公共教育政策、经济增长与人力资本溢价*

郭庆旺　贾俊雪

内容提要:本文构建一个包含基础教育和高等教育的两阶段人力资本积累模型,考察公共教育支出规模、结构和高等教育可获取性对不同教育背景的家庭的人力资本投资行为、熟练和非熟练劳动力的相对供给和相对效率的影响,揭示出公共教育政策对经济增长和人力资本溢价的影响机制。基于中国省份经济的实证研究表明,我国地方公共教育投入政策并未充分发挥对地区经济增长的促进作用,且不利于缩小劳动力工资差异;教育资源更多地向基础教育倾斜将更好地促进我国地区经济增长,也有利于降低人力资本溢价水平,但后一种影响并不显著;中等职业技术教育支出和高等教育支出政策对地区经济增长和人力资本溢价水平的影响总体上较为模糊;高校扩招政策有助于降低人力资本溢价水平,但对地区经济增长的促进作用并不显著。

关键词:公共教育政策　经济增长　人力资本溢价

一、引　言

长期以来,学术界一直致力于从理论和实证两个层面澄清公共教育政策对经济增长和收入分配的影响。目前的理论研究主要是在内生经济增长框架内,通过较好地刻画人力资本形成过程以深入剖析公共教育政策对经济增长和收入分配的作用。一些研究认为,公共教育支出规模增加不仅有助于经济增长,也有助于缩小收入分配差距(Glomm and Ravikumar,1992; Viaene and Zilcha,2006)。但也有研究指出,公共教育支出对经济增长和收入分配的影响并不确定,这取决于公共教育资源的内部配置。Lloyd-Ellis(2000)在充分考虑微观经济主体职业选择影响的基础上,指出教育资源向高等教育倾斜会产生"涓滴(trickle-down)效应",但它会被基础教育质量下降带来的负面影响所抵消,从而导致收入差距增大进而不利于经济增长。Su(2004)利用一个两阶段人力资本积累模型指出,教育资源配置政策对经济增长和收入分配的影响与经济发展水平有关——对于欠发达国家,资源向基础教育倾斜有助于经济增长和收入分配公平。就实证研究而言,目前主要集中于公共教育支出规模的经济增长效应,但并未给出一致结论。Barro and Sala-I-Martin(1999)指出,公共教育支出对经济增长具有显著的促进作用;Easterly and Rebelo(1993)的研究则表明公共教育支出对经济增长的促进作用并不显著;Devarajan et al.(1996)基于43个发展中国家的面板数据的研究结论是公共教育支出对经济增长具有显著的抑制作用;Blankenau et al.(2006)以23个发达国家和57个发展中国家的面板数据为基础得到的结论是,公共教育支出对发达国家的经济增长具有稳健的促进作用,但对发展中国家的经济增长没有什么显著影响。关于公共教育政策与收入分配的实证研究则主要集中于发达国家公共教育政策对劳动力工资差异的影响,如Fortin(2006)详细考察了美国各州高等教育政策对劳动力工资差异的影响,还鲜有关于发展中国家的研究。

* 郭庆旺、贾俊雪,中国人民大学中国财政金融政策研究中心,邮政编码:100872,电子信箱:qwguo@263.net,junxuejia@sina.com。本文是国家自然科学基金项目"中国地方政府规模与结构优化基础理论研究"(70750002)、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目"税收对国民收入分配调控作用研究"(08JZD0012)和高等学校全国优秀博士学位论文作者专项资金资助项目"国际经济环境与中国宏观经济稳定的财政货币政策研究"(200904)的阶段性成果。非常感谢匿名评审专家提出的宝贵意见。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

本文旨在深入剖析公共教育政策包括教育支出规模、支出结构以及高等教育招生规模对经济增长和收入分配的影响,并就我国公共教育政策的影响进行全面评估以深入揭示我国公共教育政策存在的问题及未来面临的挑战。考虑到收入分配问题的复杂性,我们以人力资本溢价(即不同教育背景的劳动力的工资差异)作为切入点。为此,本文首先构建一个包含基础教育和高等教育的两阶段人力资本积累模型,并在基础教育阶段和物质生产过程中引入锦标赛竞争机制和资本—技能互补效应,以更好地刻画公共教育政策对经济增长和人力资本溢价的影响:(1)教育制度具有鲜明的阶段性特色,即较高阶段的学习依赖于较低阶段的知识积累,但以往研究往往忽略这一特点。Su(2004)虽然较好地考虑了这一点,但忽视了高等教育可获取性的影响。在我国,高等教育资源十分稀缺,远远无法满足社会需求,这决定了高等教育的获取建立在竞争激烈的资格考试基础上,从而给基础教育阶段的学习带来了巨大竞争压力。本文在 Su(2004)基础上,引入锦标赛竞争机制以更好地考察阶段性教育制度和高等教育可获取性对民间人力资本投资行为和高等教育机会差异性的影响。(2)大量实证研究表明,教育背景是导致劳动工资乃至收入分配差异的主要因素(李实、丁赛,2003;Fortin,2006),但以往理论研究往往忽略不同教育背景的劳动力在生产过程中作用的差异及其对劳动工资差异的影响。Lloyd-Ellis(2000)虽然认识到了这一点,但忽略了物质资本的重要影响。Krusell et al.(2000)指出,由于知识水平和结构不同,不同教育背景的劳动力与机器设备等物质资本的互补性不同,这是人力资本溢价形成的重要原因。本文考虑两类劳动力即熟练和非熟练劳动力,并引入资本—技能互补效应以全面刻画不同教育背景的劳动力工资差异的形成机制。

