



# Türkiye’de Vergi Yapısı ve Ekonomik Büyüme İlişkisi için Üretim Fonksiyonu Çerçevesinde Bir İnceleme

Yunus Emre ÜLKÜ<sup>1</sup>

Şenay AÇIKGÖZ<sup>2</sup>

21 Temmuz 2020’de alındı; 24 Kasım 2020’de kabul edildi.  
11 Ocak 2021’den beri erişime açıktır.

Received 21 July 2020; accepted 24 November 2020.  
Available online since 11 January 2021.

Araştırma Makalesi/Original Article

## Özet

*Vergilendirme ile genel ekonomik faaliyetler ve iktisadi büyüme arasındaki ilişki sıklıkla incelenen bir konu olmakla birlikte elde edilen sonuçlar, genellikle ülkeye, zaman dönemine, vergi yapısına, bir modele dayalı olup olmamasına ve kullanılan tahmin yöntemine göre farklılık göstermektedir. Bu çalışma, Harrod-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında Cobb-Douglas tipi bir üretim fonksiyonundan hareketle vergi yapısının işgücü verimliliği üzerindeki etkilerini kısıtlanmamış ve kısıtlanmış hata düzeltme modelleri çerçevesinde incelemektedir. Türkiye örneğinde 1980-2017 dönemi için elde edilen tahmin sonuçlarına göre, işgücü verimliliğinin vergi yapısı göstergelerine göre uzun dönem esneklikleri istatistik bakımdan anlamlı, pozitif ancak az esnekliklidir. Vergilendirme, kısa dönemde vergi yapısı göstergelerine bağlı olmaksızın işgücü verimliliği büyümesini önce arttırmakta, daha sonra azaltmaktadır. Analiz sonuçlarına göre, vergi yapısı göstergelerinden iktisadi büyümeye doğru kuvvetli bir nedensel ilişkiden söz edilememektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** Vergi Yapısı; Maliye Politikası; Ekonomik Büyüme; Sınırlar Sınaması; ARDL; Nedensellik.

**JEL Kodları:** C22, E60, H20, H30.

© 2021 EYD tarafından yayımlanmıştır

<sup>1</sup> Ankara Üniversitesi, S.B.E., Ekonomi ve Mİ Piyasalar Anabilim Dalı, 06560 Yenimahalle/Ankara.  
E-mail: [yunsulku@hotmail.com](mailto:yunsulku@hotmail.com) . ORCID No: <https://orcid.org/0000-0003-0674-9592>

<sup>2</sup> Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, 06500 Beşevler/Ankara.  
E-mail: [senay.acikgoz@hbv.edu.tr](mailto:senay.acikgoz@hbv.edu.tr) . ORCID No: <https://orcid.org/0000-0002-5066-1179>

**Abstract**

## A Study on the Tax Structure and Economic Growth Relationship in Turkey within the Production Function Framework

*Although the relationship between taxation and general economic activities and economic growth is frequently studied, the results, in general, differ depending on the country, the time period, the tax structure, whether it is based on a model and the estimation method used. This study examines the effects of the tax structure on labor productivity based on a Cobb-Douglas type production function under the assumption of Harrod-neutral technological progress by using unrestricted and restricted error correction models. The estimates for the period 1980-2017 in the case of Turkey show that the long term elasticities of the labor productivity with respect to the tax structure indicators are significantly positive but mostly inelastic. Taxation firstly increases the labor productivity growth and decreases it in the short-run irrespective of the tax structure indicators. The results also show that there is no strong evidence on a causal relationship from the tax structure indicators to economic growth.*

**Keywords:** Tax Structure; Fiscal Policy; Economic Growth; Bounds Testing; ARDL, Causality.

**JEL Codes:** C22, E62, H20, H30.

© 2021 Published by EYD



Bu makalenin adını ve doi numarasını içeren aşağıdaki metni kolayca kopyalamak için soldaki QR kodunu taratınız. Scan the QR code to the left to quickly copy the following text containing the doi number of this article.

A Study on the Tax Structure and Economic Growth Relationship in Turkey within the Production Function Framework <https://doi.org/10.5455/ey.17103>

### 1. Giriş

Maliye ve özelde vergi politikalarının iktisadi büyüme üzerindeki etkisi ve/veya bu ikisi arasındaki ilişki literatürde kendisine her zaman yer bulan bir araştırma alanıdır. Bunun birincil nedeni, izlenen politika ya da politikaların türü, biçimi ve birleşimi ne olursa olsun nihai etkilerini iktisadi büyüme üzerinde gösterecek olmalarıdır. İkincil nedeni ise Solow'un (1956) iktisadi büyümenin kaynakları makalesini takiben Harberger (1964), Cass (1965) ve Koopmans (1965) çalışmaları ile başlatılabilecek bir araştırma sürecinin farklı ülke ve/veya ülke grubu pratikleri, analiz dönemleri ve tahmin yöntemleri ile zaman zaman birbirini tamamlayıcı zaman zaman da birbirleri ile çelişen ya da çatışan sonuçların elde ediliyor olmasıdır. Harberger (1964), vergi politikalarının iktisadi büyüme için *süper-nötr* olduğunu ileri sürerken (aynı yönde bkz. Mendoza vd.,

1997), Cass (1965) ve Koopmans (1965) maliye politikası değişikliklerinin ulusal gelirin denge düzeyini etkileyeceğini ve bunun da geçici olacağını ileri sürmüştür. Bu bağlamda, ampirik çalışmaların daha çok vergi politikası araçlarından vergi oranları çerçevesinde ele alındığını ileri sürmek yanlış olmayacaktır<sup>3</sup>. OECD ülkelerini 1965-1991 dönemi için analiz eden Engen ve Skinner (1996), vergi oranları ile büyüme arasında istatistik bakımından anlamlı bir ilişki olduğunu göstermiştir. Kormendi ve Koester (1987) 63 ülkeli ve bu çalışmanın zaman dönemi bakımından genişletilmiş versiyonu olan Garrison ve Lee (1992) çalışmalarında ise birbiri ile çelişen sonuçlar elde edilmiştir. Başka bir ifadeyle, vergi oranı ile büyüme arasında tespit edilen ilişki, zaman dönemi genişletildiğinde onaylanamamıştır. Marsden (1984), 1970-79 dönemi verileri ile 20 ülke için yaptığı analizde, toplam vergi yükü ile iktisadi büyüme yanında büyümenin kritik belirleyicileri olan yatırım, emek arzı, emek verimliliği ve ihracat arasında negatif yönlü ve anlamlı bir ilişki bulunduğunu göstermiştir.

Konuyu içsel büyüme teorileri çerçevesinde inceleyen Romer’i (1986) takiben Easterly ve Rebelo (1993), Jones vd. (1993), Stokey ve Rebelo (1993), Xu (1994), Cashin (1994), Mendoza vd. (1997), Milesi-Ferretti ve Roubini (1998) ve Petrucci (2001), kamu harcamaları ile vergi politikalarının iktisadi büyüme üzerinde uzun dönemde etkili olabildiklerini göstermiştir. Daha güncel bir çalışmada (Jaimovich ve Rebelo, 2012), 20 ülkenin 1965-2010 dönemi verileri analiz edilmiş ve vergilerin, iktisadi büyüme üzerinde uzun vadede küçük bir etkisi olsa da vergi oranlarının artmasına bağlı olarak vergilemenin iktisadi büyüme üzerindeki marjinal etkisinin artış gösterdiği gösterilmiştir. Gbato (2017), Sahra Altı Afrika ülkelerinin 1980-2010 dönemi verileri

---

<sup>3</sup> Burada tartışılmak istenen, vergi yapısını temsil edecek göstergenin tanımlanmasına ilişkindir. Örneğin, bazı ampirik çalışmalarda vergi yapısı; ortalama vergi oranı (Marsden, 1984), marjinal (efektif) vergi oranı (Rabushka, 1987; Easterly ve Rebelo, 1993; Kocherlakota ve Yi, 1996; Mendoza vd., 1997) (ya da bu ikisini kullananlar için örneğin bkz. Kormendi ve Koester (1987), Cashin (1994) ve Engen ve Skinner (1996)), her bir verginin GSYH’ye oranı (Kneller vd., 1999; Bleaney vd., 2001) (ayrıca bu kullanımlardan bazısı, Lee ve Gordon (2005)’de tartışılmaktadır) ya da toplam vergi gelirleri içerisinde payı (Arnold, 2008; Arnold vd., 2011; Xing, 2011; McNabb, 2016; Di Sanzo vd., 2017) olarak tanımlanmaktadır. Bu tanımlamalar, analiz sonuçlarının farklılaşmasına neden olduğu gibi, ampirik sonuçlara bağlı olarak özellikle tekil ülkeler için politika önerilerinde bulunulurken dikkatli olunmasına işaret etmektedir.

ile elde ettiği tahminlerde dolaylı vergiler ile bireylerin geliri üzerinden alınan vergilerin iktisadi büyüme üzerinde kısa dönemde anlamlı ve negatif bir etkisi olduğu, buna karşılık uzun dönemde bir etkisi bulunmadığı sonucuna varmıştır.

İlgili literatüre göre; vergilendirme, iktisadi büyüme üzerindeki etkisini her iki yönde de gösterebilir (Krusell vd., 1996): bir taraftan, vergi vasıtasıyla oluşan vergi karması (vergi hasılatı kompozisyonu) ve bozulmalar, iktisadi büyümeyi azaltabilirken; diğer taraftan, verimli nitelikteki kamu harcamalarını finanse ederek iktisadi büyümeyi teşvik edici olabilmektedir (Cashin, 1994; Kneller vd., 1999 ve Bleaney vd., 2001). Bu kapsamda, teoride vergi, yatırım getirisini azaltarak, işgücü arzını değiştirerek, ticareti engelleyerek, tasarruf ve sermayeyi olumsuz etkileyebileceği gibi karar alıcıların iktisadi büyümeyi kamu harcamalar ile desteklemesi durumunda büyümeyi arttırıcı ya da azaltıcı etkisi net olarak ortaya konulamamıştır, denilebilir.

Son dönemdeki çalışmalarda da (Kneller vd. (1999)'u takiben ya da buna benzer şekilde Johansson vd., 2008; Arnold, 2008; Arnold vd., 2011; Xing, 2011; Acosta-Ormaechea ve Yoo, 2012; McNabb, 2016; Di Sanzo vd., 2017; Luo, 2019), hükümetin gelir yansızlığı koşulu altında uzun dönem büyüme ve vergi yapısı arasındaki bağlantıya odaklanılmaktadır. OECD ülkelerini 1971-2004 dönemi için analiz eden Arnold (2008) ve Arnold vd. (2011), kurumlar vergisinin iktisadi büyüme üzerinde saptırıcı etkisinin en yüksek olduğunu (aynı yönde bkz. Johansson vd., 2008; aksi yönde bkz. Xing, 2011; McNabb, 2016); tüketim vergilerinin ise saptırıcı etkileri olmadığını, fakat mülkiyet vergilerinin (özellikle taşınmaz mallar üzerinde yinelenen vergiler), en fazla büyüme dostu vergiler olduğunu ortaya koymuştur (aynı yönde bkz. Johansson vd., 2008; Di Sanzo vd., 2017; aksi yönde ise bkz. Hansson, 2010; Topal, 2017).

Türkiye ekonomisi özelinde yapılan çalışmalar incelendiğinde ise genel olarak, vergi hasılatı kompozisyonu ile uzun dönem iktisadi büyüme arasındaki ilişkilere odaklanıldığı ve benzer zaman serisi analizleri kullanılarak söz konusu ilişkilerin incelendiği gözlenmiştir. Genel olarak, yıllık frekansta zaman serileri veri ile

gerçekleştirilen analizlerden elde edilen sonuçlar, zaman dönemine göre farklılık gösterebilmiştir. Bununla birlikte, çalışmaların birçoğunda (örneğin bkz. Durkaya ve Ceylan, 2006; Temiz, 2008; Mucuk ve Alptekin, 2008; Göçer vd., 2010; Ünlükaplan ve Arısoy, 2011; Helhel ve Demir, 2012; Mangır ve Ertuğrul, 2012; Songur ve Yüksel, 2018; Akıncı, 2019; Yaraşır Tülümce ve Yavuz, 2019; Polat, 2019, Korkmaz vd., 2019 ve Koç, 2019) ulusal gelir ile dolaylı, dolaysız ve toplam vergi gelirleri ile (ya da bunların ulusal gelir içindeki payları ile) arasında uzun dönemli denge ilişkileri tespit edilmiş ve gerek ulusal gelirden vergi gelirlerine gerekse vergi gelirlerinden ulusal gelire nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Bu çalışmaların bir diğer ortak özelliği ise vergi gelirleri ile ulusal gelir arasındaki ilişkileri incelerken bu ilişki üzerinde doğrudan ya da dolaylı bir biçimde etkili olabilecek diğer faktörlerin genellikle kontrol altına alınmadıklarıdır. Bu çalışmada, Harrod-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında Cobb-Douglas tipi bir üretim fonksiyonundan hareketle Türkiye’nin vergi yapısının (vergi türlerini genişleterek) iktisadi büyüme süreci üzerindeki etkileri yine standart zaman serisi analizleri ile incelenmiştir.

Amacı, Türkiye’de vergi yapısının ekonomik faaliyetlerin genel düzeyi ve iktisadi büyüme ile ilişkisinin 1980-2017 dönemi için daha detaylı vergi kompozisyonları ile incelemek olan çalışmada elde edilen sonuçlar bozucu vergiler ve bozucu olmayan vergiler çerçevesinde değerlendirilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre, toplam vergi gelirleri işgücü başına çıktıyı neredeyse esnek olmayan bir şekilde etkilemektedir. İşgücü başına çıktının bozucu vergi türlerine göre uzun dönem esneklikleri gerek işaretleri gerekse büyüklükleri bakımından birbirleriyle kuvvetli bir biçimde tutarlıdır ve tahmin sonuçları genel olarak verginin türünün bozucu olup olmamasına göre ne uzun ne de kısa dönemde değişkenlik göstermemektedir. Uzun dönemde vergi yapısı türlerinde yüzde bir artışın işgücü başına çıktı üzerindeki yüzde artış etkisi %0.02 ila %0.233 arasında değişmektedir. Değişkenlerin kendi olağan zaman patikalarında hareket ettikleri bilgisi (trend) dikkate alındığında, bu etkinin daha da azaldığı gözlenmiştir.

Çalışmada elde edilen bulgular, uzun dönemde vergi yapısı göstergelerinden işgücü başına çıktı değişkeni üzerindeki hata düzeltme etkisi nedeniyle ortaya çıkan bir nedensellik ilişkisine oldukça güçlü bir biçimde işaret etmektedir. Bununla birlikte işgücü başına çıktının vergi yapısı göstergeleri tarafından kısa dönemde daha iyi tahmin edilebileceği konusunda tahmin süreci çerçevesinde güçlü kanıtlar elde edilememiştir. Çalışma, 5 bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde, teorik yapı ve model sunulurken; üçüncü bölümde, veri setine ilişkin bilgi verilerek kullanılan ekonometrik yöntem özetlenmiştir. Dördüncü bölümde, ampirik bulgulara yer verilmiş ve çalışma, Sonuç bölümü ile sonlandırılmıştır.

## 2. Teorik Altyapı ve Model

Bu çalışmada vergi yapısı göstergeleri ile genel ekonomik durum ve iktisadi büyüme arasındaki ilişki Cobb-Douglas tipi bir üretim fonksiyonuna dayanarak incelenmiştir. Bunun temel nedeni, salt değişkenler arasında zaman aşımındaki ilişkileri belirli başlı yöntemlerle analiz etmekten ziyade, model tabanlı bir yaklaşıma dayanarak yine belirli başlı analiz yöntemleri ile incelemektir. Neden bazı ülkelerin diğer ülkelere göre daha yoksul olduklarını incelemeye mihenk taşını oluşturan temel Solow (1956) modelini teknolojik gelişmenin Harrod-nötr varsayımı altında ele alınmış hali (Uzawa, 1961; Gundlach, 2005) çalışmanın model yapısını ana hatları ile ortaya koymaktadır. Zaman serisi analizi çerçevesinde, büyümenin kaynaklarını inceleyen çalışmalarda Hicks-nötr teknolojik gelişmenin kullanımını eleştiren Açıkgöz ve Mert (2014) çalışmasında da gösterildiği gibi, durağan olmayan zaman serileri ile yapılan standart analizlerde (uzun dönem dengenin varlığını arayan yöntemler) Harrod-nötr teknolojik gelişme ile sağlanan durağan-durum koşullarını ekonometrik olarak incelemek daha doğru olmaktadır. Bu çerçevede; ölçeğe göre sabit getiri varsayımı altında, teknolojik gelişmenin Harrod-nötr alındığı ve tahminlere temel oluşturan üretim fonksiyonu aşağıdaki gibidir.

