

教育投入比与地区经济增长差异^{*}

于凌云

内容提要:本文在 Lucas(1988) 等的基础上,将人力资本的教育投入主体分为非政府教育投入和政府教育投入两类,分析均衡条件下两类教育投入比与长期经济增长的关系,较好地刻画了在一定条件下非政府教育投入对于长期经济增长的重要意义。以此为基础,用 1996—2005 年中国的面板数据进行了分类比较和实证检验,结果表明,中国的政府和非政府投入对于人力资本积累和经济增长具有短期效应。在教育投入比相对较低的地区,物质资本投入是拉动经济增长主要原因,而非政府投入的增长对人力资本积累的效果更加明显。

关键词:人力资本 教育投入比 地区增长差异

一、引言

在新增长理论中,经济增长不仅取决于物质资本积累,而且取决于收益递增、技术进步等因素,人力资本这一内生变量也逐渐被纳入经济增长模型中进行分析。一般而言,教育是人力资本形成的最重要因素,教育投资越多,则人力资本水平越高;反之人力资本积累就少。教育投入主要来源于政府部门和非政府部门,其中,非政府教育投入主要来源于学生个人、家庭、企业以及其他社会团体。非政府部门的教育投入决策取决于对教育投资收益的预期,遵循个人效用或者边际产出最大化原则;而政府公共教育投入取决于全社会对公共政策的支持程度,并遵循公共支出效用最大化原则。

以世代交叠模型(OLG)(Samuelson,1958)为基础,Barro 和 Becker(1988)、Zhang(1995)、Docquier 和 Paddiso(2003)及 Cruz 和 Amaia(2006)等通过个人终生效用最大化的决策选择,较好地刻画了学生及家庭如何进行人力资本的教育投资,及其对经济增长的影响。以制度创新为背景,Nikos(2006)和 Volker 和 Grossmann(2007)等从制度和企业的技术革新层面研究了通过企业培训等教育资助带来企业创新和效率提高的机制,从而进一步分析了企业教育(或培训)投入对产出的影响。

在以 Lucas(1988)为代表的两部门增长模型的基础上,许多内生增长模型中的人力资本投入影响技术进步,并且对经济增长具有长期作用这一关系得到了体现。Gomm 和 Ravikumar(1998)、Van Zon 和 Nuysken(2001)、Creedy 和 Gemmell(2002)、Viaene 和 Zilcha(2003)及 Blankenau 和 Simpson(2004)等从公共教育投资角度出发,阐述了政府教育支出、人力资本与经济增长之间的内在运行机制。一些文献如 Kevin(2000;2002)、Jung 和 Thorbecke(2003)、Gomm 和 Ravikumar(2003)和刘海英、赵英才(2004)等从收入分配的角度,考察了人力资本的政府教育投入如何改善分配格局,从而有利于经济的持续增长。此外,Penrose(1993)、Bray(1996)以及廖楚晖(2004)等则从公共资源配置角度研究了政府如何通过公平、有效地配置公共教育资源,以促进区域间人力资本水平的提高进而缩小地区间

^{*} 于凌云,西南交通大学公共管理学院,邮政编码:610031,电子信箱:670844589@qq.com。本项研究受到国家社科基金项目“政府主导型多元教育资助体系”(06CJY037)的资助。同时作为项目研究“养老保险、教育投资与经济增长”的一部分,感谢贾志永等教授的悉心帮助,也十分感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。当然,文责自负。

的增长差异。

上述研究都分别从非政府和政府教育投入角度对教育、人力资本及其增长效应进行了较为清晰的研究,但都忽略了非政府教育投入和政府教育投入之间的比重(下文简称为“教育投入比”)对于人力资本及经济增长贡献的差异,相关的文献也十分少见。事实上,各国教育投入比重各有差异,而且在不同的经济增长周期中,同一个经济体内部的教育投入比重也在不断变化。例如,美国教育投入比由1995年的40.1%上升到2004年的46.2%;英国教育投入比由1995年的14.51%上升到2004年的19.2%;澳大利亚的教育投入比由1995年的26.7%上升到2004年的35.9%;而中国的教育投入比由1991年的18.4%上升到2005年的63.1%,且这一比重仍有逐年增长的趋势。

本文在Lucas(1988)和Romer(1990)的基础上,将人力资本的教育投入分为政府教育投入和非政府教育投入,运用1996—2005年中国的面板数据,重点考察了不同教育投入比地区的非政府教育投入和政府教育投入对于地区之间人力资本积累及经济增长贡献的差异。本文的结构是:第二部分为理论模型,将人力资本的教育投入分为政府教育投入和非政府教育投入,并将教育投入比纳入这一理论框架进行分析;第三部分是实证研究设计;第四部分为实证结果的分析,最后为结论。

二、理论模型

Lucas(1988)和Rome(1990)等的研究强调技术进步的重要性,认为技术进步是由人力资本所推动的,并主要取决于现有人力资本水平 h_t 及从事人力资本建设的时间 $(1 - u(t))$,其表达式可写为:

$$\dot{h}_t = h_t [1 - u(t)] \quad (1)$$

其中, u 为技术参数。

以此为基础,我们的模型可将人力资本个体的教育投入分为政府主体和非政府主体(包括企业、社会其他经济组织、学生家庭以及学生本人)的教育投入,假定人力资本投资的过程先是由政府进行教育投入,形成现有人力资本积累,进入劳动力市场后,再进行深化积累,其间的教育投入则主要是由非政府主体提供。这一假定主要基于三个方面的考虑:

一是从教育收益率角度来看,教育收益率可分为私人收益率和社会收益率。根据Psacharopoulos(1984)、Psacharopoulos和Patrinos(2004)及Hossain(1997)等的核算,教育的私人回报率反映人力资本个体的收入水平,一般会随着受教育程度的提高而提高;教育的社会回报率则体现社会产出或者个体对社会的回报,会随着受教育程度的提高而呈现出递减的趋势。因此,政府会依据公共效用最大化原则,将有限的公共教育资源首先用于保障基础教育,其次才是高等教育和职业教育。而为了提高教育的私人回报率,在政府提供基础教育的基础上,个人及企业等非政府主体也会增加对基础教育之后的高等教育或者职业教育投入,用于个人的人力资本的建设。

二是类似于Arrow(1962)和Uzawa(1967)的“干中学”(learning by doing)的理论假设,个人在已有的人力资本水平上参与社会生产活动,不仅能在生产过程中通过学习得到更多的知识进行人力资本建设,而且企业也会提供培训机会,提高个体的技术水平从而有利于提高产出。