在理论分析的基础上,本文进一步从省份经济视角出发,利用空间计量和面板数据模型就我国公共教育政策对地区经济增长和人力资本溢价的影响作实证研究。[①]目前,我国中小学教育和中等职业技术教育主要由地方政府负责,而且随着高等教育管理体制转变为"以地方办学为主、中央与地方分级管理"模式,地方政府在高等教育发展中的作用也越来越突出:2006 年,地方政府承担了全国财政性教育经费的 89.1%,预算内教育经费的 88.5%;我国普通高校共有 1867 所,其中隶属于中央部委的仅有 111 所。因此,以省份经济作为考察对象有助于我们更好地探究公共教育政策的影响。但这也给我们的实证研究带来一定困难——省际间劳动力流动和贸易交往致使地区经济增长具有很大的空间相关性,这种内生性问题会导致一般面板数据模型的估算存在较大偏差。另一方面,经济增长和人力资本溢价也会对人们的教育需求进而对公共教育政策产生影响,这种内生性问题同样会带来估算偏差。为了更好地校正内生性带来的估算偏差,本文分别采用动态空间面板数据模型和系统 GMM 以及工具变量两阶段面板数据模型。

二、理论模型

本文构建包含基础教育和高等教育的两阶段人力资本积累模型,引入锦标赛竞争机制、教育拥挤效应和资本—技能互补效应,以期更好地刻画人力资本积累和人力资本溢价形成的机制。[②]

(一)政府

鉴于我国民间办学规模尚小,我们不妨假设所有学校教育均由政府负责,公共教育支出分为公共基础教育和高等教育支出,且政府通过对产出征收线性税为公共教育支出融资,则有:

$$G_{Bt+1} + G_{Ht+1} = (\theta_{Bt+1} + \theta_{Ht+1})\, G_{t+1} = \tau_t q_t \tag{1}$$

其中,G_{t+1}、G_{Bt+1} 和 G_{Ht+1} 分别为人均公共教育、基础教育和高等教育支出;θ_{Bt+1} 和 θ_{Ht+1} 分别为公共

① 目前,国内研究主要集中于公共教育支出的经济增长效应及区域间分布不均衡等问题(廖楚辉,2004;贾俊雪、郭庆旺、刘晓路,2006),还缺乏更为全面和细致的研究。

② 出于简化目的,本文没有考虑中等技术教育,但在实证研究中详细考察了中等技术教育支出比重的影响。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

基础教育和高等教育支出占公共教育支出的比重,$\theta_{Bt+1} + \theta_{Ht+1} = 1$;$q_t$ 为人均产出,τ_t 为税率。

(二)企业

企业是完全竞争的,利用人均物质资本(k_t)和人力资本(h_t)生产。经济中存在熟练和非熟练两种劳动力,只具有基础教育背景和具有高等教育背景的劳动力分别视为非熟练和熟练劳动力(Krusell et al.,2000)。熟练和非熟练劳动力的比重分别为 Θ_t 和 $1 - \Theta_t$,其平均人力资本分别为 $\bar{h}_{Ht}$ 和 $\bar{h}_{Bt}$。显然,Θ_t 取决于 $t - 1$ 期的高等教育招生规模。这两类劳动力由于知识水平和结构不同,在生产中发挥的作用存在明显差异。为了刻画这一特点,我们引入资本—技能互补效应,即物质资本与熟练劳动力的互补性高于其与非熟练劳动力的互补性,并采用双 CES 人均生产函数:

$$q_t = A[\Phi_1[\Phi_2 k_t^{\alpha} + (1 - \Phi_2)(\Theta_t \bar{h}_{Ht})^{\alpha}]^{\beta/\alpha} + (1 - \Phi_1)[(1 - \Theta_t)\bar{h}_{Bt}]^{\beta}]^{1/\beta} \tag{2}$$

