifinin arz değil talep olduğunu belirterek kamu harcamaları arttıkça toplam talebin artacağını ve toplam talep arttıkça da ekonomik büyümenin kamu harcamalarını kullanarak gerçekleşeceğini vurgulamıştır. Keynes'e göre kamu harcamaları, hem iktisadi büyümeyi pozitif etkiler hem de kısa dönemde konjonktürel dalgalanmaları hafifletecek bir politik araç olarak kullanılabilir. Dolayısıyla kamu harcamaları artışı ekonomik büyümeyi artırır (Gül ve Yavuz, 2011: 75).

Optimal devlet büyüklüğünün ne olması gerektiği tartışılan bir konudur ve farklı iktisat okullarının konu hakkında farklı görüşleri bulunmaktadır. Devletin olmadığı veya anarşinin hüküm sürdüğü bir toplum, ekonomik sisteminin verimliliğinin oldukça düşük seyretmesine yol açar. Özel mülkiyet haklarını ve bireysel ekonomik ve politik özgürlükleri koruyan bir devlet, ekonomik büyümenin de artmasında etkili olabilecektir. Tarihsel deneyimlere bakıldığında, ne küçük devlet ne de çok büyük devlet yapılarının ekonomik refahı maksimize edemedikleri görülmektedir. Anarşi düzeninin söz konusu olduğu bir ortamda sermaye başına düşen çıktı düzeyi düşüktür. Bununla beraber, tüm girdi ve çıktı düzeylerinin merkezi otorite tarafından belirlendiği ülkelerde de durum aynıdır. Hem devletin hem de serbest piyasa güçlerinin kaynakların tahsisi konusunda birlikte karar verdiği toplumlarda elde edilen çıktı düzeyi diğer durumlara göre daha yüksektir (Altunç ve Aydın, 2013: 68).

Kamu kesiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, genel olarak iki temel görüş etrafında toplanmaktadır. Birinci görüş, kamu kesiminin büyüklüğü arttıkça kaynakların etkin dağılımının bozulduğunu, özel sektör yatırımlarının dışlandığını ve bunun sonucunda da verimliliğin azalarak ekonomik büyümenin olumsuz etkilendiğini ileri sürmektedir. Temel kamu harcamaları büyümeyi pozitif yönde etkilerken, temel fonksiyonların ötesinde kamu harcamalarının artması büyüme üzerindeki pozitif etkinin azalmasına yol açabilir. İkinci görüşe göre ise kamu, ekonomik büyüme ve kalkınma için gerekli olan fiziki ve beşeri sermaye kaynaklarını harekete geçirecek aktif roller üstlenmelidir. Kamu kesiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisine ilişkin teorik literatüre göre, kamu harcamalarının sıfır olması durumunda, devletin üretip piyasaya sunduğu tüm mal ve hizmetleri özel sektör sunmakta ve büyüme oranı düşük bir seviyede gerçekleşmektedir. Daha sonra kamu harcamaları artırıldıkça büyüme de belirli bir oranda artmakta ancak optimal seviyenin üzerindeki harcamalar büyümeyi olumsuz yönde etkilemektedir. Dolayısıyla kamu kesiminin boyutu ile ekonomik büyüme oranı arasında ters U şeklinde bir ilişki söz konusudur (Altunç ve Aydın, 2012: 81).

Literatürde optimal kamu harcamaları üzerine yapılan ve direkt Türkiye özelinde yapılan çalışmalar mevcut değildir. Optimal kamu harcamalarının hesaplandığı, içinde Türkiye'nin de olduğu 118 ülke üzerine yapılan çalışmada Karras (1996), ortalama bazda optimal kamu kesimi büyüklüğünü %3 sapma ile %16 olarak hesaplamıştır. Çalışmada Türkiye için bu oranı %12 düzeyinde bulmuştur.

Kamu kesimi harcamaları ve boyutuna ilişkin Türkiye'de yapılan çalışmaların çoğu Wagner Yasası ve Keynezyen hipotezin testi yönündedir (Pamuk ve Dündar, 2016: 23-50). Bağdigen ve Beşer (2009), 1950 - 2005 döneminde Türkiye'de ekonomik büyüme ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi Wagner Hipotezi çerçevesinde incelemiştir. Çalışmalarında Granger nedensellik analizi ile birlikte Hsiao ve Toda Yamamoto nedensellik modellerine de yer vermişlerdir. Uyguladıkları ekonometrik analiz sonucunda kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında nedensel ilişkiye rastlamamışlardır.

Başar vd. (2009), 1975 - 2005 yılları arasında Türkiye'de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Wagner Hipotezi ve Keynes Hipotezi çerçevesinde gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (ARDL) ile hem toplam kamu harcamaları hem de cari harcamalar, yatırım harcamaları ve transfer harcamaları alt kalemleri itibariyle incelemişlerdir. Çalışmalarında yatırım harcamaları ile GSMH arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmazken alt kalemler itibariyle Wagner ve Keynesyen Hipotezlerin Türkiye için geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Kısa dönemli analizlerinde ise hâsıla arttıkça toplam kamu harcamalarının azaldığı sonucuna varmışlardır.

Celepcioğlu (2011), Türkiye'de kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini 1980-2010 döneminde VAR modeli, etki-tepki fonksiyonları analizleri ve nedensellik ilişkisini tespit etmek amacıyla Wald testi ile analiz edilmiştir. Kamu harcamalarının ekonomik büyümeye etkisini analiz etmek için sabit fiyatlarla GSYİH ve ekonomik ayrıma göre sınıflandırılmış olan cari, yatırım ve transfer harcamalarının toplamını ifade eden toplam harcamalar değişkeni analize dâhil edilmiştir. Nedensellik ilişkisini tespit etmek amacıyla uygulanan Wald testi sonucunda sadece cari harcamalardan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi görülmüştür. Sonuç olarak incelenen dönemde Türkiye'de cari harcamalardaki artışın ekonomik büyümeyi de beraberinde getireceği ve bulunan sonuçların Keynesyen Hipotezi doğruladığı sonucuna ulaşılmıştır.

Diler (2011), Türkiye'de kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini Wagner ve Keynes Hipotezleri açısından incelemiştir. Çalışmasında, 1998 - 2010 yıllarını kapsayan döneme ait kamu harcamaları ile ekonomik büyümenin üçer aylık verileri arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi yaklaşımı ve Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz etmiştir. Çalışmasında Wagner Hipotezi ve Keynesyen Hipotezden biri ya da ikisinin birlikte gerçekleşmesi durumu söz konusu olmamıştır. Dolayısıyla incelenen dönem için kamu harcamalarının Türkiye'de önemli bir politika aracı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Fikir (2010), Türkiye'de kamu harcamalarının büyüme üzerine etkilerini incelemiştir. 1950 - 2007 yılları arasında Türkiye'de kamu harcamalarının kişi başına reel büyüme üzerindeki etkileri VAR modelleri yardımıyla incelemiştir. Çalışmada Türkiye'de kamu harcamalarının iktisadi büyümenin yaratılmasında yeterince etkili olamadığı ve oluşan pozitif etkinin çok düşük olduğu ileri sürülmüştür. Çalışmada ayrıca devlet tarafından gerçekleştirilen eğitim, sağlık ve savunma harcamalarının iktisadi büyüme üzerindeki

etkileri de incelenmiş olup büyüme literatürüne göre gerçekleşmesi beklenen olumlu etkinin gerçekleşmediği görülmüştür. Bunun nedenin ise yapılan kamu harcamalarının hem nicelik hem de nitelik olarak yetersiz düzeylerde kalması olduğu ileri sürülmüştür.

Oktayer ve Susam (2008), çalışmalarında kamu harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisini 1970-2005 periyodunda Türkiye ekonomisi için En Küçük Kareler (EKK) yöntemi kullanılarak analiz etmişlerdir. Test sonuçlarına göre kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi anlamlı çıkmazken, kamu harcamalarını ekonomik tasnife göre sınıflandırarak yaptıkları çalışmalarında kamu yatırım harcamalarındaki artışın ekonomik büyümeyi 0.081 artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Özmen (2010), kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini Wagner ve Keynes Hipotezleri çerçevesinde incelemiştir. Çalışmada 1980-2008 dönemi için Johansen-Juselius eşbütünleşme, Granger nedensellik ve VAR modelleri kullanılmıştır. Yapılan analizde kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğu, Granger nedensellik testi sonuçlarında ise ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiş olup uzun dönemde ekonomik büyümenin kamu harcamalarını artıracağını öne süren Wagner Hipotezini desteklediği ileri sürülmüştür.

Şanlısoy ve Sunal (2016), Türkiye'de kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1980-2010 dönemini ele alarak Toda-Yamamoto nedensellik testi ve Dinamik EKK yöntemlerinden yararlanarak Wagner Hipotezinin beş modeli çerçevesinde incelemişlerdir. Yapılan analizler sonucunda sadece Peacock - Wiseman modeli için kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında nedensel ilişkiye rastlanmazken diğer dört model için iki değişken arasında Wagner Hipotezi ve Keynesyen Hipotez ile ilişkili nedensellik görülmüştür. Eş bütünleşme analizi sonucunda ise Wagner Hipotezinin desteklendiği görülmüştür.