三是从当今世界各国政府教育投入的实际情况来看,义务教育是一种法定的免费基础教育形式,政府教育经费必须首先为这类教育提供经费保障。而在高等教育领域,除了极少数国家(如朝鲜)由政府全部负担高等教育的成本之外,多数国家的高等教育领域都实行教育成本的补偿和分担机制,即实行学费制或者企业等非政府组织参与办学等。

根据(1)式,令教育投入对人力资本的形成满足政府和非政府教育投入贡献规模报酬不变的性

数据来源:Education at a Glance 2007,OECD和《中国统计年鉴2006》。

质,则有如下函数形式:

$$\dot{h} = B h_p h_g^{1-\alpha} \quad (0 < \alpha < 1) \quad (2)$$

其中, α 和 $(1-\alpha)$ 分别为人均非政府教育投入 h_p 和政府教育投入 h_g 的人力资本积累弹性, B 为技术参数, 假定为常数。

在均衡财政(即不考虑国债)的条件下, 假定政府每年采用不变的宏观税负(税收收入占 GDP 的比重), 则人均税收负担为 τy , 其中 τ 为税率, y 为人均产出。在不考虑货币市场产出的影响下, 令 β 为政府人均教育投入 h_g 占人均政府支出 g 的比重 ($0 < \beta < 1$), β 越大表明政府教育投入力度越大, 则 $h_g = \beta y$ 。

在上述前提下, 将经济行为人看作是人力资本、集消费者和生产者为一体的综合体, 引入规模收益不变的科布-道格拉斯生产函数, 则有:

$$y = A k^{1-\alpha} h_g^{\alpha(1-\beta)} h_p^\beta = A k \left(\frac{h_p}{h_g} \right) \left(\frac{h_g}{k} \right) \quad (0 < \alpha < 1) \quad (3)$$

其中, A 为当期的技术参数, 在此设为常数, $(1-\alpha)$ 、 $(1-\beta)$ 和 β 分别为人均物质资本、政府教育投入和非政府教育投入的产出弹性。则人均物质资本的约束方程为:

$$\dot{k} = (1-\alpha) A k^{1-\alpha} h_p^\beta h_g^{\alpha(1-\beta)} - c = (1-\alpha) A k \left(\frac{h_p}{h_g} \right) \left(\frac{h_g}{k} \right) - c \quad (4)$$

(4)式中的 k 为人均物质资本投入, τy 为人均税收, c 为人均消费。在存在公共品的条件下, 经济行为人的效用由私人消费和公共产品共同决定, 假设政府是服务型廉洁政府, 即政府支出中, 除公共投资之外的所有公共支出都形成纯公共产品或服务并进入经济行为人的效用函数。效用函数采用加性可分的形式, 则经济行为人的效用函数为:

$$U(c) = (c^{1-\sigma} - 1)/(1-\sigma) \quad (0 < \sigma < 1) \quad (5)$$

$$s. t. : U(c) + U((1-\beta)g/\tau y)$$

其中, σ 为消费的边际效用弹性, ρ 为跨时代的消费替代弹性。这一函数说明个人不会偏好在某个时间点上集中消费, 因为此经济行为人的最优决策排除了经济行为人在开始什么也不消费, 而将所有资源储蓄或保留起来用于增加下一阶段的平均资本或集中消费的决策。经济行为人将在(5)式约束条件下, 选择 c 以最大化效用的贴现流:

$$\max_0 \int_0^{\infty} e^{-\rho t} [U(c_t) + U((1-\beta)g/\tau y)] dt \quad (6)$$

其中, $\rho > 0$, 为贴现率。在经济的最优路径下该模型的汉密尔顿函数写为:

$$H(\cdot) = U(c) + U((1-\beta)g/\tau y) + \left[(1-\alpha) A k \left(\frac{h_p}{h_g} \right) \left(\frac{h_g}{k} \right) - c \right] \quad (7)$$

最优条件可写为:

$$\frac{\partial H}{\partial c} = 0 \Rightarrow c^{-\sigma} - \lambda = 0 \Rightarrow c^{-\sigma} = \lambda \quad (8)$$

为人均物质资本 k 的边际效用。在最优状态下, 消费的边际效用 $c^{-\sigma}$ 等于物质资本积累的边际效用, Euler 方程为:

$$\dot{\lambda} = -\rho \lambda - \frac{\partial H}{\partial k} = -\rho \lambda - (1-\alpha)(1-\beta) A \left(\frac{h_p}{h_g} \right) \left(\frac{h_g}{k} \right) \quad (9)$$

横截面条件和初始条件为:

参见:杨小凯(2003),第415—416页。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} ke^{-\rho t} = 0, k(0) = 0 \quad (10)$$

横截面条件意味着当时间充分长且 $\rho > 0$ 时,经济行为人会将全部的物质资本消耗掉以增加消费效用;若 $k > 0$,则一定有 $\dot{c} = 0$,即物质资本的消耗并不能增加经济行为人的消费效用。

联立(8)式、(9)式及(3)式,可得到人均消费水平的动态方程为:

$$\dot{c} = -\frac{U_c(c)}{U(c)} \left(\frac{\partial y}{\partial k} - \rho \right) = -\frac{c}{k} \left[(1 - \alpha)(1 - \beta) A \left(\frac{h_p}{h_g} \right)^{\alpha} \left(\frac{h_g}{k} \right)^{1-\alpha} - \rho \right] \quad (11)$$

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{k} \left[(1 - \alpha)(1 - \beta) A \left(\frac{h_p}{h_g} \right)^{\alpha} \left(\frac{h_g}{k} \right)^{1-\alpha} - \rho \right] \quad (12)$$

由(12)式可以看出,消费贴现率 ρ 的大小决定了消费增长的符号。当消费贴现率小于物质资本的边际产出时,能拉动消费增长。

根据政府教育投入的预算约束: $y = h_g / \phi$,假设沿着经济平衡增长路径的线性税率 $\phi = h_g / y$ 为常数且满足 $0 < \phi < 1$,则 h_g 亦为常数,由此可得人均政府教育投入的均衡增长路径:

$$h_g / k = (A \phi)^{1/(1-\alpha)} \quad (13)$$

其中, $\phi = h_p / h_g$,为经济行为人(或人力资本个体)的私人教育投入与政府教育投入的比率,由于 $h_g = y, 0 < \phi < 1$,因此 $h_g > 0$ 。

