

Doğuş Üniversitesi Dergisi, 11 (2) 2010, 166-182

## SAĞLIK HARCAMALARININ EKONOMİK BÜYÜME ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: OECD ÜLKELERİ ÜZERİNE BİR PANEL REGRESYON ANALİZİ

*THE EFFECT OF HEALTH EXPENDITURES ON ECONOMIC GROWTH: A PANEL REGRESSION ANALYSIS ON OECD COUNTRIES*

**Murat ÇETİN**

Bozok Üniversitesi  
İİBF, İktisat Bölümü  
murat.cetin@bozok.edu.tr

**Eyyup ECEVİT**

Bozok Üniversitesi  
İİBF, İktisat Bölümü  
eyyup.ecevit@bozok.edu.tr

**ÖZET:** Son yıllarda, ekonomik büyüme literatürüne yapılan teorik ve ampirik katkılar, ekonomik büyüme sürecinde beşeri sermayenin rolünü vurgulamaktadır. Ampirik çalışmaların büyük bir kısmı, genellikle eğitim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki üzerinde yoğunlaşmaktadır. Bu çalışmada ise, sağlığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi bir panel veri analizi ile test edilmektedir. Çalışma, 15 OECD ülkesine ilişkin 1990-2006 dönemi yıllık verilerini içerir. Analizlerde, diğer açıklayıcı değişkenlerin yanı sıra, kamu sağlık harcamalarının toplam sağlık harcamaları içindeki payı kullanılmıştır. Sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, Havuzlanmış Regresyon Modeli çerçevesinde panel OLS metodu ile tahmin edilmiştir. Ampirik sonuçlara göre, sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında istatistikî olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Kamu Sağlık Harcamaları; Ekonomik Büyüme; Havuzlanmış Regresyon Modeli; Panel Veri Analizi

**JEL Sınıflaması:** C23; I18; O47

**ABSTRACT:** In recent years, theoretical and empirical studies in the economic growth literature emphasize the role of human capital in the process of economic growth. In general, most of the empirical studies have centered on the relation between education and economic growth. In this study, the effect of health on economic growth has been tested by a panel data analysis. This study consists of annual data of 15 OECD countries for the period from 1990 to 2006. In the analyses, the share of public health expenditures in total health expenditures as well as other explanatory variables has been employed. The relationship between health expenditures and economic growth was estimated in Pooled Regression Model by the panel OLS method. As a result, we haven't found any statistically significant relationship between health expenditures and economic growth.

**Keywords:** Public Health Expenditures; Economic Growth; Pooled Regression Model; Panel Data Analysis

**JEL Classifications:** C23; I18; O47

### 1. Giriş

Büyüme literatürüne ilişkin son günlerdeki 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.

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 seviyesinin yüksek olduğu ülkelere bakıldığında, genelde bu ülkelerin eğitim ve sağlık düzeylerinin de yüksek olduğu görülmektedir.

Nitekim Barro'nun (1996) değerlendirmelerine göre sağlık, ekonominin motoru ve sermaye üreten bir varlıktır. Barro'nun bu ifadesinden yola çıkarak sağlığı beşeri sermayenin bir belirleyicisi olarak düşünebiliriz. Diğer taraftan, Mushkin (1962) beşeri sermaye formasyonunu sağlık hizmetlerinden yararlanarak açıklamaktadır. Grossman (1972), Bloom ve Canning (2000) sağlıklı bireylerin bilgiyi daha etkin özümlediklerini ve sonuçta daha yüksek düzeyde verimlilik elde edildiğini açıklamaktadır. Hamoudi ve Sachs (1999) sağlık ve servet arasında eşanlı bir döngü olduğunu vurgulamaktadır.

Dünya Bankası (1993)'na 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.

Beşeri sermaye ile büyüme arasındaki ilişkiye yönelik ampirik bulgular, eğitim ve sağlık alanındaki gelişmelerin teknolojik yenilikler, verimlilik, üretim artışını dolayısıyla ekonomik büyümeyi etkilediğini ortaya koymaktadır.

Bu çalışma, sağlığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ampirik açıdan test etmektedir. Çalışmanın diğer bölümleri, şu şekilde yapılandırılmıştır: İkinci bölüm, sağlık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki üzerinde yoğunlaşan teorik ve ampirik literatürü özetlemektedir. Üçüncü bölümde, sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki ampirik açıdan ele alınmaktadır. Bu çerçevede, panel veri metodolojisi kısaca tanıtılarak, çalışmada kullanılan panel regresyon modeli ve panel birim kök testleri üzerinde teorik olarak durulmaktadır. Dördüncü bölüm, panel birim kök ve panel regresyon analizlerinden elde edilen ampirik sonuçları sunmaktadır. Son bölümde, karşılaştırmalı bir değerlendirme yapılmaktadır.

## 2. Literatür Taraması

Gary Becker ve arkadaşları tarafından 20. yüzyılın ortalarında geliştirilen beşeri sermaye teorisi, eğitim ve sağlığı iki temel yapıtaşı olarak kabul etmiştir. Bu teori, beşeri sermayenin ülkelerin gelir farklılıklarını dolayısıyla ekonomik büyümedeki farklılıkları açıklamada önemli bir paya sahip olduğu görüşünün, uzun bir süredir ekonomistler tarafından paylaşılmasında etkili olmuştur. Bu olgu, aslında tarihsel perspektiften bakıldığında Adam Smith ve Alfred Marshall'ın çalışmalarına kadar götürülebilir.

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 de

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. 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. Bu çerçevede sağlık bireylerin sahip olduğu bir varlık niteliğinde olup, refah düzeyinin yükselmesine yardımcı olur. Diğer taraftan sağlık, enstrümantal bir değere sahiptir. Yani, farklı kanallardan ekonomik büyümeyi etkileyebilmektedir. Örneğin; sağlık işgücü 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 (Lusting, 2004:15).

Özetle sağlık, işgücü verimliliği ve getirdiği ekonomik yük nedeniyle ekonomik büyümeyi doğrudan etkileyebilmektedir. Diğer taraftan, eğitim üzerindeki etkilerinden dolayı, çocuk sağlığı insanların geleceğe dönük gelirini belirleyebilmekte bu durumda ekonomik büyüme üzerinde dolaylı bir etki doğmaktadır. Bu dolaylı etki, bir aile düzeyinde daha iyi değerlendirilebilecektir. Eğer bir aile sağlıklı ise, anne ve baba çocuklarını besleyebilecek, onları koruyabilecek ve bir okula gönderebilecek bir mesleğe sahip olabilir ve para kazanabilir. Sağlıklı ve iyi beslenmiş çocuklar okulda daha iyi bir performans gösterebilir, bu ise geleceğe yönelik gelirlerini pozitif yönde etkileyebilir (Lusting, 2004:15).

Birleşmiş Milletler Milenyum Zirvesi'nde dünyadaki insanların sağlıklı olmayı, talep listesinin en başına aldıkları belirtilmiştir. Hastalık ve prematüre ölümlerin sıkıntısı sağlığı tüm toplumların temel kaygısı haline getirdiği gibi, uluslar arası hukukta temel beşeri haklar arasına almıştır. Hemen hemen her kültür, "sağlık zenginliktir" ilkesini kabul etmektedir. Bireyler ve aileler için sağlık, bireysel gelişimin temelini oluşturduğu gibi gelecek için de güvence sağlar. Sağlık, işgücü verimliliğinin, okulda öğrenme kapasitesinin ayrıca entelektüel, fiziki ve duygusal gelişimin önemli bir unsurudur (Sachs, 2001:21).