Timur ve Albayrak (2016), Türkiye'de 1998/1-2015/4 döneminde üçer aylık verilerle Türkiye ekonomisinde Wagner Hipotezinin geçerliğini Peacock ve Wiseman ve Michas çerçevesinde inceledikleri çalışmalarında VAR analizi üzerinden elde edilen Johansen eşbütünleşme yönteminden yararlanmışlardır. Eşbütünleşme analizi sonucunda Wagner ve Keynesyen Hipotezlerin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Ahsan vd. (1996), Kanada üzerine yaptıkları çalışmalarında kamu harcamaları ve GSYİH'nin büyümesi arasındaki ilişkiyi 1952-1988 periyodunda zaman serisi analizleri kullanılarak incelemişlerdir. Engle-Granger iki aşamalı eş bütünleşme analizleri ile yapılan uygulama sonucunda Kanada'da Wagner Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmışlardır

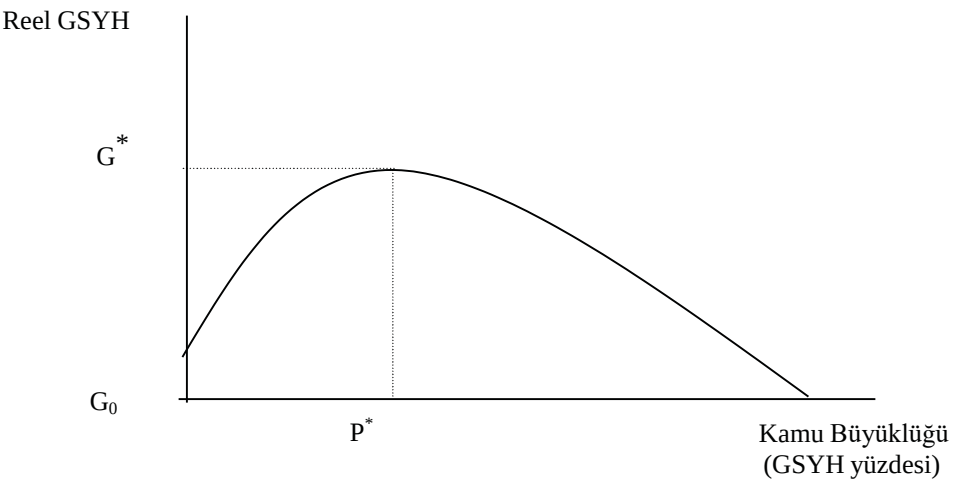
Chang vd. (2004), Wagner Hipotezinin beş farklı versiyonunu 1951-1996 döneminde on ülke üzerinde yıllık zaman serileri ile incelemiştir. Çalışmada Asya'nın yeni sanayileşme gösteren üç ülkesi olan Güney Kore, Tayvan, Tayland ve yedi sanayileşmiş ülkesi olan Avustralya, Kanada, Japonya, Yeni Zelanda, ABD, Birleşik Krallık ve Güney Afrika ele alınmıştır. Çalışmada gelir ve kamu harcamaları arasındaki uzun dönemli ilişki iki değişkenli eşbütünleşme sistemi ve Johansen ve Juselius tarafından desteklenen eşbütünleşme metodu kullanılarak test edilmiştir. Tek yönlü Granger nedenselinde yeni sanayileşmiş ülkeler olan Güney Kore, Tayvan ve sanayileşmiş ülkeler olan Japonya, Birleşik Krallık ve ABD'de gelirden kamu harcamalarına doğru bir nedensellik görülmüş

olup Wagner Hipotezinin bu ülkelerde desteklendiği görülmüştür. Çalışmada ele alınan diğer beş ülkede ise (Avustralya, Kanada, Yeni Zelanda, Güney Afrika ve Tayland) gelir ve kamu harcamaları arasında nedensel bir ilişki görülmemiştir.

İktisat teorisi devletin ekonomik süreçteki rolünü ortaya koymak için farklı yöntemler ve araçlar önermektedir. Literatürde, kamu kesiminin boyutu ile ekonomik büyüme arasında ters U şeklindeki bir ilişkinin varlığı Armey Eğrisi (Armey vd., 1995), Rahn Eğrisi (Rahn and Fox, 1996) ve Barro (1989), Armey vd. (1995), Rahn (1996) ve Scully (1994) çalışmalarına istinaden "BARS Eğrisi" ile analiz edilebilmektedir. Armey Eğrisi ekonomideki kamu sektörü büyüklüğü (kamu harcamaları/GSYH oranı) ve reel GSYH (veya reel GSYH büyüme oranı) arasındaki ilişkiyi göstermektedir (Şekil 2). Kamu sektörünün olmadığı durumda çok düşük düzeyde çıktı üretilmektedir (G0). Bu çıktı düzeyi teorik olarak sıfır olabilir. Kamu harcamalarındaki artış, başlangıçta GSYH artışına neden olmakta, daha sonra belirli bir noktada ekonomik büyüme maksimum düzeye ulaşmaktadır (G*). Ekonomik büyümenin maksimum olduğu noktada, kamu harcamalarının marjinal verimliliği özel sektör harcamalarının marjinal verimliliğine eşittir ve arttırılan kamu harcamalarının ekonomik katkısı sıfırdır. Bu noktanın ötesinde (P*) azalan getiriler kanununun etkisiyle kamu harcamalarındaki artış büyüme hızının düşmesine yol açacaktır. Bu nedenle bu noktalarda çıktının arttırılabilmesi ancak devletin küçülmesiyle mümkün olabilir. Kamu harcamalarındaki ilave artışlar, ekonomik durgunluk ve küçülme demektir (Altunç ve Aydın, 2012: 85).

Literatürde Armey Eğrisinin doğruluğunu test eden bir takım çalışmalar söz konusudur. Bunlardan Pevcin (2004) 12 Avrupa Birliği (AB) ülkesi için 1950-1996 dönemi verileriyle Armey Eğrisini test etmiş ve kamu harcamaları ile GSYİH arasında ters U eğrisine benzer bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. De Witte ve Moesen (2010) 23 OECD (Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü) ülkesi için yaptıkları çalışmalarında optimal bir kamu hacminin olduğunu savunarak Armey Eğrisini desteklemişlerdir. Facchini ve Melki (2011) de benzer şekilde 1871-2008 dönemi verileriyle Fransa için yaptıkları çalışmalarında Armey Eğrisini destekleyen bulgulara ulaşmışlardır (Akbulut, 2015: 43).

Şekil 2. *Armey Eğrisi*



IV- SAĞLIK HARCAMALARI VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN YAPISAL KIRILMALI PANEL VERİ ANALİZİ

A- Veri Kümesi ve Model

Bu çalışmada kişi başına yapılan sağlık harcamalarının, kişi başına düşen milli gelir üzerindeki etkileri 21 OECD ülkesi (Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Almanya, İzlanda, İrlanda, İsrail, Japonya, Kore, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsviçre, İngiltere, ABD ve Türkiye) için 1975-2012 dönemi yıllık verileri kullanılarak incelenmiştir. Çalışmada bağımlı değişken olarak satın alma gücü paritesine göre düzenlenmiş, kişi başına düşen reel gayrı safi yurtiçi hâsıla (GDPPC), bağımsız değişken olarak satın alma gücü paritesine göre düzenlenmiş kişi başına düşen reel sağlık harcaması (HEXPC) kullanılmıştır. Veriler OECD. Stat web sitesinden US dolar olarak alınmıştır. Veri kümesine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de sunulmuştur. Analizin dengeli panel analizi olması için 21 ülkenin de eşit sayıda veriye sahip olmasına dikkat edilmiş ve 1975-2012 yılları arası 38 yıllık veri ile 21 ülkeden 798 adet gözlem değerine ulaşılmıştır.

Tablo 1. *Veri Setine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler*

	GDPPC	***HEXPC***
Ortalama	21297.56	1745.93
Medyan	19560.6	1418.052
En Büyük	66363.07	8454.406
En Küçük	1243.247	29.2337
Standart Sapma	12182.23	1372.433
Çarpıklık	0.634367	1.380569
Basıklık	2.896531	5.537606
Jarque-Bera Test İstatistiği	53.8781	467.6057
Jarque-Bera Testi Olasılık Değeri	0	0
Toplam	16995453	1393252
Sapmaların Kareleri Toplamı	1.18E+11	1.50E+09
Gözlem Adedi	798	798

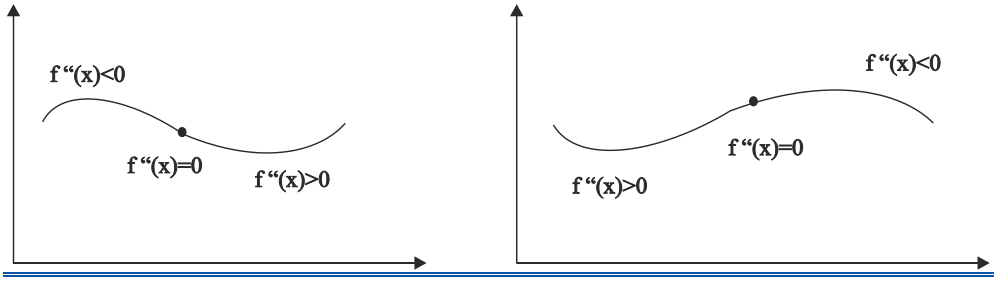
Bu çalışmada Armey Eğrisi yaklaşımı sağlık harcamaları ile milli gelir arasındaki ilişkiye uyarlanmış ve aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$GDPPC_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}HEXPC_{it} + \beta_{2i}HEXPC_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$HEXPC_{it}$ i. ülke için t yılında kişi başına düşen sağlık harcamasını, ε_{it}; ortalaması sıfır, varyansı sabit olan hata terimleri serisini ifade etmektedir. β_{0i}; sabit terimleri göstermekte olup, modele alınmayan diğer açıklayıcı değişkenlerin etkilerini de üzerinde barındırmaktadır. Armey Eğrisi yaklaşımının geçerli olabilmesi için $\beta_{1i} > 0$ ve $\beta_{2i} < 0$ olmalıdır. Kişi başı en büyük GSYİH veren sağlık harcamasını bulabilmek için Denklem (1)'in $HEXPC'$ye göre birinci dereceden türevinin alınıp, bu eşitliği sıfır yapan $HEXPC$ değerinin hesaplanması yeterli olacaktır. β_{2i} <0 olması da ikinci türev sonucunda maksimum nokta olduğunu gösterir (Şekil 3). Elde edilen bu değerin Denklem (1)'de

yerine yazılmasıyla da maksimum kişi başına düşen gayrı safi yurtiçi hâsıla değerine ulaşılacaktır.