经济体的均衡增长路径由(3)式给定,又由(2)式可知,在均衡条件下的生产函数为 AK 型生产函数,因此在均衡增长路径上人均消费、人均人力资本、人均物质资本和人均产出的增长率是相同的、恒定的,即 $\frac{\dot{c}}{c} = \frac{\dot{h}}{h} = \frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{y}}{y}$,这意味着在均衡状态下经济行为人采取的行动具有一致性。

将(13)式代入(10)式得出最优增长率 ρ 的表达式为:

$$\rho = \frac{1}{k} \left[(1 - \alpha)(1 - \beta) (A \phi)^{1/(1-\alpha)} - \rho \right] \quad (14)$$

对(14)式中 ρ 求导有:

$$\frac{d\rho}{d\phi} = \frac{1}{k} \left[(1 - \alpha)(1 - \beta) (A \phi^{-(\alpha-1)})^{1/(1-\alpha)} \right] > 0 \quad (15)$$

(15)式进一步表明了经济增长率 ρ 与非政府教育投入 h_p 和政府教育投入 h_g 比率 ϕ 之间的关系。由于 $\frac{d\rho}{d\phi} > 0$,可见非政府教育投入 h_p 和政府教育投入 h_g 比率 ϕ 对经济增长具有正向作用。这说明在其他条件不变的情况下,随 ϕ 的提高而提高,即非政府教育投入 h_p 应该随着政府教育投入 h_g 加大而加大才会有利于保持经济持续增长。

进一步地,对(14)式中的 ρ 求二阶导:

$$\frac{\partial^2 \rho}{\partial \phi^2} = \frac{(\alpha - 1)}{(1 - \alpha)^2} \left[(1 - \alpha)(1 - \beta) (A \phi^{-(\alpha-1)})^{1/(1-\alpha)} \right] \quad (16)$$

由(16)式可知:

$$\text{当 } \alpha > (1 - \alpha), \text{ 则 } \frac{\partial^2 \rho}{\partial \phi^2} > 0 \quad (17a)$$

$$\text{当 } \alpha = (1 - \alpha), \text{ 则 } \frac{\partial^2 \rho}{\partial \phi^2} = 0 \quad (17b)$$

$$\text{当 } \alpha < (1 - \alpha), \text{ 则 } \frac{\partial^2 \rho}{\partial \phi^2} < 0 \quad (17c)$$

(17a)、(17b)和(17c)式表明,在其他条件不变的情况下,当人均非政府教育投入的产出弹性大于人均物质资本的产出弹性 $(1 - \alpha)$ 时,非政府教育投入与政府教育投入的比率 ϕ 对经济增长而

言,其边际效益是递增的($\frac{d}{d\phi} > 0$);相反,若人均非政府教育投入的产出弹性 小于人均物质资本的产出弹性($1 - \phi > \alpha$)时,非政府教育投入与政府教育投入的比率 ϕ 对经济增长的边际效益是递减的($\frac{d}{d\phi} < 0$);此时增加非政府教育投入可提高经济增长率,直至人均非政府教育投入的产出弹性 等于人均物质资本的产出弹性($1 - \phi = \alpha$)时,其边际效益为零($\frac{d}{d\phi} = 0$),此时,经济增长将达到一种稳态。

三、研究设计

(一)基本模型及变量定义

在一定时期内,教育投入可以看作一种人力资本投资,即通过教育投入形成人力资本积累对长期经济增长产生影响;同时各类教育投入也可看作当期的教育消费,对当期的经济增长具有一定的短期效应。因此可建立用于解释政府和非政府教育投入对增长的影响的模型 1,变量为经济增长、物质资本投入、劳动力、政府教育投入和非政府教育投入。此外,在本文理论分析(2)式基础上,还将建立模型 2 来检验教育投入对人力资本的直接影响,变量为 人力资本、政府教育投入和非政府教育投入。本文数据为 1996—2005 年中国 31 个省、区、市(以下均简称省)的面板数据,来源于《中国统计年鉴》、《中国经济年鉴》和《重庆市统计年鉴》有关各年本。

教育投入对经济增长影响的模型 1 的关系写为:

$$Y_{it} = c + \alpha_1 K_{it} + \alpha_2 L_{it} + \alpha_3 EG_{it} + \alpha_4 EP_{it} + \mu_{it} \quad (18)$$

同样,体现教育投入与人力资本之间关系的模型 2 可写为:

$$HC_{it} = c + \alpha_1 EG_{it} + \alpha_2 EP_{it} + \mu_{it} \quad (19)$$

其中, i 为地区(省、自治区或直辖市), t 表示时间(1996—2005年), c 为截距, μ 和 μ 为各自模型中的随机扰动项。其他变量定义及计算方法如下:

1. Y ,各省实际 GDP 增长率。

2. K ,各省固定资产投资增长率。计算方法为 $K_{it} = \dot{K}_{it} / K_{it}$,其中, \dot{K}_{it} 为地区 i 第 t 年的新增固定资产投资额; K_{it} 为地区 i 第 t 年的资本存量;对于资本存量的计算我们采用由 Goldsmith 于 1951 年创立的永续盘存法,其计算公式为: $K_{it} = \dot{K}_{it} + (1 - \delta) K_{i,t-1}$,其中 δ 为折旧率,在此设 $\delta = 5\%$;本文进行实证分析的数据主要是采用 1996—2006 年间的统计数据,因此,我们将 1995 年的资本存量设为资本存量 K_{it} 的初值。

3. L ,各省每年新增劳动力增长率。

4. EG ,各省政府教育投入增长率,取各省财政性教育支出增长率指标。

5. EP ,各省非政府教育投入增长率,非政府教育投入用各省全部教育经费减去各省的财政性教育经费计算而得。

6. HC ,各省人力资本增长率。地区人力资本总量的计算方法为:各类受教育人口的人力资本之和,其中,各类受教育人口人力资本分别以初等教育(设定教育年限为 6 年,主要指小学阶段)、中等教育(设定教育年限为 12 年,包括初中、高中和中专)及高等教育(设定教育年限为 16 年以上,为

永续盘存法可表示为 $K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1}$,其中 K_t 为 t 时期的资本存量, I_t 为同期投资量, $\delta > 0$ 为资本折旧率(假定资本重置率与折旧率相等)。数学上已证明,当时间足够长时, K_t 收敛,即初始资本量 K_0 的选择对较长时间后的 K_t 影响不大。