Sachs (2001), sağlığın ekonomik büyüme ve kalkınma sürecine olan katkısını şu şekilde özetlemektedir. Ona 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 (Sachs, 2001:26).

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).

Sorkin (1977)'in çalışması, sağlığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini analiz eden ilk çalışmalarındandır. Çalışmada, sağlık göstergesi olarak doğuşta yaşam beklentisi ve bebek ölüm hızı kullanılmıştır. Ona göre bir ülkede bebek ölüm hızındaki düşüş, ekonomik büyümeye olumlu katkı sağlamaktadır. Ancak Sorkin, gelişmiş ülkelerde toplumun sağlık durumlarındaki iyileşmelere rağmen ekonomik büyüme üzerinde çok az olumlu katkı sağladığı sonucuna varmıştır. Analiz sonuçlarına göre, gelişmekte olan ülkelerde sağlığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi gelişmiş ülkelere kıyasla daha fazladır.

Strauss ve Thomas (1998), sağlık ve verimlilik arasındaki ilişkiyi ampirik bir çalışmayla ortaya koymuşlardır. Çalışma sonucuna göre, bazı sağlık göstergeleri (hastalık türleri ve beslenme alışkanlığı) ile fiziksel verimlilik arasında bir ilişki tespit edilmiştir.

Reinhart (1999), doğuşta yaşam beklentisi ile hükümet harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ele almıştır. Çalışmanın temel bulgusu, doğuşta yaşam beklentisi ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişkinin varlığı şeklindedir.

Bhargava vd., (2000), gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde sağlık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. 1965-1990 dönemine ilişkin panel verilerin kullanıldığı bu çalışma, sağlık ile ekonomik büyüme arasında pozitif ancak zayıf bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır.

Bloom vd., (2001) ampirik analizlerinde, beşeri sermayeli Solow modelini kullanmışlardır. Bu çalışma, 2 Aşamalı OLS yöntemine göre sağlık sermayesinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etki yaptığı, ancak bunun istatistikî olarak anlamlı olmadığı sonucuna varmıştır.

Sağlığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ele alan ampirik çalışmaların büyük bir kısmında temel sorun, sağlık göstergesi olarak genelde doğuşta yaşam beklentisini almalarıdır. Örneğin, Bloom ve Canning (2000) doğuşta yaşam beklentisinin ekonomik büyüme sürecinin bir belirleyicisi olduğunu, pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir. Bu çalışmada sağlık, doğuşta yaşam beklentisi olarak ölçülmüş; sağlığın diğer boyutları hesaba katılmamıştır.

Erdil ve Yetkiner (2004), panel VAR modeli çerçevesinde sağlık ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisinin olup olmadığını düşük, orta ve yüksek gelirli ülkeler bağlamında analiz etmişlerdir. Kişi başına düşen sağlık harcamaları ile GSYİH değişkenlerinin kullanıldığı çalışmada, düşük ve orta gelirli ülkelerde ekonomik büyümeye sağlık harcamalarına, yüksek gelirli ülkelerde ise sağlık harcamalarından ekonomik büyümeye doğru işleyen bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Weill (2006), sađlđın ekonomik bŸyŸme Ÿzerindeki etkisini yatay-kesit regresyonlar yardımıyla tahmin etmeye alıřmıřtır. Ampirik bulgular, iki deđiřken arasında istatistikŸ olarak anlamlı bir iliřkinin varlıđını gŸstermektedir. Bu nedenle bu alıřma, sađlđın ekonomik bŸyŸmenin temel bir belirleyicisi olduđunu kanıtlamaktadır.

TŸrkiye ekonomisi Ÿzeline beřeri sermaye ekonomik bŸyŸme konusu incelendiđinde, alıřmaların ođunda beřeri sermaye unsuru olarak yine eđitimin kullanıldıđı gŸrŸlmektedir. Ancak, son yıllarda beřeri sermayenin temel unsurlarından olan sađlık konusu da arařtırmacıların dikkatini ekmiř ve bu alana yŸnelmeye bařlamıřlardır. Bu alanda yapılan alıřmalara Ÿrnek olarak, Kar ve Ađır (2003), Taban (2005), Temiz ve Korkmaz (2007), Ecevit ve iftci (2008) verilebilir.

Kar ve Ađır (2003), TŸrkiye’de 1926-1994 dŸnemine ait seilmiř sađlık gŸstergeleri ve GSMH verilerinden yararlanarak, sađlđın ekonomik bŸyŸme Ÿzerindeki etkisini nedensellik bađlamında incelemiřlerdir. Sađlık gŸstergeleri olarak, dođuřta yařam beklentisi, sađlık kurumlarının yatak sayısı, sađlık kurumlarının sayısı ve sađlık personeli bařına dŸřen kiři sayıları kullanılmıřtır. Nedensellik test sonularına gŸre, sađlık kurumları sayısı ile reel GSYİH arasında herhangi bir nedensellik iliřkisi gŸrŸlmemesine karřın, diđer sađlık gŸstergeleri ile reel GSYİH arasında ift yŸnlŸ bir nedensellik iliřkisi tespit edilmiřtir.

Taban (2005), TŸrkiye’de sađlık ve ekonomik bŸyŸme arasındaki iliřkiyi nedensellik bađlamında deđerlendiren bir diđer alıřmadır. Burada 1980-2000 dŸnemine ait GSMH, toplam sađlık harcaması ve dođuřta yařam beklentisi verileri kullanılmıřtır. Analiz sonularına gŸre, dođuřta yařam beklentisi ile ekonomik bŸyŸme arasında ift yŸnlŸ bir nedensellik iliřkisi belirlenirken, toplam sađlık harcaması ile ekonomik bŸyŸme arasında ise herhangi bir nedensellik iliřkisi gŸrŸlmemiřtir.

Temiz ve Korkmaz (2007), TŸrkiye’de sađlık ve ekonomik bŸyŸme arasındaki iliřkiyi, Johansen kointegrasyon testi ve hata dŸzeltme modelini kullanarak nedensellik bađlamında ele almıřlardır. Bunun iin 1965-2005 dŸnemine ait GSMH, dođuřta yařam beklentisi ve bebek ŸlŸm hızı verilerinden yararlanmıřlardır. Ampirik sonulara gŸre; dođuřta yařam beklentisi ile ekonomik bŸyŸme arasında pozitif ve ift yŸnlŸ bir nedensellik iliřkisi gŸrŸlmesine rađmen, bebek ŸlŸm hızından ekonomik bŸyŸmeye dođru negatif ve tek yŸnlŸ bir nedensellik iliřkisi tespit edilmiřtir.

Ecevit ve iftci (2008), TŸrkiye’de 1960-2005 dŸnemine ait GSMH, dođuřta yařam beklentisi, bebek ŸlŸm hızı ve doktor bařına hasta sayısı verilerini kullanarak sađlık ve ekonomik bŸyŸme arasındaki iliřkiyi Johansen kointegrasyon testi ve hata dŸzeltme modeli erevesinde incelemiřlerdir. Analiz sonularına gŸre, doktor bařına dŸřen hasta sayısı ile GSMH arasında ift yŸnlŸ nedensellik iliřkisi tespit edilmiřtir. Ayrıca, dođuřta yařam beklentisi ve bebek ŸlŸm hızının bŸyŸme Ÿzerinde bir etkisinin olmadıđı sonucuna varılmıřtır.

