



düşbed

DİCLE ÜNİVERSİTESİ SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ DERGİSİ
ISSN: 1308-6219 Ekim 2020 YIL-12 Sayı 25

Araştırma Makalesi / Research Article

Yayın Geliş Tarihi / Article Arrival Date

05.06.2020

Yayınlanma Tarihi / The Publication Date

19.10.2020

Dr. Öğr. Üyesi Yusuf Muratoğlu 

Hitit Üniversitesi
İ.İ.B. F.
İktisat Bölümü
yusufmuratoglu@gmail.com

Arş. Gör. Devran Şanlı 

Bartın Üniversitesi
İ.İ.B. F.
İktisat Bölümü
devransanli@gmail.com

OECD ÜLKELERİNDE İNTERNET KULLANIMI VE BEŞERİ SERMAYENİN İŞGÜCÜ BAŞINA GELİRE ETKİSİ

Öz

Bu çalışmada beşeri sermaye oluşumu ve internet kullanımının işgücü başına gelir üzerindeki etkileri araştırılmıştır. İnternet bir takım yenilikçi fırsatlar sunarak bilgi alışverişi sağlamakta ve bu durum ekonomik büyümeye pozitif etki yapmaktadır. İnternetin sunduğu yeni fırsatları kullanmayı ve bunun yarattığı etkinin boyutunu ise ekonomideki mevcut beşeri sermaye stoku belirler. Bu amaçla 35 OECD ülkesine ait 1990-2018 yıllarını kapsayan yıllık verilerle panel veri seti hazırlanmış ve panel veri ekonometrisi yöntemleriyle analizler gerçekleştirilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre internet kullanımının %1 artması işgücü başına geliri yaklaşık %0.02 düzeyinde artırmaktadır. Bu sonuç içsel büyüme teorileri doğrultusunda beşeri sermaye oluşumunun ekonomik büyümedeki pozitif rolünü destekleyen bulgular sunmaktadır. OECD ülkeleri genelinde internet kullanımının maliyetini düşürmek, internetin kalitesini arttırmak amacıyla bilgi ve iletişim teknolojileri (BİT) sektörüne yatırım yapmak ve internetin sunduğu olanaklardan tam olarak faydalanabilmek için beşeri sermayeyi geliştirmeye devam etmek ülkelerde işgücü başına gelirin artırılmasına katkı sağlayacaktır.

Anahtar kelimeler: Beşeri sermaye; İnternet; Ekonomik büyüme

Jel kodu: J24; L86; O40

THE IMPACT OF HUMAN CAPITAL AND INTERNET USE ON INCOME PER LABOR IN OECD COUNTRIES

Abstract

This study investigates the effects of human capital formation and internet use on income per labor. The Internet provides a number of innovative opportunities to exchange information and this positively affects economic growth. The size of this impact is determined by the formation of existing human capital in the economy. The usage of new opportunities on the Internet depends on the level of human capital stock in the economy. This study employs a panel dataset of 35 OECD countries from the period 1990-2018 with annual data and analyses were carried out by using panel data econometrics. According to the results obtained, 1% increase in internet usage increases the income per labor by approximately 0.02%. This result provides evidence about the positive role of human capital formation in economic growth in line with endogenous growth theories. Across the OECD, reducing the cost of internet use, improving the information and communication technologies (ICT) sector to improve the quality of the internet, and continuing to develop human capital to take advantage of the internet will contribute to income per labor.

Keywords: Human capital; Internet; Economic growth

Jel code: J24; L86; O40

Giriş

İçsel büyüme modellerinin geliştirilmesi Romer (1986, 1990) ve Lucas'ın (1988) çalışmaları ile başlamış ve ilerleyen süreçte ekonomik büyümeyi belirleyen içsel faktörleri ortaya koyan çalışmalar devam etmiştir. Lucas(1993)'a göre beşeri sermaye birikimi, büyümenin ana motorudur ve uluslar arasındaki yaşam standartlarındaki ana farklılığın kaynağı, beşeri sermayedeki farklılıklardır. İnsanlar yaşam boyu öğrenmeye açıktır. İnternet yeni fikirlerin ortaya çıkmasını, fikirlerin ve bilginin dağıtımını hızlandırmakta ve öğrenmede verimliliği arttırmaktadır. Böylece beşeri sermaye stoku artmakta ve buna bağlı olarak üretkenlik artmaktadır.

Bununla birlikte internet kullanımı yeni ürün, süreç ve iş modelleri için rekabeti ve gelişmeyi teşvik ederek makroekonomik büyümeyi daha da kolaylaştırabilir. Ayrıca Romer'in (1986, 1990) içsel büyüme modeli, dengeli büyümenin bilgi yayılımından olumlu etkilendiğini açıklamaktadır. Bilginin yayılmasında internet büyük bir rol oynamaktadır. İnternet bilginin ucuza yayılmasını sağlayarak büyümeye etki yapabilir, piyasadaki şeffaflığı artırabilir ve böylece rekabeti daha da artırabilir (Salahuddin ve Gow 2016:1143).

Bilgi işlem teknolojilerinin bir parçası olarak hayatımıza giren internet kullanımı son 25 yılda muazzam şekilde yayılmıştır. İnternet kullanımının, her geçen gün artmasına ve ekonomi üzerinde büyük etkiler yaratabilme potansiyeline rağmen, internet kullanımının ekonomiye doğrudan etkileri alanında yapılan çalışma sayısı azdır.

Bu çalışmada söz konusu literatürün genişletilmesi amacıyla internetin işgücü başına gelir üzerindeki etkileri incelenmiştir. Çalışmanın ikinci bölümünde OECD ülkelerinde internet kullanımı hakkında bilgi verilecek, üçüncü bölümde literatür taraması sunulacak, dördüncü bölümde kullanılan analiz yöntemi anlatılacak, beşinci bölümde veri seti ile model tanıtılacaktır, altıncı bölümde ampirik bulgular ortaya konulacaktır. Sonuç kısmında ise elde edilen ampirik bulgular tartışılacak ve politika önerileri sunulacaktır.

