

教育层次结构与经济增长关系的 实证研究

——基于2000-2011年面板数据分析

陈晋玲^{1,2}

(1. 山西财经大学 统计学院, 山西 太原 030006; 2. 晋城职业技术学院 财经系, 山西 晋城 048000)

摘要:在柯布—道格拉斯生产函数基础上改进建立不同教育层次的生产函数,基于2000-2011年分地区的面板数据,计算分析了初等教育、中等教育和高等教育劳动力对中国经济增长的贡献。结果表明:全国中等教育对经济增长影响最为显著,高等教育次之,初等教育最小,而各层次教育表现出明显的区域差异,一是东中部地区各层次教育对经济增长明显,而西部最弱;二是东部地区高等教育对经济影响最大,中等教育次之,初等教育最小;中部地区中等教育对经济影响最大,高等教育次之,初等教育最小,而西部初等教育对经济增长影响最大,中等教育次之,高等教育最小。因此,中国东中西部地区要采取不同的针对性教育发展政策,提高各地区教育对经济发展的贡献。

关键词:教育层次;经济增长;产出弹性;面板模型

中图分类号:G40-054

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2013)05-0166-07

一、引言

中国目前已处在知识经济时代,教育与经济增长关系越来越密切,它对经济增长的作用将会得到越来越明显的表现。根据教育经济学理论,不同教育层次的劳动者掌握知识和科技水平不同,对经济的贡献量也不同。改革开放以来,中国经济发展水平呈现出地区差异,东部地区发展最快,中部地区次之,西部地区最为落后。各地区教育水平与经济发展类似,同样呈现出地区差异,东部地区教育发展较快,中西部地区经济和教育发展较为落后,并呈现了差距不断扩大的趋势。那么在中国经济发展30多年的过程中,究竟哪个层次的教育对各个地区经济增长的贡献最大?这个问题的明晰化,不仅能解释教育呈现出地区差异的主要原因,还有助于中国各地方政府研究如何提高不同层次教育的水平进而提高本地区教育对经济增长的贡献。基于此目的,本文将从教育结构角度出发,把教育分为初等教育、中等教育和高等教育三个层次,运用分地区的面板数据,实证分析中国各地区的各级教育对经济增长的影响差异及重要性程度,以此为中国各地方政府的教育投资决策提供实证依据。

收稿日期:2013-04-22

基金项目:山西省教育科学“十二五”规划项目“山西省产业结构和高等教育专业结构协调性发展实证研究”(2011GH-11148)

作者简介:陈晋玲(1975-),女,山西高平人,山西财经大学统计学院博士研究生,晋城职业技术学院财经系副教授,主要从事宏观经济统计研究。

二、相关文献研究

人们最初关于教育对经济增长贡献的估算,是经济学家在寻找经济增长的各种影响因素的时候,发现了教育因素对经济增长的作用,并试图把这种作用分离出来,加以量化,以确定增长余值中有多大一部分归因于教育的贡献,因此,西方学者基本是在柯布—道格拉斯生产函数(Cobb—Douglas Production Function)基础上尝试各种计量分析方法。比如美国的经济学家舒尔茨(T. W. Schultz)创立的教育投资收益率估算方法、丹尼森(E. F. Denison)创立的教育量简化指数法以及前苏联经济学家斯特鲁米林所采用的劳动力质量修正法都是出于对经济增长因素计量的需要而建立的。此后,这些方法被广泛用于研究欧洲等国家教育对经济增长的贡献,开创了估算教育对经济增长贡献的理论和方法。