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta} X_t^\gamma \quad \forall t, 0 < \alpha, \beta < 1 \quad (1)$$

Burada  $Y_t$ ,  $t$  zamanındaki çıktıyı;  $K_t$ ,  $t$  zamanındaki fiziki sermaye stokunu ve  $L_t$  ise  $t$  zamanındaki işgücünü göstermektedir. Denklem (1)’de  $X_t$ , vergi yapısı değişkenlerini temsil etmektedir. Denklem (1)’in logaritması alınıp yeniden düzenlenirse modelin girdi değişkenleri ile çıktı değişkeni arasındaki ilişki aşağıdaki gibi işgücü başına terimlerle ifade edilecektir.

$$\frac{Y_t}{L_t} = A_t^{1-\alpha-\beta} \left( \frac{K_t}{L_t} \right)^\alpha \left( \frac{H_t}{L_t} \right)^\beta \mathbf{X}_t^\gamma \quad (2)$$

Denklem (2) ile verilen modelin ekonometrik tahmin denklemi ise Denklem (3)’teki gibidir.

$$\ln \left( \frac{Y_t}{L_t} \right) = C + \alpha \ln \left( \frac{K_t}{L_t} \right) + \beta \ln \left( \frac{H_t}{L_t} \right) + \gamma \ln \mathbf{X}_t + u_t \quad (3)$$

Burada  $C = (1 - \alpha - \beta) \ln A_t$  olup  $u_t$ ,  $t$  zamanındaki hata terimini göstermektedir. modelde  $\gamma$  parametresinin işaretine ilişkin beklenti, bozucu olmayan vergi yapısı göstergelerine göre pozitif, bozucu vergi yapısı göstergelerine göre negatiftir.

### 3. Ekonometrik Metodoloji

Zaman serisi gözlemleri, tipik bir biçimde birbiri ile serisel olarak ilişkili olup gözlemler belirli bir eğilim gösterebilir ve bu eğilim, aynı zamanda zamanın bir fonksiyonu olabilir. Bu nedenle, zaman serileri ile regresyonda serilerin durağan olmamaları halinde sahte regresyon, zayıf ve/veya katı dışsallık ve yeterince büyük bir örnek çapı ele alınması gereken durumların başında gelirler. Bu çalışmada, değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisinin varlığı Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınırlar sınaması ile incelenmiştir. Sınırlar sınaması, örneğin Engle ve Granger’ın (1987) iki aşamalı tahmin yöntemi ve Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius’un (1990) tam bilgi yöntemi ile karşılaştırıldığında, açıklayıcı değişkenlerin tamamen  $I(0)$ , tamamen  $I(1)$  ya da kesirli tümleşik olmaları halinde de kullanılabilir

olması nedeniyle tercih edilmektedir. Bu sınavanın bir diğer özelliği, serilerin bütünleşme derecelerini önsel olarak bilmeyi gerektirmemesidir.<sup>4</sup>

Model parametreleri Pesaran ve Shin'in (1999) otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) yaklaşımı ile tahmin edilmiştir. ARDL, açıklayıcı değişkenlerdeki olası içsellik etkin bir şekilde düzeltilmesi ve küçük örneklerde de istenilen özelliklere sahip tahminciler üretmesi nedeniyle sıklıkla tercih edilen bir tahmin yaklaşımıdır. Nitekim Denklem (3)'te işgücü başına sermaye stoku ve işgücü başına beşeri sermaye değişkenlerinin içsel açıklayıcı değişkenler olmaları, hata teriminde bugün meydana gelen değişimlerin işgücü başına çıktının gelecekteki değerlerinde değişmelere neden olması olasılığı nedeniyle söz konusu olabilir.

Sınırlar sınavası ve ARDL için sınav ve tahmin denklemleri tahmin modeline uygun olarak aşağıda verilmiştir.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y/L)_t = & c_0 + \delta_1 \ln(Y/L)_{t-1} + \delta_2 \ln(K/L)_{t-1} + \delta_3 \ln(H/L)_{t-1} + \delta_4 \ln X_{t-1} \\ & + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta \ln(Y/L)_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \ln(K/L)_{t-j} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta \ln(H/L)_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^p \omega_j \Delta \ln X_{t-j} + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

Kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (UECM) olarak da adlandırılan Denklem (4)'te  $p$  gecikme sayısını göstermektedir. En küçük kareler yöntemi (OLS) ile tahmin edilen Denklem (4)'te  $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$  sıfır hipotezinin reddedilebilmesi halinde işgücü başına çıktı ile işgücü başına fiziki sermaye ve beşeri sermaye stoku ve vergi yapısı

<sup>4</sup> Burada sonuçları ayrıntılı olarak verilmemekle birlikte, değişkenlerin durağanlık özellikleri genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) sınavası (Dickey ve Fuller, 1979) ve genelleştirilmiş yönelimsizleştirilmiş Dickey-Fuller (DF-GLS) sınavası (Elliot vd., 1996) sınavası ile belirlenmiştir. Perron'un (1989) geleneksel birim kök sınavalarının yapısal bir değişim olması durumunda birim kökün reddedilememesine yönelik olarak yanlı olabilecekleri varsayımı altında, Perron'un (1989) orijinal sınavasının bir çeşidini geliştiren Zivot ve Andrews (1992) birim kök sınavası ile diğer iki sınavanın sonuçlarının güçlü olup olmadıkları belirlenmiştir. Her üç sınavanın birlikte değerlendirildiğinde, 1980-2017 döneminde değişkenlere ait serilerin birinci-sıra fark durağan oldukları söylenebilir.



değişkeni arasında bir uzun dönem düzeyler ilişkisi olduğu sonucuna varılır.<sup>5</sup> Bu sıfır hipotezi Wald kısıtlama sınaması ile sınanır.  $F$ -istatistiğinin asimptotik dağılımı bu sıfır hipotezi altında standart değerdir. Pesaran vd.(2001), iki asimptotik kritik değerler kümesi tanımlamıştır. İlk kümede tüm değişkenlerin düzeyde durağan,  $I(0)$  ve ikinci kümede birinci-sıra fark durağan,  $I(1)$  oldukları varsayılmaktadır. Bu çerçevede ilk küme ile belirlenen kritik değerler alt sınır, ikinci küme ile belirlenen değerler üst sınır olarak tanımlanmıştır. Değişkenler arasında eştümleşme ilişkisi yoktur sıfır hipotezi  $F$ -istatistiğinin üst sınır kritik değerini aştığı her durumda reddedilebilmektedir.

Değişkenler arasında eştümleşme ilişkisi tespit edildikten sonra iki aşamalı bir süreç ile Denklem (3)’te verilen tahmin modeli koşullu otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) modeli ile tahmin edilebilir. Bu ARDL(  $p, q_1, q_2, q_3$  ) modeli Denklem (5) ile gösterilmiştir.

$$\ln(Y/L) = c_1 + \sum_{j=1}^p \varphi_j \ln(Y/L)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_1} \nu_j \ln(K/L)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_2} \varpi_j \ln(H/L)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_3} \tau_j \ln X_{t-j} + u_t \quad (5)$$

Bu modelin OLS ile elde edilen parametre tahminleri aşağıda verilen formüllerde yerine konarak Denklem (3) parametreleri olan  $C, \alpha, \beta$  ve  $\gamma$  tahmin edilir.

$$\hat{C} = \frac{\hat{c}_1}{1 - \sum_{k=1}^p \varphi_k}, \quad \hat{\alpha} = \frac{\sum_{j=0}^{q_1} \hat{\nu}_j}{1 - \sum_{k=1}^p \varphi_k}, \quad \hat{\beta} = \frac{\sum_{j=0}^{q_2} \hat{\varpi}_j}{1 - \sum_{k=1}^p \varphi_k} \quad \text{ve} \quad \hat{\gamma} = \frac{\sum_{j=0}^{q_3} \hat{\tau}_j}{1 - \sum_{k=1}^p \varphi_k} \quad (6)$$

Koşullu hata düzeltme modeli (Denklem 7) ise aşağıdaki gibi tanımlıdır. Bu modelde gecikme sayıları da  $k_i$  ile gösterilmiştir.

<sup>5</sup> Engle ve Granger (1987) ile ortaya konan eştümleşme kavramı modele giren tüm değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olmalarını gerektirir. Pesaran vd. (2001) bu durumun gerçekleşmemesi olasılığına karşın uzun dönem düzeyler ilişkisi ifadesini kullanmaktadır. Mevcut bu alıřmada deęişkenlerin incelenen dönemde birinci-sıra fark duraęan olmaları, yani aynı dereceden bütünleşik olmaları nedeniyle eştümleşme ifadesi rahatlıkla kullanılabilmiştir.

$$\Delta \ln(Y/L)_t = \mu + \sum_{i=1}^{k_1} v_{1i} \Delta \ln(Y/L)_{t-i} + \sum_{j=0}^{k_2} v_{2j} \Delta \ln(K/L)_{t-j} + \sum_{j=0}^{k_3} v_{3j} \Delta \ln(H/L)_{t-j} + \sum_{j=0}^{k_4} v_j \Delta \ln X_{t-j} + \psi ECM_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Denklem (7)'de  $\psi$  (uyarlama) hariç diğer parametreler kısa dönem katsayılarıdır. Hata düzeltme teriminin ( $ECM_t$ ) tanımı Denklem (8) ile gösterilmiştir.<sup>6</sup>

$$ECM_t = \ln(Y/L)_t - (\hat{C} + \hat{\alpha} \ln(K/L)_t + \hat{\beta} \ln(H/L)_t + \hat{\gamma} \ln X_t) \quad (8)$$

Çalışmada vergi yapısı göstergeleri ile işgücü başına çıktı arasındaki nedensellik ilişkileri de incelenmiştir. Çalışmada, bir vergi yapısı değişkeninin geçmişi, işgücü başına üretim girdileri ile rastsal olmayan bilgiler (ikili değişkenler vb.) de dikkate alındıktan sonra rastsal işgücü başına çıktı değişkeninin geleceğinin daha iyi tahmin edilmesini sağlıyorsa, bu vergi yapısı değişkeni işgücü başına çıktı değişkeninin Granger nedeni olarak ifade edilmiştir.

Granger (1988), durağan olmayan değişkenler arasında bir eştümleme ilişkisinin varlığı halinde nedensellik sınamalarının bu bilgiyi dikkate alınacak şekilde yapılmasını önermiş ve bu da nedenselliği uzun ve kısa dönem şeklinde iki parçaya ayırmayı beraberinde getirmiştir. Bu tür nedensellik, bu çalışma çerçevesinde, uzun dönemde vergi yapısı değişkeninin işgücü başına çıktı değişkeni üzerindeki hata düzeltme etkisi nedeniyle mi ortaya çıkmıştır sorusuna cevap vermektedir. Bu etki ilgili değişkenler arasında bir çekim gücü olarak düşünüldüğünde, bu çekim gücü değişkenler arasında karşılıklı olabileceği gibi bir değişkenin diğer değişkeni uzun dönemde kendine çekmesi şeklinde de yorumlanabilir (Atukeren, 2009: 4). Bu

<sup>6</sup> Modeller, tahminlerin kullanılan yöntemle göre güçlü olup olmadıklarını gözlemek amacıyla, bir de Phillips ve Hansen (1990) ile geliştirilen tümüyle değiştirilmiş en küçük kareler (FM-OLS) tahmin yöntemiyle tahmin edilmiştir. FM-OLS tahmincisi, açıklayıcı değişkenlerdeki içselliği ve artıklardaki serisel korelasyonu düzeltmesi ve asimptotik olarak örneklem yanlılığını elimine etmesi nedenleriyle yine sıklıkla tercih edilen bir tahmincidir. Yer darlığı nedeniyle çalışmada FM-OLS tahminleri sunulmamıştır. FM-OLS tahminlerinin ARDL tahminlerini desteklemediği durumlar metinde özellikle ifade edilmiştir. Yazarlar istenildiği takdirde sonuçları paylaşabilirler.

çalışmada Granger nedensellik sınaması Tablo 5’te sunulan hata düzeltme modeli üzerinden gerçekleştirilmemiştir. Bunun nedeni, tüm değişkenlerin hata düzeltme modellerine simetrik gecikme sayıları ile girmemesi ve bunun da standart vektör otoregresif (VAR) gösterimle uyumlu olmamasıdır. Tablo 6’da verilen  $F$ -istatistikleri Tablo 2 ve 3’te verilen sınırlar sınaması için belirlenen uygun gecikme sayılarına göre tanımlanan VAR modeline hata düzeltme teriminin eklenmesi sonucu yapılan doğrusal kısıtlama sınamalarına ilişkindir.

İstatistik bakımdan anlamlı ve  $-1 < ECM_t < 0$  olan bir hata düzeltme katsayısı, girdi değişkenleri ve vergi yapısı değişkeni ile çıktı değişkeni arasında uzun dönemli bir nedensellik ilişkisine işaret ederken, VAR modelinde vergi yapısı değişkeninin gecikmeli değerlerinin katsayılarının sıfırdan farklı kitle değerlerine sahip olması ilgili vergi yapısı değişkeninden işgücü başına çıktı değişkenine doğru kısa dönemli bir nedensellik olduğuna işaret eder. Kısa dönemli nedensellik, işgücü başına çıktının vergi yapısı göstergesi tarafından kısa dönemde daha iyi tahmin edilebileceği şeklinde yorumlanabilir (Atukeren, 2009: 5).

#### 4. Veri Seti

Tahminler 1980-2017 dönemi için gerçekleştirilmiş ve veriler Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), OECD İstatistik veri tabanı ve Penn World Table (PWT 9.1) veri kaynaklarından alınmıştır.

##### 4.1. Çıktı ve Girdi Değişkenleri

Girdi ve çıktı değişkenleri işgücü başına olup işgücü verisine ait bilgiler önem kazanmaktadır. Hanehalkı İşgücü Anketi (HİA), 1988’de uygulanmaya başlamış, Şubat 2014’te Avrupa Birliği’ne tam uyumun sağlanması çerçevesinde gözden geçirilmiştir. 1988-2014 döneminde veriler 1988-1999 ve 2000-2013 olmak üzere iki alt dönem olarak yayınlanmaktadır. TÜİK, 2014 sonrası verileri ile önceki verilerde ekonometrik

tahminleme ile bir uyumlaştırma çalışması yapmış olup bu uyumlaştırmayı ancak 2005 yılına kadar götürmüştür<sup>7</sup>. İşgücü verilerine ilişkin olarak T.C. Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığınca (SBB) sağlanan bir işgücü serisi bulunmaktadır. TÜİK tarafından HİA kapsamında açıklanan Adrese Dayalı Nüfus Kayıt Sistemi'ne göre işgücü istatistiklerinin, geçmiş HİA serileri kullanılarak 1980-2003 dönemi için Kalkınma Bakanlığı tarafından geriye çekilmiş hali kamuoyu ile paylaşılmaktadır<sup>8</sup>. Ayrıca, işgücü istatistikleri bakımından Uluslararası Çalışma Örgütü'nün (ILO) diğer ülkeler ve Türkiye için 1990 ve sonrası yıllık verileri ILO tarafından kendi düzeltme yöntemlerine tabi tutularak yayınlanmaktadır. Bu çalışmada, ILO işgücü serisi SBB tarafından geriye çekilmiş işgücü serinin büyüme hızları ile sürekli bileşik faiz formülü kullanılarak 1980 yılına kadar götürülmüştür.