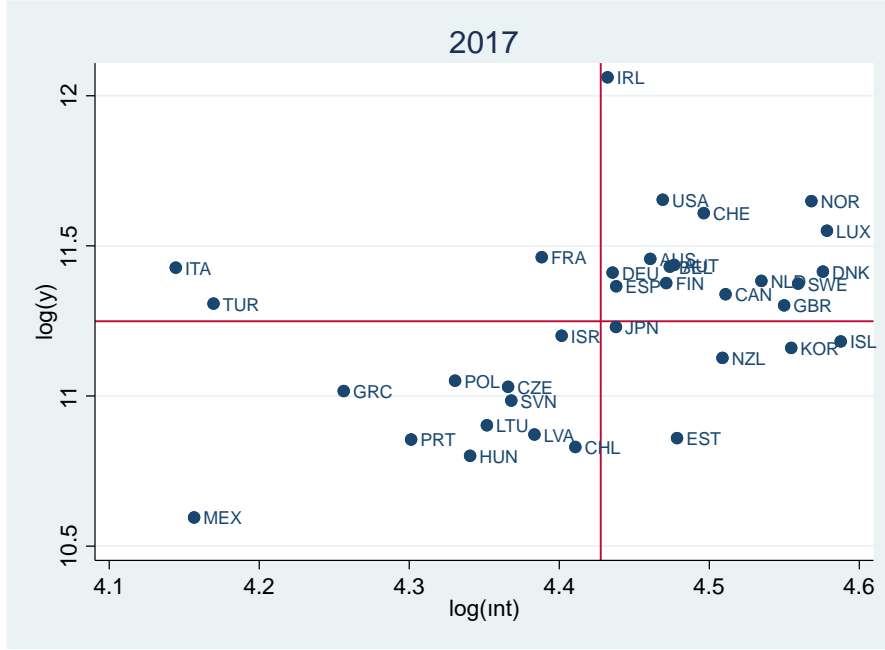
1. OECD Ülkelerinde İnternet Kullanımı

İnternet ve bağlı cihazlar, OECD ülkelerinde ve gelişmekte olan ekonomilerde çoğu bireyin günlük yaşamının önemli bir parçası haline gelmiştir. OECD ülkelerindeki İnternet kullanıcılarının payı son on yılda ortalama 30 puan artmıştır (2005'te %56'dan 2016'da %85'e) ve bununla birlikte Yunanistan, Meksika ve Türkiye'de iki kattan fazla artmıştır. Brezilya, Çin ve Güney Afrika'daki 16-74 yaş aralığındakilerin %50'sinden fazlası bugün interneti kullanmaktadır ve OECD ülkeleri ile aralarındaki farkı giderek azaltmaktadırlar (OECD 2017; 60).

2005 yılından bu yana internet kullanıcıları arasındaki yaş farkı istikrarlı bir şekilde kapanmaktadır. Teknoloji, çevrimiçi erişim maliyetini azaltmaya devam ettikçe ve gençler yetişkin hale geldikçe, yaş farkı daha da daralacaktır. Bununla birlikte, OECD ülkelerinin çoğunda genç ve yaşlı kuşaklar arasında önemli farklılıklar vardır ve bu da yaşlıların dijital olarak dahil edilmesine ilişkin politika sorununu gündeme getirmektedir. OECD ülkelerinde 2016 yılında internete giriş 16-24 yaş grubundaki bireylerin %95'inin, 55-74 yaş arası bireylerin ise %60'ının biraz üzerindedir. Ülkelerarası farklılıklar incelendiğinde, yaşlı nesiller arasında büyük farklar olduğu görülmektedir. Örneğin 2016 yılında Danimarka, İzlanda, Lüksemburg, Norveç ve İsveç'te 55-74 yaş arasındaki bireylerin %90'ından fazlası internet kullanırken, Türkiye'de bu oran aynı yaş grubunda %20'den azdır (OECD 2017; 61).

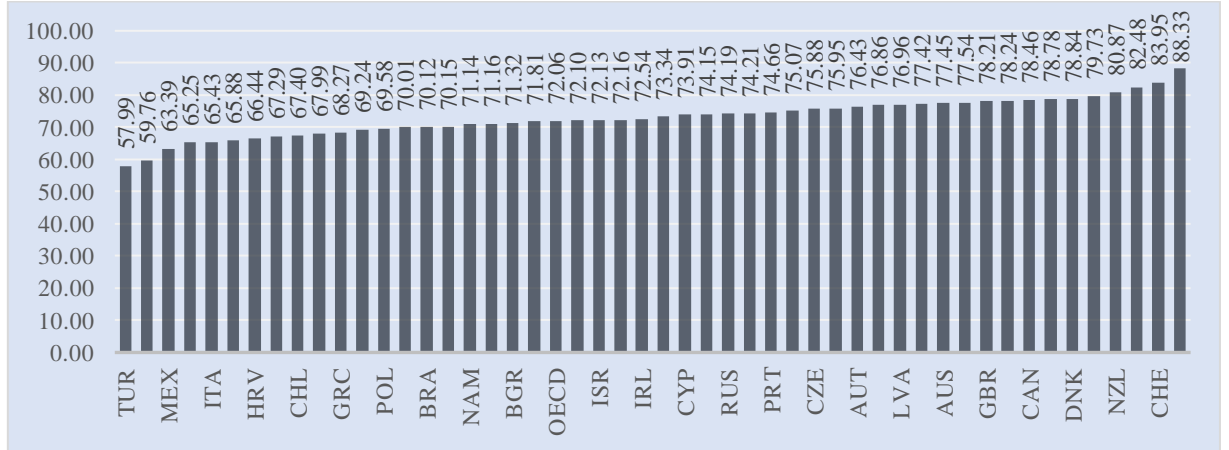
OECD ülkelerinin 2017 yılı için verilen işgücü başına gelir-internet kullanımı eşleşmesini aşağıdaki dağılım grafiği vermektedir. Dikey ve yatay eksenleri kesen referans çizgileri ise ilgili yılda söz konusu değişkenlere ait ülke ortalamalarını ($y=76790.02$ $\ln y= 11.249$ ve $\ln int=83.731$ $\ln int=4.427$) göstermektedir. Meksika gelir düzeyinin düşük olmasının yanı sıra internet kullanımının da oldukça düşük olduğu OECD ülkelerinden negatif ayrışan bir örnek olarak karşımıza çıkmaktadır. Lüksemburg ve Norveç ise örneklerden pozitif ayrışarak gelir-internet kullanımında en yüksek seviyedeki ülkeler olarak sıralanmıştır.