国内不少学者主要沿用西方学者的计量分析方法就中国教育对经济增长的贡献率进行了估算,主要有丹尼森(E. F. Denison)和麦迪逊(A. Maddison)分析法、菲德模型法和人力资本—教育收益率测算法。在此基础上,主要从以下两个方面进行实证分析:一是从教育与经济增长的关系角度进行分析,主要包括李洪天采用丹尼森方法计算了1990—2000年中国教育对GDP年均增长率的贡献,但结果与发达国家相比,中国教育经济效益还存在明显差距^[1];陆根尧、朱省娥运用菲德模型法测定中国教育部门对经济增长的全部作用和对经济中其他部门的外溢作用,得到教育部门生产力低于非教育部门生产力的结论^[2]。二是从各层次教育与经济增长关系角度分析,主要包括叶茂林等把劳动力按教育程度划分为初等教育、中等教育、大学专科、本科和研究生教育劳动力四个层次,运用丹尼森方法测定各层次教育在1981—2000年期间对经济增长的平均贡献率为0.21%、7.73%、22.88%、31.38%,分析出不同教育层次的劳动力的产出弹性,即边际生产力具有较大的差别^[3];杭永宝利用并修正丹尼森和麦迪逊分析法,即教育对经济增长贡献测算方法计算1993—2004年间中国六种教育层次(小学、初中、普通高中、中职、高职、本科以上教育)对经济增长的贡献率为:0.155%、0.643%、0.453%、1.859%、4.038%、1.922%^[4]。还有一部分学者集中于研究高等教育对经济增长贡献分析,主要有:崔玉平利用丹尼森和麦迪逊分析法计算得出1982—1990年间

高等教育对经济增长的贡献率只有0.48%^[5];毛盛勇、刘一颖用1999—2007年分地区高等教育劳动力的面板数据,计算分析了高等教育劳动力对中国经济增长的贡献,得到高等教育劳动力对经济增长的贡献表现出明显的地区差异^[6];陈光定性研究了高等教育活动导致经济增长、产业结构、科技创新、人力资本、社会进步的综合贡献率,以四川2005—2009年高等教育相关数据为例,得出四川高等教育的综合贡献率为7%左右^[7];周国富在Lucas和M—R—W理论模型基础上,构建包括基础教育、中等职业教育和高等教育的内生增长模型,通过动态面板模型对全国各省份进行实证分析,认为各层次教育对经济增长的作用是有差异的^[8]。以上可以看出,大部分学者集中研究教育与经济增长的关系,而较少学者从教育结构与经济增长关系角度进行研究,并且由于采用的方法、模型和数据及时间不同,得到的结论差异较大。笔者鉴于既要研究各层次教育对经济增长的贡献,又要考虑东中西部^①教育的地区差异,从人力资本视角,将劳动力分为初等教育、中等教育、高等教育三个层次,以中国各省份为面板数据,分析各个受教育层次劳动力与中国各地区经济增长的关系。

三、理论模型及数据说明

(一)理论模型建立

本文在传统的柯布—道格拉斯生产函数基础上进行改进。传统的柯布—道格拉斯生产函数为:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

(1)式中 A 代表技术效率, K 代表资本投入, L 代表劳动投入, α 和 β 分别是资本和劳动的产出弹性系数。 $A > 0$, $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$ 。通常假定 $\alpha + \beta = 1$ 表示规模报酬不变。

为了分析各层次教育对经济增长的贡献,把劳动力按教育程度划分为初等教育及以下劳动力(小学及文盲)(L_1)、中等教育劳动力(初中及高中)(L_2)和高等教育劳动力(大学专科、本科及研究生)(L_3)三个层次,柯布—道格拉斯生产函数(1)式变形可得如下教育生产函数:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_{1t}^{\beta_1} L_{2t}^{\beta_2} L_{3t}^{\beta_3} \quad (2)$$

对(2)式取对数,线性化处理得到:

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln K_t + \beta_1 \ln L_{1t} + \beta_2 \ln L_{2t} + \beta_3 \ln L_{3t} \quad (3)$$

^①根据国家西部大开发政策的相关规定,此处东部地区是指北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南11个省级行政区;中部地区指黑龙江、吉林、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省级行政区;西部地区指四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古12个省级行政区。

(2)和(3)式中 β_1 、 β_2 、 β_3 分别表示初等教育、中等教育和高等教育的劳动力产出弹性,即初等教育、中等教育和高等教育劳动力每增加1个百分点,经济总产值增加的百分比。