Şekil 3. *Türev ve Büküm(Dönüm) Noktaları*



Denklem (1)'de sağlık harcamaları ile kişi başına düşen GSYİH arasında 2. dereceden bir ilişki tanımlanmasının nedeni sağlık harcamaları özelinde kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında Armey Eğrisi mantığı ile ters parabolik bir ilişki olması varsayımıdır. Denklemin parabolik olması da sağlık harcamalarının karesinin de denkleme eklenmesi ile sağlanmıştır.

B- Yöntem

Çalışmada önce paneli oluşturan ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığının varlığı, Breusch ve Pagan (1980) Lagrange çarpanı (Lagrange Multiplier; *LM)* testi, Pesaran (2004) ölçekli (scaled) *LM* (LM_S) testi, Pesaran (2004) yatay kesit bağımlılığı (Cross-section Dependency; *CD)* testi ve Baltagi, Feng ve Kao (2012) sapması düzeltilmiş *LM* testi (Bias-corrected scaled; LM_{BC}) testiyle incelenmiştir. Serilerin durağanlığı; yatay kesit bağımlılığını ve serilerdeki yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran, ikinci kuşak birim kök testlerinden, Carrion-i-Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen PANKPSS (Panel Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) yöntemi ile test edilmiştir. Seriler arasında nedensellik ilişkilerinin varlığı Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testiyle incelenmiştir. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, Basher ve Westerlund (2009) tarafından geliştirilen, yatay kesit bağımlılığını ve eşbütünleşme vektöründeki yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran yöntemi ile test edilmiştir. Eşbütünleşme katsayılarının homojenliği; Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen test yöntemiyle incelenmiştir. Eşbütünleşme katsayıları; Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen ve yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran AMG (Augmented Mean Group) yöntemiyle tahmin edilmiştir.

C- Yatay Kesit Bağımlılığının Test Edilmesi

Panel veri analizlerinde, paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının var olup olmadığını belirlemek ve böyle bir bağımlılık varsa, yapılacak analizlerde bu durumu göz önünde bulunduran yöntemleri kullanmak büyük önem taşımaktadır. Paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı varsa, bu durum dikkate alınmaksızın yapılacak testler ve katsayı tahminleri yanıltıcı, hatta tutarsız parametreler üretebilirler (Chudik ve Pesaran, 2015: 402). Bu nedenle panel veri analizlerinde serilerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının varlığının test edilmesi büyük önem kazanmaktadır.

Yatay kesit bağımlılığı testleri; paneli oluşturan ülkelerden birine gelen bir şokun, diğerlerini de etkileyip etkilemediğini incelemektedir. Özellikle birbiriyle etkileşim içinde

olan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı çıkma olasılığı yüksektir. Bu çalışmada paneli oluşturan ülkeler, OECD'ye üye ve genel olarak aralarında etkin işbirliği olan ülkeler olduğu için bu ülkelerden birine gelen bir ekonomik şokun, diğer ülkeleri de etkilemesi muhtemeldir. 2008'de ABD'de başlayan küresel finans krizinin bütün dünyayı etkilemesi veya Avrupa Birliği'ndeki ekonomik durgunluğun başta Türkiye olmak üzere çok sayıda ülkeyi etkilemesi bu konuya örnek olarak verilebilir.

Yatay kesit bağımlılığının test edilmesine yönelik olarak ilk geliştirilen yöntem Breusch ve Pagan (1980) *LM* testi olup, bunu Pesaran (2004) *LMs* testi ve Pesaran (2004) *CD* testi izlemiş, son olarak Baltagi, Feng ve Kao (2012) önceki testlerin sapmasını düzelterek LM_{BC} testini geliştirmiştir. Bu testler aşağıdaki gibi bir panel veri modeli baz alınarak incelenebilir:

$$y_{it} = \beta_{it}' x_{it} + u_{it} \tag{2}$$

Burada β_i tahmin edilecek parametrelere karşılık gelen kesit özellikli vektörleri, u_{it}; ortalaması sıfır, varyansı sabit hata terimleri serisini ifade etmektedir. Bu testlerin hipotezleri:

H_0: *Ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı yoktur*

H_1: *Ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı vardır*

şeklindedir. Bu hipotezleri test etmek için aşağıdaki test istatistikleri geliştirilmiştir:

Breusch ve Pagan (1980) *LM* test istatistiği:

$$LM = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} T_i \hat{\rho}_{ij}^2 \sim \chi^2_{\frac{N(N-1)}{2}} \tag{3}$$

Pesaran (2004), ölçekli *LM* testinde Denklem (3)'ü yatay kesit sayısının çok büyük olduğu durumlar için aşağıdaki biçimde genişletmiştir:

$$LM_S = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} (T_i \hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \sim N(0,1) \tag{4}$$

Pesaran (2004) *LM* ve LM_S testlerindeki muhtemel boyut bozulması sorununu da çözerek, zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük ya da eşit olduğunda kullanılmak üzere *CD* test istatistiğini geliştirmiştir:

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} T_i \hat{\rho}_{ij}^2 \sim N(0,1) \tag{5}$$

Baltagi, Feng ve Kao (2012) de LM testindeki asimptotik sapmaları düzelterek LM_{BC} test istatistiğini elde etmiştir:

$$LM_{BC} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} (T_i \hat{\rho}_{ij}^2 - 1) - \frac{1}{2(T-1)} \sim N(0,1) \tag{6}$$

Çalışmada yatay kesit bağımlılığı testleri Eviews 9.0 programı kullanılarak yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2. *Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları*

	LM Test İstatistiği	***LM_S Test İstatistiği***	***CD Test İstatistiği***	***LM_{BC} Test İstatistiği***
GDPPC	8289.75 (0.00)	373.90 (0.00)	90.85 (0.00)	373.62 (0.00)
HEXPC	8200.65 (0.00)	369.75 (0.00)	90.34 (0.00)	369.47 (0.00)
Model	1746.19 (0.00)	69.46 (0.00)	10.16 (0.00)	-

Not: Parantez içindekiler olasılık değerleridir. Değerler, ilgili seride %1 anlamlılık düzeyinde ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığını ifade etmektedir. Modeller için LM_{BC} test istatistiği üretilememektedir.

Yatay kesit bağlamlılığı boyut bozulma sorununu gidermek ve yalancı korelasyon sorununu bertaraf etmek için birkaç ayrı yöntemle değerlendirilmiştir. Tablo 2'de seriler ve model için yapılan testlerde olasılık değeri 0.05'ten küçük çıktığı için H_0 hipotezi reddedilmiş, paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının var olduğuna karar verilmiştir. Bu durumda, ülkelerden birine gelen bir ekonomik şok diğerlerini de etkileyebilmektedir. Bu nedenle söz konusu ülkelerin politika geliştirirken, analize dâhil olan diğer ülkelerdeki gelişmeleri de yakından takip etmelerinde yarar vardır. Ek olarak, çalışmanın bundan sonraki aşamalarında, yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran ikinci nesil (dinamik) panel veri analiz yöntemlerinin kullanılması gerektiği görülmektedir.

D- Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testi

Ekonometrik analizlerde, regresyon analizine geçmeden önce serilerin durağanlık derecelerinin belirlenmesi gerekmektedir. Çünkü analizin ilerleyen aşamalarında kullanılacak test yöntemleri, serilerin durağanlık derecelerine göre belirlenmektedir. Eğer seriler düzey değerlerinde durağan değilse bu serilerin düzey değerleriyle yapılacak analizlerde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilmektedir (Engle ve Granger, 1987: 258).