Grafik 1. OECD Ülkelerinde İşgücü Başına Gelir ve İnternet Kullanımı



Grafik incelendiğinde Türkiye’de işgücü başına düşen gelirin OECD ortalamasının üzerinde hesaplanması yanıltıcı olabilir. Bu nedenle gelir eşleşmeleri ve işgücüne katılım oranı birlikte incelenmesi gereken iki istatistiktir. 2017 yılı için OECD ülkelerinde işgücüne katılım oranı izleyen grafikte verilmiştir.

Grafik 2. OECD Ülkelerinde İşgücüne Katılım Oranı



Kaynak: OECD, <https://data.oecd.org/emp/labour-force-participation-rate.htm>

Her iki grafik birlikte incelendiğinde Türkiye ve İtalya’nın durumu dikkat çekicidir. Burada odaklanılması gereken nokta, işgücü başına düşen gelirin yanıltıcı biçimde yüksek görünürken internet kullanımlarının düşük kalmasıdır. Bu durum işgücüne katılım oranlarının Türkiye (57.99) ve İtalya (65.43)’da çok düşük olmasından kaynaklanmaktadır. 2017 yılı için OECD ülkelerinde en düşük değerler alan ülke Türkiye (57.99), en yüksek ülke ise İzlanda (88.33) olarak karşımıza çıkmaktadır.

2. Literatür Taraması

İnternet kullanımında meydana gelen yayılımın çok yüksek düzeylere ulaşmış olması araştırmacıları yayılımın ekonomik aktivite üzerindeki etkilerini araştırmaya teşvik etmiştir.

İnternetin ekonomi üzerindeki etkileri, doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon, hizmet ticareti, ekonomik büyüme gibi çeşitli alanları kapsamaktadır.

Örneğin, Choi (2003) internetin, doğrudan yabancı yatırım (DYY) hacmi üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada internetin, verimliliği artırarak daha fazla DYY yarattığı varsayılmaktadır. 14 kaynak ülke ve 53 ev sahibi ülkeden oluşan panel veriyle çekim modeli kullanılarak analizler gerçekleştirilmiştir. Ev sahibi ülkedeki internet kullanıcı sayısı arttığında, DYY girişlerinin arttığını sonucuna ulaşmıştır.

Freund ve Weinhold (2004) yaptıkları çalışmada internetin uluslararası ticaret üzerindeki etkisini araştırmışlardır. 56 ülkenin yer aldığı çalışmada panel ve yatay-kesit regresyon modeli kullanılmıştır. Sonuç olarak internetin ticareti teşvik ettiğini bulmuşlardır ve internetin ihracat artışına neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Yi ve Choi (2005) internetin enflasyon üzerindeki etkisini araştırmıştır. İnternetin verimliliği artıracığı ve enflasyonu azaltacağı hipotezi, 1991-2000 dönemi için panel veri kullanılarak havuzlanmış en küçük kareler ve rassal etkiler modeli ile test edilmiştir. İnternet kullanıcılarının toplam nüfusa oranı arttığında, enflasyonun azalacağı sonucunu bulmuşlardır.

Noh ve Yoo (2008) internetin benimsenmesinin ve gelir eşitsizliğinin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini ortaya koydukları çalışmalarında, 1995-2002 dönemini kapsayan 60 ülke için bir panel veri seti oluşturulmuştur. Panel tahmini, internetin benimsenmesinin büyüme üzerindeki örtük etkisinin yüksek gelir eşitsizliği olan ülkeler için olumsuz olduğunu göstermektedir, çünkü dijital uçurum internetin yarattığı ekonomik büyümeyi engellemektedir. Çalışmada elde edilen bu sonuç internetin büyüme üzerindeki olumlu etkisinin gelir dağılımı ile güçlendirileceğini göstermektedir.

Choi ve Yi (2009) 1991-2000 dönemi için 207 ülkeye ait panel veri kullanarak, büyüme denkleminde kontrol değişkenleri olarak yatırım oranı, hükümet tüketim oranı ve enflasyon kullanıldığında, internetin ekonomik büyümede olumlu ve önemli bir rol oynadığına dair kanıtlar bulmuşlardır.

Choi (2010) internetin hizmet ticareti üzerindeki etkisini araştırmak için 1990-2006 dönemini 151 ülkeyi içeren panel verileri kullanmıştır. Havuzlanmış sıradan en küçük kareler, sabit etkiler modeli ve panel GMM kullanarak, yüz kişi başına internet kullanıcılarındaki artışın, toplam hizmet ticaretinin yanı sıra hizmet ihracatı ve hizmet ithalatını artırdığını kanıtlamıştır.

Czemich vd. (2011) OECD ülkelerinden oluşan veri setiyle 1996-2007 yıllarını kapsayan dönem için yüksek hızlı internet sağlayan geniş bant altyapısının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini tahmin etmiştir. Geniş bant kullanımında meydana gelen bir artışın kişi başına yıllık büyümeyi artırdığını bulmuşlardır.

Elgin (2013) 1999-2007 döneminde 152 ülkeye ait panel veriyi kullanarak, internet kullanım derecesi ile kayıtdışı ekonominin büyüklüğü arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Panel ve yatay-kesit tahmini sonuçları, internet kullanımı ile kayıtdışı ekonomi arasındaki ilişkinin kişi başına GSYH ile güçlü bir şekilde etkileşime girdiğini göstermektedir.

Pradhan vd. (2013) 1990-2010 yıllarını 34 OECD ülkesini kapsayan çalışmalarında, internet, ekonomik büyüme, hükümet harcamaları ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmışlardır. Ampirik sonuçlara göre, internet ile ekonomik büyüme, enflasyon ile ekonomik büyüme ve enflasyon ile internet arasında çift yönlü nedensellik bulunmaktadır.

Najarzadeh vd. (2014) 1995-2010 dönemi için 108 ülkeden elde edilen verileri kullanılarak internetin işgücü verimliliği üzerindeki etkisini incelemek için bir Dinamik Panel Veri yaklaşımı uygulamıştır. Çalışmanın sonuçları internetin emek verimliliği üzerinde olumlu ve istatistiksel olarak anlamlı etkileri olduğunu göstermektedir.