(二)数据选取

总产出 Y 用不变价的各地区生产总值表示(按2000年价格计算)。资本存量 K 采用戈登史密斯(Goldsmith)在1951年开创的永续盘存法计算。计算公式为:

$$K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta_{it}) + I_{it}$$

式中 i 表示第 i 个省份, t 表示时间, K_{it} 、 K_{it-1} 表示某省份当期资本存量和前一期资本存量, I_{it} 表示某省份当期投资,用全社会固定资产投资额反映(按2000年不变价格折算), δ 表示折旧率,设定为9.6%。由于已有学者(张军)^[9]计算了1952-2000年各省份的资本存量,在此我们直接采用此文中的2000年各省份的资本存量数据(按2000年价格计算),并以其为基数推算得到其他年份的各省份资本存量数据。 L_1 、 L_2 、 L_3 分别表示初等教育劳动力、中等教育劳动力和高等教育劳动力数量。

样本数据为2000-2011年全国30个省区市构成的面板数据(包含直辖市,西藏因数据缺乏而未入选)。所有数据均来自于2001-2012年《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》。

四、面板模型检验及分析

(一)面板模型的说明与选择

面板数据(Panel Data)模型的基本形式是:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta'_{it} X_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (4)$$

其中, $X'_{it} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{kit})$,为外生变量向量, $\beta'_{it} = (\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{kit})$,为参数向量, K 是外生变量个数, T 是时期总数, N 表示截面成员的个数,随机扰动项 μ_{it} 相互独立,且满足零均值,等方差。具体形式有如下三类。

其一,变系数模型是假设在截面成员上既存在个体影响,又存在结构变化,可写成:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta'_{it} X_{it} + u_{it} \quad (5)$$

其二,变截距模型是假设在截面成员上存在个体影响而无结构变化,并且个体影响可以用截距项的差别说明,可写成:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (6)$$

其三,无个体影响的不变系数模型是假定模型(1)中的截距与斜率系数都是常数,可写成:

$$Y_{it} = \alpha + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (7)$$

(二)模型检验

1. 模型设定检验

对模板模型进行估计时,首先要正确选择面板模型的形式,经常使用协方差分析检验,主要检验如下两假设:

$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N, H_2: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$$

如果接受假设 H_2 ,则选择模型(7);如果拒绝 H_2 ,则需要检验假设 H_1 ;如果接受假设 H_1 ,则选择模型(6),反之则选择模型(5)。

下面对模型形式进行设定检验,按模型(5)(6)(7)形式进行估计,可得到各自的残差平方和,记为 S_1 、 S_2 、 S_3 ,在此基础上构造两个F统计量 F_1 和 F_2 ,计算公式为:

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N - 1)K]}{S_1 / [NT - N(K + 1)]}$$

$$F_1 [(N - 1)K, N(T - K - 1)]$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N - 1)(K + 1)]}{S_1 / [NT - N(K + 1)]}$$

$$F_2 [(N - 1)(K + 1), N(T - K - 1)]$$

其中 N 表示截面成员个数, K 表示解释变量个数, T 表示截面成员的时期总数($N = 30, K = 4, T = 12$),若计算所得到的统计量 F_2 的值不小于给定置信度下的相应的临界值,则拒绝假设 H_2 ,继续检验假设 H_1 。若计算所得到的统计量 F_1 的值不小于给定置信度下的相应的临界值,则拒绝假设 H_1 ,则用变系数模型,反之,则认为样本数据符合变截距模型。根据 F_1 和 F_2 公式计算可得: $F_1 = 1.2100$, $F_2 = 29.4860$,在显著性水平5%下,得到相应的临界值为 $F_{(116,210)} = 1.25$, $F_{(145,210)} = 1.00$,由于 $F_2 > 1.00$,拒绝假设 H_2 ,而 $F_1 < 1.25$,则本文应选择变截距模型。