其中,A 为技术参数,Φ_1,$\Phi_2 \in (0,1)$ 为份额参数,α,$\beta \in (-\infty,1)$ 为替代参数,$\beta > \alpha$ 意味存在资本—技能互补效应。企业最优化的一阶条件:

$$1 + r_t = A\Phi_1\Phi_2[\Phi_1\Omega^{\beta/\alpha} + (1 - \Phi_1)[(1 - \Theta_t)\bar{h}_{Bt}]^{\beta}]^{(1-\beta)/\beta}\Omega^{(\beta-\alpha)/\alpha}k_t^{\alpha-1} \tag{3}$$

$$w_{Ht} = A\Phi_1(1 - \Phi_2)[\Phi_1\Omega^{\beta/\alpha} + (1 - \Phi_1)[(1 - \Theta_t)\bar{h}_{Bt}]^{\beta}]^{(1-\beta)/\beta}\Omega^{(\beta-\alpha)/\alpha}(\Theta_t\bar{h}_{Ht})^{\alpha-1} \tag{4}$$

$$w_{Bt} = A(1 - \Phi_1)[\Phi_1\Omega^{\beta/\alpha} + (1 - \Phi_1)[(1 - \Theta_t)\bar{h}_{Bt}]^{\beta}]^{(1-\beta)/\beta}[(1 - \Theta_t)\bar{h}_{Bt}]^{\beta-1} \tag{5}$$

其中,$\Omega = [\Phi_2 k_t^{\alpha} + (1 - \Phi_2)(\Theta_t\bar{h}_{Ht})^{\alpha}]$,$r_t$ 为实际利率,w_{Ht} 和 w_{Bt} 分别为熟练和非熟练劳动力的实际效率工资。(4)式和(5)式表明,不同教育背景的劳动力的工资存在差异即人力资本溢价 ξ_t:

$$\xi_t = \frac{w_{Ht}\bar{h}_{Ht}}{w_{Bt}\bar{h}_{Bt}} = \frac{\Phi_1(1 - \Phi_2)}{(1 - \Phi_1)}\left[\Phi_2\left(\frac{k_t}{\Theta_t\bar{h}_{Ht}}\right)^{\alpha} + (1 - \Phi_2)\right]^{(\beta-\alpha)/\beta}\left(\frac{1 - \Theta_t}{\Theta_t}\right)^{1-\beta}\left(\frac{\bar{h}_{Ht}}{\bar{h}_{Bt}}\right)^{\beta} \tag{6}$$

(6)式表明,ξ_t 主要取决于三种效应:(1)相对供给效应,由 $\partial\xi_t/\partial[(1 - \Theta_t)/\Theta_t] > 0$ 知,非熟练与熟练劳动力投入比增加将提高人力资本溢价。(2)相对效率效应,两种劳动力替代弹性大于 1(即 $\beta > 0$)时,非熟练与熟练劳动力人力资本比提高将提高人力资本溢价。(3)资本—技能互补效应,由 $\partial\xi_t/\partial(k_t/\Theta_t\bar{h}_{Ht}) > 0$ 知,物质资本与熟练劳动力有效投入比提高将提高人力资本溢价。

(三)家庭

假设经济中有 N 个家庭,每个家庭都包含一个成年主体即父母和一个青少年主体即子女。青少年主体接受学校教育以积累人力资本,但没有经济决策能力。为了简化起见,我们不考虑人口增长,则 N 为每期人口总数也即劳动力总数。依据父母的教育背景,我们将家庭分为父母为非熟练劳动力家庭(总数为 $(1 - \Theta_t)N$,记作 F_B)和父母为熟练劳动力家庭(总数为 $\Theta_t N$,记作 F_H)。

1. 青少年主体

假设所有青少年主体都能接受基础教育,人力资本积累主要取决于三个因素,即父母的人力资本水平 h_t^i($i = F_H, F_B$)、父母对子女基础教育的投入 e_{Bt+1}^i 和人均公共基础教育投入 G_{Bt+1}。①G_{Bt+1} 等于人均公共基础教育支出,度量了基础教育质量。中国教育资源较为匮乏,各级各类学校普遍存在着拥挤现象。为此,我们引入 $N^{1-\phi_B}G_{Bt+1}$ 以捕捉基础教育拥挤效应。$\phi_B \in [0,1]$ 为拥挤因子:$\phi_B = 0$ 意味着每个学生从公共基础教育投入中获取相同服务;$\phi_B = 1$ 则表明每个学生只能从人均公共基础教育投入 G_{Bt+1} 中获益。进一步,假设人力资本积累遵循规模收益不变的 C-D 模式,则:

$$h_{Bt+1}^i = B(h_t^i)^{\varepsilon}(e_{Bt+1}^i)^{\gamma}(N^{1-\phi_B}G_{Bt+1})^{1-\varepsilon-\gamma}, 0 < \varepsilon, \gamma, 1 - \varepsilon - \gamma < 1 \tag{7}$$

其中,h_{Bt+1}^i 为青少年主体通过基础教育获取的人力资本,B 为技术参数,ε、γ 和 $1 - \varepsilon - \gamma$ 分别为 h_t^i、e_{Bt+1}^i 和 G_{Bt+1} 的人力资本积累弹性。