Sađlık ile ekonomik bŸyŸme arasındaki iliřkiyi inceleyen ampirik literatŸrŸn bir kısmı, OECD Ÿlkeleri Ÿzerine odaklanmıřtır. Heshmati (2001), OECD Ÿlkelerinde 1970-1992 dŸnemi iin kiři bařına dŸřen sađlık harcamaları ile GSYİH arasındaki iliřkiyi analiz etmiřtir. Burada, geniřletilmiř Solow modeli bađlamında sađlık ile ekonomik bŸyŸme arasındaki nedensellik iliřkisi arařtırılmıřtır. Ampirik sonular, sađlđın ekonomik bŸyŸme Ÿzerinde pozitif bir etkisinin olduđunu kanıtlar niteliktedir.

Gyimah ve Wilson (2004) çalışmalarında genişletilmiş Solow modelini kullanarak toplam sağlık harcamalarının kişi başına gelir artışı üzerindeki etkisini Afrika ve OECD ülkeleri üzerine incelemişlerdir. Analizlerinde panel veri ve dinamik panel tahmincisinden yararlanmışlar ve diğer değişkenler veri iken kişi başına gelir artışında toplam sağlık harcamalarının pozitif ve güçlü bir etkisi olduğunu ortaya koymuşlardır. Yazarlara göre, Afrika ve OECD ülkelerinde kişi başına gelirden %22 ve %30'luk bir artışa sağlık harcamalarındaki gelişmeler katkı sağlamıştır.

Dreger ve Remers (2005), 21 OECD ülkesinde sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını analiz etmişlerdir. 1975-2001 dönemine ilişkin yeni panel kointegrasyon tekniklerinin kullanıldığı bu çalışmada, sağlık ile ekonomik büyüme arasında bir kointegrasyon ilişkisi tespit edilmiştir.

Koying ve Young-Hsiang (2006), Mankiw vd., (1992) modeline dayalı bir regresyon analizi çerçevesinde 15 OECD ülkesini incelemiş, sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını ampirik açıdan ele almışlardır. Çalışmanın bulguları, sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir ilişki tespit etmiştir.

### 3. Ekonometrik Metodoloji

Çalışmanın bir önceki bölümünde, sağlık ile ekonomik büyüme odaklı teorik ve ampirik literatür incelenmişti. Bu bölümde ise, sağlık ve ekonomik büyüme arasında ampirik bir ilişkinin olup olmadığı test edilmektedir. Bu ilişkinin varlığı, panel veri ekonometrisi kullanılarak 1990-2006 dönemine ilişkin olarak analiz edilmektedir. Ampirik analiz, Türkiye dâhil toplam 15 OECD ülkesini kapsamaktadır. Burada, çalışmada kullanılan panel regresyon analizi ve panel birim kök testleri teorik açıdan tanıtılmakta, çalışmanın veri seti ve modeli üzerinde durulmaktadır. Ayrıca, elde edilen ampirik bulgular değerlendirilmektedir.

#### 3.1. Panel Regresyon Analizi

Ekonometrik çalışmalarda, genelde yatay kesit ya da zaman serisi verilerinin kullanıldığı görülmektedir. Zaman serileri ile ilgili çalışmalarda zaman boyutu üzerinde durulmakta, yatay kesit çalışmalarda ise kesit boyutu dikkate alınmaktadır. Ancak, 2000'li yıllardan itibaren panel veri çalışmalarının popülaritesi artmaya başlamıştır. Panel veri çalışmalarında ise, hem zaman boyutu hem de kesit boyutu birlikte dikkate alınmaktadır.

Ekonometrik analizlerde panel veri kullanımı, diğer veri türlerine göre önemli avantajları beraberinde getirmektedir. Bu avantajları, aşağıdaki gibi sıralamak mümkündür (Baltagi, 2005: 4-6):

- Birinci olarak, panel veri setleri, kapsadığı kesitlerin heterojen olduğu bilgisini içinde barındırmakta; böylece veri seti heterojenliğe karşı kontrol edilmektedir.
- İkinci olarak, panel veri analizi, zaman serisi ve kesit veri analizlerine göre daha çok değişkenlik arz ettiği için, bu verilerde çoklu bağlantı sorunuyla daha az karşılaşmaktadır. Ayrıca, gözlem sayısının nispeten daha fazla olması nedeniyle, panel verilerle tahmin edilen modellerde serbestlik derecesi daha yüksek olmaktadır.

- Üçüncü olarak, panel veriler, örneğin bir dönem uygulanan ekonomi politikalarının etkilerinin değerlendirilmesi gibi analizlerde değişim dinamiklerini daha iyi yansıtmaktadır.
- Dördüncü olarak, panel veriler, kısa zaman serisi ya da yetersiz kesit gözleminin var olduğu durumlarda da analiz yapılmasına izin vermektedir.
- Son olarak; panel veri, ekonomik tahmin edicilerin etkinliğini artırmaktadır.

Panel veri setinin her bir yatay kesit için eşit uzunlukta zaman serisi içermesi durumu dengeli panel; zaman serisi uzunlukları yatay kesitten yatay kesite değişmesi durumu ise dengesiz panel olarak adlandırılmaktadır (Wooldridge, 2003: 250). Bu çalışmada, dengeli panel durumu söz konusudur.

Sabit, eğim katsayısı ve hata terimi hakkında yapılan varsayımlara bağlı olarak panel veri regresyonunun farklı şekillerde tahmin edildiği görülmektedir. Sabit ve eğim katsayısının zaman ve yatay kesitler arasında sabit olduğu ve hata teriminin zaman ve yatay kesitler boyunca olan farklılıkları yakalayabildiği varsayılabilir. Bütün birimlerin verilerinin bir havuzda toplandığı ve bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkilerinin analiz edildiği bu model Havuzlanmış Regresyon Modeli ya da Sabit Katsayılar Modeli olarak tanımlanmaktadır (Kök ve Şimşek, 2009: 4). Havuzlanmış Regresyon Modelini aşağıdaki gibi ifade etmek mümkündür:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T \quad (1)$$

Burada  $i$ , yatay kesit birimi;  $t$  ise zamanı göstermektedir.  $\alpha$  sabit terimi;  $\beta$ ,  $K \times 1$  boyutunda eğim parametreleri vektörünü;  $x_{it}$ ,  $(N \times K)$  boyutlu bağımsız değişkenler matrisini;  $y_{it}$ ,  $(N \times 1)$  boyutunda bir bağımlı değişkenler vektörünü;  $\varepsilon_{it}$  ise  $(N \times 1)$  boyutunda hata terimleri vektörünü ifade etmektedir. Bu tür bir modelde, hata teriminin sıfır ortalama ve  $\sigma_\varepsilon^2$  varyansla normal dağıldığı kabul edilir. Ayrıca, her bir yatay kesit birim için gözlemlerin korelasyonsuz; birim ve zamana karşı hatalar homoskedastiktir (Johnston-Dinardo, 1997: 390).