2. 协整检验

(1)单位根检验。在经济计量分析过程中,为了避免伪回归,必须进行协整检验。根据协整检验的标准步骤,首先要对各时间序列进行单位根检验,以判断其单整阶数。面板单位根检验方法分为两大类,其中LLC检验、Breitung检验和Hadri检验是相同根的检验,Im-Pesaran-Skin(IPS)检验、Fisher-ADF检验和Fisher-PP检验是不同根的检验方法。现采用不同根的检验方法,结果如表1。

表1 面板单位根检验结果

变量	水平值			一阶差分		
	IPS	Fisher - ADF	Fisher - PP	IPS	Fisher - ADF	Fisher - PP
LnY	-1.389 (0.082)	82.561 (0.113)	4.497 (1.000)	-2.618** (0.044)	93.970*** (0.003)	107.751*** (0.000)
LnK	4.557 (1.000)	48.869 (0.847)	66.685 (0.258)	2.269 (0.488)	62.484** (0.038)	100.267*** (0.001)
LnL_1	-2.085 (0.514)	61.745 (0.120)	78.542 (0.106)	-8.303** (0.041)	120.775*** (0.000)	226.597*** (0.000)
LnL_2	-0.793 (0.214)	77.206 (0.067)	77.480 (0.064)	-3.766*** (0.000)	145.236*** (0.000)	258.944*** (0.000)
LnL_3	-2.203 (0.014)	91.303 (0.016)	87.078 (0.013)	-2.615*** (0.004)	123.734*** (0.000)	224.994*** (0.000)

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平下显著；括号的数字为伴随概率。

上述检验结果表明：对于原假设存在单位根的各种检验方法，变量 LnY 、 LnK 、 LnL_1 、 LnL_2 和 LnL_3 的水平量在1%的显著水平下不能拒绝有单位根的原假设；从相应变量的—阶差分项的面板单位根检验结果看（除变量 LnK 的IPS检验没通过以外），均显示能够拒绝变量 LnY 、 LnK 、 LnL_1 、 LnL_2 和 LnL_3 一阶差分存在单位根的原假设，这说明变量 LnY 、 LnK 、 LnL_1 、 LnL_2 和 LnL_3 均为一阶单整的 $I(1)$ 序列。

解释变量都满足一阶单整的条件，满足方程协整的必要条件。我们继续进行面板数据的协整检验，下面采用 Pedroni (1999) 和 Kao (2000) 提出的面板协整检验方法对数据进行检验。其中 Pedroni 提出了基于 Engle and Granger 二步法的面板数据协整检验方法，该方法以协整方程的回归残差为基础通过构造7个统计量，其中有4个组内统计量和3个组间统计量，以检验面板变量之间的协整关系用以对残差进行平稳性检验。Kao (2000) 也提出对面板数据进行检验的 ADF 值统计量，结果如表2所示。

(2) 协整检验。由检验结果说明被解释变量和

表2 面板协整检验结果

统计量	组内统计量	统计量值	P 值	组间统计量	统计量值	P 值
Pedroni 检验	Panel v - Statistic	27.513 7	0.000***	Group rho - Statistic	8.276 7	0.000 0***
	Panel rho - Statistic	6.773 2	0.000 0***	Group PP - Statistic	-16.783 7	0.000 0***
	Panel PP - Statistic	-6.636 9	0.000 0***	Group ADF - Statistic	-6.973 9	0.000 0***
	Panel ADF - Statistic	-3.711 2	0.000 4***			
Kao 检验	ADF	t - Statistic	Prob.			
		-4.488 9	0.000 0***			

注：***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下拒绝原假设。

从表2的估计结果看，Pedroni 的各统计量基本上在1%的显著水平下，可以拒绝不存在协整关系的原假设，Kao 检验 ADF 值结果也在1%的显著水平支持长期协整关系的存在。这表明变量 LnY 、 LnK 、 LnL_1 、 LnL_2 和 LnL_3 之间存在着长期协整关系。

应模型，若以样本对总体效应进行推论 (Marginal Inference)，则应采用随机效应模型。本文以样本自身效应为条件进行推论，根据理论适合选择固定效应模型。在此基础上，对于模型进行 Hausman 检验，结果如表3。