① Restuccia and Urrutia(2004)指出父母的人力资本对子女基础教育阶段的学习具有重要影响。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

由于教育资源限制,青少年主体在完成基础教育阶段的学习后必须通过严格的入学资格测试才能接受高等教育,而高等教育招生规模取决于公共教育政策。换言之,高等教育招生规模更多地是政策外生确定的而非经济主体自我选择的结果,这直接引发基础教育的高度竞争性,不同教育背景的家庭为了确保子女能够获取更好的教育机会而展开激烈竞赛。① 为此,我们引入锦标赛机制,将两类家庭的青少年主体视为两组参赛选手。令 $\pi_{t+1}^{i}(i = F_B, F_H)$ 为青少年主体 i 赢得竞赛的成功概率即获得高等教育的概率,则有 $\Theta_t\pi_{t+1}^{F_H} + (1 - \Theta_t)\pi_{t+1}^{F_B} = \Theta_{t+1}$。假设青少年主体能否接受高等教育完全取决于入学资格考试成绩,进而取决于他们在基础教育阶段积累的人力资本水平。因此,不妨将 $\pi_{t+1}^{F_H}$ 和 $\pi_{t+1}^{F_B}$ 设定为如下形式的竞赛成功函数:

$$\pi_{t+1}^{F_H} = h_{Bt+1}^{F_H}\Theta_{t+1}/[\Theta_t h_{Bt+1}^{F_H} + (1 - \Theta_t)h_{Bt+1}^{F_B}],\ \pi_{t+1}^{F_B} = h_{Bt+1}^{F_B}\Theta_{t+1}/[\Theta_t h_{Bt+1}^{F_H} + (1 - \Theta_t)h_{Bt+1}^{F_B}] \tag{8}$$

由(8)式可知,高等教育招生规模 Θ_{t+1} 增加将有助于提高所有青少年主体获取高等教育的概率,而在 Θ_{t+1} 一定的情况下,青少年主体能否获胜则在很大程度上取决于不同家庭人力资本投资力度和父母人力资本水平的对比。

高等教育阶段的人力资本积累与父母对子女的高等教育投入 e_{Ht+1}^{i} 和人均公共高等教育投入 G_{Ht+1} 密切相关。此外,青少年主体在基础教育阶段的知识积累会直接影响到其在高等教育阶段的学习效率。因此,我们也将 h_{Bt+1}^{i} 纳入高等教育阶段的人力资本积累函数中,并同样采用规模收益不变的 C-D 函数,则青少年主体最终的人力资本 h_{Ht+1}^{i} 为:

$$h_{Ht+1}^{i} = Z(h_{Bt+1}^{i})^{\upsilon}(e_{Ht+1}^{i})^{\eta}(N^{1-\phi_H}G_{Ht+1}/\Theta_{t+1}^{\phi_H})^{1-\upsilon-\eta},\ 0 < \upsilon,\eta,1 - \upsilon - \eta < 1 \tag{9}$$

其中,Z 为高等教育人力资本积累技术参数,υ、η 和 $1 - \upsilon - \eta$ 分别为 h_{Bt+1}^{i}、e_{Ht+1}^{i} 和 G_{Ht+1} 的人力资本积累弹性,$\phi_H \in [0,1]$ 为拥挤因子。

2. 成年主体

成年主体在工作期提供一单位无弹性劳动,获得的税后收入为 $y_t^i = (1 - \tau_t)w_{it}h_t^i$。家庭效用函数为:

$$U(c_{it}^{i}, c_{2t}^{i}, h_{t+1}^{i}) = Ln(c_{1t}^{i}) + \mu_1 Ln(c_{2t}^{i}) + \mu_2 Ln(h_{t+1}^{i}) \tag{10}$$

其中,c_{1t}^{i} 和 c_{2t}^{i} 分别为成年主体工作期和退休期的消费;$h_{t+1}^{i} = (1 - \pi_{t+1}^{i})h_{Bt+1}^{i} + \pi_{t+1}^{i}h_{Ht+1}^{i}$ 为青少年主体的预期人力资本水平,纳入效用函数中以捕捉父母的"利他主义"精神(Viaene and Zilcha, 2006);μ_1 和 μ_2 分别为 c_{2t}^{i} 和 h_{t+1}^{i} 的边际效用弹性。成年主体在工作期和退休期的预算约束分别为:

$$c_{1t}^{i} = y_t^i - (e_{Bt+1}^{i} + \pi_{t+1}^{i}e_{Ht+1}^{i}) - s_t^i \tag{11}$$

$$c_{2t}^{i} = (1 + r_{t+1})s_t^i \tag{12}$$

其中,s_t^i 为储蓄。成年主体在(11)式和(12)式的约束下,选择 e_{Bt}^{i}、e_{Ht}^{i} 和 s_t^i 以实现效用最大化,可得:

$$\frac{1}{c_{1t}^{i}} = \left[\frac{\mu_2(h_{Ht+1}^{i} - h_{Bt+1}^{i})}{(1 - \pi_{t+1}^{i})h_{Bt+1}^{i} + \pi_{t+1}^{i}h_{Ht+1}^{i}} - \frac{e_{Ht+1}^{i}}{c_{1t}^{i}}\right]\frac{\partial\pi_{t+1}^{i}}{\partial e_{Bt+1}^{i}} + \frac{\mu_2\gamma[(1 - \pi_{t+1}^{i})h_{Bt+1}^{i} + \upsilon\pi_{t+1}^{i}h_{Ht+1}^{i}]}{[(1 - \pi_{t+1}^{i})h_{Bt+1}^{i} + \pi_{t+1}^{i}h_{Ht+1}^{i}]e_{Bt+1}^{i}} \tag{13}$$

$$e_{Ht+1}^{i}/c_{1t}^{i} = \mu_2\eta h_{Ht+1}^{i}/[(1 - \pi_{t+1}^{i})h_{Bt+1}^{i} + \pi_{t+1}^{i}h_{Ht+1}^{i}] \tag{14}$$

① 已有研究通常假设青少年主体依据教育收益率出于整个生命周期最优化的目标来选择是否接受高等教育。但在教育资源有限的情况下,政策外生决定的高等教育招生规模往往低于经济主体自我选择的结果。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

$$c_{1t}^{i}/c_{2t}^{i} = 1/\mu_1(1 + r_{t+1}) \tag{15}$$

(四)市场均衡

市场均衡在公共教育政策变量$\{\tau_t, \theta_{Bt+1}, \Theta_{t+1}\}$外生给定的情况下,由个人和企业最优决策行为以及资产市场均衡条件决定的一系列变量$\{e_{Bt+1}^{i}, e_{Ht+1}^{i}, s_t^{i}; k_t; w_{Bt}, w_{Ht}, r_t\}$所刻画。其中,$\{e_{Bt+1}^{i}, e_{Ht+1}^{i}, s_t^{i}\}$满足(13)—(15)式,$\{w_{Bt}, w_{Ht}, r_t\}$满足(3)—(5)式,$\{k_t\}$满足资产市场均衡条件:

$$k_{t+1} = \Theta_t s_t^{F_H} + (1 - \Theta_t) s_t^{F_B} \tag{16}$$

进一步,我们可以给出经济均衡增长率为:

$$\Gamma_t = Ln\left(\frac{q_{t+1}}{q_t}\right) = \frac{1}{\beta}Ln\left(\frac{\Phi_1[\Phi_2 k_{t+1}^{\alpha} + (1-\Phi_2)(\Theta_{t+1}\bar{h}_{Ht+1})^{\alpha}]^{\beta/\alpha} + (1-\Phi_1)[(1-\Theta_{t+1})\bar{h}_{Bt+1}]^{\beta}}{\Phi_1[\Phi_2 k_t^{\alpha} + (1-\Phi_2)(\Theta_t\bar{h}_{Ht})^{\alpha}]^{\beta/\alpha} + (1-\Phi_1)[(1-\Theta_t)\bar{h}_{Bt}]^{\beta}}\right) \tag{17}$$

其中,$\bar{h}_{Bt+1} = [\Theta_t(1-\pi_{t+1}^{F_H})h_{Bt+1}^{F_H} + (1-\Theta_t)(1-\pi_{t+1}^{F_B})h_{Bt+1}^{F_B}]/(1-\Theta_{t+1})$和$\bar{h}_{Ht+1} = [\Theta_t\pi_{t+1}^{F_H}h_{Ht+1}^{F_H} + (1-\Theta_t)\pi_{t+1}^{F_B}h_{Ht+1}^{F_B}]/\Theta_{t+1}$分别为$t+1$代基础教育和高等教育平均人力资本水平。

三、数值模拟

由于本文理论模型较为复杂,无法得到显示解,因此本节以20世纪90年代以来的中国经济为样本,通过选取合理的模型参数进行简单的数值模拟,以更直观地刻画公共教育政策变化对经济增长和人力资本溢价的影响。①

(一)参数化

对于本文构建的两期模型,我们假设每期跨度为30年,则典型个人的寿命为90年(De la Croix and Michel,2002)。依据1991年以来我国就业人数和劳均资本存量的均值,我们将期初N和k设为70000和7646.8,并进行相应的量纲处理,资本存量数据来源于郭庆旺、贾俊雪(2004)。我们用平均受教育年限度量人力资本,并将$\bar{h}_{Ht}$和$\bar{h}_{Bt}$赋值为16和7.5。②依据1996年以来我国大专及以上学历劳动力占劳动力总数的比重、国家财政性教育经费与GDP之比和高等教育国家财政性教育经费占国家财政性教育经费比重的均值,将Θ_t、τ_t和θ_{Bt+1}分别赋值为0.051、0.026和0.8。