Çalışmada ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı tespit edildiği için ikinci nesil birim kök testi kullanılması gerekmektedir. Bu amaçla Taylor ve Sarno (1998) MADF, Breuer, Mcknown ve Wallace (2002) SURADF, Bai ve Ng (2004) ve Pesaran, (2006) CADF testlerinden biri kullanılabilir. Ancak bu testler, paneli oluşturan ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulundurmakla birlikte, serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Oysa seride yapısal kırılma varken bu durum göz önünde bulundurulmaksızın yapılan testler sapmalı sonuç verebilecektir (Charemza ve Deadman, 1997). Bu çalışmanın kapsadığı dönemde ülke ekonomilerini derinden etkileyen çok sayıda ekonomik kriz, siyasi ve ekonomik entegrasyon, savaş, terör saldırısı vb. yaşanmış olması, çalışmada yapısal kırılmaları da göz önünde bulunduran yöntemlerin kullanımını zorunlu hale getirmektedir. Bu nedenle çalışmada serilerin durağanlığı Carrion-i-Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen PANKPSS testi ile incelenmiştir. Bu test, paneli oluşturan ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulundurmanın yanında, paneli oluşturan yatay kesitlerin her birine ait serilerde beş taneye kadar yapısal kırılmaya izin vermekte ve yapısal kırılma tarihlerini her bir ülke için ayrı ayrı belirleyebilmekte ve bu yapısal kırılmaların varlığı altında serilerin durağanlığını sınayabilmektedir (Gocer ve Akin, 2016). Carrion-i-Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen PANKPSS testi aşağıdaki modele dayanmaktadır:

$$y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{it} t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$\alpha_{i,t} = \sum_{k=1}^{m} \theta_{i,k} D(T_{b,k}^{i})_t + \sum_{k=1}^{m} \gamma_{i,k} DU_{i,k,t} + \alpha_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (8)$$

Burada $v_{i,t}$; ortalaması sıfır, varyansı sabit hata terimleri serisini, α sabit terimleri, t; zaman trendini göstermektedir. $i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$. $D(T_{b,k}^{i})_t$ ve $DU_{i,k,t}$ kukla değişkenler olup, aşağıdaki şekilde tanımlanabilir:

$$D\left(T_{b,k}^{i}\right)_t = \begin{cases} 1, & t = T_{b,k}^{i} + 1 \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases} \quad (9)$$

$$DU_{i,k,t} = \begin{cases} 1, & t > T_{b,k}^{i} \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases} \quad (10)$$

$T_{b,k}^{i}$; i inci yatay kesite ait k inci yapısal kırılma tarihini ifade etmektedir. Carrion-i-Silvestre, vd. (2005) testinin hipotezleri:

H_0: *Yapısal kırılmalar altında seri durağandır*

H_1: *Yapısal kırılmalar altında seri durağan değildir*

şeklindedir. Bu çalışmada serilerin durağanlığı, PANKPSS çoklu yapısal kırılmalı panel birim kök testiyle test edilmiş ve elde edilen test istatistikleri ve kritik değerler Tablo 3'de sunulmuştur. Çalışmanın bu aşamasında Gauss 9.0 programı ve bu program için Carrion-i-Silvestre, vd. (2005) tarafından yazılmış kodlar kullanılmıştır.

Tablo 3. *Carrion-i-Silvestre vd. (2005) PANKPSS Panel Birim Kök Testi Sonuçları*

Ülkeler	***GDPPC***		***HEXPC***		***ΔGDPPC***	***ΔHEXPC***
	Test İstatistiği	***Yapısal Kır. Tarihleri***	***Test İstatistiği***	***Yapısal Kır. Tarihleri***	***Test İstatistiği***	***Test İstatistiği***
Avustralya	0.095 [0.094]	1980; 1987; 1994; 2000; 2005	0.115 [0.091]	1984; 1992; 1998; 2003; 2008	0.033*** [0.069]	0.093*** [0.160]
Avusturya	0.102 [0.086]	1980; 1988; 1994; 1999; 2005	0.211 [0.142]	1989; 1996; 2002; 2007	0.039*** [0.086]	0.111** [0.116]
Belçika	0.095 [0.089]	1980; 1987; 1993; 1999; 2005	0.109** [0.116]	1981; 1990; 1998; 2002; 2007	0.040*** [0.116]	0.089*** [0.192]
Kanada	0.093 [0.083]	1980; 1986; 1993; 1998; 2004	0.122 [0.114]	1981; 1989; 1999; 2004; 2008	0.037*** [0.060]	0.092*** [0.180]
Danimarka	0.098 [0.082]	1981; 1988; 1994; 1999; 2005	0.095 [0.173]	1981; 1990; 1998; 2003; 2007	0.040*** [0.081]	0.089*** [0.157]
Finlandiya	0.098 [0.097]	1980; 1987; 1996; 1999; 2005	0.098 [0.128]	1982; 1989; 1999; 2003; 2007	0.036*** [0.063]	0.082*** [0.190]
Almanya	0.121 [0.098]	1980; 1988; 1998; 2005; 2009	0.098* [0.127]	1980; 1987; 1994; 2002; 2007	0.024*** [0.065]	0.098*** [0.147]

Tablo 3. *Carrion-i-Silvestre vd. (2005) PANKPSS Panel Birim Kök Testi Sonuçları (devamı)*

Ülkeler	*GDPPC*		*HEXPC*		*ΔGDPPC*	*ΔHEXPC*
	Test İstatistiği	*Yapısal Kır. Tarihleri*	*Test İstatistiği*	*Yapısal Kır. Tarihleri*	*Test İstatistiği*	*Test İstatistiği*
İzlanda	0.116 [0.091]	1979; 1986; 1996; 2003; 2006	0.152 [0.110]	1980; 1986; 1997; 2001	0.046*** [0.065]	0.135*** [0.158]
İrlanda	0.098 [0.091]	1981; 1989; 1996; 2000; 2004	0.217 [0.181]	1989; 1996; 2000; 2003; 2006	0.058*** [0.073]	0.163*** [0.176]
İsrail	0.095 [0.086]	1980; 1987; 1993; 1999; 2006	0.086* [0.148]	1979; 1988; 1993; 1999; 2009	0.033*** [0.065]	0.070*** [0.144]
Japonya	0.117 [0.083]	1981; 1988; 1995; 2003	0.122 [0.088]	1981; 1991; 1999; 2004; 2009	0.052*** [0.066]	0.146*** [0.187]
Kore	0.131 [0.102]	1986; 1993; 1999; 2003; 2006	0.136 [0.176]	1988; 1995; 2000; 2005; 2009	0.055*** [0.061]	0.165** [0.183]
Hollanda	0.099 [0.088]	1980; 1988; 1995; 1999; 2005	0.105 [0.255]	1981; 1990; 1999; 2004; 2007	0.043*** [0.082]	0.123** [0.131]
Yeni Zelanda	0.100 [0.082]	1980; 1985; 1993; 1999; 2005	0.150 [0.112]	1987; 1994; 2000; 2005; 2008	0.042*** [0.072]	0.140*** [0.162]
Norveç	0.120 [0.084]	1983; 1993; 1999; 2005	0.190 [0.138]	1989; 1996; 2001; 2004; 2007	0.020*** [0.080]	0.120** [0.129]
Portekiz	0.096 [0.080]	1980; 1988; 1994; 1999; 2005	0.139 [0.094]	1986; 1994; 1999; 2004; 2007	0.060*** [0.079]	0.124*** [0.194]
İspanya	0.104 [0.088]	1981; 1988; 1996; 2000; 2005	0.148 [0.145]	1987; 1991; 1997; 2002; 2006	0.074*** [0.082]	0.133*** [0.158]
İsviçre	0.131 [0.070]	1980; 1988; 1999; 2006	0.094* [0.154]	1980; 1988; 1995; 2001; 2007	0.024*** [0.069]	0.094*** [0.163]
İngiltere	0.095 [0.090]	1981; 1987; 1995; 1999; 2003	0.122 [0.114]	1982; 1991; 1999; 2002; 2005	0.045*** [0.091]	0.127*** [0.281]
ABD	0.093 [0.085]	1980; 1987; 1993; 1998; 2004	0.099 [0.112]	1982; 1989; 1996; 2001; 2006	0.047*** [0.076]	0.099*** [0.193]
Türkiye	0.140 [0.107]	1985; 1994; 2003; 2006; 2009	0.150 [0.146]	1989; 1995; 1998; 2003; 2006	0.087*** [0.135]	0.138** [0.144]
Panel	27.94 [10.53]	-	26.27 [17.37]	-	3.79*** [9.64]	20.265*** [24.67]

Not: Parantez içindekiler, 1000 yinelemeli bootstrap ile üretilmiş kritik değerlerdir. *, ** ve ***; ilgili serinin sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu ifade etmektedir. Serilerdeki gerçek yapısal kırılma tarihlerini ortaya çıkarabilmek için sadece serilerin düzey değerleriyle yapılan testten elde edilen yapısal kırılma tarihleri buraya alınmıştır.

Tablo 3'deki sonuçlara göre; serilerin genel olarak düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale geldiği yani, *I(1)* oldukları görülmüştür. Bu durumda, bu serilerin düzey değerleriyle yapılacak analizlerde sahte regresyon problemiyle karşılaşılma riski vardır. Bu nedenle, regresyon analizinden önce eşbütünleşme testinin yapılması gerekmektedir. Test yöntemi tarafından belirlenen yapısal kırılma tarihleri incelendiğinde; Doğu Almanya ve Batı Almanya'nın birleştiği 1989, ABD'deki Dünya Ticaret Örgütüne uçaklarla yapılan 11 Eylül 2001 terör saldırıları, 2008 küresel ekonomi krizinin etkileri, Türkiye açısından 1994 krizi ve Kasım 2002'de başlayan tek parti iktidarı döneminin etkileri görülmektedir. Bu test yöntemi, yapısal değişimin olduğu tarihin hemen bir öncesini rapor etmektedir.

E- Panel Nedensellik Testi

Analizlerde bir arada kullanılan değişkenler arasında bir etkileşimin var olup olmadığını belirleyebilmek için nedensellik testi yapılmalıdır. Aksi durumda, birbiriyle alakasız değişkenlerin regresyon modellerinde bir arada kullanılması hatası meydana gelir (Göçer, 2015). Bu çalışmada seriler arasında nedensellik ilişkilerinin varlığı Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen yöntemle incelenmiştir. Bu yöntemin başlıca avantajları; paneli oluşturan ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulundurması ve paneli oluşturan bazı ülkeler arasındaki nedensellik ilişkilerini de tespit edebilmesidir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012). Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testi aşağıdaki denklemler kullanılarak gerçekleştirilmektedir.