Pradhan vd. (2016) Gelecek 11(N-11) ülkeleri için 2001-2012 dönemini kapsayan çalışmalarında internet kullanımı oranları, finansal derinlik ve kişi başına ekonomik büyüme

arasındaki nedensellik ilişkilerini araştırmışlardır. Panel veri ekonometrisinden yararlanarak, internet kullanım oranları ile kişi başına ekonomik büyüme arasında ve kısa dönemde finansal derinlik ile kişi başına ekonomik büyüme arasında çift yönlü Granger nedensellik bulmuşlardır. Bununla birlikte analize göre, internet kullanım oranları uzun veya kısa dönemde finansal derinliğin Granger nedeni değildir.

Salahuddin ve Gow (2016)1991-2013 döneminde Güney Afrika için yıllık zaman serisi verilerini kullanarak internet kullanımı, finansal gelişme ve ticari açıklığın, ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini tahmin etmiştir. İnternet kullanımı, finansal gelişme, ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki uzun vadeli ilişkiyi incelemek için yapısal birim kök testi, Johansen eşbütünlük testi ve ARDL yöntemleri uygulanmıştır. ARDL'den elde edilen bulgular, Güney Afrika'da internet kullanımı ile ekonomik büyüme arasında pozitif, anlamlı ve uzun vadeli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Ayrıca, finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında anlamlı pozitif ilişki bulunmaktadır. Granger nedensellik testi, hem internet kullanımının hem de finansal gelişimin Güney Afrika'da ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu ortaya koymaktadır.

Choi ve Yi (2017) internetin, Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye etkisini incelemiştir. Panel veri analizi için 1994-2014 dönemi ve 105 ülkeye ait veriler kullanılmıştır. Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin internetten olumlu etkilendiği ve internetin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin Ar-Ge harcamalarının artmasıyla olumlu bir şekilde güçlendiği sonucuna varmışlardır. Yazarlara göre göre bir ülkede internet kullanıcıları arttıkça Ar-Ge yayılımının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi gelişecektir.

Haini (2019) çalışmasında beşerî sermaye oluşumu ve internet kullanımının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışmada 1999-2014 dönemini kapsayan 10 Güneydoğu Asya Ülkeleri Birliği (ASEAN) ekonomisinin panel veri seti ve translog üretim fonksiyon modeli kullanılarak analizler yapılmıştır. Tahmin edilen sonuçlara göre, beşerî sermaye oluşumunun ve internet kullanımının ekonomik büyümeye üzerindeki etkisi pozitif ve anlamlıdır.

İnternetin ekonomi üzerindeki rolü ile ilgili literatür incelendiğinde, internetin çeşitli kanallar vasıtasıyla doğrudan veya dolaylı olarak ekonomiye etki yaptığı açıktır.

3. Metodoloji

3.1. Yatay Kesit Bağımlılığı

Panel veri analizlerinde özellikle büyük kesit boyutuna sahip paneller için regresyon artıklarının kesitsel olarak bağımsız olduğu varsayılmaktadır. Kesit bağımlılığı probleminin regresyon tahmin sonuçlarına etkisi iki önemli faktörden etkilenmektedir. Bunlardan ilki yatay kesitler arasındaki korelasyon düzeyinin büyüklüğüdür. Diğer faktör ise kesitsel bağımlılığın doğasıdır (Pesaran, 2004; De Hoyos & Sarafidis, 2006).

Söz konusu problem, mekansal olarak veya yayılma etkileri nedeniyle ortaya çıkabildiği gibi gözlemlenemeyen ortak faktörlerden kaynaklanabilir. Veri setini oluşturan yatay kesitler arasında önemli düzeyde korelasyonun (bağımlılığın) olması regresyon tahminlerinde sapmalı sonuçlar ortaya çıkmasına neden olmaktadır (Baltagi & Pesaran, 2007).

Yatay kesitler arasında korelasyon yoktur boş hipotezi altında Pesaran CD testi standart normal dağılıma sahiptir. Regresyon parametrelerinin heterojen ve serilerin durağan olmadığı durumlarda test dirençli sonuçlar vermektedir. Bunun yanı sıra küçük örneklerde ve yapısal kırımların varlığında dahi iyi performans gösterdiği Monte Karlo simülasyonları ile ispatlanmıştır (Pesaran, 2004). Test istatistiğinin nasıl hesaplandığı aşağıdaki denklemde verilmektedir.

$$CD_{Pesaran} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N r_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \text{ ve } E(r_{ij}) = 0 \quad (1)$$

Yukarıdaki denklemden hareketle Pesaran (2015) CD2' testinin matematiksel formu 2 numaralı denklemde verilmektedir.

Çalışmada yatay kesit bağımlılığı Pesaran (2004) ve Pesaran (2015) CD testleriyle araştırılmıştır.

$$CD = \frac{CD}{\left[1 + \frac{T_{\bar{a}_w}}{(T-k-1)^2} - \frac{(k+1)^2}{(T-k-1)^2}\right]^{1/2}} \rightarrow N(0,1) \quad (2)$$

3. 1. 1. Durağanlık

Regresyon tahminlerinde sahte katsayılar ve istatistikler elde etmemek için iktisadi değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. İktisadi serilerin birim kök içermesi yapılan tahminler sahte (spurious) regresyon varlığına benzer özellikler gösterir. Durağan olmayan veriler üzerinden regresyon yapılması, R^2 , Durbin-Watson ve t istatistiklerinin sapmalı veya sahte değerlerine yol açar. Bu durum sıradan en küçük kareler (OLS) yönteminden elde edilen katsayı ve parametrelerin geçersiz hale gelmesine neden olmaktadır (Ventosa-Santaularia, 2009; Kennedy, 2008).

Çalışmada serilerde birim kökün varlığı yatay kesitler arasında korelasyonun (yatay kesit bağımlılığı) varlığında dirençli test istatistikleri sunan ikinci nesil Pesaran (2003) CADF birim kök testi kullanılmıştır. İlgili test istatistiği izleyen denklemlerden yola çıkarak hesaplanmaktadır.

$$\Delta x_{it} = a_i + b_i x_{i,t-1} + c_i \bar{x}_{t-1} + d_i \Delta \bar{x}_t + e_{it} \text{ olmak üzere}^1; \quad (3)$$

$$CADF_i(N, T) = \frac{\Delta x_i' \bar{M}_w x_{i,-1}}{\hat{\sigma}_i (x_i' \bar{M}_w x_{i,-1})^{1/2}} \quad (4)$$

$$\hat{\sigma}_i = \frac{\Delta x_i' \bar{M}_w x_i}{T-4} \quad (5)$$

3. 2. Değişen Varyans

Değişen varyans problemi hata terimlerinin varyansları birbirinden farklı olduğu durumu ifade eder ve panel verilerinde sıklıkla karşılaşılan bir problemdir. Genellikle birbirinden farklı büyüklükler aynı veri setine dahil edildiğinden değişen varyans durumu panel veri setleri için beklenen bir durumdur.