Panel verilerin analizinde en çok bilinen bu yöntemde, havuzlanmış verilerin kesit ve zaman boyutu ihmal edilerek geleneksel OLS tahmincisi kullanılabilir. Ancak bu modelde, tahmin edilen parametre sayısı kullanılan gözlem sayısını aşabilmekte, böylece model tahmin edilmesinde güçlükler yaşanabilmektedir. Bu tür sıkıntıları aşabilmek için panel veri analizlerinde hata terimlerinin özellikleri ve katsayıların değişebilirliği ile ilgili farklı varsayımlarda bulunarak farklı modeller elde edilebilmektedir. Farklı varsayımlar kullanılarak elde edilen bu modeller, Sabit Etkiler Modeli ya da Tesadüfi Etkiler Modeli olarak ortaya çıkmaktadır (Pazarlıoğlu ve Gürler, 2007: 37).

Sabit katsayısının yatay kesitten yatay kesite ya da zaman içerisinde değişim gösterdiği modeller Sabit Etkiler Modeli olarak tanımlanmaktadır. Bu modelde sabit etkilerin yatay kesitten yatay kesite değiştiği, ancak zaman içinde değişmediği varsayılabilir gibi; sabit etkilerin yatay kesitten yatay kesite değişmediği, ancak zaman içinde değişme gösterdiği varsayılabilir. Her iki durumda da tek yönlü bir model söz konusudur. Şayet sabit etkilerin hem yatay kesitler arasında hem de zaman içinde değiştiği kabul edilirse bu durumda çift yönlü bir model karşımıza çıkmaktadır.

Sabit Etkiler Modeli'nin yoğun bir şekilde kullanım bulmasına rağmen, çok sayıda yatay kesitin söz konusu olması serbestlik derecesi kaybına neden olabilmektedir. Ayrıca, bu modelin bir diğer kusuru da, zaman içinde değişmeyen değişkenler için uygun olmamasıdır. Bu nedenlerden ötürü Rassal Etkiler Modeli önerilmektedir. Burada yatay kesit birimlere veya birimlere ve zamana göre meydana gelen değişiklikler, modele hata teriminin bir bileşeni olarak dâhil edilmektedir (Pazarlıoğlu ve Gürler, 2007: 37-38). Bu modelde de, rassal etkilerin yatay kesitten yatay kesite değiştiği, ancak zaman içinde değişmediği; yatay kesit birimler arasında değişmediği, ancak zaman içerisinde değişim gösterdiği ya da hem yatay kesit birimler arasında hem de zamana göre değişim gösterdiği kabul edilebilir. Böylece, tek ve çift yönlü modeller incelenebilmektedir.

Şayet birim veya zaman etkilerinin olmadığı düşünülüyorsa, bu durumda Havuzlanmış Regresyon Modeli tercih edilebilir. Birim veya zaman etkilerinin olduğu düşünülüyorsa, bu durumda Sabit Etkiler Modeli ya da Rassal Etkiler Modeli kullanılabilir. Burada, araştırmacılar arasında daha çok Sabit Etkiler Modeli'ni kullanma eğiliminin olduğu söylenebilir (Gujarati, 2004: 650).

Bu çalışmada, yatay kesit ve zaman boyutu ihmal edilmekte yani yatay kesit ve zaman etkilerinin olmadığı kabul edilmektedir. Bu nedenle, Havuzlanmış Regresyon Modeli üzerinde odaklanılmıştır.

### 3.2. Panel Birim Kök Testleri

Birim kök testleri, zaman serileri analizinde uygulamalı araştırmacılar arasında oldukça yaygın kullanılmaktadır. Bununla birlikte, son yıllarda panel veri analizinde de birim kök testleri ilgi görmektedir.

Panel veri çalışmalarında kullanılan birim kök testlerini iki kısımda incelemek mümkündür. Birinci grupta yer alan Im, Peseran, Shin (2003) ve Fisher odaklı testler (ADF ve PP testleri gibi), bireysel birim kök testleri olarak adlandırılmaktadır. Levin, Lin, Chu (2002); Breitung (2000) ve Hadri (2000) birim kök testleri ise ortak birim kök testleri olarak anılmaktadır. Bu çalışmada, Im, Peseran, Shin (2003) ve Levin, Lin, Chu (2002) birim kök testlerinden yararlanılmıştır.

Im, Peseran, Shin (2003) testi, aşağıdaki gibi trendli ve sabitli geniş bir regresyon denklemine dayanmaktadır:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \theta_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + \gamma_i t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Bu denklemden trend çıkartıldığı zaman sabitli model elde edilmektedir. Burada  $i = 1, 2, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, \dots, T$  olacaktır. Bu testte sıfır hipotezi "bütün i'ler (yani yatay kesit birimler) için  $\beta_i = 0$ " şeklinde kurulurken, alternatif hipotez ise "en az bir i için  $\beta_i < 0$ " şeklinde oluşturulur. Şayet sıfır hipotezi reddedilirse serilerden en az bir ya da bir kaçının durağan olduğu sonucuna varılır. Bu test için gerekli kritik değerler, Im, Peseran, Shin (2003) tablo değerlerinden alınmaktadır.

Im, Peseran, Shin (2003) ilk olarak her bir yatay kesit birimi için  $t$  istatistiği  $t_i = \hat{\beta}_i / sh(\hat{\beta}_i)$  şeklinde hesaplar. İkinci olarak,  $t_i$ 'lerin ortalaması alınarak  $\bar{Z}$  istatistiği aşağıdaki gibi bulunur:



$$\bar{Z} = \left( \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - E(\bar{t}))}{\text{Var}(\bar{t})} \right) \sim N(0,1)$$

Burada,  $\bar{t} = \frac{1}{N} \left( \sum_{i=1}^N t_i \right)$  şeklinde elde edilir.

Levin, Lin, Chu (2002) ise bireysel birim kök testlerinin alternatif hipotezlere karşı sınırlı gücünün olmasını tartışmıştır. Bu, küçük örneklerde kendisini daha fazla hissettirmektedir. Levin, Lin, Chu her bir yatay kesit birim için bireysel birim kök testlerine nazaran daha güçlü bir panel birim kök testi önermektedirler. Sıfır hipotezi her bir bireysel zaman serisinin birim kök içerdiği, alternatif hipotez ise her bir zaman serisi durağandır şeklinde kurulmaktadır. Levin, Lin, Chu aşağıdaki gibi bir modeli dikkate alır (Baltagi, 2005: 240):

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

Burada  $d_{mt}$  deterministik değişkenler vektörünü,  $\alpha_{mi}$  ise modelin katsayılar vektörünü gösterir. Levin, Lin, Chu kendi testlerini gerçekleştirebilmek için 3 adımlı bir prosedür önermişlerdir.