2015 yılı Satın Alma Gücü Paritesine (SAGP) göre sabit fiyatlarla Amerikan Doları cinsinden olan Gayrisafi Yurtiçi Hasıla'ya (GSYH) ilişkin veriler, OECD istatistik veri tabanından alınmıştır. Bu çalışmada, PWT tarafından üretilen beşeri sermaye endeksi kullanılmıştır. Beşeri sermaye, PWT 8.0 sürümünde, Barro ve Lee'nin (2013) ortalama eğitim yıllarına dayanmakta ve Mincer denklem tahminlerine dayanan eğitimin getirisini (Psacharopoulos, 1994) kullanmaktadır. PWT 9.0 Sürümünde, ilgili ülke için varsa Cohen ve Leker'e (2014) dayanan alternatif bir veri seti kullanılmaktadır.<sup>9</sup> İşgücü başına reel GSYH'nin logaritması,  $\ln(YL)$ , işgücü başına beşeri sermaye indeksinin ( $hc$  olarak kodlanmaktadır) logaritması ise  $\ln(HL)$  ile gösterilmiştir.

Fiziki sermaye stoku (dolar) verileri, 2015 yılı SAGP'ye (SAGP2015) göre brüt sermaye yatırımları üzerinden OECD verileri kullanılarak yazarlar tarafından üretilmiştir. Nehru ve Dhareshwar (1993), Sendhadji (2000) ve Bosworth ve Collins'i (2003) takiben fiziki sermaye stok serisi Denklem (9)'a göre elde edilmiştir.

<sup>7</sup> Bu seri için bkz. [http://www.tuik.gov.tr/PreIstatistikTablo.do?istab\\_id=2250](http://www.tuik.gov.tr/PreIstatistikTablo.do?istab_id=2250)

<sup>8</sup> İlgili seri için Tablo 8.7: <http://www.sbb.gov.tr/ekonomik-ve-sosyal-gostergeler/#1540023014826-f0fb9a57-91ae> (Erişim Tarihi: 25.04.2020)

<sup>9</sup> [https://www.rug.nl/ggdc/docs/human\\_capital\\_in\\_pwt\\_90.pdf](https://www.rug.nl/ggdc/docs/human_capital_in_pwt_90.pdf) (Erişim Tarihi: 25.04.2020)

$$K_t = (1-d)K_{t-1} + I_t \quad \forall t, 0 < d < 1 \quad (9)$$

Burada  $K_{t-1}$ , başlangıç dönemi fiziki sermaye stokunu;  $I_t$ , gayrisafi sabit sermaye yatırımını;  $d$  ise amortisman oranını göstermektedir. Başlangıç dönemindeki fiziki sermaye stoku,  $d$  ve ekonominin ilgili dönemdeki ortalama büyüme oranına ( $g$ ) dayanarak aşağıdaki gibi tahmin edilir.

$$K_{t-1} = I_t / (d + g) \quad (10)$$

İsmihan ve Metin-Özcan (2006) çalışmasını takiben amortisman oranı 0.05 alınmıştır<sup>10</sup>. İşgücü başına fiziki sermaye stokunun logaritması  $\ln(KL)$  ile gösterilmiştir.

#### 4.2. Vergi Yapısı Göstergeleri

Vergi yapısı göstergelerine ait veriler OECD veri tabanından alınmıştır. Göstergelere ilişkin tanımlar, OECD (2018)’de belirtildiği şekliyledir. Burada Amerikan Doları cinsinden verilen değerler, SAGP2015’e göre yayınlanan cari ve sabit fiyatlarla GSYH serileri ile tarafımızca oluşturulan GSYH deflatörü (2015 = 100) kullanılarak reel hale getirilmiştir. Tablo 1’de vergi yapısı göstergeleri bozucu vergiler ile bozucu olmayan vergiler ayırımında verilmiştir. Bozucu vergiler, kuramsal olarak iktisadi karar birimlerinin fiziki ve beşeri sermayeye ilişkin alınan yatırım kararlarını etkilemekte (Brons vd., 1999: 5), vergi karması oluşturmakta ve dolayısıyla durağan durumda iktisadi büyümeyi etkilemektedir. Ancak, burada, vergilerin, iktisadi büyümeyi etkileme sürecinde, işgücü arzı esnekliğine bağlı olduğu da not edilmelidir (Mendoza vd., 1997). Bozucu vergilere karşın, bozucu olmayan vergilerin tercih fonksiyonunun varsayılan niteliği nedeniyle tasarruf/yatırım kararlarını etkilemediği ve dolayısıyla

<sup>10</sup> PWT 9.1 veri seti, fiziki sermaye stoku verisini 2011 fiyatlarıyla Amerikan Doları olarak içermektedir. Burada farklı varlık türlerine göre ve ülkelere özgü koşullar dikkate alınarak amortisman oranları belirlenmiştir. Bu çalışmada, OECD verisi ile Denklemler (9) ve (10)’da verilen tanımlardan hareketle elde edilen fiziki sermaye stoku serisi ile PWT 9.1 fiziki sermaye stoku serisinin zaman karşı grafikleri birlikte değerlendirildiğinde, serinin eğiliminde herhangi bir farklılık olmadığı gözlenmiştir. [https://www.rug.nl/ggdc/docs/pwt91\\_capitalservices\\_ipmrevision.pdf](https://www.rug.nl/ggdc/docs/pwt91_capitalservices_ipmrevision.pdf) (Erişim Tarihi: 25.04.2020)

iktisadi büyüme üzerinde hiçbir etkisinin bulunmadığı ileri sürülmektedir (Kneller vd., 1999: 173). Tablo 1’de, seçili vergi yapısı göstergelerinin katsayılarının işaretine ilişkin beklentiler ilgili literatür (örneğin bkz. Cashin, 1994; Mendoza vd., 1997; Kneller vd., 1999; Bleaney vd., 2001; Benos, 2009; Arnold vd., 2011) takip edilerek verilmiştir.

**Tablo 1. Vergi Yapısı Değişkenlerine İlişkin Açıklamalar**

Vergi Yapısı Göstergesi	Simge	Teorik Sınıflandırma	Beklenen Etki	İncelenen Dönemde Payların Geometrik Ortalama (%)
Toplam Vergi Gelirleri	$\ln(TTR)$		Pozitif	
1100: Bireylerin Gelir ve Karları Üzerinden Alınan Vergiler	$\ln(IND)$	Bozucu Vergiler	Negatif	21.40
1200: Kurumların Gelir ve Karları Üzerinden Alınan Vergiler	$\ln(COR)$	Bozucu Vergiler	Negatif	7.17
2000: Sosyal Güvenlik Katkıları	$\ln(SSC)$	Bozucu Vergiler	Negatif	19.45
4000: Mülkiyet Üzerinden Alınan Vergiler	$\ln(PROP)$	Bozucu Vergiler	Negatif/Belirsiz	3.53
4300: Emlak, Veraset ve İntikal Vergisi	$\ln(EIG)$	Bozucu Vergiler	Negatif/Pozitif	0.09
4400: Finansal ve Sermaye İşlemleri Üzerinden Alınan Vergiler	$\ln(FACT)$	Bozucu Vergiler	Negatif	2.79
5200: Mal Kullanımı ve Performans Faaliyetleri Üzerinden Alınan Vergiler	$\ln(GPA)$	Bozucu Vergiler	Negatif	0.89
5000: Mal ve Hizmetler Üzerinden Alınan Vergiler	$\ln(GST)$	Bozucu Olmayan Vergiler	Pozitif	37.50
5110: Mal ve Hizmetler Üzerinden Alınan Genel Vergiler	$\ln(GSGT)$	Bozucu Olmayan Vergiler	Pozitif	23.14
5111: Katma Değer Vergisi	$\ln(VAT)$	Bozucu Olmayan Vergiler	Pozitif	21.70
5120: Belirli Mal ve Hizmetler Üzerinden Alınan Vergiler	$\ln(SGS)$	Bozucu Olmayan Vergiler	Pozitif	14.49
5121: Tüketim (Üzerinden Alınan Vergiler)	$\ln(EXC)$	Bozucu Olmayan Vergiler	Pozitif	5.89
5123: Gümrük ve İthalat Vergileri	$\ln(CID)$	Bozucu Olmayan Vergiler	Pozitif	2.35
5126: Belirli Hizmetler Üzerinden Alınan Vergiler	$\ln(SST)$	Bozucu Olmayan Vergiler	Pozitif	1.96
6000: Diğer Vergiler	$\ln(OTHT)$	Diğer Gelirler	Belirsiz	4.92

Vergi yapısı göstergelerinin toplam vergi gelirleri içindeki payları 1980-2017 dönemi geometrik ortalamalarına göre incelendiğinde, payı en yüksek vergi türü %37.5 ile mal ve hizmetler üzerinden alınan vergilerdir. Bunu %23.1 ile mal ve hizmetler üzerinden alınan genel vergiler, %21.7 ile Katma Değer Vergisi, %21.4 ile bireylerin gelirleri ve karları üzerinden alınan vergiler, %19.5 ile sosyal güvenlik katkıları ve %14.5 ile özel

mal ve hizmetler üzerinden alınan vergiler takip etmektedir. Diğer vergi türlerinin payı ortalama olarak %8’den azdır.

## 5. Ampirik Bulgular

### 5.1. Eştleme

Denklem (4)’teki sınırlar sınaması regresyonu her bir vergi yapısı göstergesi ile ayrı ayrı tahmin edilmiş ve vergi yapısı değişkenleri ile girdi ve çıktı değişkenleri arasındaki eştleme ilişkilerinin varlığı araştırılmıştır. Gerek sınamaya regresyonlarında gerekse ARDL ve ECM modellerinde doğrusal trendden ileri gelebilecek bir model kurma hatasına karşı sağlam sonuçlar elde edebilmek üzere tüm tahminler deterministik trendi de dikkate alarak tekrarlanmıştır. Tahminlerde Türkiye ekonomisinin kriz yıllarında (1994, 2001 ve 2009) 1, diğer dönemlerde 0 değerini alan üç tane döneme-özü ikili değişkenin ( $D97$ ,  $D01$  ve  $D09$ ) etkileri de kontrol edilmiştir. Bilindiği üzere, bir regresyon döneme-özü ikili değişkenler ile tahmin edildiğinde, bunların katsayılarının istatistik bakımdan anlamlılığı yapısal kırılmaya işaret etmez, sadece değişkenlerin etkisi kontrol edildikten sonra bağımlı değişkenin ilgili yılda diğer yıllara göre ortalama olarak farkının dikkate alınması gerektiğini gösterir.

Sınırlar sınamasının etkinliği sınamaya regresyonunun hata teriminin serisel korelasyonlu olmamasını gerektirir. Bu amaçla hata terimleri için birinci ve dördüncü-sıra serisel korelasyonun varlığı ki-kare ( $\chi^2$ ) sınaması ile araştırılmıştır. Toplam vergi gelirleri ile birlikte 15 vergi yapısı göstergesinin işgücü başına çıktı üzerindeki etkileri tek tek incelenmiş ve sonuçlar Tablo 2 ve Tablo 3’te özetlenmiştir.

**Tablo 2.** İşgücü Başına GSYH Denklemleri için Gecikme Uzunluğunun Seçimi

Seriler	Sabit Terim ile				Sabit Terim ve Trend ile			
	<i>p</i>	SBC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$	<i>p</i>	SBC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$
ln( <i>TTR</i> )	1	-4.032	3.847* (0.049)	7.072* (0.132)	1	-4.577	0.022 (0.882)	0.815 (0.936)
ln( <i>IND</i> )	3	-4.134	3.084* (0.079)	14.114*** (0.007)	1	-4.794	0.397 (0.528)	1.979 (0.749)
ln( <i>COR</i> )	1	-4.358	2.186 (0.139)	4.219 (0.377)	1	-4.597	0.151 (0.698)	2.970 (0.563)
ln( <i>SSC</i> )	2	-4.434	8.625*** (0.003)	10.379** (0.035)	1	-4.722	1.715 (0.190)	3.354 (0.501)
ln( <i>PROP</i> )	1	-4.421	1.634 (0.201)	3.819 (0.431)	1	-4.755	0.037 (0.848)	5.922 (0.205)
ln( <i>EIG</i> )	1	-4.225	1.548 (0.213)	4.495 (0.343)	1	-4.565	0.390 (0.532)	1.137 (0.888)
ln( <i>FCT</i> )	3	-4.554	3.775* (0.052)	5.774 (0.217)	1	-4.844	0.107 (0.743)	1.723 (0.787)
ln( <i>GPA</i> )	1	-3.961	2.882 (0.090)	12.700 (0.013)	1	-4.576	0.747 (0.387)	2.772 (0.597)
ln( <i>GST</i> )	1	-4.140	0.923 (0.337)	2.799 (0.592)	1	-4.512	0.389 (0.533)	3.044 (0.551)
ln( <i>GSGT</i> )	4	-4.373	0.858 (0.354)	19.553*** (0.001)	1	-4.766	0.021 (0.884)	2.796 (0.593)
ln( <i>VAT</i> )	1	-4.774	1.002 (0.317)	2.660 (0.616)	4	-5.656	5.204 (0.023)	15.843 (0.003)
ln( <i>SGS</i> )	1	-4.981	0.178 (0.673)	0.281 (0.991)	1	-5.250	1.647 (0.199)	11.960 (0.018)
ln( <i>EXC</i> )	1	-4.545	1.940 (0.164)	4.133 (0.388)	1	-4.526	2.108 (0.147)	3.984 (0.408)
ln( <i>CID</i> )	1	-4.637	0.001 (0.970)	6.142 (0.189)	1	-4.664	0.020 (0.874)	3.740 (0.442)
ln( <i>SST</i> )	1	-4.491	4.493** (0.034)	10.675** (0.031)	1	-4.952	0.015 (0.902)	4.569 (0.335)
ln( <i>OTHT</i> )	1	-4.586	2.780* (0.095)	5.973 (0.201)	1	-4.533	2.161 (0.142)	2.975 (0.562)

Notlar: Maksimum gecikme uzunluğu 4 alınmış olup; *p* uygun gecikme sayısı Schwarz Bayesgil Bilgi Kriterine (SBC) göre belirlenmiştir.  $\chi^2(1)$  ve  $\chi^2(4)$  LM istatistikleri olup; birinci ve dördüncü sıra serisel korelasyon yoktur sıfır hipotezlerini sınar. Parantez içindeki değerler *p*-değerleridir. \*\*\*, \*\* ve \* sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde bu sıfır hipotezlerinin reddedilebildiğini gösterir.



**Tablo 3.** İşgücü Başına GSYH Denklemleri için Eştümleşme İlişkisini Sınamak Üzere *F-* ve *t*-İstatistikleri

Seriler	Deterministik Trend ile				Deterministik Trendsiz		
	<i>p</i>	<i>F</i> -iv	<i>F</i> -v	<i>t</i> -v	<i>p</i>	<i>F</i> -iii	<i>t</i> -iii
ln( <i>TTR</i> )	2	11.439***	10.493***	-5.603***	1	4.742	-3.309
ln( <i>IND</i> )	1	18.595***	18.586***	-7.487***	1	1.952	-2.992
ln( <i>COR</i> )	1	16.791***	15.318***	-7.397***	1	13.451***	-6.019***
ln( <i>SSC</i> )	2	15.216***	14.452***	-6.746***	1	2.919	-2.986
ln( <i>PROP</i> )	1	21.572***	20.741***	-8.576***	1	15.590***	-6.727***
ln( <i>EIG</i> )	1	13.041***	13.195***	-7.025***	1	8.649***	-5.189***
ln( <i>FCT</i> )	3	12.797***	13.820***	-5.557***	3	5.269***	-4.374**
ln( <i>GPA</i> )	1	13.533***	13.733***	-6.664***	1	5.310***	-3.469
ln( <i>GST</i> )	1	15.146***	13.152***	-6.761***	1	9.764***	-4.936***
ln( <i>GSGT</i> )	4	15.137***	13.263***	-5.855***	4	6.115***	-4.763***
ln( <i>VAT</i> )	1	8.110***	10.120***	-5.583***	4	13.595***	-3.980
ln( <i>SGS</i> )	1	21.330***	10.551***	-5.623***	1	17.195***	-4.490**
ln( <i>EXC</i> )	1	12.923***	12.797***	-6.740***	1	15.038***	-6.901***
ln( <i>CID</i> )	1	18.309***	18.052***	-7.731***	1	20.083***	-7.708***
ln( <i>SST</i> )	1	11.086***	11.971***	-6.463***	1	5.219***	-3.915*
ln( <i>OTHT</i> )	1	12.681***	11.245***	-6.558***	1	15.480***	-6.582***

Notlar: *F*-iv kısıtlanmamış sabit terim ve kısıtlanmış trend altında hesaplanan *F*-istatistiğidir (Durum iv). *F*-v ve *t*-v sırasıyla kısıtlanmamış sabit terim ve kısıtlanmamış trend altında hesaplanan *F*- ve *t*-istatistiğidir (Durum v). *F*-iii ve *t*-iii sırasıyla trend yokken kısıtlanmamış sabit terim altında hesaplanan *F*- ve *t*-istatistiğidir (Durum iii 0). \*\*\*, \*\* ve \* sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı gösterir.