Değişen varyansın probleminin varlığında $E(u) = 0$ ve $E(X'u) = 0$ varsayımları geçerli olmaya devam eder. Bu nedenle SEK tahmincisi sapmasızlık özelliğini korur ancak etkinlik özelliğini kaybetmektedir. Bu durum, hesaplanan Varyans, standart hataları ve test istatistiklerinin ve buna bağlı olarak güven aralıklarının sapmalı olması nedeniyle tahminler güvenilir olmaktan çıkacaktır.

Çalışmada değişen varyans probleminin varlığını tespit etmek için kullanılan Wald test istatistiği ve hipotez testi aşağıdaki gibi kurulmaktadır (Greene, 2007):

$$\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2 \quad \text{ve} \quad V_i = T_i^{-1} (T_i - 1)^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 \quad (6)$$

¹ Detaylı denklemlerin matris gösterimleri ve CADF kritik değerleri için bakınız: Pesaran, M. H. (2003). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. <http://www.econ.cam.ac.uk/research-files/repec/cam/pdf/cwpe0346.pdf>

olmak üzere Wald test istatistiği şu şekildedir:

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i} \quad (7)$$

H_0 : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ tüm " i " ler için (Homoskedastisite)

H_A : Heteroskedastisite

Değişen varyans problemini düzeltmeden istatistiksel tahmin yapmak sapmalı sonuçlara neden olacağı için söz konusu problemde etkilenmeyen dirençli yöntemler geliştirilmiştir. Bu yöntemler sayesinde hata terimlerinin varyansı sabit olsun ya da olmasın hipotez testleri yapılabilmektedir (Hoechele, 2007; Kezdi, 2003; Long ve Ervin, 2000; Arelleno, 1987 vd.).

3.3. Otokorelasyon

Doğrusal panel veri modellerinde otokorelasyonun varlığının test edilmesi amacıyla Wooldridge (2010) ve Drukker (2003) tarafından panel veri otokorelasyon testi geliştirilmiştir. Wooldridge otokorelasyon testine ilişkin hipotezler ve test istatistiği şu şekilde oluşturulmaktadır:

$$\hat{e}_{it} = \hat{\rho}_1 \hat{e}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad t=3,4, \dots, T \quad i=1,2, \dots, N \quad (8)$$

H_0 : Otokorelasyon yok (no first order autocorrelation).

H_A : Otokorelasyon var.

Hata terimlerinin gecikmesinin kendisi üzerinde açıklayıcı değişken olduğu model yukarıdaki denklem 8'deki gibi tahmin edilir. Bu noktadan hareketle otokorelasyon ilişkisinin ret edilmesi için $\hat{\rho}$ katsayısının -0,5 olması gerekmektedir (Wooldridge, 2010).

3.4. Driscoll-Kraay Dirençli Standart Hatalar

Driscoll-Kraay dirençli standart hatalar yöntemi, hata yapısının değişen varyansa sahip olduğu (heteroskedastik), bazı gecikmelere kadar otokorelasyon içerdiği ve hataların gruplar (paneller) arasında korele olduğunu varsaymaktadır (Driscoll-Kraay, 1998; Hoechele, 2007). Bu varsayımlardan yola çıkarak panel havuzlanmış sıradan en küçük kareler tahminlerinin nasıl yapılacağı denklem 8'de verilmektedir.²

$$y_{it} = x'_{it}\theta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N \text{ ve } t = 1, \dots, T \quad (8)$$

lineer regresyon modeli iken θ katsayı vektörünü tanımlamaktadır. Veri setinde yer alan bütün gözlemlerin matris formu 9 numaralı eşitlikte gibi ifade edilir.

$$y = [y_{1t_1} \dots y_{1T_1} y_{2t_2} \dots y_{NT_N}]' \text{ ve } X = [x_{1t_1} \dots x_{1T_1} x_{2t_2} \dots x_{NT_N}]' \quad (9)$$

Bu iki eşitlikten hareketle havuzlanmış regresyon katsayılarının (θ) tahmin izleyen denklemde gösterilmektedir.

$$\hat{\theta} = (X'X)^{-1} X'y \quad (10)$$

²Driscoll-Kraay panel sabit etkiler ve rassal etkiler yöntemlerinin denklemleri için bakınız: Hoechele, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The stata journal*, 7(3), 281-312.

Daha sonra elde edilen katsayı tahminlerine Driscoll ve Kraay standart hataları uygulanır. Bu standart hatalar asimptotik (dirençli) kovaryans matrisinin köşe (diyagonal) elemanlarının kare kökleri olarak hesaplanmaktadır.

$$V(\hat{\theta}) = (X'X)^{-1} \hat{S}_T (X'X)^{-1} \quad \text{ve} \quad (\hat{S}_T) \text{ tanımlaması aşağıdaki gibidir.} \quad (11)$$

$$\hat{S}_T = \hat{\Omega}_0 + \sum_{j=1}^{m(T)} \omega(j, m) [\hat{\Omega}_j + \hat{\Omega}'_j] \quad (12)$$

$m(T)$, regresyon artıklarının otokorelasyonu durumunda gecikme uzunluğunu ve modifiye edilmiş Bartlett ağırlıklarını belirtmektedir.

$$\omega(j, m) = 1 - j / \{m(T) + 1\} \quad (13)$$

$$\hat{\Omega}_j = \sum_{t=j+1}^T h_t(\hat{\theta}) h_{t-j}(\hat{\theta})' \quad \text{ve} \quad h_t(\hat{\theta}) = \sum_{i=1}^{N(t)} h_{it}(\hat{\theta}) \quad (14)$$

$$h_{it}(\hat{\theta}) = x_{it} \hat{\varepsilon}_{it} = x_{it} (y_{it} - x_{it}' \hat{\theta})$$

Driscoll-Kraay kovaryans matris tahmincisini 14 nolu eşitlikte $\hat{\Omega}_j$ matrisi ile ifade edilmektedir (Hoechle, 2007).