Birinci adımda, her bir yatay kesit birim için (3) no'lu regresyon modeli çalıştırılır. Gecikme uzunluğunun ( $p_i$ ) yatay kesit birimler arasında değişmesine izin verilmektedir. T dönemi için, maksimum lag uzunluğu ( $p_{\max}$ ) belirlenir. Şayet daha küçük lag uzunluğu tercih edilirse bu durumda  $\hat{\theta}_{iL}$ 'nin t istatistiği kullanılır. Burada sıfır hipotezi  $\rho_i = 0$ , alternatif hipotez ise  $\rho_i < 0$  şeklinde kurulur.  $\rho_i$  belirlendikten sonra  $\Delta y_{i,t-L}$  ( $L = 1, \dots, p_i$ ) ve  $d_{mt}$  üzerine  $\Delta y_{it}$  ve  $y_{i,t-1}$  regresyonları çalıştırılarak kalıntılar ( $\hat{e}_{it}$  ve  $\hat{v}_{i,t-1}$ ) elde edilir. Bu kalıntılar aşağıdaki gibi standardize edilir:

$$\hat{e}_{it} = \hat{e}_{it} / \hat{\sigma}_{\varepsilon}$$

$$\hat{v}_{i,t-1} = \hat{v}_{it} / \hat{\sigma}_{\varepsilon}$$

İkinci adımda, uzun dönem standart hatanın kısa dönem standart hataya oranı tahmin edilir. Birim kökün varlığı şeklindeki sıfır hipotezi altında (10) no'lu modelin uzun dönem varyansı aşağıdaki gibi hesaplanır:

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

Burada,  $L$  normal lag,  $\bar{K}$  ise bir geçiş lag'ini temsil eder.  $\bar{K}$ ,  $\hat{\sigma}_{yi}^2$  nin tutarlılığını sağlayacak şekilde elde edilmelidir. Barlett çekirdeği için,  $W_{\bar{K}L} = 1 - (L/(\bar{K} + 1))$  olarak hesaplanır. Her bir yatay kesit birim için, uzun dönem standart hatanın inovasyon standart hataya oranı  $\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{yi} / \hat{\sigma}_{\varepsilon}$  ile hesaplanır. Ortalama standart hata için de

$$\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i \quad \text{formülü kullanılır.}$$

Üçüncü adımda, panel test istatistikleri hesaplanır.  $N\tilde{T}$  gözlem sayısına sahip aşağıdaki havuzlanmış regresyon çalıştırılır:

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \rho\tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (4)$$

Burada  $\tilde{T}$ , paneldeki her bir yatay kesit birim başına ortalama gözlem sayısını ifade eder ve  $\tilde{T} = T - \bar{p} - 1$  şeklinde hesaplanır.  $\bar{p}$  ise bireysel Augmented Dickey-Fuller (ADF) regresyonlarının ortalama lag uzunluğunu gösterir ve  $\bar{p} = \sum_{i=1}^N p_i / N$  şeklinde hesaplanır.  $\rho = 0$  sıfır hipotezi için geleneksel t istatistiği  $t_\rho = \frac{\hat{\rho}}{\hat{\sigma}(\hat{\rho})}$  olarak bulunur.

Burada  $\hat{\rho}$  ve  $\hat{\sigma}(\hat{\rho})$  aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{i,t-1} \tilde{\varepsilon}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{i,t-1}^2}$$

$$\hat{\sigma}(\hat{\rho}) = \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}} / \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{i,t-1}^2 \right]^{1/2}$$

Burada ayrıca  $\tilde{\varepsilon}_{it}$  nin tahmini varyansı ( $\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^2$ ) ve düzeltilmiş t istatistiği ( $t_\rho^*$ ) aşağıdaki gibi bulunur:

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^2 = \frac{1}{N\tilde{T}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (\tilde{\varepsilon}_{it} - \rho\tilde{v}_{i,t-1})^2$$

$$t_\rho^* = \frac{t_\rho - N\tilde{T}\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}\hat{\sigma}(\hat{\rho})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \sim N(0, 1)$$

Buradaki  $\mu_{m\tilde{T}}^*$  ve  $\sigma_{m\tilde{T}}^*$  değerleri, Levin, Lin, Chu tarafından hesaplanmıştır.

### 3.3. Veri Seti ve Model

Sağlık ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı, Tablo 1'de ifade edilen çalışmanın değişkenleri de dikkate alındığında, aşağıdaki gibi bir Havuzlanmış Regresyon Modeli çerçevesinde analiz edilmiştir:

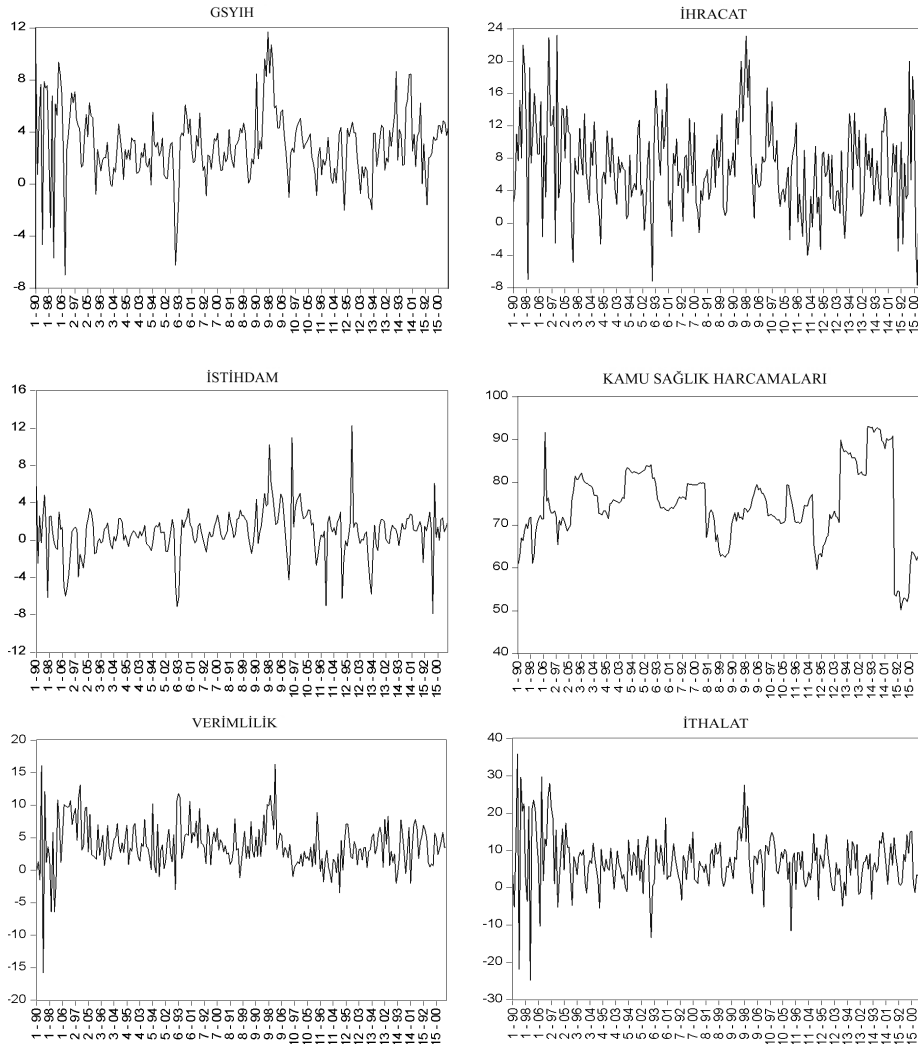
$$GSYIH_{it} = \alpha + \beta_1 \dot{I}HR_{it} + \beta_2 \dot{V}ER_{it} + \beta_3 \dot{I}ST_{it} + \beta_4 \dot{I}TH + \beta_5 KSH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Yukarıdaki model, panel OLS metodu ile tahmin edilmiş, verilerin analizinde Eviews 5.1 programı kullanılmıştır.