3. 固定效应与随机效应模型选择检验

确定了模型正确形式后，需要进一步选择使用固定效应模型还是随机效应模型。若研究者仅以样本自身效应为条件进行推论，宜使用固定(确定)效

表3 Hausman 检验结果表

Test Summary	Chi - Sq. Statistic	Chi - Sq. d. f.	Prob.
Cross - section random	49.811 6	4	0

由表3可知,该检验拒绝了随机效应的原假设,应该建立固定效应模型。这与理论一致,因此,本文应建立变截矩固定效应模型,具体如下:

$$\ln Y_{it} = \ln A_i + \alpha \ln K_{it} + \beta_1 \ln L_{1it} + \beta_2 \ln L_{2it} + \beta_3 \ln L_{3it} + \mu_{it} \quad (8)$$

$\ln A_i$ 是截矩项,即固定效应值, μ_{it} 是误差扰动项。

(三)模型估计与分析

利用 Eviews6.0 软件对模型(8)式进行广义最小二乘估计法回归,得到回归结果和相应的固定效应值如表4。

表4 全国及东中西部地区回归结果

解释变量	全国	东部	中部	西部
$\ln K$	0.690 4 (0.000 0)	0.753 6 (0.000 0)	0.653 9 (0.000 0)	0.724 0 (0.000 0)
$\ln L_1$	0.000 1 (0.046 1)	-0.056 4 (0.055 9)	-0.082 0 (0.046 4)	0.068 9 (0.002 1)
$\ln L_2$	0.128 7 (0.000 0)	0.146 1 (0.000 0)	0.163 8 (0.000 0)	0.022 2 (0.022 7)
$\ln L_3$	0.056 6 (0.000 8)	0.172 4 (0.000 0)	0.136 9 (0.002 8)	0.014 4 (0.041 2)
Adjusted R-squared	0.972 0	0.995 3	0.990 3	0.997 7
F-statistics	2 819.463 1	609.536 0	702.510 8	3 352.279
DW	1.300 6	2.300 1	2.355 5	1.269 1

注:括号内为P统计值。

从回归结果看,模型具有较好的拟合效果,四个方程的F检验值都通过了显著水平为1%的检验,DW值也比较理想。

从各模型参数估计值可以看出,12年来全国及东中西部地区资本的产出弹性值分别为0.690 4、0.753 6、0.653 9和0.724 0,其中东部地区弹性值最大。从各层次教育对经济增长的影响看,全国初等教育、中等教育和高等教育劳动力的产出弹性值有较大差异,分别是0.000 1、0.128 7、0.056 6,很明显中等教育劳动力的产出弹性值最大,说明全国中等教育对经济增长的影响最为显著。从东中西部地区看,不仅各地区之间呈现出差异性,而且各地区内部的各层次教育对经济增长的影响也是有差异的。从东中西地区初等教育、中等教育和高等教育劳动力的产出弹性系数合计值看,东部地区各层次教育劳动力的产出弹性系数值最大,影响较为显著,中部居中,西部最小。另一方面,从各地区内部弹性值看,东部地区的初等教育、中等教育和高等教育劳动力的产出弹性值分别为-0.056 4、0.146 1、0.172 4,表现为高等教育劳动力的产出弹性最大,中等教育次之,初级教育最小;中部地区的初等教育、中等教育和高等教育劳动力的产出弹性值分别为-0.082 0、0.163 8、0.136 9,表现为中等教育劳动力的产出弹性最大,高等教育次之,初等教育最小;而西部地区的初等教育、中等教育和高等教育劳动力的产出弹性值分别为0.068 9、0.022 2、0.014 4,表现为初等教育最大,中等教育次之,高等教育最低。