我们将贴现因子μ_1设定为0.41,这意味着年贴现因子为0.99,这与大多数研究的取值相符。对于父母"利他主义精神"强度因子μ_2,我们取值为0.271(郭庆旺等,2007)。目前,国内尚缺乏关于生产函数中替代参数α和β以及份额参数Φ_1和Φ_2的实证数据,因此我们依据已有研究给出基准值,并进行稳健性分析。对于物质资本和熟练劳动力的替代弹性以及物质资本和非熟练劳动力的替代弹性,已有研究给出的估算值分别在0—1.2和0.5—3.0之间(Krusell et al.,2000)。我们不妨取α和β分别为-0.67和0.33,以使物质资本和熟练劳动力的替代弹性以及物质资本和非熟练劳动力的替代弹性处于一个相对适中的水平即0.6和1.5。对于份额参数Φ_1和Φ_2,我们通过赋值以使模拟结果与现实经济中人力资本溢价和劳动力报酬的产出份额相匹配。目前,国内关于高等教育收益率的研究表明,人力资本溢价水平大体在1.1—1.5之间(李实、丁赛,2003;罗楚亮,

① 20世纪90年代以前,我国劳动力资源配置和职工工资更多地是受计划控制,职工收入与教育背景的关系不大。此后,伴随着社会主义市场经济改革逐步深化,这种状况得到明显改变,教育背景成为影响劳动力工资乃至收入分配差异的重要因素(李实、丁赛,2003)。因此,我们以20世纪90年代以来作为样本期。数据主要来源于历年《中国统计年鉴》、各省《统计年鉴》、《中国教育经费统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。

② 我们将小学和中学学习年限均设定为6年,大专及以上学习年限统一设定为4年,进而依据1996—2005年间不同教育背景劳动力比重数据,给出熟练和非熟练劳动力平均受教育年限的估算。我们也尝试直接将非熟练劳动力人力资本设定为12年,得到的结果并没有什么明显变化。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

2007) ,我们采取相对适中的设定即赋值为 1.25。对于劳动力报酬的产出份额,依据城镇单位就业人员的平均报酬,我们可以得到 0.66,但这样显然有高估之嫌。而依据 1990 年以来的国民经济核算数据可知,劳动报酬占整个增加值的比重基本上在 0.5 左右。因此我们取值为 0.55,这与杨建芳等(2006)给出的人力资本产出份额为 0.57 较为一致。这样,由人力资本溢价为 1.25 和劳动报酬为 0.55,我们可以得到 Φ_1 和 Φ_2 分别为 0.4724 和 0.9821。技术参数 A 为规模参数,我们不妨将其设为 100,得到年平均实际利率为 0.105。①

基础教育阶段人力资本积累函数中的参数 ε 反映了家庭内部人力资本的代际转化率,已有研究给出的估算值在 0.2—0.4 之间(Restucca and Urrutia,2004; De la Croix and Michel,2002) ,本文选取中间值 0.3 作为基准设定。人力资本积累弹性($1-\varepsilon-\gamma$)反映了基础教育质量对人力资本积累的影响。早期的估计值大都在 0.4—0.6 之间,近年来的估算值则在 0.1—0.3 之间(Card and Krueger,1996; Blankenau et al. , 2006)。在我国,学校教育显然要更重要,因此我们将其设定为 0.4,这意味着 γ 为 0.3。对于基础教育拥挤因子 ϕ_B ,我们不妨取中间值 0.5 作为基准值。对于高等教育阶段的人力资本积累函数,我们假定高等教育和基础教育的教育技术和教育环境相同,然后进行稳健性检验。因此,我们将($1-\upsilon-\eta$)和 ϕ_H 设为 0.4 和 0.5。Su(2004)将基础教育阶段知识积累对高等教育阶段学习的影响因子 υ 设定为 0.5,并认为只有超出高等教育学习所必需的那些人力资本才会对高等教育阶段的学习起作用。这与我们的理论模型处理不同,我们取 0.3 作为基准值,这意味着父母对子女高等教育投入人力资本积累弹性 η 为 0.3。我们将参数 B 和 Z 均取值为 1.0 以使模拟结果与现实情况相匹配。

(二)模拟结果

依据上面设定的模型参数,我们进行数值模拟,具体结果见表 1。由(7)式和(9)式可知,公共教育支出规模增加对经济增长具有双重影响:一方面有助于提高基础教育和高等教育质量进而有助于人力资本积累和经济增长,另一方面也意味着更多经济资源从民间部门转移到公共部门,从而民间经济主体的收入进而对子女的教育投入下降,人力资本积累和经济增长受到抑制。表 1 的模拟结果表明,在一个相对合理的范围内,公共教育支出规模增加对经济增长的正效应将居于主导地位:以 $\Theta_{t+1}=0.051$ 为例, τ_t 从 1 %增加到 10 %时,经济增长率从 5.898 %提高到 7.552 %。②公共支出规模增加对人力资本溢价具有非线性影响,且影响与高等教育招生规模有关:以 $\Theta_{t+1}=0.010$ 为例,随着 τ_t 增加,人力资本溢价呈现出先升后降的趋势。此外,公共教育支出规模增加对于解决不同家庭背景所造成的高等教育机会差异问题没有任何作用,非熟练和熟练劳动力家庭子女的高等教育获取概率均没有变化。