**Tablo 1. Değişkenlerin Tanımlanması**

Değişken	Tanımı
GSYİH	i. ülkenin t dönemindeki GSYİH büyüme hızı (%)
İHR	i. ülkenin t dönemindeki ihracat büyüme hızı (%)
VER	i. ülkenin t dönemindeki işgücü verimliliği büyüme hızı (%)
İST	i. ülkenin t dönemindeki istihdam büyüme hızı (%)
İTH	i. ülkenin t dönemindeki ithalat büyüme hızı (%)
KSH	ülkenin t dönemindeki kamu sağlık harcamalarının toplam sağlık harcamaları içindeki payı (%)

Bağımlı değişken reel GSYİH olup; bağımsız değişkenler, sırasıyla, ihracat, işgücü verimliliği, istihdam, ithalat ve kamu sağlık harcamalarının toplam sağlık harcamaları içindeki payıdır. Ekonomik büyüme ölçütü olarak, IMF web sitesinden alınan GSYİH miktar indeksi (2000=100) kullanılmıştır. İthalat ve ihracat verileri Birleşmiş Milletler web sitesinden temin edilmiştir. İstihdam verileri ise IMF kaynaklarından alınmıştır. Sağlık ölçütü olarak kamu sağlık harcamalarının toplam sağlık harcamaları içindeki payı alınmıştır. Sağlık değişkeni ile işgücü verimliliği verileri, OECD web sitesinden elde edilmiştir. Kamu sağlık harcamaları hariç tüm değişkenler, değişim hızı alınarak modelde kullanılmıştır. Bu veri seti, 1990-2006 dönemine ilişkin yıllık verileri içermektedir. Çalışmanın yatay kesit boyutunu oluşturan 15 OECD ülkesi, sırasıyla, Türkiye, Polonya, Almanya, Avusturya, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İtalya, Portekiz, İsveç, Lüksemburg ve Yunanistan'dır. Dolayısıyla toplam gözlem sayısı (N<sub>xT</sub>), 255'tir. Analize katılan serilerin 1990-2006 periyoduna ilişkin genel eğilimlerini Şekil 1 yardımıyla görmek mümkündür.



Şekil 1. Türkiye’de GSYİH, İhracat, İstihdam, Verimlilik, İthalat ve Kamu Sağlık Harcamaları (1990-2006)

#### 4. Ampirik Bulgular

Çalışmanın ampirik bulguları, değişkenlerin genel istatistikleri, birim kök test sonuçları ve panel regresyon analizi sonuçları olmak üzere 3 kısımda ele alınabilir.

##### 4.1. Değişkenlere İlişkin Genel İstatistikler

(5) numaralı eşitlikle tanımlanan büyüme regresyonunun Panel OLS metodu ile tahmin sonuçlarına geçmeden önce, panel veri analizinde kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlerin temel bazı tanımlayıcı istatistikleri aşağıda verilmektedir.

Tablo 2'den görüleceği gibi, 1990-2006 dönemine ilişkin 15 OECD ülkesinde ortalama ekonomik büyüme hızı 2.962 olarak gerçekleşmiştir. Aynı dönemde söz konusu ülkeler için işgücü verimliliği büyüme hızı 3.875; ihracat büyüme hızı 6.970, istihdam büyüme hızı 0.865; ithalat büyüme hızı 6.947; kamu sağlık harcamalarının toplam sağlık harcamaları içindeki payı ise ortalama 74.742 olarak gerçekleşmiştir. Diğer taraftan, değişkenlerin standart sapma ve diğer istatistikî değerleri ilgili tabloda ayrıntılı şekilde görülmektedir.

**Tablo 2. Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler**

	GSYİH	İHR	VER	İST	İTH	KSH
Ortalama	2,962	6,970	3,875	0,865	6,947	74,742
Medyan	2,826	6,800	3,500	1,000	6,900	74,200
Maksimum	11,680	23,200	16,300	12,258	35,800	93,100
Minimum	-7,000	-7,700	-15,800	-7,900	-24,800	50,200
Standart Sapma	2,659	5,572	3,625	2,511	7,338	8,640
Gözlem Sayısı	255	255	255	255	255	255

##### 4.2. Panel Birim Kök Test Sonuçları

Sahte regresyon sorunu ile karşılaşmamak için her bir değişkenin durağan düzeyleri ile regresyon analizine katılması gerekir. Bu bağlamda, değişkenlerin durağanlık testlerinin yapılması önem arz etmektedir. Her bir serinin durağanlığının analizinde kullanılan Im, Pesaran, Shin (2003) birim kök test sonuçları, Tablo 3'te sunulmuştur. Analizlerde sabitli ve sabitli-trendli olmak üzere iki model kullanılmıştır. Ampirik sonuçlara göre; büyüme hızı, ihracat, işgücü verimliliği, istihdam, ithalat ve kamu sağlık harcamaları değişkenleri için her iki modelde  $H_0$  hipotezi reddedilmekte, serilerin düzeyde durağan olduğu anlaşılmaktadır. Değişkenler için gecikme değerleri, Schwartz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre otomatik olarak belirlenmiştir.

**Tablo 3. Im, Pesaran, Shin Birim Kök Test Sonuçları**

Değişkenler	Model	W istatistiği	Sonuç
GSYİH	Sabitli	-7,400*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-3,982*	I(0)
İHR	Sabitli	-7,757*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-5,627*	I(0)
VER	Sabitli	-8,878*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-8,125*	I(0)
İST	Sabitli	-6,129*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-3,829*	I(0)
İTH	Sabitli	-7,702*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-5,490*	I(0)
KSH	Sabitli	-2,835*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-1,299**	I(0)

Not: \* ve \*\* sırasıyla; %1 ve %10 seviyesinde anlamlılığı ifade eder.

Durağanlık analizinde kullanılan bir diğer test ise Levin, Lin, Chu (2002) birim kök testidir. Test sonuçlarını, Tablo 4'ten yararlanarak incelemek mümkündür. Tablo'dan görüleceği gibi testlerde sabitli, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz olmak üzere üç model dikkate alınmıştır. Ampirik sonuçlar, her üç modelde bütün değişkenler için  $H_0$  hipotezinin reddedildiğini yani %1 seviyesinde düzey değerlerinde bütün serilerin durağan olduğunu göstermektedir. Değişkenler için gecikme değerleri, Schwartz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre otomatik olarak belirlenmiştir.

**Tablo 4. Levin, Lin, Chu Birim Kök Test Sonuçları**

Değişkenler	Model	t* istatistiği	Sonuç
GSYİH	Sabitli	-7,873*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-4,286*	I(0)
	Sabitsiz-Trendsiz	-2,977*	I(0)
İHR	Sabitli	-9,436*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-8,639*	I(0)
	Sabitsiz-Trendsiz	-3,910*	I(0)
VER	Sabitli	-8,105*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-8,116*	I(0)
	Sabitsiz-Trendsiz	-3,593	I(0)
İST	Sabitli	-6,072*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-4,908*	I(0)
	Sabitsiz-Trendsiz	-7,972*	I(0)
İTH	Sabitli	-9,858*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-8,807*	I(0)
	Sabitsiz-Trendsiz	-4,898*	I(0)
KSH	Sabitli	-4,363*	I(0)
	Sabitli-Trendli	-3,407*	I(0)
	Sabitsiz-Trendsiz	-14,377*	I(1)

Not: \*, %1 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Im, Pesaran, Shin (2003) ve Levin, Lin, Chu (2002) birim kök testlerinin sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, analize dâhil olan tüm değişkenlerin düzeyde durağan, yani I(0) oldukları anlaşılmaktadır. Serilerin durağan düzeyleri, bundan sonraki aşamada sağlık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin analiz edilmesinde daha rahat kullanılabilir.