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{P} \gamma_i^k Y_{i,t-k} \sum_{k=1}^{P} \beta_i^k X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$X_{i,t} = \theta_i + \sum_{k=1}^{P} \delta_i^k X_{i,t-k} \sum_{k=1}^{P} \aleph_i^k Y_{i,t-k} + \epsilon_{i,t} \quad (12)$$

Burada P; optimum gecikme uzunluğudur. Denklem (11), *X*'ten *Y*'ye; Denklem (12) ise *Y*'den *X*'e doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığını sınamaktadır. Bu testin hipotezleri;

$H_0: \beta_i = 0 \quad bütün \quad i'ler \quad için$ Bütün yatay kesitlerde X'ten Y'ye;doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur.

$H_1: \begin{cases} \beta_i = 0, & i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \beta_i \neq 0, & i = N_1 + 1, \quad N_1 + 2, \dots, N \end{cases}$ Bazı yatay kesitlerde X'ten Y'ye doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

Çalışmada Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 4'te sunulmuştur. Bu analiz Eviews 9.0 programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Tablo 4. *Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi Sonuçları*

	W İstatistiği	***$\bar{Z}$ İstatistiği***	***Olasılık Değeri***
GDPPC ↛ HEXPC	19.75***	20.25***	0.00
HEXPC ↛ GDPPC	11.19***	9.00***	0.00

Not: ***; %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisinin varlığını ifade etmektedir.

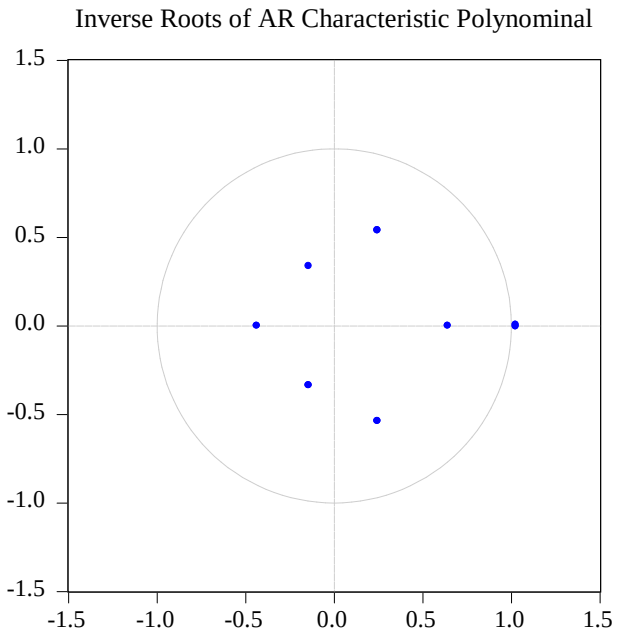
Optimum gecikme uzunluğu; LR, FPE, AIC ve HQ kriterleri kullanılarak 4 olarak belirlenmiş olup, bu işleme ait detay Tablo 5'te, 4 gecikme uzunluğuna sahip VAR modeline ait ters köklerin grafiği de Şekil 4'de gösterilmiştir.

Tablo 5. *Optimum Gecikme Uzunluğu Belirleme Tablosu*

Lag	*LogL*	*LR (sıralı modifiye LR test istatistiği)*	*FPE (Son tahmin hatası)*	*AIC(Akaike bilgi kriteri)*	*SC (Schwarz bilgi kriteri)*	*HQ (Hannan-Quinn bilgi kriteri)*
0	-12726.97	NA	3.08e+13	36.73583	36.74894	36.74090
1	-9554.215	6318.030	3.29e+09	27.59081	27.63012	27.60601
2	-9478.669	150.0026	2.68e+09	27.38433	27.44985	27.40967
3	-9455.799	45.27834	2.54e+09	27.32987	27.42160*	27.36534
4	-9446.386	18.58134*	2.50e+09*	27.31424*	27.43219	27.35986*
5	-9444.693	3.332655	2.51e+09	27.32090	27.46506	27.37665

* ölçüt tarafından seçilen gecikme sırasını belirtir

Şekil 4. *4 Gecikmeli VAR Modeline Ait Ters Karakteristik Kökleri*



Şekil 4'de noktaların genel olarak birim çemberin içinde kalmış olması, kurulan modelin istikrarlı ve dolayısıyla yapılan nedensellik analizinin güvenilir olduğuna bir kanıt oluşturmaktadır.

Tablo 4'teki sonuçlara göre; olasılık değerleri 0.01'ten küçük olduğu için H_0 hipotezi güçlü biçimde reddedilmiş ve kişi başına düşen sağlık harcaması ile kişi başına düşen milli gelir arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilmiştir. Demek ki bu

iki değişken birbirini etkilemektedir ve aynı regresyonda birlikte kullanılmaları mantıklı olacaktır. Ayrıca elde edilen bu sonuçtan hareketle bir yandan artan kişi başına düşen sağlık harcamasının, Etkin Ücret Teorisiyle uyumlu biçimde (Yıldırım, Karaman ve Taşdemir, 2009), işgücünün sağlığını ve verimliliğini olumlu yönde etkileyerek, milli geliri artırdığı, diğer yandan da artan milli gelirin, sağlık harcamalarına ayrılacak kaynak miktarını yükselttiği değerlendirilmektedir.

F- Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testi

Düzey değerlerinde durağan olmayan serilerle yapılacak analizlerde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilmektedir. Serileri durağan hale getirebilmek için birinci, ikinci farkları alındığında, hem bilgi, hem de gözlem kaybı yaşanmaktadır. Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme teorisinde, düzeyde durağan olmayıp, aynı miktarda fark alındığında durağan hale gelen serilerin düzey değerleriyle yapılacak regresyon analizinde elde edilen hata terimi serisi durağan olduğunda, bu analizde sahte regresyon probleminin olmayacağı ortaya konulmuştur (Göçer, 2015). Bu analizde de serilerin düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci dereceden farkları alındığında durağan hale geldikleri tespit edildiği için, regresyon analizine geçmeden önce eşbütünleşme testi yapılması gereği doğmuştur.

Bu çalışmada seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Basher ve Westerlund (2009) tarafından geliştirilen yöntemle sınanmıştır. Bu test; yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulundurmanın yanında, eşbütünleşme denkleminde beş taneye kadar yapısal kırılmaya da izin vermekte ve yapısal kırılma tarihlerini içsel olarak belirleyebilmektedir. Test yönteminin bir diğer üstün yanı da sabit terimde ve/veya trendde ayrı ayrı yapısal kırılmaların varlığını göz önünde bulundurabilmesidir. Bu yönüyle diğer panel eşbütünleşme testlerinden üstündür. Basher ve Westerlund (2009: 508) tarafından geliştirilen test istatistiği:

$$Z(M) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{M_i+1}\sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} \frac{S_{it}^2}{(T_{ij}-T_{ij-1})^2\hat{\sigma}_i^2} \qquad (13)$$

Burada; $S_{it} = \sum_{s=T_{ij-1}+1}^{t} \hat{W}_{st}$ dir. $\hat{w}_{it}$; tam değiştirilmiş en küçük kareler türü etkin bir tahminciden elde edilen hata terimleri vektörüdür. *Z(M)* düzenlendiğinde şu hale gelmektedir:

$$Z(M) = \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} \frac{S_{it}^2}{(T_{ij}-T_{ij-1})^2\hat{\sigma}_i^2} \sim N(0,1) \qquad (14)$$

Testin hipotezleri:

H_0: *Yapısal kırılmalar altında seriler eşbütünleşiktir*

H_1: *Yapısal kırılmalar altında seriler eşbütünleşik değildir*

şeklindedir. Çalışmada Basher ve Westerlund (2009) eşbütünleşme testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar, Tablo 6'da sunulmuştur. Çalışmanın bu aşamasında Gauss 9.0 programı ve bu program için Basher ve Westerlund (2009) tarafından yazılmış kodlar kullanılmıştır.

Tablo 6. *Basher ve Westerlund (2009) Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları*

	Test İstatistiği	***Olasılık Değeri***
Sabit Terimde Kırılmasız ve Trendsiz Model	3.827***	0.288
Sabit Terimde Kırılmasız ve Trendli Model	7.626	0.043
Sabit Terimde Kırılmalı Model	3.827***	0.328
Sabit Terimde ve Trendde Kırılmalı Model	7.626***	0.300

Not: Parantez içindeki olasılık değerleri, 1000 yinelemeli bootstrap ile elde edilmiştir. ***; %1 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşmenin var olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 6'daki sonuçlar incelendiğinde, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu görülmektedir. Yapısal kırılmaları dikkate almayan testlerden birinde eşbütünleşme ilişkisi tespit edilemezken, yapısal kırılmaları dikkate alan testlerde eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Bu durum; yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerinin üstün yanını bir kez daha ortaya çıkarmaktadır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi çıktığı için, serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerine, düzey değerleriyle yapılacak uzun dönem analizlerinin, sahte regresyon problemi içermeyeceğine ve elde edilecek sonuçların güvenilir olduğuna karar verilmiştir. Bu testte ilginç bir şekilde yapısal kırılma çıkmamıştır. Test, farklı kırılma sayıları ve farklı bootstrap döngüleriyle yinelenmiş, ama herhangi bir yapısal kırılma tarihi tespit edilememiştir. Regresyon analizine geçmeden, tahmin edilecek eşbütünleşme katsayılarının homojen olup olmadığının test edilmesinde yarar vardır.