Tablo 2 incelendiğinde, deterministik trendin yer aldığı sınırlar sınaması regresyonlarında hata terimleri gerek birinci gerekse yüksek sıradan otokorelasyon sorunu içermemektedirler. Bununla birlikte, deterministik trend modellerden dışlandığında geleneksel önem düzeylerinde hata terimlerinin serisel korelasyonlu olabildikleri gözlenmiştir. Bu nedenle, sınırlar sınaması için Pesaran vd. (2001) ile önerilen beş farklı test istatistiği hesaplanmış ve sonuçlar Tablo 3'te verilmiştir. Kritik değerler Pesaran vd. (2001)'den alınmakla birlikte küçük örnekler için Narayan (2005)'te üretilen kritik değerlerle de kontrolü yapılmıştır. Örnek çapı küçük olmakla birlikte, hesaplanan istatistikler genellikle büyüktürler ve her iki çalışmada üretilen kritik değerleri aşmaktadırlar. Deterministik trend sınaması regresyonunda varken hesaplanan *F*-iv, *F*-v ve *t*-v istatistiklerinin hepsi işgücü başına çıktı ile işgücü başına sermaye ve beşeri sermaye ile vergi yapısı göstergeleri arasında tek tek eştümleşme ilişkisi bulunduğu işaret etmektedir. Çoğu durumda bu sonuçlar sınaması

regresyonlarında deterministik trend yok iken  $F$ -iii ve  $t$ -iii test istatistikleri tarafından da desteklenmiştir.

## 5.2. Uzun ve Kısa Dönemli Etkiler

Bu bölümde önce üretim girdilerinin işgücü verimliliği ( $\ln(YL)$ ) üzerindeki etkileri toplam vergi gelirleri kontrol altında iken ayrıntılı olarak değerlendirilmiştir. Vergi yapısı göstergeleri bakımından değerlendirme bozucu vergiler ve bozucu olmayan vergiler ayırımında yapılmıştır. Uzun ve kısa dönem tahminler, sırasıyla Tablo 4 ve Tablo 5'te sunulmuştur.

Toplam vergi gelirleri kontrol altında iken işgücü verimliliğinin işgücü başına fiziki sermaye stokuna göre nokta esnekliği ( $\hat{\alpha}$ ) istatistik bakımından anlamlı olarak 0.259 olarak tahmin edilmiştir. Bu esneklik katsayısı deterministik trend kontrol edildiğinde yine anlamlı ancak daha küçüktür (0.031). Bunun sebebi,  $\ln(YL)$  serisinin 1980-2017 dönemindeki ortalama büyüme hızının bu etkinin bir kısmını üzerine almasıdır.

$\ln(YL)$ 'nin  $\ln(HL)$ 'ye göre nokta esnekliği ( $\hat{\beta}$ ) deterministik trend dışlandığında  $-0.264$ , içerildiğinde  $0.303$  olup her iki durumda da istatistik bakımından anlamlı tahmin edilmiştir. Deterministik trend işgücü başına GSYH'nın incelenen dönemde büyüme hızının ortalama olarak her dönem aynı kaldığını varsaymak demektir. Diğer bir ifade ile Türkiye ekonomisinin uzun dönem büyüme hızındaki %4.5-5'lik büyüme potansiyeli dikkate alındığında beşeri sermayenin beklenen etkisi pozitif olmaktadır. Bununla birlikte Pritchett (1996), beşeri sermayenin olası negatif etkisini okullaşmanın beklenen beşeri sermayeyi yaratmadığına, eğitilmiş işgücüne olan talebin düşük olduğu durumlarda eğitimin getirisinin düşmesine ve eğitilmiş işgücünün kurumsal olarak ekonomik gelişmeyi ve büyümeyi azaltıcı işlere yönlmesi gibi durumlara bağlamaktadır.

**Tablo 4. Uzun Dönem Parametre Tahminleri**

	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)
ln(KL)	0.259* (0.132)	0.031 (0.116)	0.428*** (0.094)	0.079 (0.118)	0.575*** (0.048)	0.137 (0.116)	0.330*** (0.095)	0.092 (0.103)	0.536*** (0.024)	0.367*** (0.054)	0.651*** (0.024)	0.202* (0.116)
ln(HL)	-0.264** (0.153)	0.303* (0.153)	-0.153 (0.149)	0.229* (0.135)	-0.436** (0.163)	0.193 (0.167)	-0.088 (0.144)	0.219 (0.145)	0.003 (0.075)	0.003 (0.069)	0.026 (0.160)	0.348** (0.140)
ln(TTR)*	0.225*** (0.063)	0.047* (0.027)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ln(IND)*	-	-	0.231*** (0.068)	0.103*** (0.036)	-	-	-	-	-	-	-	-
ln(COR)	-	-	-	-	0.082*** (0.027)	0.025 (0.020)	-	-	-	-	-	-
ln(SSC)	-	-	-	-	-	-	0.161*** (0.038)	0.034* (0.020)	-	-	-	-
ln(PROP)*	-	-	-	-	-	-	-	-	0.082*** (0.009)	0.079*** (0.009)	-	-
ln(EIG)*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.059*** (0.017)	0.029** (0.014)
Sabit Terim	2.532*** (0.418)	7.867*** (0.992)	0.438 (0.797)	6.293*** (1.300)	3.082*** (0.484)	7.557*** (1.190)	3.196*** (0.531)	7.775*** (0.984)	2.629*** (0.249)	4.471*** (0.581)	2.017*** (0.510)	6.585*** (1.204)
CUSUM	0.401	0.569	0.556	0.350	1.264*	0.456	0.441	0.293	0.197	0.203	0.346	0.387

**Notlar:** Parantez içindekiler, standart hatalardır. \*\*\*, \*\* ve \* sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı gösterir. \* D94, D01 ve D09 gözleme özgü ikili değişkenlerin en az biri sınama regresyonunda istatistik bakımdan anlamlıdır. CUSUM, özyineli artıkların birikimli toplamı olup kritik değer %1 önem düzeyinde 1.143'tür (\*).

**Tablo 4.** ARDL Uzun Dönem Parametre Tahminleri (devamı)

	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)	Trendsiz ln(YL)	Trend ile ln(YL)
ln(KL)	0.506*** (0.026)	0.224** (0.098)	0.491*** (0.049)	0.458*** (0.116)	0.212*** (0.048)	0.153*** (0.062)	0.774*** (0.114)	-0.277*** (0.099)	0.112 (0.317)	0.188* (0.103)	0.615*** (0.021)	0.222 (0.163)
ln(HL)	-0.077 (0.077)	0.204* (0.122)	-0.260** (0.109)	-0.150 (0.364)	-0.523*** (0.074)	-0.466*** (0.096)	0.245 (0.228)	0.194*** (0.030)	0.207 (0.400)	0.075 (0.111)	-0.209** (0.078)	0.207 (0.212)
ln(FCT)	0.096*** (0.011)	0.042*** (0.014)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ln(GST)*	-	-	0.062*** (0.012)	0.051 (0.035)	-	-	-	-	-	-	-	-
ln(GPA)*	-	-	-	-	0.192*** (0.018)	0.186*** (0.021)	-	-	-	-	-	-
ln(GSGT)	-	-	-	-	-	-	-0.026 (0.059)	0.140*** (0.023)	-	-	-	-
ln(VAT)	-	-	-	-	-	-	-	-	0.233* (0.138)	0.067** (0.029)	-	-
ln(SGS)*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.036*** (0.006)	0.015 (0.013)
Sabit	2.864*** (0.255)	6.306*** (1.036)	4.262*** (0.526)	4.551*** (1.061)	4.628*** (0.272)	5.276*** (0.607)	1.815*** (0.615)	9.298*** (0.605)	3.494 (0.926)	6.270*** (0.833)	3.158*** (0.267)	6.835*** (1.574)
CUSUM	0.319	0.251	0.361	0.395	0.271	0.388	0.697	0.433	0.845	0.651	0.775	0.690

**Notlar:** Parantez içindekiler, standart hatalardır. \*\*\*, \*\* ve \* sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı gösterir. \* D94, D01 ve D09 gözleme özgü ikili değişkenlerin en az biri sınıma regresyonunda istatistik bakımdan anlamlıdır. CUSUM, özyineli artıkların birikimli toplamı olup kritik değer %1 önem düzeyinde 1.143'tür (\*).

**Tablo 4.** ARDL Uzun Dönem Parametre Tahminleri (devamı)

	Trendsiz ln(YL)	Trend ile	Trendsiz ln(YL)	Trend ile	Trendsiz ln(YL)	Trend ile	Trendsiz	Trend ile
ln(KL)	0.623*** (0.025)	0.223 (0.167)	0.681*** (0.014)	0.305*** (0.061)	0.544*** (0.070)	0.073 (0.092)	0.754*** (0.016)	0.772*** (0.239)
ln(HL)	-0.149 (0.108)	0.217 (0.211)	0.049 (0.134)	0.282*** (0.079)	-0.120 (0.154)	0.324** (0.122)	0.063 (0.111)	0.055 (0.151)
ln(EXC)	0.020*** (0.005)	0.009 (0.008)	-	-	-	-	-	-
ln(CID)	-	-	0.087*** (0.017)	0.045*** (0.010)	-	-	-	-
ln(SST)	-	-	-	-	0.100*** (0.032)	0.025** (0.009)	-	-
ln(OTHT)	-	-	-	-	-	-	-0.032*** (0.006)	-0.033** (0.014)
Sabit Terim	3.286*** (0.348)	6.955*** (1.531)	0.875 (0.550)	5.180*** (0.701)	2.472*** (0.560)	7.995*** (0.824)	2.513*** (0.314)	2.357 (2.066)
CUSUM	0.544	0.205	1.332*	0.438	0.922	0.650	0.979	0.460

**Notlar:** Parantez içindekiler, standart hatalardır. \*\*\*, \*\* ve \* sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı gösterir. \* D94, D01 ve D09 gözleme özgü ikili değişkenlerin en az biri sınama regresyonunda istatistik bakımdan anlamlıdır. CUSUM, özyineli artıkların birikimli toplamı olup kritik değer %1 önem düzeyinde 1.143’tür (\*).

Bu noktada Türkiye'nin beşeri sermaye serisinin zamanla birlikte sürekli artma eğilimi sergilediği ancak işgücü başına sermaye serisinin 2006 sonrası dönemde azalış eğilimine girdiği ifade edilmelidir. 1980-2017 döneminde işgücünün yıllık ortalama büyüme hızı (%1.71) beşeri sermayenin büyüme hızının (%1.7) biraz üstünde gerçekleşmiştir.

İşgücü başına üretim girdileri kontrol edildiğinde, toplam vergi gelirlerinin işgücü başına çıktısı üzerinde uzun dönemde etkisi ( $\hat{\gamma}$ ) için ARDL tahminleri pozitif ve geleneksel önem düzeylerinde istatistik bakımdan anlamlıdır. FM-OLS tahminleri ARDL tahminleri ile hem tutarlı değildir hem de istatistik bakımdan anlamlı değildir. İlgili esneklik katsayısı, Türkiye'nin olağan büyüme trendi dikkate alındığında 0.047 ve dikkate alınmadığında 0.225'tir. Her iki durumda da nokta esneklikler görece düşük olup toplam vergi gelirlerinin işgücü verimliliği üzerinde uzun dönemde az esnek ancak anlamlı bir etkisi olduğuna işaret etmektedir.

Sermaye-emek oranının ( $K/L$ ) işgücü verimliliği ( $Y/L$ ) üzerindeki kısa dönem etkileri vergi yapısı göstergesine bağlı olarak etkinin yönü bakımından değişkenlik göstermemektedir. Buna göre işgücü başına fiziki sermaye stoku büyümesinde ( $\Delta \ln(KL)$ ) 1 puanlık bir artış işgücü başına GSYH büyümesini ( $\Delta \ln(YL)$ ) kısa dönemde genellikle 1 yüzde puandan daha fazla arttırmaktadır (bkz. Tablo 5). Diğer ifade ile bu değişkenin  $Y/L$  üzerindeki uzun dönem etkisi, kısa dönem etkisinden daha küçüktür. Benzer şekilde beşeri sermayenin işgücüne oranının çıktısı verimliliği üzerindeki etkisi, kısa dönemde vergi türüne bağlı olmaksızın hemen hemen her durumda negatif ve istatistik bakımdan anlamlı tahmin edilmiştir. İşgücü başına girdi değişkenlerinin gecikmeli değerleri hata düzeltme modeline girdiğinde bu etkiler sırasıyla yine pozitif ve negatif tahmin edilmiştir.

Son olarak ortalama 2 civarında ve istatistik bakımdan genellikle %1'de anlamlı sabit terim tahminleri işgücü başına çıktısı değişimlerinin önemli bir kısmının uzun dönemde toplam faktör verimliliğine atfedilebileceğine işaret etmektedir.

**Tablo 5.** Kısa Dönem Parametre Tahminleri

	Trendsiz Trend ile		Trendsiz Trend ile		Trendsiz Trend ile		Trendsiz Trend ile	
	$\Delta \ln(YL)$		$\Delta \ln(YL)$		$\Delta \ln(YL)$		$\Delta \ln(YL)$	
$\Delta \ln(KL)_t$	2.113*** (0.235)	1.695*** (0.193)	2.250*** (0.236)	2.140*** (0.183)	2.091*** (0.229)	1.996*** (0.181)	1.628*** (0.194)	1.646*** (0.184)
$\Delta \ln(KL)_{t-1}$	0.565* (0.281)	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(HL)_t$	-1.083*** (0.296)	-0.458* (0.227)	-0.945*** (0.276)	-0.890*** (0.218)	-0.594** (0.268)	0.599*** (0.217)	-0.261 (0.239)	-0.380* (0.219)
$\Delta \ln(TTR)_t$	0.091*** (0.022)	0.040** (0.019)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(TTR)_{t-1}$	-0.100*** (0.023)	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(TTR)_{t-2}$	-0.086*** (0.018)	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(TTR)_{t-3}$	-0.054*** (0.017)	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(IND)_t$	-	-	0.085*** (0.015)	0.065*** (0.013)	-	-	-	-
$\Delta \ln(IND)_{t-1}$	-	-	-0.068*** (0.014)	-0.025* (0.012)	-	-	-	-
$\Delta \ln(IND)_{t-2}$	-	-	-0.085*** (0.015)	-0.051*** (0.012)	-	-	-	-
$\Delta \ln(IND)_{t-3}$	-	-	-0.047*** (0.015)	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(COR)_t$	-	-	-	-	0.028* (0.015)	0.013 (0.012)	-	-
$\Delta \ln(SSC)_t$	-	-	-	-	-	-	0.081*** (0.018)	0.026* (0.014)
$\Delta \ln(SSC)_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	-0.060*** (0.020)	-
$\Delta \ln(SSC)_{t-2}$	-	-	-	-	-	-	-0.044*** (0.014)	-
$\Delta \ln(SSC)_{t-3}$	-	-	-	-	-	-	-0.047*** (0.015)	-
$DD94$	-0.046* (0.024)	-0.010* (0.012)	-	-	-	-	-0.004 (0.016)	-0.019 (0.012)
$DD01$	-0.016 (0.013)	-0.016 (0.011)	-	-	-	-	-0.013 (0.012)	-0.025** (0.012)
$DD09$	-0.016 (0.013)	-0.025** (0.011)	-	-	-	-	-0.029** (0.013)	-0.031** (0.012)
$C$	-0.001 (0.008)	0.016* (0.008)	0.000 (0.009)	0.013* (0.008)	-0.007 (0.010)	0.015 (0.009)	-0.006 (0.009)	0.013 (0.009)
$ECMC_{t-1}$	-0.718*** (0.112)	-0.6606*** (0.077)	-0.480*** (0.055)	-0.611* (0.059)	-0.531*** (0.072)	-0.647*** (0.066)	-0.444*** (0.060)	-0.594*** (0.079)
Adj. $R^2$	0.926	0.915	0.918	0.933	0.848	0.897	0.918	0.911
$F$ -ist.	38.629	56.441	54.315	80.956	51.228	79.713	38.223	54.140
DW	2.020	2.005	1.994	2.248	1.602	1.888	2.441	1.935

**Notlar:** Parantez içindekiler, standart hatalardır.  $\Delta$ , serinin birinci-sıra fark değerini gösterir. \*\*\*, \*\* ve \* sembolleri, sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı gösterir.