#### 4.3. Panel Regresyon Analizi Sonuçları

Tablo 5, Havuzlanmış Regresyon Modeli'nin Panel OLS tahmin sonuçlarını vermektedir. Sonuçları değerlendirmeye geçmeden önce modelde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin olup olmadığının analiz edilmesi gerekir. Otokorelasyon analizi için Wooldridge testi kullanılmıştır. Test sonucu olasılık değerinin 0.007 çıkması, otokorelasyonun olmadığı şeklindeki  $H_0$  hipotezinin red edilmesini gerektirmektedir. Bu sonuç, modelde otokorelasyon probleminin olduğunu göstermektedir. Otokorelasyon sorununun giderilmesinde AR(1) süreci işletilmiştir.

Diğer taraftan değişen varyans ise,  $LM_h$  istatistiği ile test edilebilir. Test sonucu olasılık değerinin 0.000 çıkması, değişen varyans yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezinin reddedildiğini ortaya koymaktadır. Bu sonuca göre, modelde değişen varyans sorunun olduğu söylenebilir. Değişen varyans probleminin giderilmesi için White cross-section düzeltmesi yapılmıştır. Bu düzeltme yapıldıktan sonra panel regresyon analizinin tahmin sonuçları değerlendirilebilir.

**Tablo 5. Tahmin Edilen Modelin Sonuçları (Metod: Panel OLS)**

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistiği	Standart Hata
AR(1)	0,294	3,516(0,000)	0,083
İST	0,297	5,472(0,000)	0,054
VER	0,146	3,417(0,000)	0,042
İTH	0,110	4,203(0,000)	0,026
İHR	0,105	3,486(0,000)	0,030
KH	0,016	0,874(0,382)	0,018
R <sup>2</sup>		0,643	
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>		0,633	
F istatistiği		69,952(0,000)	
D-W istatistiği		1,890	
Gözlem sayısı		255	
LM <sub>h</sub> (χ <sup>2</sup> 14) istatistiği		100,621(0,000)	
Wooldridge istatistiği		9,809(0,007)	

Not: Parantez içindeki değerler, olasılık değerlerini gösterir.

Tablo 5'te R<sup>2</sup> değerinin 0.633 çıkması, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişmelerin %63'ünü açıklayabildiğini; F istatistiği sonucu ise, modelin bir bütün olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Ampirik sonuçlar, ihracat, istihdam, verimlilik ve ithalat değişkenlerinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Kamu sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde zayıf pozitif bir etkisi olmakla birlikte, bu etki istatistikî olarak anlamlı değildir.

Tahmin sonuçlarına göre, büyüme üzerinde en etkili değişken istihdam olup bu değişkeni sırasıyla; işgücü verimliliği, ithalat ve ihracat izlemektedir. Ampirik sonuçlar, sağlık harcamalarının ekonomik büyümeyi belirlediği şeklindeki hipotezi kanıtlar nitelikte değildir.

## 5. Sonuç ve Değerlendirme

Gery Becker ve arkadaşları tarafından ortaya atılan beşeri sermaye teorisine en önemli katkılar, içsel büyüme modelleri teorisyenlerinden gelmiştir. Romer ve Lucas olmak üzere içsel büyüme modelleri incelendiğinde, beşeri sermaye ile ekonomik büyüme ilişkisinin açıklanmasında genelde eğitim unsurlarının yer aldığı görülecektir. Nitekim, bu modelleri baz alan ampirik çalışmaların önemli bir kısmında yine eğitim ile ekonomik büyüme ilişkisi üzerinde durulmaktadır. Oysa ki, eğitim yatırımları kadar sağlık yatırımlarının da beşeri sermaye düzeyinde belirleyici olduğu bilinmektedir. Nitekim, Sorkin (1977), Bloom ve Canning (2000), Bloom vd., (2001), Gyimah ve Wilson (2004)'un çalışmalarında sağlık ile büyüme arasındaki ampirik ilişkinin varlığı kanıtlanmaktadır.

Bu noktadan hareketle sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı, çalışmada ampirik olarak analiz edilmiştir. 1990-2006 döneminde 15 OECD ülkesine ilişkin yıllık verilere dayalı olarak bir panel regresyon analizi gerçekleştirilmiştir. Çalışmada her bir değişkenin durağan olup olmadığı Im, Pesaran, Shin ve Levin, Lin, Chu panel birim kök testleri ile analiz edilmiştir. Neticede her bir değişkenin düzeyde durağan, yani I(0) olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini tespit etmek için kurulan Havuzlanmış Regresyon Modeli panel OLS metodu ile tahmin edilmiştir. Ampirik bulgular; sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında zayıf pozitif bir ilişki tespit etmekle birlikte, bu ilişkinin istatistikî olarak anlamlı olmadığını göstermiştir.

Sonuçları, OECD üzerine yapılan diğer çalışmaların bulguları ile karşılaştırmak mümkündür. Heshmati (2001), 1970-1992 döneminde genişletilmiş Solow modeli bağlamında sağlık ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Çalışma, sağlığın ekonomik büyüme üzerinde nedensel bir etkisinin olduğunu kanıtlar niteliktedir. Solow modelini kullanarak toplam sağlık harcamalarının kişi başına gelir artışı üzerindeki etkisini Afrika ve OECD ülkelerinde analiz eden Gyimah ve Wilson (2004) ise toplam sağlık harcamalarının kişi başına gelir artışında pozitif ve güçlü bir etkisi olduğunu ortaya koymuştur. Diğer taraftan, 21 OECD ülkesini analiz eden Dreger ve Remers (2005), 1975-2001 dönemi için yeni panel kointegrasyon tekniklerinin kullanmış, sağlık ile ekonomik büyüme arasında bir kointegrasyon ilişkisi tespit etmişlerdir. Son olarak, 15 OECD ülkesi üzerinde duran Koying ve Young-Hsiang (2006), sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır. Bu çalışmalar, sağlığın ekonomik büyümenin temel belirleyicilerinden biri olduğunu kanıtlar niteliktedir.

Yapılan analiz sonucunda bu çalışmada, sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında istatistikî olarak anlamlı bir ilişkinin tespit edilememesi, hem ekonometri hem de ekonomi politikası bağlamında yorumlanabilir. Ekonometrik çalışmalarda tercih edilen bağımlı ve bağımsız değişkenler, kullanılan analiz yöntemleri, yatay kesit ve/veya zaman boyutunun farklı olması farklı sonuçların çıkmasında ya da istenilen sonuca ulaşamamasında etkili olabilmektedir.

Diğer taraftan, söz konusu dönemde 15 OECD ülkesinde, kamu sağlık harcamalarının toplam sağlık harcamaları içindeki payının ortalama %74, özel sektörün ise %26 olduğu görülmektedir. Özel sektör yatırımlarının kamu sektörüne nispeten daha verimli ve etkin olduğu bilinmektedir. Dolayısıyla devletin sağlık yatırımları alanındaki varlığını daha da küçültmesi, özel sektörün ağırlığının artırılması önerilebilir. Ayrıca, mevcut sistemde kamunun sağlık yatırımlarını daha etkin ve verimli alanlarda kullanması gerekmektedir. Örneğin; bazı OECD ülkelerinde, son yıllarda toplam kamu sağlık harcamalarında artış görülmekle birlikte, koruyucu sağlık hizmetlerine ayrılan payın azalmakta, tedavi edici hizmetlere ayrılan payın ise artmakta olduğu gözlemlenmektedir. Oysa yapılan araştırmalara göre koruyucu sağlık hizmetleri harcamaları, tedavi edici hizmetlere yapılan harcamalara göre çok daha maliyet etkili ve verimli olmaktadır.