表5 全国方程中各地区固定效应值结果

省份	固定效应值	省份	固定效应值	省份	固定效应值	省份	固定效应值
广东	0.446 6	浙江	0.221 3	广西	-0.014 0	甘肃	-0.185 8
福建	0.351 2	北京	0.196 7	内蒙古	-0.046 9	新疆	-0.229 7
江苏	0.335 9	湖南	0.180 7	江西	-0.058 1	陕西	-0.261 9
上海	0.311 1	河北	0.144 0	吉林	-0.064 4	贵州	-0.354 1
山东	0.301 9	河南	0.135 6	云南	-0.070 2	青海	-0.554 4
黑龙江	0.254 5	四川	0.104 1	山西	-0.124 8	宁夏	-0.745 0
辽宁	0.224 7	天津	0.038 7	海南	-0.139 7		
湖北	0.224 6	安徽	0.029 2	重庆	-0.146 2		

表5是在模型结果中得到的全国方程中各省份的固定效应值,即截矩项 $\ln A_i$,代表技术效率。回归结果表明:经济较为发达的16个省份的固定效应值为正,其他省份为负值,其中广东、福建、江苏、上海、山东是中国技术效率最高的5个地区,新疆、陕西、贵州、青海、和宁夏是技术效率最低的5个地区。

五、结论与启示

从以上实证分析可得出如下结论。

(一)资本投入对中国经济增长的贡献最大

从全国及东中西部地区看,2000-2011年资本的产出弹性值分别为0.690 4、0.753 6、0.653 9和0.724 0,各层次教育劳动力的产出弹性合计值分别

为0.185 4、0.262 1、0.218 7、0.105 5,可看出全国及东中西部地区教育劳动力产出弹性合计值远小于各自的资本产出弹性值,表明12年来中国各地区经济增长主要靠物质资本投入,教育与资本存量相比,其对区域经济的拉动作用显得过小。

(二)全国各层次教育中中等教育劳动力对经济增长作用最明显

从全国范围看,中等教育对经济增长影响最大,高等教育由于较高的增长速度使得其对经济增长的影响介于初等教育和中等教育两者之间。主要原因可能是:一是经济增长主要是靠资本拉动,产业以劳动密集型为主,在此阶段不同文化程度的人与物质资本组成的生产投入集当中,以受过9~12年教育的中等文化程度人口最能充分发挥其劳动效率;二是自1999年全国高校开始实行扩招政策,高等教育规模得以迅速扩大。在高等教育快速发展过程中,出现了高等教育的一系列专业、层次结构不能及时地根据产业结构和就业结构的变化而作相应的调整,教学过程中忽视了对学生实践能力的培养、科研或教育成果转化缓慢等问题,致使高等教育推动经济增长的传导渠道不畅通。

(三)不同教育层次的劳动力对经济增长的作用呈现明显的地区差异

由于东中西部地区教育发展水平不同,对各地区经济增长的影响也不尽相同,从三个地区的横向比较看,具有以下特征。

首先,初等教育对东中地区经济影响为负,对西部地区经济影响为正且最为显著。初等教育对东中部地区的影响为负可能原因是东部及中部大部分省份初等教育程度及以下劳动力人数相对过剩,现阶段他们所从事的工作劳动效率低。此外,由于中国一直实施九年制义务教育,新的初等教育劳动者人数大幅度减少,原来的初等教育劳动者由于教育程度低、年龄偏大,很多人已不再从事生产活动,因而会对经济增长产生负影响。

其次,中等教育对中部地区经济增长影响最为显著,东部地区次之,西部地区最小。

最后,高等教育对东中部地区影响都显著,其中对东部地区影响最为显著,而对西部地区影响很小。

笔者认为,东中西部地区各层次教育水平对经济增长的影响不同,主要与全国地区经济所处水平及相应的产业结构状况有关,且后者对教育的影响大于前者。一般来说,社会经济越发达,生产的现代化水平越高,第二产业、第三产业所占比重越大,对劳动者的教育程度要求越高,初等教育、中等教育、