在公共教育支出规模一定的情况下,基础教育支出比重增加对经济增长具有两方面影响:一方面有利于提高基础教育质量,有助于非熟练劳动力人力资本积累以及提高高等教育阶段学习效率和熟练劳动力人力资本积累,从而有助于整个社会人力资本积累和经济增长;另一方面也会导致高等教育质量下降,对熟练劳动力人力资本积累和经济增长产生抑制作用(见(7)式和(9)式)。由表 1 可知,基础教育支出比重与经济增长之间呈现出一种倒 U 型关系,且基础教育支出比重的阈值与高等教育招生规模有关——高等教育招生规模越大,阈值越大,即高等教育招生规模越大,增加基础教育投入更有助于经济增长。基础教育支出比重增加也有助于降低人力资本溢价,甚至可能导

① 由(2)式、(4)式和(5)式可得: $[\Phi_1(1-\Phi_2)[\Phi_2 k_t^{\alpha}+(1-\Phi_2)(\Theta_t\bar{h}_{Ht})^{\alpha}]^{(\beta-\alpha)/\alpha}(\Theta_t\bar{h}_{Ht})^{\alpha}+(1-\Phi_1)[(1-\Theta_t)\bar{h}_{Bt}]^{\beta}]/[\Phi_1[\Phi_2 k_t^{\alpha}+(1-\Phi_2)(\Theta_t\bar{h}_{Ht})^{\alpha}]^{\beta/\alpha}+(1-\Phi_1)[(1-\Theta_t)\bar{h}_{Bt}]^{\beta}]=0.55$,又有 $\xi_t=1.25$,则可联立求出 Φ_1 和 Φ_2。

② 数值模拟表明,当公共教育支出比率超过某一域值(基准设定时为 27 %)时,公共教育支出规模增加对经济增长的负效应将居于主导地位。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

致人力资本溢价小于 1。[①]此外,基础教育支出比重增加有助于增加非熟练劳动力家庭子女的高等教育获取机会,并在一定程度上降低熟练劳动力家庭子女的高等教育获取机会,从而有助于消除高等教育机会的差异,但这种影响很弱,且只有当高等教育招生达到一定规模后才较为突出。

表 1　　公共教育政策变化下的主要经济变量的均衡水平

		基准	$\tau=0.010$	$\tau=0.050$	$\tau=0.080$	$\tau=0.10$	$\theta_B=0.40$	$\theta_B=0.60$	$\theta_B=0.85$
$\Theta_{t+1}=0.010$	经济增长率(人力资本溢价)	6.076(2.110)	5.172(2.093)	6.647(2.102)	7.026(2.094)	7.191(2.090)	6.055(5.442)	6.151(3.501)	5.987(1.700)
	高等教育获取概率	0.983(1.317)	0.983(1.316)	0.983(1.317)	0.983(1.316)	0.983(1.316)	0.983(1.319)	0.983(1.318)	0.983(1.316)
$\Theta_{t+1}=0.030$	经济增长率(人力资本溢价)	6.500(1.503)	5.707(1.492)	7.002(1.494)	7.333(1.488)	7.476(1.484)	6.362(3.855)	6.505(2.486)	6.447(1.211)
	高等教育获取概率	2.950(3.932)	2.950(3.931)	2.950(3.931)	2.950(3.931)	2.950(3.931)	2.949(3.947)	2.950(3.938)	2.950(3.929)
$\Theta_{t+1}=0.051$	经济增长率(人力资本溢价)	6.635(1.279)	5.898(1.289)	7.108(1.272)	7.418(1.266)	7.552(1.263)	6.447(3.272)	6.608(2.114)	6.598(1.032)
	高等教育获取概率	5.107(6.647)	5.017(6.647)	5.017(6.647)	5.017(6.647)	5.017(6.647)	5.015(6.689)	5.016(6.664)	5.017(6.642)
$\Theta_{t+1}=0.070$	经济增长率(人力资本溢价)	6.690(1.165)	5.973(1.158)	7.146(1.158)	7.445(1.153)	7.574(1.150)	6.474(2.975)	6.646(1.924)	6.662(0.940)
	高等教育获取概率	6.889(9.075)	6.889(9.077)	6.889(9.072)	6.889(9.071)	6.889(9.071)	6.885(9.148)	6.887(9.105)	6.889(9.066)
$\Theta_{t+1}=0.090$	经济增长率(人力资本溢价)	6.717(1.084)	6.023(1.078)	7.161(1.078)	7.451(1.072)	7.576(1.070)	6.481(2.762)	6.661(1.788)	6.696(0.876)
	高等教育获取概率	8.860(11.60)	8.860(11.60)	8.861(11.59)	8.861(11.59)	8.861(11.59)	8.854(11.71)	8.858(11.65)	8.861(11.58)
$\Theta_{t+1}=0.11$	经济增长率(人力资本溢价)	6.727(1.025)	6.050(1.020)	7.161(1.019)	7.445(1.014)	7.566(1.011)	6.475(2.607)	6.662(1.690)	6.711(0.828)
	高等教育获取概率	10.83(14.10)	10.83(14.10)	10.83(14.08)	10.84(14.08)	10.83(14.07)	10.82(14.26)	10.83(14.16)	10.84(14.07)