**Tablo 5. Kısa Dönem Parametre Tahminleri (devamı)**

	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile $\Delta \ln(YL)$	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile $\Delta \ln(YL)$	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile $\Delta \ln(YL)$	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile $\Delta \ln(YL)$
$\Delta \ln(YL)_{t-1}$	-	0.578*** (0.137)	-	-	0.177** (0.075)	-	-	-
$\Delta \ln(KL)_t$	2.398*** (0.235)	2.295*** (0.213)	1.477*** (0.221)	1.669*** (0.180)	2.182*** (0.194)	1.902*** (0.200)	1.850*** (0.309)	1.780*** (0.308)
$\Delta \ln(KL)_{t-1}$	0.643*** (0.218)	1.075*** (0.362)	-	-	-	-	1.031** (0.432)	1.052** (0.432)
$\Delta \ln(KL)_{t-2}$	-0.137 (0.133)	1.070*** (0.359)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(KL)_{t-3}$	-	0.564*** (0.188)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(HL)_t$	-1.418*** (0.300)	-1.288*** (0.266)	-0.116 (0.265)	-0.324 (0.215)	-1.104*** (0.229)	-0.663*** (0.224)	-0.731* (0.400)	-0.609 (0.398)
$\Delta \ln(HL)_{t-1}$	-	-0.367 (0.276)	-	-	-	-	-0.365 (0.341)	-0.421 (0.343)
$\Delta \ln(HL)_{t-2}$	-	-0.468 (0.275)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(HL)_{t-3}$	-	-0.505** (0.226)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(PROP)_t$	0.029** (0.012)	0.064*** (0.012)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(PROP)_{t-1}$	-0.038*** (0.011)	-0.060*** (0.011)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(PROP)_{t-2}$	-0.031*** (0.009)	-0.029*** (0.008)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(EIG)_t$	-	-	0.028* (0.015)	0.019 (0.012)	-	-	-	-
$\Delta \ln(FCT)_t$	-	-	-	-	0.075*** (0.012)	0.045*** (0.013)	-	-
$\Delta \ln(FCT)_{t-1}$	-	-	-	-	-0.038** (0.014)	-	-	-
$\Delta \ln(FCT)_{t-2}$	-	-	-	-	-0.039*** (0.010)	-	-	-
$\Delta \ln(GPA)_t$	-	-	-	-	-	-	0.006 (0.009)	0.002 (0.009)
$\Delta \ln(GPA)_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	-0.059*** (0.011)	-0.055*** (0.010)
$\Delta \ln(GPA)_{t-2}$	-	-	-	-	-	-	-0.043*** (0.009)	-0.040*** (0.009)
$\Delta \ln(GPA)_{t-3}$	-	-	-	-	-	-	-0.033*** (0.011)	-0.032*** (0.010)
DD94	-0.081*** (0.020)	-0.110*** (0.017)	-0.058*** (0.014)	-0.028** (0.012)	-	-	-0.075*** (0.019)	-0.073*** (0.019)
DD01	-0.051*** (0.016)	-0.041** (0.015)	-0.041*** (0.014)	-0.022* (0.011)	-	-	-0.040** (0.017)	-0.041** (0.017)
DD09	-0.016 (0.010)	0.007 (0.009)	-0.053*** (0.014)	-0.034*** (0.011)	-	-	-0.041*** (0.013)	-0.042*** (0.013)
C	-0.002 (0.008)	0.012 (0.008)	-0.003 (0.010)	0.014* (0.008)	0.000 (0.007)	0.012 (0.008)	-0.001 (0.008)	0.002 (0.008)
ECMC <sub>t-1</sub>	-1.091*** (0.171)	-1.908*** (0.235)	-0.548*** (0.104)	-0.676*** (0.086)	-0.819*** (0.089)	-0.655*** (0.078)	-0.967*** (0.118)	-0.970*** (0.118)
Adj. R <sup>2</sup>	0.945	0.968	0.864	0.915	0.940	0.917	0.940	0.941
F-ist.	54.823	64.020	97.973	57.034	77.105	101.512	44.708	44.945
DW	2.353	2.714	1.648	2.039	2.219	1.987	2.187	2.197



**Tablo 5. Kısa Dönem Parametre Tahminleri (devamı)**

	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile
$\Delta \ln(YL)_{t-1}$	-	-	-	0.471*** (0.105)	0.002* (0.138)	-
$\Delta \ln(YL)_{t-2}$	-	-	-0.077 (0.096)	-0.067 (0.090)	-0.220 (0.144)	-
$\Delta \ln(YL)_{t-3}$	-	-	0.269*** (0.071)	-0.442*** (0.074)	0.698*** (0.133)	-
$\Delta \ln(KL)_t$	2.245*** (0.202)	2.075*** (0.194)	2.167*** (0.297)	1.462*** (0.145)	1.533*** (0.293)	1.892*** (0.165)
$\Delta \ln(KL)_{t-1}$	1.976*** (0.468)	2.049*** (0.449)	-0.459** (0.208)	2.610*** (0.336)	1.326** (0.468)	0.859*** (0.283)
$\Delta \ln(KL)_{t-2}$	0.519*** (0.174)	1.047*** (0.328)	-0.313 (0.188)	2.694*** (0.347)	-0.748** (0.263)	-
$\Delta \ln(KL)_{t-3}$	-	-	-0.701*** (0.174)	2.134*** (0.381)	-1.547*** (0.269)	-
$\Delta \ln(HL)_t$	-1.497*** (0.263)	-1.396*** (0.250)	-1.112*** (0.351)	-0.260* (0.150)	-0.446 (0.331)	-0.789*** (0.195)
$\Delta \ln(HL)_{t-1}$	-0.946** (0.342)	-0.900** (0.334)	-	-1.173*** (0.215)	-1.650*** (0.456)	-0.669** (0.258)
$\Delta \ln(HL)_{t-2}$	-	-0.492* (0.247)	-	-1.280*** (0.210)	0.455 (0.269)	-
$\Delta \ln(HL)_{t-3}$	-	-	-	-1.231*** (0.235)	-	-
$\Delta \ln(GST)_t$	0.102*** (0.016)	0.118*** (0.017)	-	-	-	-
$\Delta \ln(GST)_{t-1}$	-0.170*** (0.025)	-0.171*** (0.024)	-	-	-	-
$\Delta \ln(GST)_{t-2}$	-0.139*** (0.022)	-0.145*** (0.023)	-	-	-	-
$\Delta \ln(GST)_{t-3}$	-0.078*** (0.019)	-0.079*** (0.018)	-	-	-	-
$\Delta \ln(GSGT)_t$	-	-	0.059** (0.023)	0.144*** (0.010)	-	-
$\Delta \ln(GSGT)_{t-1}$	-	-	-	-0.064*** (0.013)	-	-
$\Delta \ln(GSGT)_{t-2}$	-	-	-	-0.044*** (0.013)	-	-
$\Delta \ln(VAT)_t$	-	-	-	-	0.087*** (0.021)	0.105*** (0.015)
$\Delta \ln(VAT)_{t-1}$	-	-	-	-	-0.186*** (0.037)	-
$\Delta \ln(VAT)_{t-2}$	-	-	-	-	-0.100** (0.033)	-
$\Delta \ln(VAT)_{t-3}$	-	-	-	-	-0.180*** (0.037)	-
DD94	-0.050*** (0.013)	-0.054*** (0.013)	-0.016 (0.014)	-0.027*** (0.007)	-	-
C	0.000 (0.007)	0.005 (0.007)	0.000 (0.012)	0.068*** (0.006)	0.000 (0.009)	0.014** (0.007)
ECMC <sub>t-1</sub>	-1.431*** (0.178)	-1.589*** (0.194)	-0.411*** (0.125)	-2.127*** (0.203)	-0.518*** (0.096)	-0.793*** (0.087)
Adj. R <sup>2</sup>	0.959	0.962	0.953	0.992	0.973	0.965
F-ist.	65.443	68.495	58.852	225.885	69.895	144.187
DW	2.009	2.230	2.753	2.988	2.214	2.092

**Tablo 5. Kısa Dönem Parametre Tahminleri (devamı)**

	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile $\Delta \ln(YL)$	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile $\Delta \ln(YL)$	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile $\Delta \ln(YL)$	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile $\Delta \ln(YL)$	Trendsiz $\Delta \ln(YL)$	Trend ile $\Delta \ln(YL)$
$\Delta \ln(KL)_t$	2.040*** (0.209)	1.899*** (0.193)	2.300*** (0.233)	1.972*** (0.203)	1.578*** (0.254)	1.402*** (0.173)	2.153*** (0.284)	2.089*** (0.204)	2.058*** (0.210)	2.074*** (0.211)
$\Delta \ln(KL)_{t-1}$	0.639** (0.243)	-	-	-	-0.076 (0.345)	0.666** (0.239)	-	-	0.332 (0.205)	0.324 (0.205)
$\Delta \ln(KL)_{t-2}$	-	-	-	-	-0.761*** (0.197)	-	-	-	-0.177 (0.134)	-0.182 (0.133)
$\Delta \ln(HL)_t$	-0.998*** (0.265)	-0.656*** (0.234)	-1.323*** (0.299)	-0.764*** (0.247)	-0.395 (0.300)	-0.171 (0.193)	-1.011*** (0.338)	-0.899*** (0.239)	-0.823*** (0.244)	-0.840*** (0.245)
$\Delta \ln(HL)_{t-1}$	-	-	-	-	0.346 (0.331)	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(HL)_{t-2}$	-	-	-	-	0.618** (0.266)	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(SGS)_t$	0.002 (0.010)	0.003 (0.010)	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(SGS)_{t-1}$	-0.017 (0.012)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(SGS)_{t-2}$	-0.028*** (0.010)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(EXC)_t$	-	-	0.00027 (0.005)	0.003 (0.005)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(CID)_t$	-	-	-	-	0.065*** (0.014)	0.039*** (0.014)	-	-	-	-
$\Delta \ln(SST)_t$	-	-	-	-	-	-	0.033*** (0.009)	0.018** (0.008)	-	-
$\Delta \ln(SST)_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	-0.040*** (0.010)	-	-	-
$\Delta \ln(SST)_{t-2}$	-	-	-	-	-	-	-0.025** (0.010)	-	-	-
$\Delta \ln(SST)_{t-3}$	-	-	-	-	-	-	-0.038*** (0.009)	-	-	-
$\Delta \ln(OTHT)_t$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.012 (0.009)	0.011 (0.009)
DD94	-0.078*** (0.022)	-0.021* (0.013)	-0.049*** (0.012)	-0.022* (0.013)	-0.049** (0.021)	-0.060*** (0.019)	-0.037*** (0.012)	-0.008 (0.013)	-0.044** (0.020)	-0.044** (0.020)
DD01	-0.036** (0.015)	-0.021* (0.012)	-0.025** (0.012)	-0.018 (0.012)	-0.026 (0.017)	-0.040** (0.015)	-	-	-0.052*** (0.014)	-0.052*** (0.014)
DD09	-0.030** (0.012)	-0.030** (0.012)	-0.034*** (0.012)	-0.028** (0.012)	-0.022** (0.012)	-0.028** (0.010)	-0.024* (0.014)	-0.016 (0.012)	-0.038*** (0.011)	-0.038*** (0.011)
C	-0.001 (0.009)	0.014 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.014 (0.009)	0.006 (0.010)	0.015* (0.007)	0.000 (0.010)	0.019*** (0.009)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)
ECMC <sub>t-1</sub>	-0.980*** (0.126)	-0.665*** (0.082)	-0.713*** (0.091)	-0.661*** (0.082)	-0.490*** (0.153)	-0.989*** (0.145)	-0.567*** (0.080)	-0.730*** (0.083)	-0.814*** (0.132)	-0.813*** (0.132)
Adj. R <sup>2</sup>	0.930	0.910	0.907	0.911	0.935	0.939	0.908	0.909	0.937	0.937
F-ist.	46.444	53.520	51.315	53.382	45.922	68.074	37.512	60.909	57.932	57.888
DW	1.975	2.110	2.173	2.133	2.169	1.616	1.742	1.987	2.316	2.312

Toplam vergi gelirlerindeki büyümenin ( $\Delta \ln(TTR)$ ) işgücü verimliliği büyümesi ( $\Delta \ln(TTR)$ ) üzerindeki etkileri incelendiğinde,  $\Delta \ln(TTR)$ 'de bir artış ( $\Delta \ln(YL)$ 'yi cari dönemde anlamlı olarak arttırmaktadır, ancak gecikmeli etkiler anlamlı bir şekilde negatiftir. Toplam vergi gelirlerini artırıcı politikaların takip edilmesi halinde Türkiye'de çıktı verimliliği büyümesi cari dönemde artmakla birlikte bu daha sonraki

dönemlerde küçülmeye dönüşmektedir<sup>11</sup>. Özetle toplam vergi gelirlerinde bir artış uzun dönemde işgücü başına çıktığı küçük bir oranda da olsa arttırırken kısa dönemde ekonominin verimliliği üzerinde kademeli bir etkiye sahiptir.<sup>12</sup>

### 5.2.1. Bozucu Vergiler Açısından İnceleme

Bozucu vergiler altında sıralanan vergi türleri, bireylerin ve kurumların gelir ve karları üzerinden alınan vergiler (sırasıyla *lnIND* ve *lnCOR*), sosyal güvenlik katkıları (*lnSSC*), mülkiyet üzerinden alınan vergiler (*lnPROP*), finansal ve sermaye işlemleri üzerinden alınan vergiler (*lnFCT*) ve mal kullanımı ve performans faaliyetleri üzerinden alınan vergilerdir (*lnGPA*). Bu tür vergilerin açıklayıcı değişken olarak yer aldığı uzun dönem işgücü başına GSYH ya da çıktı tahminleri incelendiğinde, işgücü başına fiziki sermaye stokunun katsayısının deterministik trend içersin içermesin katsayısının pozitif, 1’den küçük ve hemen her durumda geleneksel önem düzeylerinde istatistik bakımdan anlamlı tahmin edildiği Tablo 4’ten izlenmektedir. İşgücü başına GSYH’nın işgücü başına fiziki sermaye stokuna göre esnekliği, bozucu vergi göstergeleri sırasıyla kontrol altında iken 0.215 ile 0.575 arasında değişmektedir. İşgücü başına beşeri sermayenin katsayısının özellikle deterministik trendin kontrol edildiği durumlarda ölçeğe göre

<sup>11</sup> Bu durumu, örneğin Çulha (2012)’de belirtildiği gibi, vergi idaresinin vergilerin toplanmasına ilişkin her yıl 1-20 Temmuz tarihlerine tekabül eden vergi ve sigorta bildirimleri ile ödeme sürelerini belirli süreler için uzatan mali tatil uygulaması ile vergi, resim ve harçlara ilişkin beyannamelerin verilme ve ödenme süreleri gibi kanuni düzenlemeler ve kamu gelirleri tahakkukundaki gecikmelere yol açabilecek birtakım idari aksaklıklar da kapsanan kamu gelirleri ödemelerinin bazı dönemlerde azalıp diğer dönemlerde artmasına neden olabilmesi bağlamında açıklamak mümkündür.