高等教育劳动力对经济增长的影响就会相应增强。东部大部份省份经济较为发达,第二产业、第三产业比重较高,相应地高等教育劳动力对其影响就较大,而西部大部分省份是农业省份,经济较落后,第二产业、第三产业所占比重不高,对劳动者教育要求不高,因此初等教育对经济影响较大,但整体来说,相对东中部地区,西部地区各层次教育对经济影响影响都较弱。

(四)教育水平与地区间经济发展水平成正相关关系

实证结果表明:地区经济越发达地区,教育的贡献越明显,其技术效率也就越高。从表5看,2000-2011年期间广东、福建、江苏、上海、山东是中国技术效率值最高的5个地区,这些地区均属于东中部地区,同时也是近年来中国经济发展水平和教育水平相对较高地区,而新疆、陕西、贵州、青海、和宁夏是技术效率值最低且均为负值的5个地区,都属于西部地区,这些地区的经济发展水平和教育水平相对较低。

基于以上结论,提出如下建议:(1)加大教育投资,尤其是加大中西部地区的教育设施的完备,改善教育环境,缩小东中西部地区教育发展差距。(2)优化教育层次结构,各地区采取适宜的有针对性的各层次教育发展政策,主动适应各地区产业结构调整,最大限度地满足产业结构优化过程中各层次人才的需要,这将成为提高教育对经济增长贡献率的主要途径,也是经济增长方式转变的关键。(3)注重提高教育质量尤其是高等教育质量,培养与经济发展相适应的从业人员,建立良性用人体制,形成合理激励机制,积极引导高校毕业生到西部地区就业。

参考文献:

- [1]李洪天.20世纪90年代我国教育发展对经济增长的贡献研究[J].南京政治学院学报,2001(06):100-104.
- [2]陆根尧,朱省娥.中国教育对经济增长影响的研究[J].数量经济技术经济研究,2004(01):15-19.
- [3]叶茂林,郑晓齐,王斌.教育对经济增长贡献的计量分析[J].数量经济技术经济研究,2003(01):89-92.
- [4]杭永宝.中国教育对经济增长贡献率分类测算及其相关分析[J].教育研究,2007(02):38-47.
- [5]崔玉平.中国高等教育对经济增长率的贡献[J].北京师范大学学报:人文社会科学版,2000(01):31-37.
- [6]毛盛勇,刘一颖.高等教育劳动力与中国经济增长——基于1999-2007年的面板数据分析[J].统计研究,2010(05):53-57.

- [7] 陈光, 刘颖, 李仕明, 杨建国. 高等教育贡献率研究的理论模型与实证分析[J]. 中国高教研究, 2011(03): 12 - 16.
- [8] 周国富, 李时兴. 基于教育阶段性特征的内生增长模型及其检验[J]. 统计与决策, 2012(03): 84 - 88.
- [9] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952 - 2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35 - 44.
- [10] 中国统计年鉴和中国人口和就业统计年鉴[K]. 2001—2012.

Empirical Study between Different Levels of Education and Economic Growth Based on Using Panel Model

CHEN Jinling^{1,2}

(1. School of Statistics, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, P. R. China;

2. Finance Department, Jincheng Institute of Technology, Jincheng 048000, P. R. China)

Abstract: Different levels of education production function is established by improving Cobb - Douglas production function. Based on the 2000 - 2011 panel data, we calculate and analyze the contribution of primary education, secondary education and higher education labor to economic growth of China. The main conclusions are as follows: the country's secondary education has the most significant impact on economic growth, secondary in higher education and lowest in primary education in the whole country, different levels of education show distinct local diversity: firstly eastern and central regions at all levels of education have obvious impact on economic growth, while the western is the weakest; secondly higher education has the greatest impact on the economy growth, secondary in secondary education and lowest in primary education in the eastern regions; secondary education has the greatest impact on the economy growth, secondary in higher education and lowest in primary education in the central regions, while primary education has the greatest impact on the economy growth, secondary in secondary education and lowest in higher education a in the western region. Therefore, all areas should take different targeted education policy to improve the regional contribution of education to economic development.

Key words: different levels of education; economic development; output flexibility; panel model

(责任编辑 彭建国)