G- Eşbütünleşme Katsayılarının Homojenliğinin Test Edilmesi

Regresyon modelinde eğim katsayısının homojen olup olmadığını belirlemeye yönelik çalışmalar, Swamy (1970) ile başlamış, Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy testini geliştirmiştir. Bu testte, eşbütünleşme denklemindeki eğim katsayılarının, farklı ülkeler için aynı olup olmadığı test edilmektedir. Yani;

$$Y_{it} = \alpha + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (15)$$

şeklindeki bir eşbütünleşme denkleminde β_i eğim katsayılarının yatay kesitler arasında farklılaşıp, farklılaşmadığı test edilmektedir. Testin hipotezleri:

$H_0: \beta_i = \beta$ Eğim katsayıları homojendir

$H_1: \beta_i \neq \beta$ Eğim katsayıları homojen değildir

şeklindedir. Pesaran ve Yamagata (2008), bu hipotezleri test etmek üzere büyük örneklemler için $\tilde{\Delta}$, küçük örneklemler için $\tilde{\Delta}_{adj}$ test istatistiklerini geliştirmiştir:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}S - k}{2k}\right) \sim \chi^2_k \qquad (16)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}S - k}{v(T,k)}\right) \sim N(0,1) \qquad (17)$$

Burada N; yatay kesit sayısını, S; Swamy test istatistiğini, k; açıklayıcı değişken sayısını, $v(T,k)$; standart hatayı, χ_k^2; ilgili test istatistiğinin k serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahip olduğunu, $N(0,1)$; ilgili test istatistiğinin ortalaması 0 ve varyansı 1 olan bir normal dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Denklem (1) için eğim katsayısının homojen olup olmadığını incelemek amacıyla Pesaran ve Yamagata (2008) testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar, Tablo 7'de sunulmuştur. Çalışmanın bu aşamasında Gauss 9.0 programı ve bu program için Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından yazılmış kodlar kullanılmıştır.

Tablo 7. *Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenlik Testi Sonuçları*

	Test İstatistiği	***Olasılık Değeri***
$\tilde{\Delta}$	40.815***	0.000
$\tilde{\Delta}_{adj}$	42.482***	0.000

Not: ***; ilgili seride %1 anlamlılık düzeyinde eğim katsayılarının homojen olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 7'deki sonuçlara göre H_0 hipotezi güçlü biçimde reddedilmiş ve eşbütünleşme denkleminde, eğim katsayılarının homojen olmadığına karar verilmiştir. Bu durumda, panelin geneli için yapılacak yorumlardan ziyade, bireysel sonuçlar daha güvenilir olacaktır. Bu nedenle, çalışmada bireysel sonuçları da veren regresyon tahmincisi kullanılmasına karar verilmiştir.

H- Panel Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Panel veri analizlerinde düzey değerlerinde durağan seriler arasındaki regresyon analizleri; havuzlanmış En Küçük Kareler (EKK) yöntemi, rassal etkiler modeli veya sabit etkiler modeli yardımıyla gerçekleştirilebilir. Düzeyde durağan olmayan fakat eşbütünleşme ilişkisine sahip seriler arasındaki regresyon analizlerinin Tam Değiştirilmiş EKK (Fully Modified Ordinary Least Squares: FMOLS) veya Dinamik EKK (Dynamic OLS: DOLS) yöntemlerinden biriyle tahmin edilmesi gerekmektedir. Ancak FMOLS veya DOLS yöntemleri, modeldeki yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduramamaktadır. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığına sahip panellerde eşbütünleşme katsayılarını tahmin ederken; Pesaran (2006) tarafından geliştirilen Common Correlated Estimator (CCE) ve Common Correlated Mean Group Estimator (CCMGE) yöntemi kullanılabilmektedir. Ancak Pesaran (2006) bu yöntemde, panelin geneline ait CCMGE değerini hesaplarken, CCE yöntemiyle ülkeler için elde ettiği eşbütünleşme katsayılarının basit aritmetik ortalamasını almıştır. Bu yöntem, analizde her bir ülkeye eşit ağırlık verdiği için yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Eberhardt ve Bond (2009) bu sorunu, varyansları kullanarak ağırlıklandırarak çözmüş ve Panel AMG (Augmented Mean Group Estimator) yöntemini geliştirmiştir. Panel AMG yöntemi ayrıca; serilerdeki ortak faktörleri göz önünde bulundurabilmekte, dengesiz panellerde de etkin sonuçlar üretebilmekte ve içsellik probleminin varlığı durumunda da kullanılabilmektedir (Eberhardt ve Bond, 2009: 4). Ek olarak AMG otokorelason ve değişen varyans sorunlarına karşı da dirençli tahminler üretmektedir. Bütün bu yönleriyle AMG, diğer yöntemlerden daha güçlü ve tutarlı bir tahmincidir. Bu çalışmada eşbütünleşme katsayıları (Denklem (1)'deki katsayılar) Panel AMG yöntemiyle tahmin edilmiş ve elde edilen bulgular Tablo 8'de sunulmuştur. Çalışmanın bu aşamasında Stata 11 programı ve Eberhardt ve Bond (2009) tarafından bu program için yazılmış kodlar kullanılmıştır.

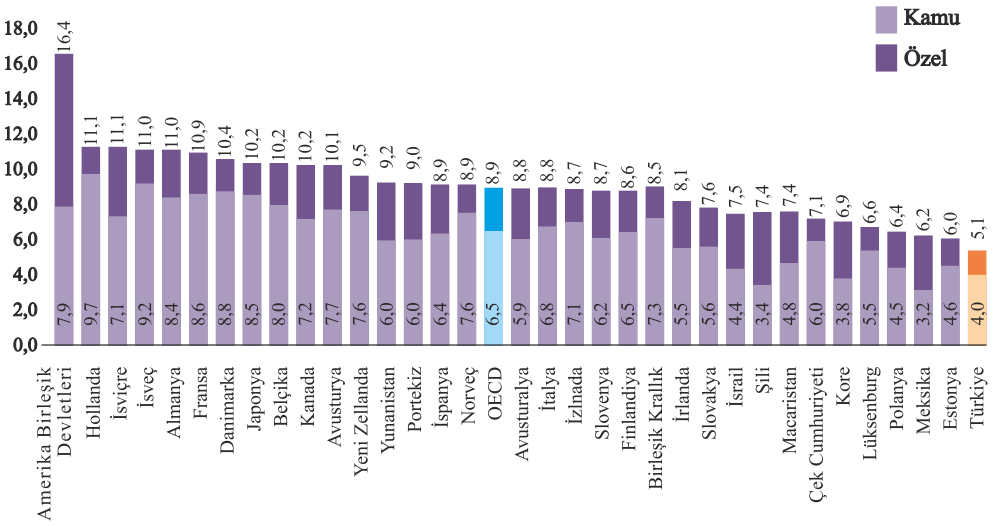
Tablo 8. *Eşbütünleşme Katsayıları Tahmin Sonuçları*

	Sabit Terim	***HEXPC'nin Katsayısı***	***HEXPC^2'nin Katsayısı***
Avustralya	4189.62*** [9.98]	13.681 *** [6.84]	-0.001[-1.14]
Avusturya	5237.523*** [16.64]	9.704*** [5.77]	-0.0007 [-0.09]
Belçika	3476.786*** [10.63]	7.285*** [10.40]	-0.0005*** [-6.29]
Kanada	6751.127*** [14.42]	1.468** [1.74]	0.0001** [1.98]
Danimarka	3595.826*** [4.07]	4.989*** [3.25]	-0.0004* [-1.31]
Finlandiya	-1427.258*** [-3.45]	16.108** [1.97]	-0.002** [-2.09]
Almanya	41115.271*** [3.22]	3.114*** [3.56]	-0.0002 [-0.89]
İzlanda	6078.702*** [13.27]	4.445*** [5.49]	-0.0004*** [-3.65]
İrlanda	-3263.452*** [-5.16]	22.631*** [9.70]	-0.002*** [-6.91]
İsrail	2372.238*** [4.42]	9.19*** [7.48]	-0.001 [-0.47]
Japonya	922.09 [1.02]	14.005*** [5.03]	-0.0012*** [-5.84]
Kore	205.223 [0.91]	20.902*** [9.89]	-0.002*** [-.09]
Hollanda	3086.465*** [4.39]	7.148*** [4.03]	-0.0004*** [-2.34]
Yeni Zelanda	5931.957*** [7.87]	0.674 [0.30]	0.0005* [1.27]
Norveç	-1881.229** [-1.84]	9.41* [1.47]	-0.0006 [-0.89]
Portekiz	2566.23*** [12.70]	5.474*** [4.47]	-0.0003 [-1.02]
İspanya	2674.035*** [7.73]	4.61*** [4.44]	-0.0005** [-1.81]
İsviçre	8914.704*** [6.84]	8.589* [1.64]	-0.0007 [-0.59]
İngiltere	2159.421*** [5.29]	12.29*** [7.99]	-0.0016*** [-7.04]
ABD	6060.802***[25.58]	4.44*** [8.52]	-0.0002*** [-3.32]
Türkiye	2553.135*** [12.31]	-18.19*** [-4.31]	0.021*** [7.85]
Panel	3726.75*** [6.51]	5.91*** [3.27]	-0.0005 [0.46]

Not: Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemiyle giderilmiştir. *, ** ve *** sırasıyla; %10, %5 ve %1 düzeylerinde anlamlılığı ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler, standart sapmalar olup, Newey-West standart hatası kullanılarak hesaplanmıştır.