5. Veri Seti ve Model

Çalışma panel veri seti olarak inşa edilmiş ve 35 OECD ülkesi için 1990-2018 yıllarını kapsayan örnekleme analizler gerçekleştirilmiştir. Örnekleme konu olan ülkelerde internet kullanımı ve gelir arasındaki ampirik bağıntılar panel veri ekonometrisi yöntemleriyle analiz edilmektedir. Veri setinin oluşturulmasında kullanılan değişkenler ve bu değişkenlerin formları izleyen tabloda verilmektedir.

Tablo 1. Değişkenler ve Veri Seti Kaynakları

Değişkenler	Kısaltma	Ölçü Birimi	Veri Kaynağı
İşgücü Başına Gelir	$\ln(y) = \ln(Y/L)$	Kişi	PWT 9.1
İşgücü Başına Sermaye Stoku	$\ln(k) = \ln(K/L)$	Kişi	PWT 9.1
İşgücü	L	Kişi	PWT 9.1
Beşeri Sermaye	$\ln(hc)$	Endeks	PWT 9.1
İnternet Kullanımı	$\ln(int)$	% Nüfus	Dünya Bankası WDI Veri Tabanı
Nüfus Yoğunluğu	$\ln(pop)$	Km ² alana düşen kişi sayısı	Dünya Bankası WDI Veri Tabanı
Dışa Açıklık Oranı	$\ln(opn)$	%GSYH (İthalat+İhracat)	Dünya Bankası WDI Veri Tabanı

Bu noktada Tablo 1'de verilen değişkenlerden hareketle aşağıdaki denklem tahmin edilmektedir.

$$y = f \{k, hc, int, opn, pop\} \quad (15)$$

15 numaralı kapalı denklem Cobb-Douglas üretim fonksiyonuna kontrol değişkenleri eklenerek logaritmik olarak yeniden yazıldığında 16 numaralı log-log formda katsayı tahminleri gerçekleştirilecek model elde edilmektedir.

$$\ln(y)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(k)_{i,t} + \beta_2 \ln(hc)_{i,t} + \beta_3 \ln(int)_{i,t} + \beta_4 \ln(opn)_{i,t} + \beta_5 \ln(pop)_{i,t} + u_{i,t} \quad (16)$$

Değişkenlere ait alt indislerde “i” ülke (yatay kesitleri) ve “t” ise yılları göstermektedir. Veri setine ait özet veriler ise Tablo 2’de verilmektedir.

Tablo 2. Değişkenlere Ait Özet Veriler

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama Değer	Standart Sapma	Minimum Değer	Maksimum Değer
ln(y)	980	10.994	0.387	9.767	12.061
ln(k)	980	12.543	0.450	10.921	13.247
ln(hc)	980	1.129	0.137	0.589	1.337
ln(int)	999	2.770	2.223	-6.901	4.595
ln(opn)	1,015	4.297	0.524	2.773	6.012
ln(pop)	1,015	4.231	1.361	0.798	6.272

Tablodan anlaşılacağı üzere varyansı ve dolayısıyla standart sapması en yüksek olan değişken internet kullanımı olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu durum ülkeler arasında heterojen bir dağılımın olduğunu işaret etmektedir.

6. Ampirik Bulgular

Doğrusal en küçük kareler yönteminin temel varsayımlarını test edebilmek amacıyla veri setini oluşturan değişkenler ve regresyon artıklarına bir dizi test yapılması gereklidir. Öncelikle değişkenlerin birbiriyle olan ilişkisini ve bu ilişkinin yönünü apiori olarak gösteren korelasyon matrisi sonuçları tablo 3’de sunulmaktadır.

Tablo 3. Korelasyon Matrisi

	ln(y)	ln(k)	ln(hc)	ln(int)	ln(opn)	ln(pop)
ln(y)	1.000					
ln(k)	0.738	1.000				
ln(hc)	0.456	0.298	1.000			
ln(int)	0.542	0.360	0.466	1.000		
ln(opn)	0.041	0.238	0.124	0.290	1.000	
ln(pop)	-0.005	0.158	-0.035	-0.063	0.157	1.000

Korelasyon matrisi bulgularına ve katsayı işaretlerine göre işgücü başına gelir nüfus yoğunluğu hariç diğer değişkenler ile pozitif ilişkilidir.

Serilerin durağanlığını test etmeden önce yatay kesit bağımlılığı analizi yapılmalıdır. Eğer kesitler arasında korelasyon varsa regresyon katsayı tahminlerinde ve parametre testlerinde kesit bağımlılığını göz önüne alan analizlerin kullanılması gerekir.

Tablo 4. Yatay Kesit Bağımlılığı

Değişkenler	CD-test	Olasılık	Mutlak		CD2-test	Olasılık
			Korelasyon	Korelasyon		
ln(y)	110.790	0.000	0.869	0.869	89.745	0.000
ln(k)	100.840	0.000	0.791	0.884	88.868	0.000
ln(hc)	113.220	0.000	0.889	0.889	95.058	0.000
ln(int)	125.250	0.000	0.983	0.983	122.193	0.000
ln(opn)	81.990	0.000	0.643	0.662	75.341	0.000
ln(pop)	53.580	0.000	0.418	0.861	81.953	0.000
kesit sayısı	35	35	35	35	35	35

Not: Yatay kesitler birbirinden bağımsızdır. $CD \sim N(0,1)$

Pesaran (2004) ve Pesaran (2015) yatay kesit bağımlılığı analizlerinden elde edilen test istatistiklerine göre her iki testin de boş hipotezi red edilmektedir. Veri setini oluşturan kesitler (ülkeler) arasında korelasyon yani yatay kesit bağımlılığı vardır. Korelasyon düzeyinin en yüksek olduğu değişken internet kullanımı en az olduğu değişken ise nüfus olarak hesaplanmıştır.

Serilerde yatay kesit bağımlılığının olması bu problemin varlığında kullanılabilen ikinci nesil birim kök analizlerinin yapılmasını gerektirmektedir. Bu amaçla serilere Pesaran (2003) CADF testi uygulanmış ve elde edilen istatistikler aşağıdaki tabloda sunulmuştur.