大专及以上学历程度)的社会收益率乘以相应的教育年限,采用分段函数进行加总而得。其中,各级受教育人口的社会收益率采用 Hossain(1997)对中国 1993 年各级教育的社会收益率的估算标准(各省各级教育人口的人均人力资本视为地区间趋同)。

(二)数据直观分析

我们将上述数据进行整理发现,在 1996—2005 年,中国各省的非政府教育投入(EP)与政府教育投入(EG)之比($\phi = EP/EG$)的平均数值区间在 0.049—0.8 之间,差异非常大。因此可将 31 个省按照 ϕ (0.049—0.45)、 ϕ (0.45—0.55)和 ϕ (0.55—0.80)三个标准分为地区 I、地区 II 和地区 III。地区 I 包括的省(市)有北京、西藏、青海、云南、宁夏、新疆、内蒙古、贵州、甘肃、吉林、黑龙江和辽宁;属于地区 II 的省(市)有天津、上海、广西、山西、河北、山东、河南、海南、福建、安徽和四川;属于地区 III 的省(市)有陕西、江西、重庆、江苏、广东、浙江、湖南和湖北等地区。据此,我们将全国和地区 I、地区 II 以及地区 III 1996—2005 年的教育投入比、人力资本以及经济增长的平均增长速度进行图表分析,能够直观地体现教育投入比、人力资本以及经济增长之间的关系(参见图 1)。

图 1(a)表明,1996—2005 年,中国教育投入比的平均增长速度略快于经济增长的平均速度;从图 1(b)和图 1(d)的情况来看,地区 I 和地区 III 教育投入比的平均增长速度明显快于相对应地区经济增长的平均速度;而图 1(c)显示,地区 II 教育投入比的平均速度与经济增长的平均增长速度基本一致。此外,图 1 还显示了自 2003 年以来,全国和各地区的教育投入比和经济的的增长基本趋势不变,但人力资本均呈现出负增长的趋势。

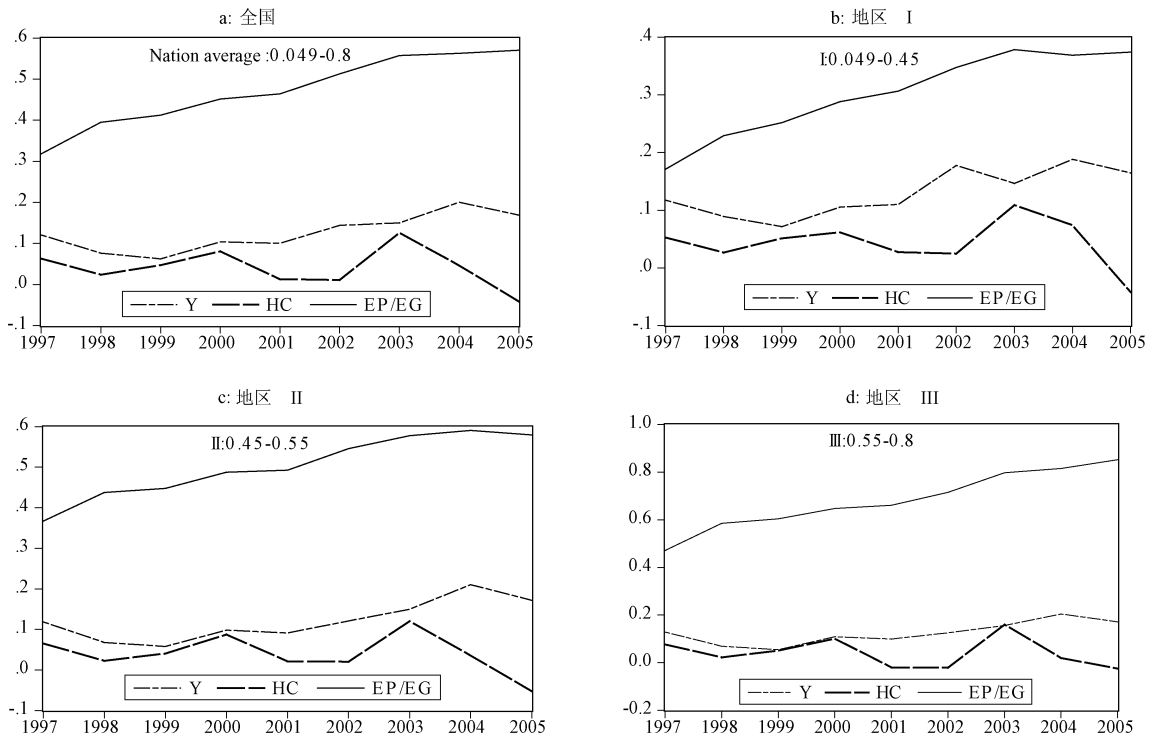


图 1 全国及三类地区的教育投入比、人力资本与经济增长的趋势比较

(三)检验方法和步骤

人力资本测算过程中,由于教育的个人收益率中包括社会补贴部分的收益,对整个经济体来说不是社会的产出,而是一种转移支付,因此,通常选择社会收益率作为测算人力资本的依据。参见 Hossain(1997)及黎德福等(2006)。

结合本文变量和数据的特点,我们将用协整的理论方法和误差修正模型(ECM)来分析教育投入、人力资本及经济增长之间的关系。首先,运用误差修正模型注重对变量之间短期关系的解释。将采用 Engle-Granger 两步法对误差修正模型进行估计(Engle-Granger,1987),这种方法能较好地解释变量不多、时间跨度不长的面板数据之间的关系,有利于削弱原模型的多重共线性以及残差的序列相关性。其次,在考察原模型协整关系的前提下,直接对面板数据进行协整方程的估计。由此,本文具体的检验方法和步骤如下:

1. 面板数据单位根检验方法的选择

本文采用 LLC 检验、IPS-W 检验、ADF-Fisher 检验和 PP-Fisher 检验四种方法进行变量及 OLS 回归后残差的单位根检验,取这四种检验方法一致的结果作为基本判断。如果数据的水平值均不能拒绝有单位根的假设,表明需要进行差分,以满足 Engle-Granger 两步法的同阶单整的条件。

2. 面板数据的协整检验

运用 OLS 法对面板数据模型进行估计,可分别得到模型 1 的回归系数 $\beta_1 - \beta_4$ 及模型 2 的回归系数 γ_1 和 γ_2 以及残差序列 μ_{it} 和 ν_{it} ,将相应模型的残差 μ_{it} 和 ν_{it} 重新建立协整方程。