<sup>12</sup> Harrod-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında Cobb-Douglas üretim fonksiyonu vergi yapısı göstergeleri modele katılmadan tahmin edildiğinde, uzun dönemde işgücü başına fiziki sermaye stokunun işgücü başına çıktıya katkısı deterministik trend varken daha yüksektir. Deterministik trend model spesifikasyonunda dikkate alındığında işgücü verimliliğinin işgücü başına beşeri sermayeye göre uzun dönem esnekliği daha yüksek tahmin edilmiştir. Kısa dönemde ise büyümeye kaynaklık eden faktör fiziki sermaye stokudur. Vergi yapısı göstergelerinin modele ilave edilmesi bu kısa ve uzun dönem etkileri yön bakımından değil büyüklük bakımından beklendiği üzere farklılaştırmaktadır ve bu farklılaştırma çoğu durumda istatistik bakımdan anlamlı bir biçimde olduğu için vergi yapısı göstergelerinin modele katkı sağladıkları ifade edilmelidir. Bu da vergi yapısı göstergelerinin bu türden bir üretim fonksiyonu tahmin edilirken – çalışmanın amacı ile uyumlu olarak – dikkate alınması yönünde bir işaret olarak değerlendirilebilir.

sabit getiri varsayımı altındaki beklentilere uyumlu olarak tahmin edildiği ancak neredeyse yarısında istatistik bakımdan anlamlı tahmin edilmediği görülmüştür.

Bozucu vergiler açısından örneğin bireylerin gelirleri ve karları üzerinden alınan vergilerde %1'lik bir artış işgücü başına çıktıyı deterministik trend varken ortalama %0.10 oranında istatistik bakımdan anlamlı bir biçimde arttırmaktadır. İlgili esneklik katsayısı deterministik trend dışlandığında %0.23'tür. Buna göre Türkiye'de bu vergi yapısı değişkeninin işgücü başına çıktı üzerindeki uzun dönem beklenen etkisi pozitifdir. Benzer şekilde kurumların gelirleri ve karları üzerinden alınan vergilerde %1'lik bir artışın işgücü başına çıktıyı deterministik trend modelden dışlandığında ortalama %0.08 oranında istatistik bakımdan anlamlı (%1 önem düzeyinde) bir biçimde arttırdığı tahmin edilmiştir. İncelenen dönemde Türkiye'de işgücü başına çıktının sosyal güvenlik katkılarına, mülkiyet üzerinden alınan vergilere, emlak, veraset ve intikal vergilerine, finansal ve sermaye işlemleri üzerinden alınan vergilere ve mal kullanımı ve performans faaliyetleri üzerinden alınan vergilere göre esnekliği pozitif ve istatistik bakımdan anlamlıdır ve bu sonuç, deterministik trendde tahminlerde yer verilip verilmemesine göre değişmemektedir.

Bozucu vergiler çerçevesinde kısa dönemli etkiler incelendiğinde, bireylerin ve kurumların gelirleri ve karları üzerinden alınan vergiler ve sosyal güvenlik katkılarının büyüme oranında (sırasıyla  $\Delta \ln(IND)$ ,  $\Delta \ln(COR)$  ve  $\Delta \ln(SSC)$ ) bir artış işgücü başına çıktı büyüme oranını cari dönemde arttırmaktadır, ancak gecikmeli etkileri negatiftir (benzer tahminler  $\Delta \ln(PROP)$ ,  $\Delta \ln(FCT)$  ve  $\Delta \ln(GPA)$  için de geçerlidir). Diğer bir ifade ile bu altı vergi türünde bir artış olduğunda (pozitif büyüme oranına sahip olduklarında) bu, çıktı verimliliği büyümesi üzerinde önce pozitif ardından negatif bir etkiye sahip olmaktadır. Bu negatif etkiler, özellikle bireylerin gelirleri ve karları ve mülkiyet üzerinden alınan vergiler (buraya emlak, veraset ve intikal vergisi ile finansal ve sermaye işlemleri üzerinden alınan vergiler dahildir) ile sosyal güvenlik katkılarında kendisini göstermektedir. Nitekim bireylerin gelir ve karları üzerinden alınan vergiler, genel olarak, tarife yapısı itibarıyla artan oranlı bir yapıya sahiptir. Bu vergi için marjinal vergi oranları ortalama vergi oranlarından daha büyük olup iktisadi büyüme

açısından saptırıcı bir etki yaratmaktadır ve marjinal vergi oranındaki düşüşler, örneğin daha fazla gelir eşitsizliğine yol açabilir. Bu vergiler, örneğin tasarruf davranışlarını, tipik olarak tasarrufların yapıldığı gelirin kaynağı ile tasarrufların getirisinin (faiz ya da temettüleri) vergilendirilmesi aracılığıyla etkilemektedir; bu etki, örneğin yurt dışında fon toplayabilen halka açık şirketlerin büyümesine zarar vermese bile, küçük ve orta ölçekli işletmelerin büyüme finansmanı azaltabilir (Arnold vd., 2011: F71). Buna karşın, örneğin reel faiz oranı ile her nevi kar payı ve faiz gibi menkul sermaye iratlarına uygulanan vergi oranlarının düzeyi, iktisadi karar birimlerinin tasarruf yapma güdüsünü belirleyebilmektedir; ancak hangisinde gelir (tasarrufu artırıcı) ya da ikame etkisinin (tasarrufu azaltıcı) daha ağır bastığını kestirebilmek güç olabilir ve burada, birçok iktisadi, sosyal ve psikolojik etmenin de rolü bulunabilir. Ayrıca, vergileme potansiyeli önemli ölçüde yüksek olan üst-gelir gruplarının gelir ve servetinin yeterince vergilendirilmemesi, vergi gelirlerinin yetersizliğine neden olabilir ve üst-gelir grubunun marjinal tasarruf eğilimi, alt-gelir grubuna kıyasla, daha yüksek olduğu için mali nitelikteki teşvikler artan oranlı vergi tarifesi yapısını zayıflatabilir ve bu ikisi, gelir dağılımı adaletsizliğinin daha da derinleşmesine katkıda bulunabilir.

Kuramsal olarak veraset vergilerinin, mirasların büyük bir kısmı belirsiz ölüm tarihine karşı bir koruma olarak planlanmadığı için periyodik olarak alınan servet vergilerine göre daha az bozucu etkisi bulunmaktadır (Auerbach, 2006: 417). Bununla birlikte, mülkiyet üzerinden alınan bazı vergiler, arsa ve/veya arazi üzerindeki götürü vergileri temsil ettikleri ölçüde, bozucu olmayan vergiler olarak kabul edilebilir (Kneller vd., 1999: 177) olduğundan, bu vergilere gerek kuramsal gerekse ampirik çalışmalarda ihtiyatla yaklaşılması gerektiği ileri sürülebilir. Bununla birlikte, gerek emek geliri gerekse kurumsal gelirler üzerinden alınan vergilerde bir artış, işgücü maliyetini arttırarak emeğin sermaye ile ikame edilmesine neden olabilmekte ve bu da fiziki sermaye birikimini azaltarak çıktıyı olumsuz yönde etkileyebilmektedir (Brons vd., 1999 ve Daveri vd., 2000). İşgücü vergilerindeki değişikliklerinin istihdam üzerine yansıyan etkilerinin, vergilerin işgücü maliyeti üzerindeki doğrudan ve/veya dolaylı olarak geçişini etkileyen örneğin ücret-ayarlar mekanizmaları ve asgari ücretler gibi

işgücü piyasası kurumlarına da bağlı olması muhtemel olarak gözükmektedir (Johansson vd., 2008: 8). Ancak, vergi politikaları kısa dönem için işgücü arzını, örneğin sosyal güvenlik katkıları da dahil olmak üzere gelir üzerinden alınan vergilerde indirimlerin yapılması yoluyla etkileyebilir ve böylece, bazı çalışanlar işgücü piyasasına girebilir ya da mevcut koşullar altında çalışanların daha fazla çalışmasına katkıda bulunulabilir.

Yüksek sosyal güvenlik katkıları uygulaması da benzer bir etkiyi beraberinde getirebilmektedir. Mülkiyet işlemlerine ilişkin vergiler, yatırım faaliyetini örneğin konuttan daha yüksek getirili faaliyetlere kaydırmanın yararlı bir yolu olmakla birlikte konut işlemlerini caydırmak ve konutun verimli bir şekilde kullanılmasına kısıtlama getirebilmesi bakımından bir dezavantaj yaratabilmektedirler. Bunun yanında mülkiyet üzerinden alınan vergiler, yer değiştirme maliyetini arttırarak işgücü akışkanlığını düşürebilirler. Finansal işlemler üzerinden alınan vergiler, sermayenin yeniden tahsisini ve/veya tasarruf teşvikini bozabilir (Kneller vd., 1999: 177; Arnold vd., 2011: F70). Ayrıca, burada konut yatırımlarına ilişkin olarak, (görece düşük standart ya da indirilmiş oranlarda) KDV'ye tabi olduğu ya da KDV'den istisna edildiği için iadesi mümkün olmayan KDV girdisi oluşturduğu not edilmelidir (Simon ve Harding, 2020: 34). Tahmin sonuçları, genel anlamda bu beklentileri önemli ölçüde destekler niteliktedir.

Kısa dönemde önce pozitif çıktı verimliliği büyümesi daha sonra küçülmesi, sosyal güvenlik katkıları, mülkiyet üzerinden alınan vergiler, finansal ve sermaye işlemleri üzerinden alınan vergiler ile mal kullanımı ve performans faaliyetleri üzerinden alınan vergilerin büyüme oranlarında artışlar olduğunda da gözlenmiştir.

İstatistik bakımdan güçlü bir diğer sonuç, hata düzeltme terimlerinin ( $ECM_{t-1}$ ) hemen tüm tahminlerde istatistik bakımdan %1 önem düzeyinde anlamlı tahmin edilmiş olmalarıdır. Diğer bir ifade ile bir dengesizlik meydana geldiğinde iktisadi birimler bu değişkenler çerçevesinde dengeye göreli olarak yüksek bir uyarılama hızıyla gelebilmektedirler.

### 5.2.2. Bozucu Olmayan Vergiler Açısından İnceleme

Bozucu olmayan vergiler ( $\ln(GST)$ ,  $\ln(GSGT)$ ,  $\ln(VAT)$ ,  $\ln(SGS)$ ,  $\ln(EXC)$ ,  $\ln(CID)$  ve  $\ln(SST)$ ) ile ilgili tahminler incelendiğinde  $\ln(KL)$  ve  $\ln(HL)$  değişkenlerinin katsayıları için bozucu vergiler altında yapılan değerlendirmeler benzerlik gösterdiği için burada sadece ilgili vergilerin uzun ve kısa dönemde işgücü başına çıktı üzerindeki etkilerine odaklanılmıştır.

Mal ve hizmetler üzerinden alınan vergiler ( $\ln(GST)$ ) ile bu verginin alt-başlığı olarak mal ve hizmetler üzerinden alınan genel vergiler ( $\ln(GSGT)$ ), toplam gelir vergisi içinde payı en yüksek olan iki vergi türüdür. Deterministik trend kontrol edildiğinde işgücü başına çıktının bu vergi türlerine göre istatistik bakımdan %1 önem düzeyinde anlamlı uzun dönem nokta esneklikleri sırasıyla yaklaşık 0.19 ve 0.14’tür. ARDL tahminleri ile FM-OLS tahminleri birbirleri ile tutarlı değildir. Kısa dönem etkiler incelendiğinde, bu etkilerin toplam vergi gelirleri ve bozucu vergi gelirlerinin etkileri ile benzerlikler gösterdiği söylenebilir. Diğer bir ifade ile  $\ln(GST)$  ve  $\ln(GSGT)$  büyüme oranlarında bir artış işgücü başına çıktı büyüme oranını önce arttırmakta; sonra azaltmaktadır. Buna göre, bozucu olmayan bu iki vergi türünün bozucu vergi türleri ve toplam vergi gelirleri ile kısa dönemde benzer şekilde hareket ettikleri söylenebilir.

Katma değer vergisindeki (KDV) bir artışın işgücü başına çıktı üzerinde uzun dönemde etkisi pozitif ve istatistik bakımdan anlamlı tahmin edilmiştir<sup>13</sup>. ARDL ve FM-OLS tahminleri sabit terim ve/veya deterministik trendin varlığında birbirlerini desteklemektedir. Benzer şekilde, kısa dönem etkileri için KDV büyüme oranında ( $\Delta \ln(VAT)$ ) bir artış, işgücü başına çıktı büyümesini ( $\Delta \ln(YL)$ ) önce arttırmakta ve sonra azaltmaktadır. Bununla birlikte, tüketim üzerinden alınan vergilerin ( $\ln(EXC)$ ) işgücü başına çıktı büyümesi üzerindeki uzun dönem etkileri için ARDL ve FM-OLS

<sup>13</sup> Örneğin, Türkiye’yi 1985-2018 dönemi için analiz eden Yaraşır Tülümce ve Yavuz (2019), KDV’nin GSYH ve vergi gelirleri üzerinde uzun dönemde pozitif yönlü olarak ilişkisi bulunduğunu ve bu ilişkinin de tüketim vergilerinin (KDV için) bozucu olmayan vergiler olduğu savını desteklediğini ortaya koymaktadır.

tahminleri, deterministik trendin varlığında ve katsayıların pozitif, ancak istatistik bakımdan anlamsız olması bağlamında, birbirini desteklemektedir. Tahmin sonuçlarına göre, tüketim ile belirli mal ve hizmetler üzerinden alınan vergilerde ( $\ln(SGS)$ ) bir artışın işgücü başına çıktı üzerindeki uzun dönem etkisi hem çok küçük hem de istatistik bakımdan anlamlı değildir. Kısa dönem etkiler, diğer bozucu olmayan vergi türleri ile sadece  $\ln(SGS)$  bakımından aynıdır.  $\ln(EXC)$ 'nin ise kısa dönemde çıktı verimliliği üzerinde anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir. Kuramsal bir çerçevede tüketim üzerinden alınan vergilerinin, vergi tabanının genişletilmesi ve uygulama etkinliğinin (bu konuda bkz. Simon ve Harding, 2020) artırılmasıyla ilinti olarak iktisadi büyüme üzerinde beklenen etkisi pozitif olsa da az bir miktar kadar da iktisadi büyümeyi negatif yönde etkilemesi beklenebilir. Kısa dönem tahminler bu beklentiyi destekler niteliktedir.

Gümrük ve ithalat vergilerinde ( $\ln(CID)$ ) %1'lik bir artış, işgücü başına çıktı büyümesini uzun dönemde deterministik trend kontrol edildiğinde ortalama %0.045 arttırmaktadır. Bu vergi türü için FM-OLS tahminleri ( $\hat{\gamma}$ ) tahminleri deterministik trend ve/veya gözleme özgü ikili değişkenler kontrol edildiğinde görece olarak biraz daha büyük (0.092 ve 0.066) ve yine istatistik bakımdan %1 önem düzeyinde anlamlı tahmin edilmiştir. Kısa dönemde, gümrük ve ithalat vergi büyümesinde 1 puanlık bir artışın işgücü başına çıktı büyümesini deterministik trend kontrol edilmediğinde 0.065 yüzde puan, deterministik trend kontrol edildiğinde 0.039 puan arttırdığı ve bu artışın istatistik bakımdan %1 önem düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Ancak, bu vergi türünün işgücü başına çıktı büyümesi üzerinde gecikmeli bir kısa dönem etkisi tespit edilememiştir.

Belirli mal ve hizmetler üzerinden alınan vergilerin ( $\ln(SST)$ ) çıktı verimliliği ( $\ln(YL)$ ) üzerindeki uzun dönem etkisi için ARDL tahminleri deterministik trend kontrol edilmediğinde 0.10 ve %10, deterministik trend kontrol edildiğinde ise 0.025 ve %5 önem düzeyinde anlamlıdır. FM-OLS bu vergi değişkeninin katsayısını deterministik trend dışlandığında negatif ve %1'de anlamlı, deterministik trend ikili değişkenlerle



birlikte içerildiğinde pozitif ve anlamlı bir biçimde tahmin etmiştir (0.015). Bu sonuçlara göre çıktı verimliliğinin belirli mal ve hizmetler üzerinden alınan vergilere göre istatistik bakımdan anlamlı ama esnek olmayan bir tepkisi uzun dönemde söz konusudur. Kısa dönem etkiler tipik bir biçimde gerek bozucu gerekse bozucu olmayan vergilerin önemli bir kısmının tepkileri ile aynıdır. Diğer bir ifadeyle, bu verginin büyümesinde bir artış olduğunda (daha da arttırıldığında) çıktı verimlilik büyümesi önce istatistik bakımdan anlamlı bir biçimde artmakta, daha sonra anlamlı bir biçimde azalmaktadır.