Tablo 5. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabit Terim			Sabit Terim + Trend		
	t-bar	Z(t-bar)	Olasılık	t-bar	Z(t-bar)	Olasılık
ln(y)	-2.013	-1.546	0.061	-2.015	1.878	0.970
ln(k)	1.869	-0.662	0.254	-1.775	3.405	1.000
ln(hc)	1.259	3.057	0.999	-2.353	-0.273	0.392
ln(int)	1.958	-1.208	0.113	-2.129	1.152	0.875
ln(opn)	1.994	-1.427	0.077	-2.035	1.751	0.960
ln(pop)	1.974	-1.304	0.096	1.612	4.440	1.000
Birinci Fark	t-bar	Z(t-bar)	Olasılık	t-bar	Z(t-bar)	Olasılık
$\Delta \ln(y)$	2.506	-4.553	0.000	2.676	-2.328	0.010
$\Delta \ln(k)$	-2.361	-3.665	0.000	-2.777	-2.972	0.001
$\Delta \ln(hc)$	2.665	-5.522	0.000	4.058	-11.118	0.000
$\Delta \ln(int)$	-2.641	-5.372	0.000	2.919	-3.873	0.000
$\Delta \ln(opn)$	-2.733	-5.934	0.000	-2.669	-2.286	0.011
$\Delta \ln(pop)$	-2.127	-2.235	0.013	-2.645	-2.129	0.017
Not. Sabit Terim Kritik Değerleri	0.10:	-2.040	0.05:	-2.110	0.01:	-2.230
Sabit Terim+Trend Kritik Değerleri	0.10:	-2.540	0.05:	-2.610	0.01:	-2.730

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

H₀: Tüm Seriler Birim Kök İçerir.

Durağanlık analizinden elde edilen bulgular serilerin birim kök içerdiğini işaret etmektedir. H₀ hipotezi hem sabit terim hem de sabit terim ve trend opsiyonları için düzeyde red edilmektedir. Seriler ancak birinci farklarında durağan hale gelmesi aynı dereceden entegre oldukları I(1) anlamına gelir.

Modelde değişen varyans probleminin varlığı ise Wald ve LR testleri ile araştırılmış elde edilen istatistikler Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Değişen Varyans Testleri

Test Tipi	Ki Kare	Ki Kare Serbestlik Derecesi	Olasılık (prob) Değeri
Likelihood-Ratio Testi	884.96	34	0.000
Wald Testi	13627.91	35	0.000

H₀: Değişen Varyans Yoktur (Homoskedastisite).

Değişen Varyans araştırması için yapılan her iki test istatistiği de boş hipotezi red etmektedir. Değişen varyans vardır ve bu problemi göz önüne alan regresyon analizlerinin kullanılması gereklidir. Bu analizlere ek olarak yapılan otokorelasyon testi boş hipotezin %1 düzeyinde ret edildiğini ve otokorelasyonun varlığını göstermektedir.

Tablo 7. Wooldridge panel veri otokorelasyon testi

Test Tipi	F Test İstatistiği	Olasılık (prob) Değeri
Wooldridge Otokorelasyon Testi	158.846	0.000

H₀: Otokorelasyon Yoktur.

Veri seti ve kurulan SEK modellerine dayanarak yapılan analizlerde sıradan en küçük kareler yaklaşımının temel varsayımlarının karşılanmadığı görülmüştür. Bu nedenle tutarlı etkin ve sapmasız katsayı tahminleri yapabilmek için söz konusu problemlerin varlığında kullanılabilen Driscoll-Kraay (1998) standart hatalar yöntemiyle regresyon analizi gerçekleştirilmiştir. Driscoll ve Kraay (1998), değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı ile tutarlı standart hatalar üreten parametrik olmayan bir kovaryans matris tahmincisi önermişlerdir. Elde edilen katsayılar Tablo 8’de verilmektedir.

Tablo 8. Driscoll-Kraay Regresyon Katsayı Tahminleri

Değişkenler	(1)	(2)	(3)
	Sabit Etkiler	Rassal Etkiler	Havuzlanmış
ln(k)	0.689*** (0.0457)	0.678*** (0.0536)	0.554*** (0.0134)
ln(hc)	0.934*** (0.224)	0.853*** (0.136)	0.422*** (0.0408)
ln(int)	0.0186*** (0.00484)	0.0204*** (0.00464)	0.0509*** (0.00595)
ln(opn)	0.0887* (0.0471)	0.0711* (0.0399)	-0.153*** (0.0138)
ln(pop)	-0.146 (0.0990)	-0.0569* (0.0308)	-0.0138*** (0.00319)
Sabit Terim	1.484* (0.801)	1.407* (0.707)	4.145*** (0.219)
Gözlem Sayısı	964	964	964
R ²	0.8068	0.6091	0.697
Yatay Kesit	35	35	35
F(Prob)/Wald(prob)	984.25***	2151.98***	2034.28***

Not: Parantez içindeki değerler standart hataları vermektedir. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Otokorelasyona karşı gecikme uzunluğu AR(1) olarak belirlenmiştir.

Katsayı analizlerine geçmeden önce hangi model parametrelerinin yorumlanması gerektiğini belirleyebilmek ve üç model arasında bir tercih yapmak için Breusch-Pagan ve Hausman testlerinin uygulanması gerekmektedir. İlgili test sonuçları tablo 6’da gösterildiği gibidir.

Tablo 9. Model Seçim Testleri

Test Tipi	Ki-Kare Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Hipotez
Breusch-Pagan LM Testi	7139.96	0.000	H ₀ : Havuzlanmış SEK kullanılmalı H _A : Rassal Etkiler kullanılmalı H ₀ : Katsayılar arasındaki fark sistemik değildir. (Rassal Etkiler Uygundur).
Hausman Testi	30.64	0.000	H _A :Sabit Etkiler Uygundur.

Her iki testin sonuçlarına göre sabit etkiler modeli katsayı yorumları için uygundur. Sabit etkiler bulguları incelendiğinde F testine göre modelin genel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Sabit etkiler modelinde R^2 değerinin yaklaşık olarak 0.8068 olması, bağımlı değişkende meydana gelecek değişimin yaklaşık olarak %81'inin modelde yer alan bağımsız değişkenler tarafından açıklandığını ifade etmektedir.

İşgücü başına düşen gelir üzerinde bütün değişkenler pozitif etkiye sahip iken nüfus yoğunluğunun artması işgücü başına geliri azaltmaktadır. Ancak nüfus yoğunluğunun gelir üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Model log-log formda tanımlandığı için tahmin edilen katsayılar esneklikler cinsinden yorumlanabilir. İnternet kullanımının %1 artması işgücü başına geliri yaklaşık %0.02 düzeyinde artırmaktadır.