此时,模型 1 和模型 2 的残差估计式分别为:

$$\mu_{it} = \rho_1 \mu_{i,t-1} + \beta_1 K_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 EG_{it} + \beta_4 EP_{it} + \epsilon_{it} \quad (20)$$

$$\nu_{it} = \rho_2 \nu_{i,t-1} + \gamma_1 EG_{it} + \gamma_2 EP_{it} + e_{it} \quad (21)$$

分别对(20)式和(21)式进行回归得到的系数 ρ_1 和 ρ_2 的估计值 $\hat{\rho}_1$ 和 $\hat{\rho}_2$ 进行单位根检验。如果 μ_{it} 、 ν_{it} 都是平稳的,则表明面板数据的各变量之间具有协整关系。

3. 误差修正模型的估计

用 OLS 法进行回归并逐个删除方程中 t 统计量不显著的项,建立起误差修正模型用于短期关系的检验。

模型 1 和模型 2 的误差修正模型分别写为:

$$Y_{it} = c_i + \sum_{m=1}^n \beta_m Y_{i,t-m} + \sum_{m=1}^n \beta_{1m} K_{i,t-m} + \sum_{m=1}^n \beta_{2m} L_{i,t-m} + \sum_{m=1}^n \beta_{3m} EG_{i,t-m} + \sum_{m=1}^n \beta_{4m} EP_{i,t-m} + ECM_{it} + \mu_{it} \quad (22)$$

$$HC_{it} = c_i + \sum_{m=1}^n \gamma_m HC_{i,t-m} + \sum_{m=1}^n \gamma_{1m} EG_{i,t-m} + \sum_{m=1}^n \gamma_{2m} EP_{i,t-m} + ecm_{it} + \nu_{it} \quad (23)$$

(22)式和(23)式分别是对各个变量采用一阶差分运算,其中 ECM_{it} 和 ecm_{it} 相当于(18)和(19)式中的 μ_{it} 和 ν_{it} ,表示误差修正模型的长期均衡误差。 ρ_1 和 ρ_2 为长期均衡误差的系数,如果 ρ_1 和 ρ_2 不为零,则相应的误差修正模型可靠;反之,如果 ρ_1 和 ρ_2 为零,则相应的误差修正模型不可靠。

4. 长期因果关系的检验

在确定面板数据的协整关系后,可直接得到一种相对于一阶单整时间序列而且具有长期趋势的静态协整方程,以体现面板数据的模型 1 和模型 2 的长期因果关系。

四、对实证结果的分析

根据上文的分析方法,我们首先对 1996—2005 年面板数据的水平值和一阶差分进行单位根

Engle-Granger 两步法的基本步骤为:第一步,进行协整回归(OLS 法),检验变量间的协整关系,估计协整向量(长期均衡关系参数);第二步,若协整性存在,则以第一步求到的残差作为非均衡误差项加入到误差修正模型中,并用 OLS 法估计相应参数。



检验(参见表1)。结果显示,各变量的水平值均不能通过检验;而各变量的一阶差分值均能通过 ADF-Fisher 和 PP-Fisher 检验,这一结果能够初步说明解释各变量之间具有同阶单整的性质,因此可用一阶差分值进行回归及残差的 OLS 估计。

表 1 单位根检验表

φ 值区间内的地区	变量	水平值				一阶差分值			
		LLC	IPS-W	ADF-Fisher	PP-Fisher	LLC	IPS-W	ADF-Fisher	PP-Fisher
全国: 0.049-0.8	Y	1.032	4.327	22.033	8.673	-21.007*	-4.289***	110.848***	194.781***
	K	0.451	2.897	32.987	24.678	-2.407**	-0.376	121.588***	110.603***
	L	7.138	-0.759	17.249	23.346	-10.502***	15.578***	233.158***	181.651***
	HC	-4.322***	0.423	68.798	82.510	-9.659***	-4.273***	133.285***	244.773***
	EG	6.757	10.279	4.294	5.564	-7.982***	-5.673***	61.359***	51.926***
	EP	-15.775***	0.925	86.437**	128.800***	-10.768***	-5.845***	158.174***	174.171***
地区 0.049-0.45	Y	9.568	11.418	0.874	4.448	-113.819***	-7.068***	52.427***	68.514***
	K	7.528	10.495	1.303	1.442	2.734*	3.651	40.277**	40.136**
	L	-2.306	-1.232	36.715**	24.715	-2.306	-1.232	36.715**	24.715**
	HC	-8.821***	-0.545	31.065	27.058	-9.173***	-3.362***	57.321***	87.852***
	EG	-18.261	-0.887	43.861***	48.187***	-5.193***	-0.841	43.861***	48.187***
	EP	-7.118*	0.908	40.614	47.594**	-9.288***	-2.538***	50.355***	39.389**
地区 0.45-0.55	Y	10.985	10.712	0.099	0.109	8.098*	1.100	30.831*	79.681***
	K	9.021	8.853	0.594	0.035	-13.076*	-3.910***	47.126***	50.821***
	L	-2.569*	-0.807	25.769	25.710	-5.663*	8.654**	59.922***	52.075***
	HC	0.448	1.999	8.384	20.034	1.453	-0.624	28.042*	68.669***
	EG	-3.908*	0.486	22.366	18.062	-7.143*	-0.965*	39.459**	46.336***
	EP	-6.779**	-1.419*	40.025**	48.061***	-5.583***	75.435***	90.155***	33.226***
地区 0.55-0.8	Y	-2.770***	1.459	10.116	0.750	-2.868*	-0.610	27.591**	46.587***
	K	7.378	7.256	1.263	0.014	-1.236	23.755*	23.049**	23.049**
	L	5.825	-0.864	2.011	4.119	-4.272***	9.685***	64.213***	45.321***
	HC	-2.548***	0.563	12.148	13.423	-5.147**	-2.277**	33.983***	72.143***
	EG	1.543	4.226	2.194	1.354	-8.492***	-3.171***	41.977***	38.819***
	EP	-10.742*	-1.198	35.964***	28.566**	-27.853***	-3.421***	46.051***	66.643***