Gelir, kar ve sermaye kazançları, sosyal güvenlik katkıları, bordro ve işgücü, mülkiyet ve mallar ve hizmetler üzerinden alınan vergiler dışındaki vergilerden oluşan 6000 kodlu diğer (artık) vergilerdeki bir artışın çıktı verimliliği üzerindeki uzun dönem etkisi ARDL ve FM-OLS tahminlerine göre istatistik bakımdan anlamlı bir biçimde negatiftir. Diğer bir ifade ile bu vergi türünde bir artış işgücü başına çıktıyı uzun dönemde azaltıcı bir etkiye sahiptir ve bu azaltıcı marjinal etki büyüklük olarak diğer vergi türlerinden daha az değildir (-0.033). Bununla birlikte bu vergi türünde bir artışın işgücü verimliliği üzerinde kısa dönemde anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir.

Son olarak ARDL tahminlerinin zaman aşımında istikrarlı olup olmadıkları modellerin artıklarına yapısal kırılma sınamaları uygulanarak incelenmiştir. İstikrar sınaması özyineli (recursive) artıkların birikimli toplamına (CUSUM) dayanmakta ve yapısal kırılma yoktur sıfır hipotezini sınamaktadır. Hemen hemen her durumda ARDL tahminlerinin istikrarlı olduğu görülmüştür (bkz. Tablo 6).

### 5.3. Nedensellik

Alt kesim 5.2'de özetlenen eştümleşme sınaması sonuçlarından ve alt kesim 5.3'te özetlenen hata düzeltme modellerinde uyarılma katsayısının bir gecikmeli değerinin (0, -1) aralığında istatistik bakımdan anlamlı tahmin edilmeleri vergi yapısı göstergeleri, girdi değişkenleri ve çıktı değişkeni arasında uzun dönemli bir nedensellik ilişkisi

bulduğunu güçlü bir şekilde göstermektedir. Atukeren (2009)'da da ifade edildiği gibi, uzun dönemli nedensellik şokların etkilerinin kalıcı olduğu değişkenlerin bu şoklar karşısında bile birbirinden sadece sonlu olarak ayrılacağını ve aralarındaki farkın bütünleşme derecesinin uzun dönemde her bir değişkenin bütünleşme derecesinden daha az olacağı anlamına gelmektedir. Bu çalışmada bu yönde güçlü kanıtlar elde edilmiştir.

Tablo 8'de sadece her bir vergi yapısı göstergesinden işgücü başına GSYH'ya doğru kısa dönemli nedensellik ilişkisi için sınama sonuçları verilmiştir. Bu sonuçlara göre, 1980-2017 dönemi için sadece mal ve hizmetler üzerine alınan vergiler ile 1985-2017 dönemi için sadece mal ve hizmetler üzerine alınan genel vergilerden işgücü başına GSYH'ya kısa dönemli bir Granger nedensellik bulunduğuna dair %5 önem düzeyinde görece olarak güçlü kanıtlar elde edilmiştir. Bu sonuçlara göre, işgücü başına çıktının bu iki vergi yapısı göstergesi tarafından kısa dönemde daha iyi tahmin edilebileceği ifade edilebilir. Genel olarak ifade etmek gerekirse geriye kalan vergi yapısı göstergeleri ile toplam vergi gelirlerinin kısa dönemde işgücü başına GSYH'yı iyi tahmin edemediği söylenebilir.

Bu bulgular – her ne kadar incelenen dönem, girdi ve çıktı değişkenleri sınıflandırması farklı ve ekonometrik yöntem kısmi olarak benzer olsa da – örneğin uzun dönem için dolaylı ve/veya dolaysız vergilerin büyümeyi pozitif etkilediği anlamında Göçer vd. (2010)'in bulguları ile (benzer yöndeki bulgular için bkz. Korkmaz vd., 2019); kısa dönem için ise dolaylı ya da dolaysız vergi gelirleri ile büyüme arasında bir nedensellik ilişkinin bulunmadığı anlamında Helhel ve Demir (2012), ve Songur ve Yüksel (2018)'in bulguları ile örtüşmektedir (aksi yöndeki bulgular için bkz. Ünlükaplan ve Arısoy, 2011).<sup>14</sup>

<sup>14</sup> Genel olarak, bir vergi sistemini oluşturan vergiler konularına göre (i) gelir üzerinden alınan vergiler, (ii) servet ya da mülkiyet üzerinden alınan vergiler ve (iii) harcamalar üzerinden vergiler olarak üçe ayrılır. Bunlardan ilk ikisi dolaysız, sonuncusu dolaylı vergi niteliğindedir. Bu çerçevede ln(IND), ln(COR), ln(SSC), ln(PROP), ln(EIG) ve ln(FCT) dolaysız; ln(GST),ln(GSGT), ln(VAT), ln(SGS), ln(EXC), ln(CID), ln(SST) ve ln(GPA) ise dolaylı vergi niteliğindedir. Bozucu ve bozucu olmayan vergiler sınıflandırması daha ziyade teorik bir sınıflandırmadır. Bu açıklamalar çerçevesinde, dolaysız

**Tablo 6.** Granger Nedensellik Sınaması Sonuçları (Kısa Dönem)

	Trendsiz	Trend ile	Karar
	<i>F</i> -ist.	<i>F</i> -ist.	
$H_0$ : $\ln(TTR)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	2.294 (0.140)	2.357 (0.135)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(IND)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.611 (0.440)	0.095 (0.760)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(COR)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.081 (0.777)	0.289 (0.595)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(SSC)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	1.708 (0.201)	1.006 (0.323)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(PROP)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.444 (0.510)	0.543 (0.466)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(EIG)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.754 (0.392)	0.154 (0.696)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(FCT)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	2.084 (0.133)	0.448 (0.508)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(GPA)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.0274 (0.869)	0.0512 (0.821)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(GST)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	4.464** (0.013)	0.855 (0.362)	%5'te görel olarak güçlü bir kanıt
$H_0$ : $\ln(GSGT)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.643 (0.4298)	3.736** (0.037)	%5'te görel olarak güçlü bir kanıt
$H_0$ : $\ln(VAT)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.142 (0.709)	1.154 (0.292)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(SGS)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.799 (0.378)	0.778 (0.3845)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(EXC)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.097 (0.757)	0.000 (0.988)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(CID)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.479 (0.494)	0.201 (0.657)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(SST)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	1.654 (0.208)	1.412 (0.244)	Kanıt yok
$H_0$ : $\ln(OTHT)$ , $\ln(YL)$ 'nin Granger nedeni değildir.	0.651 (0.426)	2.048 (0.136)	Kanıt yok

**Notlar:** Granger nedensellik analizinin özüne uygun olarak Tablo 5'te verilen hata düzeltme modellerinden değil, gecikme sayıları simetrik alınarak tahmin edilen vektör hata düzeltme modeli (VECM) tahminlerinden hareketle nedensellik sınaması yapılmıştır. Uygun gecikme sayısı, sınırlar sınaması ile belirlenen gecikme sayısı olarak alınmıştır. VECM'ler de değişkenler arasında uzun dönem nedensellik olduğu sonucunu çoğu durumda desteklemiştir. Parantez içindeki değerler, *p*-değerleridir. \*\*\*, \*\* ve \* sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedilebildiğini gösterir.

## 6. Sonuç

Vergilendirme ile genel ekonomik faaliyetler ve iktisadi büyüme ilişkisi sıklıkla incelenen bir konu olmakla birlikte elde edilen sonuçlar, ülkeye, zaman dönemine, vergi yapısına, bir modele dayalı olup olmamasına ve kullanılan tahmin yöntemine göre

vergi niteliğinde olan vergileri bozucu vergiler, dolaylı vergi niteliğinde olanlarını ise bozucu olmayan vergiler olarak dikkate almak mümkündür.

farklılık göstermektedir. Bu çalışmada, Harrod-nötr teknolojik gelişme varsayımı altında Cobb-Douglas tipi bir üretim fonksiyonundan hareketle vergi yapısı göstergelerinin işgücü verimliliği, diğer bir ifadeyle çıktı üzerindeki etkileri zaman serisi yöntemleri ile incelenmektedir. Çalışma, (i) Harrod-nötr teknolojik gelişme altında tanımlanan model çerçevesinde, vergi yapısı ile genel ekonomik faaliyetlerin düzeyi ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkileri doğrudan etkileyen üretim faktörlerini dikkate alması ve (ii) görece daha detaylı olarak OECD tarafından sağlanan veri seti ve açıklamalar doğrultusunda incelenmesi nedenleriyle diğer çalışmalardan farklılaşmaktadır.

1980-2017 döneminde vergi yapısı göstergeleri ile işgücü başına çıktı arasında Peseran vd. (2001) sınırlar sınaması ile tespit edilen kuvvetli eştümleşme ilişkileri çerçevesinde elde edilen sonuçlar dikkate değerdir. Türkiye ekonomisinde incelenen dönemde işgücü başına çıktıdaki değişimleri olağan büyüme patikası dikkate alınmadığında görece olarak daha yüksek oranda açıklayan değişken işgücü başına fiziki sermaye stokudur. Bununla birlikte işgücü başına çıktının olağan büyüme patikası dikkate alındığında, işgücü başına çıktının işgücü başına fiziki sermaye ile beşeri sermayeye göre uzun dönem esneklikleri büyüklük bakımından vergi yapısı göstergelerine göre bu görevi birbirlerine devredebilmektedirler.

Ekonometrik açıdan istikrarlı tahminler, uzun dönemde bozucu vergiler ile bozucu olmayan vergilerin işgücü verimliliği üzerindeki etkisinin görece çok düşük olmakla birlikte pozitif olduğunu göstermektedir. Vergi yapısı göstergeleri ile işgücü başına çıktı arasındaki ilişkiler kısa dönemde birbirlerine göre dikkate değer bir şekilde farklılık göstermemektedir. Bozucu olsun olmasın vergilerdeki artışlar genel ekonomik faaliyetlerin düzeyi üzerinde önce arttırıcı bir etki yaratmakla birlikte bu etki hemen bir dönem sonra kalıcı bir şekilde azaltıcı bir etkiye dönüşmektedir. Vergi yapısı göstergelerinin işgücü başına çıktı üzerindeki marjinal etkileri büyüklükleri bakımından sıralandığında, payı toplam vergi gelirleri içerisinde görece yüksek olan vergi yapısı değişkenlerinden  $\ln(\text{VAT})$ ,  $\ln(\text{IND})$  ve  $\ln(\text{SSC})$  vergilerinin öne çıktığı

görülmektedir. Buna göre, incelenen dönemde özellikle KDV’nin, iktisadi büyümeyi arttırıcı olması anlamında en iyi vergi gibi görüldüğü ve bu sıralamayı, bireylerin gelir ve karları üzerinden alınan vergiler ile sosyal güvenlik katkılarının izlediği söylenebilir. Çalışmada, çıktı değişkenleri ile girdi değişkenleri ve vergi yapısı göstergeleri arasında uzun dönemli bir nedensellik ilişkisi kuvvetli bir şekilde tespit edilmiştir. Buna karşılık kısa dönemde, vergi yapısı göstergeleri girdi göstergeleri yanında işgücü başına çıktıyı daha iyi açıklamakta mıdır sorusuna kanıt sunan iki vergi yapısı göstergesi tespit edilebilmiştir: mal ve hizmetler üzerinden alınan vergiler (GST) ve mal ve hizmet üzerinden genel vergilerdir (GSGT). Granger nedensellik özünde bir öncelik ilişkisini tespit etmeye yöneliktir. Bu da uzun dönemde değişkenler arasında ortak bir trendi paylaşma bilgisi veri iken kısa dönemde kapsamlı bir vergi yapısı taramasına göre vergi gelirlerinin işgücü başına çıktıdan önce harekete geçtiğine dair çok kuvvetli kanıtlar incelenen dönemde tanımlanan model çerçevesinde elde edilememiştir.

Bu kapsamda; vergi tabanının kademeli olarak, hangi sosyal grupları daha çok etkilediği ayrıştırılmayan tüketim üzerinden alınan vergilere ve özellikle – mali gücün kavranması bakımından oldukça hayati bir öneme sahip olan servet unsurları ile bu unsurların el değiştirmesi bağlamında ortaya çıkan – servet ya da mülkiyet üzerinden alınan vergilere doğru kaydırılarak uzun dönem için iktisadi büyümenin performansı arttırılabilir. Burada, örneğin tüketim üzerinden alınan vergiler için çok önemli olmayan ya da lüks malların kapsama alınması ile vergi politikası tasarımının geliştirilmesi bağlı olarak gelir ve mülkiyet üzerinden alınan vergiler için üst-gelir gruplarının gelir ve servetinin makul ölçülerde vergilendirilmesi sonucunda vergi gelirlerinin arttırılması önemli olabilir.

Bu ampirik sonuçlara bağlı olarak sınıflandırma bazında farklılaşan vergi gelirleri arasındaki dengenin değiştirilmesinin vergi yapısı göstergelerinin iktisadi büyümeyi etkilemede tek yol olmadığı söylenebilir. Bununla birlikte, kişisel gelir vergisine ilişkin oransal bazda ve miktar olarak gelir arttırıcı politika tedbirlerinin tasarımının da kilit bir rolünün olduğu dikkate alınmalıdır. Böyle bir durum, temel tüketim vergisi olarak

KDV için de geçerlidir ve burada, çarpıklıkların en aza indirilmesi ve idari yönetim ile uyumluluğunun kolaylaştırılması amacıyla mümkün olduğu kadar az muafiyet, istisna ve maliyetle toplanması da oldukça önemlidir.

### Kaynakça

- Acikgoz, S., & Merter M. (2014). Sources of Growth Revisited: The Importance of the Nature of Technological Progress. *Journal of Applied Economics*, 7(1), 31–62.
- Acosta-Ormaechea, S., & Yoo, J. (2012). *Tax Composition and Growth: A Broad Cross-Country Perspective*. IMF Working Paper WP/12/257. Washington, D.C.
- Akıncı, A. (2019). Vergi Gelirlerinin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(1), 100–106.
- Arnold, J. (2008). *Do Tax Structures Affect Aggregate Economic Growth? Empirical Evidence From A Panel of OECD Countries*. OECD Economics Department Working Papers, No. 643, Paris.
- Arnold, J. M., Brys, B., Heady, C., Johansson, Å., Schwellnus, C., & Vartia, L. (2011). Tax Policy for Economic Recovery and Growth. *The Economic Journal*, 121(550), F59–F80.
- Atukeren, E. (2009). Granger-Nedensellik Sınamalarına Yeni Yaklaşımlar. 10. *Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildiriler Kitabı*, 27-30 Mayıs. Erzurum: Atatürk Üniversitesi.
- Auerbach, A. J. (2006). The Future of Capital Income Taxation. *Fiscal Studies*, 27(4), 399–420.
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184–198.
- Benos, N. (2009). *Fiscal Policy and Economic Growth: Empirical Evidence from EU Countries*. MPRA Paper No. 19174. Munich.
- Bleaney, M., Gemmell, N., & Kneller, R. (2001). Testing the Endogenous Growth Model: Public Expenditure, Taxation, and Growth Over The Long Run. *Canadian Journal of Economics*, 34(1), 36–57.
- Bosworth, B., & Collins, S. M. (2003). The Empirics of Growth: An Update. *Brookings Papers on Economic Activity*, 34(2), 113–206.
- Brons, M., De Groot, H. L.F., & Nijkamp, P. (1999). *Growth Effects of Fiscal Policies: A Comparative Analysis in a Multi-Country Context*. Tinbergen Institute Discussion Papers, No. 99-042/3, Amsterdam: Tinbergen Institute.