7. Sonuç

Bu çalışmanın temel amacı internetin, işgücü başına gelire etkisini incelemektedir. Bu amaçla 35 OECD ülkesine ait 1990-2018 yıllarını kapsayan dönem için yıllık veriler kullanılarak panel veri ekonometrisi yöntemleriyle analizler gerçekleştirilmiştir. Analiz sonuçlarına göre nüfus yoğunluğunun gelir üzerindeki etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamsızdır. Diğer tüm değişkenlerin gelir üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Gelir üzerinde en yüksek etkiye sahip değişkenler ise sırasıyla beşeri sermaye, fiziki sermaye, dış ticaret ve internet kullanımındır. İnternet kullanımının %1 artması işgücü başına geliri yaklaşık %0.02 düzeyinde artırmaktadır. Tahmin edilen sonuçlar, internetin işgücü başına gelir üzerinde pozitif etkileri olduğunu desteklemekte ve içsel büyüme teorileri doğrultusunda beşeri sermaye oluşumunun ekonomik büyümedeki pozitif rolü hakkında kanıt sunmaktadır. Bu bulgulardan yola çıkarak politika önerisi olarak OECD genelinde internet kullanım oranlarını ve internet erişilebilirliğini artırmak için internet kullanımının maliyeti düşürülmeli, internetin kalitesini arttırmak amacıyla ülkeler BİT sektörünü geliştirmeye devam etmelidir. Ayrıca internetten faydalanmak için ülkeler beşeri sermayeyi geliştirmeye devam etmelidir.

Kaynaklar

Baltagi Badi H., and M. Hashem Pesaran, (2007), “Heterogeneity and Cross Section Dependence in Panel Data Models: Theory and Applications Introduction”, **Journal of Applied Econometrics**, Volume: 22 Issue: 2, pp. 229-232.

Choi Changkyu, (2003), “Does the Internet Stimulate Inward Foreign Direct Investment?”, **Journal of Policy Modeling**, Volume: 25, Issue: 4, pp. 319-326.

Choi Changkyu, (2010), “The Effect of the Internet on Service Trade.” **Economics Letters**, Volume: 109 Issue: 2, pp. 102-104.

Choi Changkyu and Myung Hoon Yi, (2009), “The Effect of the Internet on Economic Growth: Evidence From Cross-Country Panel Data” **Economics Letters**, Volume: 105 Issue: 1, pp. 39-41.

Choi Changkyu and Myung Hoon Yi, (2018), “The Internet, R&D Expenditure and Economic Growth” **Applied Economics Letters**, Volume: 25 Issue:4, pp. 264-267.

Czernich Nina- Falck Oliver- Kretschmer Tobias- Woessmann Ludger, (2011), “Broadband Infrastructure and Economic Growth” **The Economic Journal**, Volume: 121, Issue: 552, pp.505-532.

Driscoll John C and Aart C. Kraay, (1998), “Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data” **Review of Economics and Statistics**, Volume: 121, pp. 549-560.

Drukker David M. (2003). “Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models”, **The Stata Journal**, Volume: 3, Issue: 2, pp. 168-177.

Elgin Ceyhun, (2013), “Internet Usage and the Shadow Economy: Evidence From Panel Data”, **Economic Systems**, Volume: 37, Issue: 1, pp.111-121.

Freund Caroline L. and Diana Weinhold, (2004). “The Effect of the Internet on International Trade” **Journal of International Economics**, Volume: 62, Issue: 1, pp.171-189.

Greene William, (2007), **Econometric Analysis (Sixth Ed.)**, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Hoechle Daniel, (2007), “Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence”, **The Stata Journal**, Volume: 7, Issue: 3, pp. 281-312.

Kennedy Peter, (2008), **A Guide to Econometrics (Sixth Ed.)**, Blackwell Publication.

Najarzadeh Reza-Farзад Rahimzadeh-Michael Reed, (2014). “Does The Internet Increase Labor Productivity? Evidence From A Cross-Country Dynamic Panel” **Journal of Policy Modeling**, Volume: 36, Issue: 6, pp. 986-993.

Noh Yong-Hwan and Kyeongwon Yoo, (2008). “Internet, Inequality and Growth” **Journal of Policy Modeling**, Volume: 30, Issue: 6, pp. 1005-1016.

OECD (2017). **OECD Science, Technology and Industry Scoreboard 2017-The Digital Transformation**. OECD Publishing.

Pesaran M. Hashem, (2003), “A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. <http://www.econ.cam.ac.uk/research-files/repec/cam/pdf/cwpe0346.pdf> (Erişim Tarihi: 04.04.2020)

Pesaran M. Hashem, (2015), “Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels” **Econometric Reviews**, Volume: 34, Issue: 6-10, pp.1089-1117.

Pesaran M. Hashem, (2004) “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels” **IZA Discussion Paper No. 1240**.

Rudra P. Pradhan-Mak B. Arvin-Neville R. Norman-Sara E. Bennett, (2016). “Financial Depth, Internet Penetration Rates and Economic Growth: Country-Panel Evidence” **Applied Economics**, Volume: 48, Issue: 4, pp.331-343.

Rudra P. Pradhan-Samadhan Bele-Shashikant Pandey, (2013), “Internet-Growth Nexus: Evidence From Cross-Country Panel Data” **Applied Economics Letters**, Volume: 20, Issue: 16, pp. 1511-1515.

Romer Paul M., (1986), “Increasing Returns and Long-Run Growth” **Journal of Political Economy**, Volume: 94, Issue: 5, pp. 1002-1037.

Romer Paul M., (1990), “Endogenous Technological Change” **Journal of Political Economy**, Vol. 98, No. 5, Part 2, pp. S71-S102.

Salahuddin Mohammad and Jeff Gow, (2016), “The Effects of Internet Usage, Financial Development and Trade Openness on Economic Growth in South Africa: A Time Series Analysis” **Telematics and Informatics**, Volume: 33, Issue: 4, pp. 1141-1154.

Ventosa-Santaulària Daniel, (2009), “Spurious Regression” **Journal of Probability and Statistics**, Volume: 2009, pp. 1-27.

Wooldridge Jeffrey M., (2010), **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. MIT Press.

Yi Myung Hoon and Choi Changkyu (2005), “The Effect of the Internet on Inflation: Panel Data Evidence” **Journal of Policy Modeling**, Volume: 27, Issue: 7, pp. 885-889.