注: *、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的显著水平。

表 2 残差单位根检验结果表

φ 值区间内的地区	模型 1: μ_{it}				模型 2: ϵ_{it}			
	LLC	IPS-W	ADF-Fisher	PP-Fisher	LLC	IPS-W	ADF-Fisher	PP-Fisher
全国: (0.049-0.8)	-10.453***	-3.775***	119.507***	110.409***	-4.202***	-4.037***	122.585***	115.938***
地区: (0.049-0.45)	-6.759***	-2.846**	52.511*	64.614***	-2.750	-219.872**	45.4056***	71.8619**
地区: (0.45-0.55)	-6.036***	-3.947***	59.159***	62.389***	2.863	14.713	10.890	5.772
地区: (0.55-0.8)	-2.926*	-1.216*	25.616*	29.773**	-8.835***	-3.817***	46.267***	22.684

注: *、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的显著水平。

表 2 为 (20) 式和 (21) 式的残差单位根检验结果:通过 (20) 式对残差序列的面板单位根检验结果显示,各变量之间均具有不同显著程度的协整关系,表明固定资产投入 K、劳动力 L、政府教育投

入 EG 和非政府教育投入 EP 对于经济增长 Y 均具有长期的因果关系;通过 (21) 式对残差序列的面板单位根检验的结果显示,除了地区 之外,政府教育投入 EG 及非政府教育投入 EP 对于人力资本 HC 同样具有长期的因果关系。因此我们将剔除误差修正模型对地区 教育投入对人力资本的因果关系的解释,而保留误差修正模型对全国、地区、地区 教育投入对人力资本的因果关系的解释。

(一) 政府和非政府教育投入与经济增长

1. 短期因果关系

表 3 为政府教育投入 EG 和非政府教育投入 EP 对经济增长 Y 的短期因果关系误差修正结果表。在检验过程中,将滞后项 m 设为 2,并用 Y_{t-4} 和 Y_{t-3} 作为 Y_{t-2} 和 Y_{t-1} 的工具变量进行工具变量法参数估计。结果表明,计量模型 1 的误差修正项 ECM 的回归系数 不为零,因此,该误差修正模型可靠。

表 3 教育投入与经济增长短期因果关系表

变量	全国 (ϕ 0.049 -0.8)	地区 (ϕ 0.049 -0.45)	地区 (ϕ 0.45 -0.55)	地区 (ϕ 0.55 -0.8)
Y_{t-1}	0.185076***	0.138954	0.351289***	-0.099991
Y_{t-2}	0.108805*	0.222663*	0.057145	-0.118131**
K_{t-1}	0.114689***	0.125608*	0.197706***	0.134527*
K_{t-2}	-0.012879	-0.061156	-0.051604	-0.046338*
L_{t-1}	0.129666*	-0.091770	-0.017237	0.483086**
L_{t-2}	-0.113219*	-0.089994	-0.488285***	0.389054*
EG_{t-1}	0.049900	0.003503	0.048558	0.122468
EG_{t-2}	0.084611**	0.049996	0.157255*	0.149537*
EP_{t-1}	0.014063	0.029930	-0.054861	0.016848
EP_{t-2}	0.004556***	-0.038012	0.050466	0.244098***
ECM_t	0.185076***	0.138954	0.351289***	-0.099991
R^2	0.443664	0.362092	0.615284	0.584737
$D. W.$	2.436	2.211	2.845	1.877

注: *、**和***分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的显著水平。

从全国范围来看, EP 和 EG 的系数显著为正,表明政府和非政府教育投入对经济增长具有短期的正向效应; K 的系数显著为正, L_{t-1} 的系数为正, L_{t-2} 的系数为负,但 L_{t-1} 的系数的绝对值略大于 L_{t-2} 的系数,表明了劳动力对短期经济增长有较弱的正相关关系。这一结果可适当解释中国经济增长有可能建立在物质资本投入及低水平的劳动密集型基础之上。

从地区—地区 的教育投入、劳动力与经济增长的误差修正估计结果来看,地区 的检验结果不明显。地区 的 L_{t-2} 对于 Y_{t-2} 有显著的负相关关系,且系数较大($\beta_2 = -0.488285$,在 0.01 的显著水平上),而 EG 对于 Y_{t-2} 呈现出显著的正相关关系($\beta_3 = 0.157255$ 且在 0.1 的显著水平上),表明加大对地区 的政府教育投入对于这些地区经济增长具有重要意义。地区 的 EP 、 EG 和 L 都显著为正,在一定程度上证实了本文第二部分的理论分析结果,说明当前中国教育投入比高的地区能够保持经济的稳定增长。

2. 长期因果关系

表 4 为政府教育投入 EG 和非政府教育投入 EP 对经济增长 Y 长期关系的协整方程估计结果。我们发现,1996—2005 年全国的物质资本 K 和劳动力 L 对经济增长 Y 都具有长期作用,而政府教

育投入 EG 和非政府教育投入 EP 的系数都不明显。

在地区一地区中,除了地区的物质资本投入 K 对于长期经济增长有负向作用之外,三类地区的物质资本和劳动力对长期经济增长都具有正向作用。这表明教育投入比较高的省份如浙江、江苏、广东等地区的成长方式需要逐渐朝着由物质资本推动型向人力资本推动型过渡的方向发展。表 4 结果还表明,地区的非政府教育投入对于长期经济增长具有负向作用,这从一定程度上说明除了北京之外,包括西藏、青海、云南、宁夏、新疆、内蒙古、贵州等西部不发达地区的非政府教育投入水平低,并长期依赖于物质资本要素投入以及政府教育投入等来推动长期经济增长。此外,地区和地区的政府和非政府教育投入对于长期经济增长的作用都不显著。

表 4 教育投入与经济增长的协整方程表

变量	全国 (ϕ 0.049 -0.8)	地区 (ϕ 0.049 -0.45)	地区 (ϕ 0.45 -0.55)	地区 (ϕ 0.55 -0.8)
K	0.221***	0.210***	0.311***	-0.107*
HC	0.127***	0.199***	0.087*	0.138*
EG	-0.062			-0.005
EP	-0.013	-0.035***		0.013
R ²	0.456	0.533	0.560	0.301
D.W	2.02	2.12	2.00	1.98

注: *、**和***分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的显著水平;协整方程中 α_i 为固定效应模型截距,由于各省 α_i 的值均不同且罗列较多,在此省略,并不会影响到模型结果的分析。

(二)政府和非政府教育投入与人力资本

在政府教育投入 EG 和非政府教育投入 EP 与人力资本 HC 关系的检验过程中(表 5),我们同样将滞后项 m 设为 2,并用 HC_{t-4} 和 HC_{t-3} 作为 HC_{t-2} 和 HC_{t-1} 的工具变量进行工具变量法参数估计,结果表明,计量模型 2 的误差修正项 ecm_t 的回归系数不为零,表明误差修正模型可靠。