Tablo 8'deki sonuçlara göre; Kanada, Yeni Zelanda ve Türkiye'de kişi başına düşen sağlık harcamalarıyla, kişi başına düşen milli gelir arasındaki ilişkide Armey Eğrisi yaklaşımı geçerli değildir. *HEXPC*^{2}'nin katsayısı bu üç ülke için pozitif çıkmıştır. Bu ülkeler için sağlık harcamalarının milli gelir üzerinde artan yararı söz konusudur. Türkiye sağlık harcamalarında incelenen 21 OECD ülkesi arasında milli gelirinden sağlığa en az pay ayıran ülkedir (Şekil 5). Dolayısıyla sağlık harcamalarındaki artışın eğimi azalmamıştır, sağlık harcamaları arttıkça ekonomik büyüme de artmaktadır. Ayrıca kamu geliri ve kamu harcamaları üzerine yapılan çalışmalarda Türkiye için kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında nedensel ilişkiye rastlamadığı görülmüştür. Kanada ve Yeni Zelanda'da yine kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında nedensel ilişki olmadığı, ilişki tespit edilen çalışmalarda ise gelirden harcamalara doğru bir ilişki olduğu görülmüştür. Dolayısıyla Türkiye, Kanada ve Yeni Zelanda için sağlık harcamaları ile ekonomik büyümenin optimize edilememesi literatüre uygundur.

Şekil 5. *OECD Ülkelerinin Sağlık Harcamalarının Milli Gelire Oranları*



Kaynak: https://www.saglikaktuel.com/haber/oecd-saglik-istatistikleri-turkiye-ozeti-47041.htm

Tablo 8'de elde edilen değerler kullanılarak her bir ülke için optimum kişi başı sağlık harcama miktarı (*HEXPC*)*, bu miktara ulaşıldığında kişi başına düşen milli gelirin ulaşacağı değerler (*GDPPC**) ve bu durumda kişi başına düşen milli gelirde yaşanacak gelir artışı değerleri tarafımızdan hesaplanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 9'da sunulmuştur. Çalışma dengeli panel analiz olması açısından ve 21 ülkeyi de kapsaması için 1975-2012 verileri ile yapılmış olup Tablo 9'da yıl hanesinde ülkelerin çalışma yapıldığı sırada OECD Stat web sitesindeki en güncel değerleri yer almaktadır.

Tablo 9. *OECD Ülkesi için Optimum ve Gerçekleşen Sağlık Harcaması (USD)*

Ülke	*Yıl*	*HEXPC*	*HEXPC**	*GDPPC*	*GDPPC**	*GDPPC ARTIŞ*	*GDPPC ORANSAL ARTIŞ*
Avustralya	2012	3865	6840.5	43971.16	45749.4	1778.24	4.04
Avusturya	2013	4553	6931.429	43439.23	49485.31	6046.08	13.92
Belçika	2013	4256	7285	40794.31	45280.49	4486.18	11.00
Kanada	2014	4429	Hesaplanamaz	42727.12	-	-	-
Danimarka	2013	4553	6236.25	43715.82	48542.8	4826.98	11.04
Finlandiya	2014	3517	4027	41545.09	47829.96	6284.87	15.13
Almanya	2014	5002	7785	44150.2	49838.34	5688.14	12.88
İzlanda	2014	3903	5556.25	41324.53	44513.09	3188.56	7.72
İrlanda	2012	3663	5657.75	45081.74	47937.3	2855.56	6.33
İsrail	2013	2428	4595	33134.02	40802.33	7668.31	23.14
Japonya	2013	3768	5835.417	35227.6	40949.97	5722.37	16.24
Kore	2014	2440	5225.5	31806.5	54816.78	23010.28	72.34

Tablo 9. *OECD Ülkesi için Optimum ve Gerçekleşen Sağlık Harcaması (USD) (devamı)*

Ülke	*Yıl*	*HEXPC*	*HEXPC**	*GDPPC*	*GDPPC**	*GDPPC ARTIŞ*	*GDPPC ORANSAL ARTIŞ*
Hollanda	2013	5217	8935	46496.2	52444.78	5948.58	12.79
Y.Zelanda	2013	3328	Hesaplanamaz	32520.5	-	-	-
Norveç	2014	6177	7841.667	67384.73	72190.44	4805.71	7.13
Portekiz	2013	2584	5474	26118.6	29230.7	3112.08	-11.92
İspanya	2013	2898	4610	32885.42	36256.87	3371.45	10.25
İsviçre	2013	6466	6135	55725.02	59184.77	3459.75	6.21
İngiltere	2013	3235	3840.625	37426.98	41173.21	3746.23	10.01
ABD	2013	8713	11100.14	50449.4	57563.25	7113.85	14.10
Türkiye	2012	941	Hesaplanamaz	16340.18	-	-	-
Panel		4283	5910.15	41747.21	46868.1	5120.88	12.27

Tablo 9'daki bulgulara göre; Kanada, Yeni Zelanda ve Türkiye için Armey Eğrisi yaklaşımı geçerli çıkmaması nedeniyle optimum kişi başına sağlık harcaması ve buna bağlı diğer veriler hesaplanamamıştır. Diğer ülkeler için yapılan hesaplamalarda İsviçre haricindeki ülkelerin, optimum sağlık harcamasının gerisinde olduğu ve bu ülkelerin, kişi başına düşen sağlık harcamalarını artırmaları durumunda, kişi başına düşen milli gelirlerinin de artacağı tespit edilmiştir. İsviçre'nin ise optimum sağlık harcamasını aştığı ve sağlık harcamalarını bir miktar azaltması gerektiği görülmüştür. Panelin geneli için yapılan hesaplamalara göre ise; panele dâhil edilen OECD ülkeleri kişi başına sağlık harcamalarına ayırdıkları kaynakları ortalama 1627.15 dolar artırdıklarında, kişi başına düşen milli gelirleri %12.27 oranında artarak 46.868 dolara ulaşabilecektir.

SONUÇ

Ekonomik büyümesini hızlandırmak, kişi başına düşen milli gelirini artırmak ve vatandaşlarına daha müreffeh bir ülke sunmak, bütün ülke yöneticilerinin en temel hedefi ve görevidir. Ülkede elde edilen zenginliğin adil bölüşümü ve bundan bütün yurttaşların eşit faydalanabilmesi noktasında sağlık, eğitim, ulaşım, adalet ve güvenlik gibi alanlara yapılan yatırımlar büyük önem taşımaktadır. Romer (1986) ve Lucas (1988) tarafından geliştirilen içsel büyüme modelleri çerçevesinde; sağlık ve eğitim harcamaları, çalışan bireylerin eğitim düzeyi ve sağlığını yükselterek, beşeri sermayeyi artırıp, ekonomik büyümeyi sürekli biçimde artırabilecektir.

Bu kapsamda çalışmada sağlık harcamalarının milli gelir üzerindeki etkileri, Armey Eğrisi yaklaşımı çerçevesinde, 1975-2012 dönemi için, 21 OECD ülkesine ait veriler kullanılarak, yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran ikinci nesil dinamik ve dengeli panel veri analizi yöntemlerinden, çoklu yapısal kırılmaları dikkate alan yöntemler yardımıyla araştırılmıştır. Bu kapsamda paneli oluşturan ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığının varlığı; Breusch ve Pagan (1980) *LM,* Pesaran (2004) LM_S, Pesaran (2004) *CD* ve Baltagi,

Feng ve Kao (2012) LM_{BC} testleri yardımıyla incelenmiş ve paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının var olduğu tespit edilmiştir. Serilerin durağanlığı; yatay kesit bağımlılığını ve serilerdeki çoklu yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran, ikinci kuşak birim kök testlerinden, Carrion-i-Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen PANKPSS yöntemle test edilmiş ve serilerin düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri görülmüştür. Seriler arasındaki nedensellik ilişkilerinin varlığı, Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testiyle incelenmiş ve kişi başına düşen sağlık harcamasıyla, kişi başına düşen milli gelir arasında karşılıklı nedensellik ilişkilerinin var olduğu, yani bu değişkenlerin birbirinden etkilenmekte oldukları tespit edilmiştir. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı; Basher ve Westerlund (2009) tarafından geliştirilen, yatay kesit bağımlılığını ve eşbütünleşme vektöründeki çoklu yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran yöntemle test edilmiştir. Bu test sonucunda serilerin eşbütünleşik oldukları, yani uzun dönemde birlikte hareket ettikleri ve bu serilerin düzey değerleriyle yapılacak analizlerin, sahte regresyon problemi içermeyeceği belirlenmiştir. Eşbütünleşme katsayılarının homojenliği; Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen test yöntemiyle incelenmiş ve eşbütünleşme denkleminde, eğim katsayılarının homojen olmadığına karar verilmiştir. Eşbütünleşme katsayıları; Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen ve yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran, otokorelasyon, değişen varyans ve içsellik sorunlarına karşı dirençli Panel AMG yöntemiyle tahmin edilmiştir. Bu tahmin sonucunda; Kanada, Yeni Zelanda ve Türkiye'de kişi başına düşen sağlık harcamalarıyla, kişi başına düşen milli gelir arasında ilişkide Armey Eğrisi yaklaşımının geçerli olmadığı görülmüştür. Diğer 18 OECD ülkesinde ve panelin genelinde ise kişi başına düşen sağlık harcamalarıyla, kişi başına düşen milli gelir arasında Armey Eğrisi yaklaşımının geçerli olduğu belirlenmiştir. Bu tahminden elde edilen veriler kullanılarak, her bir ülke ve panelin geneli için optimum sağlık harcaması miktarları ve bu miktara ulaşıldığında kişi başına düşen milli gelirde beklenen artış oranları hesaplanmıştır. Buna göre; panele dâhil edilen ve Armey Eğrisi yaklaşımıyla incelenmeye müsait çıkan 18 OECD ülkesinde, kişi başına sağlık harcamaları ortalama 1627.15 dolar artırıldığında, kişi başına düşen milli gelirlerinin %12.27 oranında artarak 46.868 dolara ulaşabileceği bulgusuna ulaşılmıştır. İsviçre'nin ise optimum sağlık harcamasını aştığı görülmüş, bu ülkenin sağlık harcamalarını bir miktar azaltması gerektiği görülmüştür. Türkiye sağlık harcamalarında incelenen 21 OECD ülkesi arasında milli gelirinden sağlığa en az pay ayıran ülkedir. Dolayısıyla sağlık harcamalarındaki artışın eğimi azalmamıştır, sağlık harcamaları arttıkça ekonomik büyüme de artmaktadır. Ayrıca kamu geliri ve kamu harcamaları üzerine yapılan çalışmalarda Türkiye için kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında nedensel ilişkiye rastlanmadığı görülmüştür. Kanada ve Yeni Zelanda'da yine kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasında nedensel ilişki olmadığı, ilişki tespit edilen çalışmalarda ise gelirden harcamalara doğru bir ilişki olduğu görülmüştür. Dolayısıyla Türkiye, Kanada ve Yeni Zelanda için sağlık harcamaları ile ekonomik büyümenin optimize edilememesi literatüre uygundur, fakat sağlık harcamalarını artırarak ekonomik büyüme elde edilebileceği görülmüştür. Çalışmadan elde edilen bulgulara dayanarak; gelişmekte olan ve ekonomik büyümesini, kişi başına düşen milli gelirini artırmak isteyen ülkelerin, kişi başına düşen sağlık harcamalarını artırmalarının gerektiği, ancak bu noktada etkinlik ve verimlilik gibi kavramları göz ardı etmeden optimum sağlık harcaması miktarını hesaplayarak kamu harcamalarının dağılımını yapmalarının yararlı olacağı söylenebilir.