Dünyada bugün pek çok ülke, kaynakların etkin kullanılması konusu üzerinde yoğun olarak çalışmaya başladıktan sonra, devletin sağlık hizmetleri konusundaki etkinliği de irdelenmeye başlanılmıştır. Bu bağlamda, devletin sağlık hizmetlerindeki geleneksel rolü olan, sağlık hizmetinin sunumu ve finansmanı konusu günümüzde değişime uğramaya ve bu görev ve sorumluluğun ne ölçüde özel sektörle paylaşılacağı gündeme gelmiştir.

Devletin sağlık hizmetlerindeki geleneksel rolünün değişmesi gerektiğini savunanlara göre; devlet sağlık hizmetlerinin sunumu ve finansmanından çok planlanması, denetimi ve düzenlenmesi fonksiyonlarını yürütmelidir. Bazıları ise, sağlık sektöründe kamu ve özel sektör ortaklığı oluşturulması gerektiğini savunmaktadır. Böylece her birinin kendi başına sağlayacağından daha fazla kaynak ve etkinlik oluşturabilir. Ancak ortaklık rekabet değil, bir işbirliği şeklinde olmalıdır.

Her ne şekilde olursa olsun sağlık hizmetlerinde etkinliğin sağlanması, yani sağlık alanında daha etkin ve verimli yatırımların gerçekleştirilmesi ülkenin beşeri sermaye düzeyini geliştirerek, verimliliğin ve teknolojik yeniliklerin gerçekleşmesine hizmet edecek, ekonomik büyüme ve kalkınmayı hızlandırabilecek ve toplumsal refahın artmasını sağlayabilecektir.

### Referanslar

- ATUN, R., FITZPATRICK, S. (2005). Advancing economic growth: investing in health, A summary of the issues discussed at a Chatham House conference held on 22–23 June, 2005.
- BALTAGI, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*, 3rd ed., John Wiley and Sons Ltd.
- BARRO, R. (1996). *Three models of health and economic growth*, Unpublished Manuscript, Cambridge, MA: Harvard University.
- BHARGAVA, A., JAMISON, D.T., LAU, L. (2000). Modeling the effects of health on economic growth. *GPE Discussion Paper Series*, 33, 1-33. ss.
- BLOOM, D.E., CANNING, D. (2000). The health and wealth of nations, *Science*, 287, 1207-1209. ss.
- BLOOM, D.E., CANNING, D., SEVILLA, J. (2001). The effect of health on economic growth: theory and evidence, *National Bureau of Economic Research Working Paper*, no. 8587.
- BREITUNG J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data, *Advances in Econometrics*, 15, 161-177. ss.
- DREGER, C., REIMERS H. E. (2005). Health care expenditures in OECD countries: a panel unit root and cointegration analysis, *IZA Discussion Paper*, 1469, 1-20. ss.
- ECEVİT, E., ÇİFTÇİ, F. (2008). The relationship between health and economic growth in terms of cointegration and causality tests: the case of Turkey, 1960-2005, *International Sustainable Development Strategies*, Baie Mare North University, 17-19 September.
- ERDİL, E., YETKİNER, H. (2004). A panel data approach for income-health causality, [Erişim adresi: <<http://ideas.repec.org/p/sgc/wpaper/47.html>>, Erişim Tarihi: 08.03.2010].
- GROSSMAN, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy*, 80, 223-255. ss.
- GUJARATI, D. N. (2004). *Basic econometrics*, 4th ed., The McGraw-Hill Companies.
- GYIMAH, K.B., WILSON, M. (2004). Health human capital and economic growth in Sub-Saharan African and OECD countries, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44(2), 296-320. ss.
- HADRI, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data, *Econometrics Journal*, 3, 148-161. ss.
- HAMOUDI, A.A., SACHS, J. (1999). Economic consequences of health status: a review of the evidence, *CID Working Papers Series*, No. 30.
- HESHMATI, A. (2001). On the causality between GDP and health care expenditure in augmented solow growth model, *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, 423, 1-19. ss.
- İM, K.S., PESARAN, M.H., SHIN, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115, 53-74. ss.
- JOHNSTON, J., DINARDO, J. (1997). *Econometric methods*, 4th ed., McGraw-Hill.
- KAR, M., AĞIR, M. (2003). Human capital and economic growth in Turkey: causality test, II: *National Information, Economy and Management Congress Announcement Book*, Derbent-İzmir, 181-190. ss.
- KOYING, C., YOUNG-HSIANG, Y. (2006). Economic growth, human capital investment, and health expenditure : a study of OECD countries, *Hitotsubashi Journal of Economics*, 47(1), 1-16. ss.
- KÖK, R., ŞİMŞEK, N. (2009). Panel veri analizi, [Erişim adresi: <[www.deu.edu.tr/userweb/recep.kok/dosyalar/panel2.pdf](http://www.deu.edu.tr/userweb/recep.kok/dosyalar/panel2.pdf)>, Erişim tarihi: 20.02.2009].
- LEVIN, A., LIN, C-F., CHU, C-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, *Journal of Econometrics*, 108, 1-24. ss.
- LUCAS, R. E. (1988). On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. ss.
- LUSTING, N. (2004). Investing in health for economic development, 1st ed., Mexico.



- MANKIW, N.G., ROMER, D., WEIL, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. ss.
- MUSHKIN, S.J. (1962). Health as an investment. *Journal of Political Economy*, 70, 129-157. ss.
- OECD (1998). *Human capital investment: an international comparison*, Paris: OECD.
- PAZARLIOĞLU, V., GÜRLER, Ö.K. (2007). Telekomünikasyon yatırımları ve ekonomik büyüme: panel veri yaklaşımı. *Finans, Politik-Ekonomik Yorumlar*, 44(508), 35-43. ss.
- REINHART, V.R. (1999). Death and taxes: their implications for Endogenous growth, *Economics Letters*, 92, 339-345. ss.
- ROMER, P.M. (1986). Increasing returns and long run growth, *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037. ss.
- ROMER, P.M. (1990). Endogenous technological change, *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-102. ss.
- SACHS, J.D. (2001). *Macroeconomics and health: investing in health for economic development, report of the commission on macroeconomics and health*, World Health Organization, Switzerland.
- SORKIN, A.L. (1977). *Health economics in developing countries*, Lexington, MA: Lexington Books.
- STRAUSS, J., THOMAS, D. (1998). Health, nutrition and economic development, *Journal of Economic Literature*, 36, 766-817. ss.
- TABAN, S. (2005). Türkiye’de sağlık ve ekonomik büyüme ilişkisi: nedensellik testi, [Erişim adresi: <<http://iibf.ogu.edu.tr/kongre/bildiriler/01-01.pdf>>, Erişim tarihi: 19.06.2009].
- TEMİZ, D., KORKMAZ, S. (2007). Türkiye’de sağlık ve ekonomik büyüme ilişkisi: 1965-2005, *TUIK 16’ncı İstatistik Araştırmaları Sempozyumu*, Ankara, 266-278. ss.
- WEILL, D.N. (2006). Accounting for the effect of health on economic growth, *NBER Working Paper*, 11455, 1-58. ss.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2003). *Econometric analysis of cross section and panel data*, The MIT Press., Cambridge.
- WORLD BANK (1993), *World development report: investing in health*. New York: Oxford University Press.