表 5 教育投入与人力资本短期因果关系表

变量	全国(ϕ 0.049 -0.8)	地区 (ϕ 0.049 -0.45)	地区 (ϕ 0.55 -0.8)
HC_{t-1}	-0.014730(-0.74675)	-0.113490(-0.10304)	0.0007465(0.02296)
HC_{t-2}	0.083702(0.27796)***	0.02597(0.14304)*	0.019970(2.03708)**
EG_{t-1}	-0.123918(-1.83373)**	-0.140315(-1.19009)	0.056460(0.67632)
EG_{t-2}	0.291684(4.64569)***	0.292172(2.76556)	0.324592(3.87276)***
EP_{t-1}	0.012056(0.46707)	0.038801(1.04085)***	0.144316(2.30463)**
EP_{t-2}	0.068382(2.64935)***	0.101263(1.33895)	-0.034626(-0.61750)
ecm_t	0.009475(2.16907)**	-0.001462(-0.58026)	0.009317(1.14849)
R ²	0.578457	0.493123	0.518314
D.W.	2.032	1.902	2.015

注: *、**和***分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的显著水平。

1. 短期因果关系

从 1996—2005 年全国面板数据的估计结果来看, EP 和 EG 的系数显著为正, EG 的系数为负,但 $|t_{(4,t-1)}| = 0.291684 > |t_{(4,t)}| = 0.123918$,说明政府和非政府教育投入都是人力资本积累的短期原因。

从地区和地区的检验结果来看,地区的政府教育投入是这一类地区人力资本形成的短期原因。在这类地区中,除了北京之外,包括西藏、青海、云南、宁夏、新疆、内蒙古、贵州等地区大多

属于西部不发达省份,因此当前加大对这类地区的政府教育投入对于人力资本的积极作用是十分重要的。地区的政府和非政府教育投入对于人力资本的形成则呈现出正向作用(EG_{t-2} 和 EP_{t-1} 的系数显著为正),但教育投入对于人力资本的正面影响效果不大(HC_{t-2} 的系数仅为0.019970, HC_{t-1} 的效果则不显著),这说明虽然陕西、江西、重庆、江苏、广东、浙江、湖南和湖北八个地区的教育投入比相对较高,但由于这些地区自身人力资本水平很高,进一步加大教育投入未必能够使短期人力资本水平得到进一步提高。

2. 长期因果关系

表6是教育投入对人力资本形成长期关系的估计结果。我们发现,地区的非政府教育投入对于人力资本具有显著的正向作用。这一结果说明,除了北京之外,包括西藏、青海、云南、宁夏、新疆、内蒙古、贵州等西部不发达省份的非政府教育投入对人力资本积累作用的弹性较之于其他地区高。此外,全国和地区的非政府教育投入对于人力资本积累已经产生了一定的负相关作用。

表6 教育投入与人力资本的协整方程估计表

变量	全国 (ϕ 0.049 -0.8)	地区 (ϕ 0.049 -0.45)	地区 (ϕ 0.55 -0.8)
HC	- 0.175***	- 0.167	- 0.164
EG	- 0.019	- 0.005	- 0.039
EP	- 0.005	0.039***	- 0.019*
R ²	0.337	0.461	0.392
D. W.	1.81	1.77	1.74

注: *、**和***分别表示在0.01、0.05和0.1的显著水平;协整方程中 α_i 为固定效应模型截距,由于各省 α_i 的值均不同且罗列较多,在此省略,并不会影响到模型结果的分析。

五、结 论

本文在Lucas(1988)和Rome(1990)等的基础上,将人力资本的教育投入分为非政府教育投入和政府教育投入两类,分析了均衡条件下这两类教育投入比与长期经济增长的关系:在其它条件不变的情况下,非政府教育投入并不是越多越好,而需要充分考虑非政府教育投入与物质资本的产出弹性;当人均私人教育投入的产出弹性等于人均物质资本投入的产出弹性时,能够保持经济稳定增长。据此,我们运用1996—2005年中国31个省(市、区)的数据进行的分类比较和实证研究,结果表明:从整体上看,无论是作为人力资本投资的不同主体教育投入,还是作为短期的教育消费支出,中国政府和非政府教育投入对于人力资本的积累和经济增长的效应是十分明显的。但通过不同教育投入水平的三类地区的实证分析结果发现,教育投入比最低的这类地区(除了北京和西藏),包括东北三省和西部不发达地区的物质资本投入是拉动经济增长主要因素,这类地区非政府教育投入的提高将对人力资本积累水平的提高产生积极影响,也将有利于保持这类地区经济增长的长期性。此外,实证分析结果还显示,教育投入比最高的这类地区也是中国人力资本水平相对较高的地区,其不同主体教育投入无论对于人力资本的形成还是对于当期经济增长的因果关系都不显著。上述结论表明,当考虑到教育投入比、人力资本与经济增长的地区差异时,政府不仅可以通过转移支付制度的完善来调整各地区的教育投入水平,而且能够在区域间产业结构调整以及劳动力流动管理等方面有所作为。

参考文献

- 黎德福、陈宗胜,2006:《改革以来中国经济是否存在快速的效率改进?》,《经济学(季刊)》第1期。
 廖楚晖,2004:《政府教育支出区域间不平衡的动态分析》,《经济研究》第6期。