- Cashin, P. (1994). *Government Spending, Taxes, and Economic Growth*. IMF Working Paper, No. 94/92. Washington, D.C.
- Cass, D. (1965). Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. *The Review of Economic Studies*, 32(3), 233–240.
- Cohen, D., & Leker, L. (2014). Health and Education: Another Look with the Proper Data. *mimeo Paris School of Economics*. Paris.
- Çulha, A. A. (2012). Türkiye’de Vergi Gelirlerinin İktisadi Döngülere Duyarlılığı. *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Ekonomi Notları*, Sayı: 2012-34.
- Daveri, F., Tabellini, G., Bentolila, S., & Huizinga, H. (2000). Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries. *Economic Policy*, 15(30), 47–104.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–31.
- Di Sanzo, S., Bella, M., & Graziano, G. (2017). Tax Structure and Economic Growth: A Panel Cointegrated VAR Analysis. *Italian Economic Journal*, 3(2), 239–253.
- Durkaya, M., & Ceylan, S. (2006). Vergi Gelirleri ve Ekonomik Büyüme. *Maliye Dergisi*, 150, 79–89.
- Easterly, W., & Rebelo, S. (1993). Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 417–458.
- Elliot, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), 813–36.
- Engen, E., & Skinner, J. (1996). Taxation and Economic Growth. *National Tax Journal*, 49(4), 617–642.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–76.
- Garrison, C. B., & Lee, F. Y. (1992). Taxation, Aggregate Activity and Economic Growth: Further Cross-country Evidence on Some Supply-Side Hypotheses. *Economic Inquiry*, 30(1), 172–76.
- Gbato, A. (2017). Impact of Taxation on Growth in Sub Saharan Africa: New Evidence Based on a New Data Set. *International Journal of Economics and Finance*, 9(11), 173–193.
- Granger, C. W. J. (1988). “Some Recent Developments in a Concept of Causality”. *Journal of Econometrics*, 39(1–2), 199–211.

- Göçer, İ., Mercan, M., Bulut, Ş., & Dam, M. M. (2010). Ekonomik Büyüme İle Vergi Gelirleri Arasındaki İlişki: Sınır Testi Yaklaşımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 28, 97–110.
- Gundlach, E. (2005). “Solow vs. Solow: Notes on Identification and Interpretation in the Empirics of Growth and Development”. *Review of World Economics*, 141, 541–556.
- Hansson, Å. (2010). Is the Wealth Tax Harmful to Economic Growth?. *World Tax Journal*, 2(1), 19–34.
- Harberger, A. (1964). Taxation, Resource Allocation, and Welfare. in NBER and The Brookings Institution (Ed.). *The Role of Direct and Indirect Taxes in the Federal Reserve System*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 25–80.
- Helhel, Y., & Demir, Y. (2012). The Relationship Between Tax Revenue and Economic Growth in Turkey: The Period of 1975-2011. *3<sup>rd</sup> International Symposium on Sustainable Development*, Sarajevo-Bosnia and Herzegovina, 32–40.
- İsmihan, M., & Özcan, K. M. (2006). Türkiye Ekonomisinde Büyümenin Kaynakları: 1960-2004. *İktisat İşletme ve Finans*, 21(241), 74–86.
- Jaimovich, N., & Rebelo, S. (2012). *Non-linear Effects of Taxation on Growth*. NBER Working Papers Series. No. 18473. Cambridge, MA.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12(2–3), 231–54.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
- Johansson, Å., Heady, C., Arnold, J., Brys, B., & Vartia, L. (2008). *Taxation and Economic Growth*. OECD Economics Department Working Papers No. 620. Paris.
- Jones, L. E., Manuelli, R. E., & Rossi, P. E. (1993). Optimal Taxation in Models of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, 101(3), 485–517.
- Kneller, R., Bleaney, M. F., & Gemmell, N. (1999). Fiscal Policy and Growth: Evidence From OECD Countries. *Journal of Public Economics*, 74(2), 171–190.
- Kocherlakota, N. R., & Yi, K. M. (1996). A Simple Time Series Test of Endogenous vs. Exogenous Growth Models: An Application to the United States. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 126–134.



- Koç, Ö. E. (2019). Türkiye’de Vergi Yüğü ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Alanya Akademik Bakış Dergisi*, 3(3), 247–259.
- Koopmans, T. C. (1965). On the Concept of Optimal Economic Growth. *Pontificiae Academiae Scientiarum Scripta Varia*, 28(1), 225–300.
- Korkmaz, S., Yilgor, M., & Aksoy, F. (2019). The Impact of Direct and Indirect Taxes on the Growth of the Turkish Economy. *Public Sector Economics*, 43(3), 311–323.
- Kormendi, R. C., & Koester, R. B. (1987). *Taxation, Aggregate Activity and Economic Growth: Cross-Country Evidence on Some Supply-Side Hypotheses*. Division of Research. Michigan: School of Business Administration, University of Michigan.
- Krusell, P., Quadrini, V., & Rios-Rull, J. V. (1996). Are Consumption Taxes Really Better Than Income Taxes?. *Journal of Monetary Economics*, 37(3), 475–503.
- Lee, Y., & Gordon, R. H. (2005). Tax Structure and Economic Growth. *Journal of Public Economics*, 89(5–6), 1027–1043.
- Li, J. F., & Lin, Z. X. (2015). The Impact of Sales Tax on Economic Growth in the United States: An ARDL Bounds Testing Approach. *Applied Economics Letters*, 22(15), 1262–1266.
- Luo, W. (2019). *Composition of Taxes and Growth: Evidence from OECD Panel Data*. Economics Discussion Papers. No. 2019-43. Kiel: Kiel Institute for the World Economy.
- Mangır, F., & Ertuğrul, H. M. (2012). Vergi Yüğü ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1988-2011 Türkiye Örneği. *Maliye Dergisi*, 162, 256–265.
- Marsden, K. (1984). *Links between Taxes and Economic Growth: Some Empirical Evidence*. The World Bank Staff Working Papers, No. 605. Washington, D.C.
- McNabb, K. (2016). *Tax Structures and Economic Growth: New Evidence from the Government Revenue Dataset*. WIDER Working Paper 2016/148. Tokyo: The United Nations University.
- Mendoza, E. G., Milesi-Ferretti, G. M., & Patrick, A. (1997). On the Effectiveness of Tax Policy in Altering Long-Run Growth: Harberger’s Superneutrality Conjecture. *Journal of Public Economics*, 66(1), 99–126.
- Milesi-Ferretti, G. M., & Roubini, N. (1998). Growth Effects of Income and Consumption Taxes. *Journal of Money, Credit and Banking*, 30(4), 721–744.
- Mucuk, M., & Alptekin, V. (2008). Türkiye’de Vergi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: VAR Analizi (1975 - 2006). *Maliye Dergisi*, 155, 159–174.

- Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied Econometrics*, 37(17), 1979–1990.
- Nehru, V., & Dhareshwar, A. (1993). A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results”. *Rivista de Analisis Economico*, 8(1), 37–59.
- OECD. (2018). *Revenue Statistics 2018*. Paris: OECD Publishing, [https://doi.org/10.1787/rev\\_stats-2018-en](https://doi.org/10.1787/rev_stats-2018-en).
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361–1401.
- Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. in S. Strøm (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press, 371–413.
- Petrucci, A. (2001). *Consumption Taxation and Endogenous Growth in a Model with New Generations*. Fondazione Eni Enrico Mattei Working Paper No. 79/2001. Milano.
- Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.
- Polat, M. A. (2019). Ekonomik Büyüme ile Vergi Gelirleri Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 8(3), 1991–2009.
- Pritchett, L. (1996). Where Has All the Education Gone?. *The World Bank Economic Review*, 15(3), 367–391.
- Psacharopoulos, G. (1994). Returns to Investment in Education: A Global Update. *World Development*, 22(9), 1325–1343.
- Rabushka, A. (1987). Taxation, Economic Growth, and Liberty. *Cato Journal*, 7(1), 121–152.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037.
- Senhadji, A. (2000). Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise. *IMF Staff Papers*, 47, 129–57.

- Simon, H., & Harding, M. (2020). *What Drives Consumption Tax Revenues? Disentangling Policy and Macroeconomic Drivers*. OECD Taxation Working Papers No. 47. Paris.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.
- Songur, M. ve Yüksel, C. (2018). Vergi Yapısı ile Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Finans-Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 643, 47–70.
- Stokey, N. L., & Rebelo, S. (1993). *Growth Effects of Flat-Rate Taxes*. NBER Working Paper No. 4426. Cambridge, MA.
- T.C. Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı. “Gösterge ve İstatistikler: Ekonomik ve Sosyal Göstergeler”. <http://www.sbb.gov.tr/ekonomik-ve-sosyal-gostergeler/#1540023014826-f0fb9a57-91ae> adresinden 25 Nisan 2020 tarihinde alınmıştır.
- Temiz, D. (2008). Türkiye’de Vergi Gelirleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1960-2006. 2. *Ulusal İktisat Kongresi*. İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.
- Topal, M. H. (2017). Vergi Yapısının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkelerinden Ampirik Bir Kanıt. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 5(3), 183–206.
- Uzawa, H. (1961). Neutral Inventions and the Stability of Growth Equilibrium. *The Review of Economic Studies*, 28(2), 117–124.
- Ünlükaplan, İ. ve Arısoy, İ. (2011). Vergi Yüğü ve Yapısı İle İktisadi Büyüme Arasındaki Dinamik Etkileşimler Üzerine Uygulamaları Bir Analiz. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 35, 71–100.
- Xing, J. (2011). *Does Tax Structure Affect Economic Growth? Empirical Evidence from OECD Countries*. Oxford University Centre for Business Taxation. CBT Working Papers No. 11/20.
- Xu, B. (1994). *Tax Policy Implications in Endogenous Growth Models*. IMF Working Paper, No. 94/38. Washington, D.C.
- Yaraşır Tülümce, S., & Yavuz, E. (2019). Türkiye’de KDV’nin Vergi Gelirleri ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Ampirik Bir Analiz (1985-2018). *Maliye Dergisi*, 176, 548–574.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

## *Extensive Summary*

### **A Study on the Tax Structure and Economic Growth Relationship in Turkey within the Production Function Framework**

#### **Introduction**

Investigating the effects of fiscal – in particular tax – policies on economic growth is a research topic that has always drawn considerable attention because tax policies directly or indirectly affect economic growth. Often one can arrive at conflicted or complementary results on the relation between taxation policies and economic growth depending on a country or a group of countries, the estimation methods, and the time period used in the studies [Harberger (1964), Mendoza vd. (1997), Cass (1965), Koopmans (1965), Kormendi and Koester (1987), Garrison and Lee (1992), Easterly and Rebelo (1993), Engen and Skinner (1996), Jaimovich and Rebelo (2012)]. This can also be observed in the studies on the relationship between tax policies and economic growth for the Turkish economy [Durkaya and Ceylan (2006), Temiz (2008), Mucuk and Alptekin (2008), Göçer et al. (2010), Ünlükaplan and Arısoy (2011), Helhel and Demir (2012), Mangır and Ertuğrul (2012), Songur and Yüksel (2018), Akıncı (2019), Yaraşır Tülümce and Yavuz (2019), Polat (2019), Korkmaz et al. (2019) and Koç (2019)]. In these studies, the focus is on the relationship between the composition of tax revenues and growth, and time series methods. It can be said that these studies are mostly not model-based.

This paper uses a model-based approach in order to examine the effects of the tax structure on the economic growth. The effects of tax structure on economic growth is examined under the Harrod-neutral technological change based on a Cobb-Douglass type production function under the assumption of Harrod-neutral technological change. Our model uses data containing extended tax revenue types.

The next two sections talk about the methods used for estimating the model parameters, and the empirical results. The extensive summary section ends with the discussion and conclusion section.

### Model and Methodology

Solow (1956) uses a Cobb-Douglass type production function in order to investigate sources of economic growth by assuming the technological change is exogenous. This literature on economic growth is extended by endogenous growth theories. Uzawa (1961), Romer (1986) and later Gundlach (2005) revisited this type of analysis by assuming the technological change is Harrod-neutral. The model based on this assumption is given in Equation (1).

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

This model can be written with per labor terms under constant returns to scale

$$\frac{Y_t}{L_t} = A_t^{1-\alpha-\beta} \left( \frac{K_t}{L_t} \right)^\alpha \left( \frac{H_t}{L_t} \right)^\beta, \quad \forall t, 0 < \alpha, \beta < 1 \quad (2)$$

In this paper, the model given in Equation (2) is extended with the tax structure that is expressed by its logarithm in Equation (3).

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = C + \alpha \ln\left(\frac{K_t}{L_t}\right) + \beta \ln\left(\frac{H_t}{L_t}\right) + \gamma \ln \mathbf{X}_t + u_t \quad (3)$$

In Equation (3),  $C = (1 - \alpha - \beta) \ln A_t$  and  $u_t$  is the error-term of econometric model.  $\mathbf{X}$  shows the vector of tax structure indicators. The expectations for the coefficient  $\gamma$  are positive for the non-distortionary and negative for the distortionary tax structure indicators.

The autoregressive distributed lag (ARDL) approach developed by Pesaran and Shin (1999) is used to estimate the long-run relationships between output per labor ( $Y/L$ ), physical capital per labor ( $K/L$ ), human capital per labor ( $H/L$ ) and the tax structure indicator ( $X_t$ ). The existence of a long-levels relationships among these variables are examined by the bounds testing approach of Pesaran et al. (2001). Compared to the other tests – Engle and Granger (1987) and Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1990) – the bounds testing approach can be applied irrespective of whether the underlying regressors are purely I(0), purely I(1), fractionally integrated, or mutually co-integrated. The ARDL approach which is a two-stage approach has two main advantages: correcting for possible endogeneity of explanatory variables, and having desirable small sample properties.

This paper also investigates Granger type causality relations from the tax structure indicators to economic growth within the framework of cointegration that

separates causality into two parts; long-run and short-run.

Data is collected from the OECD and TURKSTAT databases for the period 1980-2017. Physical capital stock is estimated by the authors of this paper by following Nehru and Dhareshwar (1993), Sendhadji (2000), Bosworth and Collins (2003) and İsmihan and Metin-Özcan (2006). Human capital index constructed for the Penn World Table (version 9.0) is used in the estimations.

## Results

Bounds testing results show that there are strong pieces of evidence on the cointegration relationships between output and input variables labor terms and the tax structure indicators. The long-run elasticities of output per labor with respect to physical capital stock per labor is significantly positive as expected which is irrespective of the tax structure indicator. However, the long-run effect of human capital per labor is estimated both significantly negatively and positively in the half of estimates. The literature explains this possible negative effect on decreases in return to education while the demand for educated labor force is stagnant and the possibility of educated labor force tending to activities that served to reduce economic growth (Pritchett, 1996). The  $K/L$  growth mostly increases the labor productivity growth ( $Y/L$ ) and while the  $H/L$  growth decreases it in the short-run.

The results show that impacts of the tax structure indicators on the output per labor are significantly positive in the long-run irrespective of the tax structure indicator

is distortionary and non-distortionary. Even though the expected negative effects cannot be found for the distortionary tax structure indicators, the estimation results show that these taxes in the long-run surprisingly positively affect the output per labor. It should be noted that the long-run elasticities of the output per labor with respect to tax structure indicators are inelastic. In the short-run, taxation firstly increases the labor productivity growth and decreases it irrespective of the tax structure indicators. This means that taxation might decrease the labor productivity growth or economic growth.

The results also show that although there is a causality relationship from the tax structure indicators to labor productivity in the long-run, a causal relationship from the tax structure indicators to the labor productivity growth in the short-run is not observed except taxes on goods and services and general taxes on goods and services which are not strongly supported by the test results.

### **Conclusion**

Although the relationship between taxation and general economic activities and economic growth is frequently studied, the results, in general, differ depending on the country, the time period, the tax structure, whether it is based on a model and the estimation method used. This study examines the effects of the tax structure on labor productivity based on a Cobb-Douglas type production function under the assumption of Harrod-neutral technological progress by using unrestricted as well as restricted error correction models. The estimates for the period 1980-2017 in the case of Turkey show that the long-term elasticities of the labor productivity with respect to the tax structure



indicators are significantly positive but mostly inelastic. Taxation firstly increases the labor productivity growth and decreases it in the short-run irrespective of the tax structure indicators. The results also show that there is no strong evidence on a causal relationship from the tax structure indicators to economic growth.

According to these empirical results, it can be said that tax structure indicators are not the only way to affect economic growth by changing the inter tax revenues balance that differ on classification basis.