Kaynakça

Ahsan S. M., Kwan, A.C. and Sahni, B. S. (1996). Cointegration and Wagner's Hypothesis: Time Series Evidence For Canada. *Applied Economic*. 28(8). 1055-1058.

Akbulak, S. (1999). Eğitimin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Sorunlar ve Çözüm Önerileri. *Finans Dünyası.* 100-108.

Akbulut, H. (2015). Kamu Sektörünün Hacmi: Türkiye-Avrupa Birliği Karşılaştırması. *Amme İdaresi Dergisi.* 48 (3)

Altunç, Ö. ve Aydın, C. (2013). The Relationship between Optimal Size of Government and Economic Growth: Empirical Evidence from Turkey. Romania and Bulgaria. *Procedia - Social and Behavioral Sciences.* 92(10). 66-75.

Altunç, Ö. ve Aydın, C. (2012). Türkiye'de Kamu Sektörü Büyüklüğü ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Ampirik Analizi. *Ekonomik Yaklaşım*. 23(82). 79-98.

Atun, R. and Fitzpatrick, S. (2005). Advancing Economic Growth: Investing in Health, A Summary of the Issues Discussed at A Chatham House Conference.

Bağdigen, M. ve Beşer B. (2009). *Ekonomik Büyüme ile Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Wagner Tezi Kapsamında Bir Analizi: Türkiye Örneği*. 5(9). 1-17.

Baltagi, B. H., Feng, Q. and Kao, C. (2012). A Lagrange Multiplier Test for Cross-Sectional Dependence in a Fixed Effects Panel Data Model. *Journal of the Econometrics.* 170.164–177.

Basher, S. A. and Westerlund, J. (2009). Panel Cointegration and the Monetary Exchange Rate Model. *Economic Modelling.* 26. 506-513.

Breusch, T. S. and Pagan, A.R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification Tests in Econometrics. *Review of Economic Studies*. 47. 239-53.

Carrion-i-Silvestre, J. L., Barrio-Castro, T. D. and Lopez-Bazo, E. (2005). Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita. *Econometrics Journal*. 8. 159-175.

Celepçioğlu, M. E. (2011). *Kamu Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği*. Arıkan Yayınevi. Balıkesir.

Chang, T., Liu, W. and Caudill, S. B. (2004). A Re-Examination of Wagner's for Ten Countries Based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques. *Applied Financial Economics.* 14(8). 577-589.

Chudik, A. and Pesaran, M.H. (2015). Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors. *Journal of Econometrics*. 188(2). 393-420.

Çetin, M. ve Ecevit, E. (2010). Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Regresyon Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi.* 11(2). 166-182.

Diler H. G. (2011). *Kamu Harcamaları - Ekonomik Büyüme: Türkiye Ekonomisi Üzerine Bir Uygulama*. Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı Yayımlanmamış Doktora Tezi.

Dursun, H. (1998). İnsan Sermayesi ve Ekonomik Büyüme. *Hazine Dergisi*. S.10. Ankara. 81-98.

Johnson E. A. J. (1968). The Place of Learning, Science, Vocational Training and Art in Pre-Smithian Economic Thought, Readings in the Economics of Education. UNESCO. France. 25-27.

Eberhardt, M. and Bond, S. (2009). Cross-Section Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator. *MPRA Paper*. No. 17870.

Engle, R. and Granger, C.W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Represention, Estimation and Testing, *Econometrica.* 55(2). 251-276.

Facchini, F. and Melki, M. (2011). Optimal Government Size and Economic Growth in France (1871-2008) : An Explanation by the State and Market Failures. [https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00654363/document] (Erişim: 07.07.2018).

Fikir, H. (2010). *Türkiye'de Kamu Harcamaları ve İktisadi Büyüme Üzerine Etkisi.* Marmara Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü. Maliye Anabilim Dalı. Yayımlanmamış Doktora Tezi.

Wang Fuhmei, Wang Jung-Der ve Huang Yu-Xiu (2016). Health Expenditures Spent for Prevention. Economic Performance and Social Welfare. *Health Econ Rev*. 6(45).

Göçer, İ. and Akın, T. (2016). The Effects of Falling Crude Oil Prices on Macroeconomic Performance and Political Stabilities in the First Seven Net Oil Exporters' Countries. Center for Economic Analyses *Journal of Economics*. 11(2). 23-39.

Gül, E. ve Yavuz, H. (2011). Türkiye'de Kamu Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi:1963-2008 Dönemi. *Maliye Dergisi.* 160. 72-85.

Johnson, E. A. J. (1968). The Place of Learning. Science. Vocational Training and Art in Pre-Smithian Economic Thought. *Readings in the Economics of Education*. UNESCO. France. 1968. 25-36.

Kurtkan, A. (1977). *Sosyolojik Açıdan Eğitim Yolu ile Kalkınmanın Esasları*. İ.Ü. Yayın No: 2262. İktisat Fakültesi Yayın No: 388. İstanbul

Lusting, N. (2004). Investing in Health for Economic Development. 1st ed., Mexico.

Oktayer, N. ve Susam, N. (2008). Kamu Harcamaları-Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1970-2005 Yılları Türkiye Örneği. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi.* 22(1). 145-164.

Özgüven, A. (1984). *İktisadi Düşünceler-Doktrinler ve Teoriler*. Filiz Kitabevi. İstanbul.

Özmen, İ. (2010). *Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği (1980 - 2008)*. Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. İktisat Anabilim Dalı. Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi.

Pamuk, M. ve Bektaş, H. (2014). Türkiye'de Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi.* 2(2).

Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Cambridge Working Papers in Economics.* 435.

Pesaran, M. H. and Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*. 142(1). 50–93.

Samuel, O. O., Femi, E., Hassan, T. B., and Shakirudeen, B. T. (2014). Government Expenditure and Economic Growth: An Empirical Analysis of the Armey Curve in Nigeria. *The Romanian Economic Journal*. 17(51). 47-66.

Schultz, T. W. (1968). Education and Economic Growth: Return to Education, *Readings in the Economics of Education.* UNESCO. France. 277-292.

Schultz, T. W. (1968). Investment in Man: An Economist's View. *Readings in the Economics of Education.* UNESCO. France. 69-76.

Stewart, F. (1995). *Eğitim ve Uyum: 1980'lerin Deneyimi ve 1990'lar İçin Bazı Dersler. Piyasa Güçleri ve Küresel Kalkınma*. Yapı Kredi Yayınları. 1. Baskı. İstanbul.

Swamy, P.A.V.B. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica.* 38(2). 311-323.

Şanlısoy, S. ve Sunal, O. (2016). Kamu Harcamaları-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*. 7(17). 102-122.

Taban, S. (2006). Türkiye'de Sağlık ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Sosyo Ekonomi Dergisi*. 4(4) 31-46.

Timur, M. C. ve Albayrak, N. (2016). Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Analizi: Wagner Kanunu. Sosyal Bilimler Metinleri. *Aralık ICOMEP Özel Sayısı*.(803-813)

World Bank (1993). World Development Report: Investing in Health. New York: Oxford University Press. (Erişim:11.02.2019).

Yıldırım, K., Karaman, D., ve Taşdemir, M. (2009). *Makroekonomi*. (8. Baskı). Seçkin Yayınevi. Ankara.

Yumuşak, İ. G. (2008). Beşeri Sermayenin İktisadi Önemi ve Türkiye'nin Beşeri Sermaye Potansiyeli. *İstanbul Üniversitesi Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi.* 55. 3-48.

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