- 刘海英、赵英才:2004:《人力资本“均化”与中国经济增长质量关系研究》,《管理世界》第11期。
- 杨小凯,2003:《经济学——新兴古典与新古典框架》,社会科学文献出版社。
- Arrow, K. J. , 1962 , “ The Economic Implications of Learning by Doing ” , *Review of Economic Studies* , 29 , pp73 —155 ;
- Becker , G. S. , and Barro , R. J. , 1988 , “ A Reformulation of the Economic Theory of Fertility ” , *Quarterly Journal of Economics* , 103 , 1 — 26.
- Blankenau , W. P. , and Simpson , N. B. , 2004 , “ Public Education Expenditures and Growth ” , *Journal of Development Economics* , 73 (2) , pp583 —605.
- Bray , M. , 1996 , “ Counting the Full Cost : Parental and Community Financing of Education in East Asia ” , Washington , D. C. : The World Bank in collaboration with Unicef.
- Creedy , J. , and Gemmell , N. , 2002 , “ Publicly Financed Education in an Endogenous Growth Model ” , Working Paper No. 02/24 , New Zealand Treasury.
- Cruz , A. , and Iza , Amaia , 2006 , “ Life Expectancy , Human Capital , Social Security and Growth ” , *Journal of Public Economics* , 90 (12) , pp2323 —2349.
- Engle , R. F. , and Granger , C. W. J. , 1987 , “ Cointegration and Error Correction : Representation , Estimation and Testing ” , *Econometrica* , 55 , pp251 —276.
- Frederic , Docquier , and Oliver Paddison , 2003 , “ Social Security Benefit Rules , Growth and Inequality ” , *Journal of Macroeconomics* , 25 , pp47 —71.
- Gomm , G. , and Ravikumar , B. , 1998 , “ Flat-Rate Taxes , Government Spending on Education and Growth ” , *Review of Economic Dynamics* , 1 (1) , pp306 —325.
- Gomm , G. , and Ravikumar , B. , 2003 , “ Public Education and Income Inequality ” , *European Journal of Political Economy* , 19 , pp289 — 300.
- Godsmith , R. A. , 1951 , “ Perpetual Inventory of National Wealth ” , In : *Studies in Income and Wealth* 14. NBER : New York.
- Hong-Sang , Jung , and Erik , Thorbecke , 2003 , “ The Impact of Public Education Expenditure On Human Capital , Growth , and Poverty In Tanzania and Zambia : a General Equilibrium Approach ” , *Journal of Policy Modeling* , 25 , pp701 —725.
- Hossain , Shaikh I. , 1997 , “ Making education in China equitable and efficient ” , World Bank Policy Research Working Paper , No. 1814.
- Kevin , Sylwester , 2000 , “ Income Inequality , Education Expenditures , and Growth ” , *Journal of Development Economics* , 63 , pp379 —398.
- Kevin , Sylwester , 2002 , “ Can Education Expenditures Reduce Income Inequality ? ” , *Economics of Education Review* , 21 , pp43 —52.
- Lucas , R. E. , 1988 , “ On the Mechanism of Economic Development ” , *Journal of Monetary Economics* , 22 , pp3 —42.
- Levin , A. , Lin , C. F. , and Chu , C. , 2002 , “ Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite-Sample Properties ” , *Journal of Econometrics* , 108 , pp1 —24.
- Nikos , C. Varsakelis , 2006 , “ Education , Political Institutions and Innovative Activity : A Cross-Country Empirical Investigation ” , *Research Policy* , 35 , pp1083 —1090.
- Psacharopoulos , G. , 1984 , *The Contribution of Education to Economic Growth : International Comparisons* , Cambridge : American Enterprise Institute/Ballinger Publishing Company.
- Psacharopoulos , G. , and Patrinos , A. , 2004 , “ Returns to Investment to Education : A Further Update ” , *Education Economics* , 12 (2) , pp111 —134.
- Penrose , P. , 1993 , “ Affording the Unaffordable : Planning and Financing Education Systems in Sub-Saharan Africa ” , *Occasional Papers on Education* 7 , London : Overseas Development Administration.
- Romer , P. M. , 1990 , “ Endogenous Technological Change ” , *Journal of Political Economy* , 98 (5) , pp77 —102.
- Samuelson , P. A. , 1958 , “ An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money ” , *Journal of Political Economic* , 66 , pp467 —482.
- Samuelson , Paul , A. , 1975 , “ Optimum Social Security In a Lifecycle Growth Model ” , *International Economic Review* , 16 (3) , pp539 — 544.
- Van , Zon , A. , and Nuysken , J. , 2001 , “ Health and Endogenous Growth ” , *Journal of Health Economics* , 20 , pp85 —169.
- Viaene , J. M. , and Zicha , I. , 2003 , “ Human Capital Formation , Income Inequality and Growth ” , in Eicher T. , and Turnovsky S. , *Growth and Inequality : Issues and Policy Implication* , Cambridge : MIT Press.
- Volker , Grossmann , 2007 , “ How To Promote R&D-based Growth ? Public Education Expenditure On Scientists and Engineers Versus R&D Subsidies ” , *Journal of Macroeconomics* , 29 , pp891 —911.
- Uzawa , H. , 1967 , “ Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth ” , *International Economic Review* , 6 (18) ,

pp31—65.

Zhang, Jie, 1995, "Social Security and Endogenous Growth", *Journal of Public Economics*, 58, pp185—213.

The Ratio of Education Investment and Differences in Regional Economic Growth

Yu Lingyun

(Southwest Jiaotong University)

Abstract: Based on Lucas (1988), this paper bifurcates educational funding sources into government funding and non-government funding and explores their respective impact on long-term economic growth under equilibrium conditions. The approach to a large extent depicts the importance of non-government educational investment in long-term economic growth under certain conditions. Based upon the theoretical model established, empirical analysis was conducted using panel data in China from the period of 1996 to 2005, which indicates that government and non-government educational investment have short-term effect on human capital accumulation and economic growth in China. Furthermore, in regions where the ratio of non-government educational investment to government educational investment is low, physical capital investment is the main driver for economic growth while an increase in non-government educational investment has a particularly significant impact on human capital accumulation.

Key Words: Human Capital; Ratio of Education Investment; Differences in Regional Economic Growth

JEL Classification: O15, I22, O18

(责任编辑:成言)(校对:子璇)

(上接第 103 页)

Regional Factors and the Optimal Provision of Public Goods

Zhao Nong and Liu Xiaolu

(Institute of Economics, CASS Graduate School of CASS)

Abstract: This Paper analyzes the effects of two kinds of regional factors on the provision of local public goods. One of these regional factors is where a public goods locals in the city. The analysis shows that the social optimal quality of the public goods within the marginal area of the city is lower than that within the city center. Another regional factor is the relative location of one public goods to nearby citizens, which is turned into index marked by citizen's travel radius. While increasing the travel radius makes it possible for citizens that are far from the public goods to be able to use the public services, which leads to the rising of the social optimal quality, it also let the one who is further from the public good to be the "median voter". The correlation between public goods' optimal quality and the travel radius depends on which of these two effects is more intense. The paper also distinguishes two kinds of public goods as non-substitutive and substitutive goods according to whether they could substitute each other in meeting citizens' needs and analyzes the differences between their social optimal quality and quantity, taking into the influences of regional factors.

Key Words: Median Voter; Regional Factors; Non-substitutive Public Goods; Substitutive Public Goods

JEL Classification: H41, O18, R53

(责任编辑:唐寿宁)(校对:子璇)

143