注:基准情况参数取值为 $\mu_1=0.41$、$\mu_2=0.271$、$\alpha=-0.67$、$\beta=0.33$、$\Phi_1=0.4724$、$\Phi_2=0.9821$、$\varepsilon=\gamma=\upsilon=\eta=0.3$、$\phi_B=\phi_H=0.5$、$\tau=0.026$、$\theta_B=0.792$、$\Theta_t=0.051$、$A=100$、$B=Z=1.0$。经济增长率(为年均增长率)和高等教育获取概率的单位为%;高等教育获取概率一栏中小括号内外的数值分别为熟练和非熟练劳动力家庭子女的高等教育获取概率。

由本文的理论分析可知,高等教育招生规模扩大有助于提高青少年主体高等教育获取概率和熟练劳动力比重进而有助于经济增长(见(8)式),但也会对经济增长产生抑制作用。这种抑制作用主要体现在两个方面:一是在公共高等教育支出规模不变的情况下,高等教育招生规模增加将产生高等教育拥挤效应,因而质量下降,从而阻碍经济增长(见(9)式);另一方面,这也会在一定程度上削弱基础教育的竞争压力,抑制家庭教育投入,不利于人力资本积累和经济增长。模拟结果表明,高等教育招生规模与经济增长之间同样存在着倒 U 型关系,而且高等教育招生规模的域值与 τ_t 有关——τ_t 越大,域值越小,即当公共教育支出规模较小的时候,扩招政策将更有利于经济增长。高等教育招生规模扩大有助于增加熟练劳动力供给,且在 τ_t 不变的情况下导致高等教育质量下降,这两种影响将共同降低人力资本溢价。此外,高等教育招生规模扩大虽然有助于提高整个社会青少年主体接受高等教育的机会,但相对而言,熟练劳动力家庭的子女从中获益更多,因而会进一步加剧高等教育机会差异问题。

上述分析表明,公共教育政策对人力资本溢价的影响较为明确——基础教育支出比重和高等教育招生规模增加均有助于降低人力资本溢价,但对经济增长的影响则较为复杂。事实上,我们的稳健性分析还表明,公共教育政策变化对经济增长的影响还与教育拥挤程度以及教育技术有关。[②]

① 理论上讲,当人力资本溢价小于 1 时,理性经济主体在完成基础教育后将不会选择接受高等教育,从而使人力资本溢价在经济均衡时至少维持在 1 的水平上。本文的数值模拟给出人力资本溢价小于 1 的情况是为了更好地揭示公共教育政策对人力资本溢价的真实影响,而且理性主体也并非完全是依据教育收益率来决定是否接受高等教育。

② 由于本文某些模型参数选择具有一定随意性,我们进行了各种稳健性检验。虽然检验结果存在着一些明显差异,但基本结论总体上是一致的。限于篇幅,我们略去了具体检验结果。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

这也就不难理解为什么不同实证研究得到的结论并不一致。因此,有必要从实证角度对我国公共教育政策的影响进行全面评估,以深刻剖析我国公共教育政策存在的问题及未来面临的挑战。

四、实证分析

本节以我国现实数据为基础,利用空间计量模型和面板数据模型进行实证分析,揭示我国公共教育政策对经济增长和人力资本溢价的影响,并对本文理论分析的一些主要结论进行经验检验。

(一)公共教育政策的经济增长效应

1. 模型设定

正如前文所指出的,地方政府在我国教育发展中发挥着极为重要的作用。因此,本文以省份经济作为考察对象。[①]不过,省际间劳动力流动和贸易交往致使地区经济增长具有较大的空间相关性,从而一般面板数据模型估算存在偏差(Anselin and Brea,1998)。而且,经济增长不仅取决于当前因素还与过去因素有关,这种动态数据结构引发的内生性问题也将导致参数估计的有偏和非一致性(Bond,2002)。此外,我们的解释变量也可能存在着内生性问题,从而带来估算偏差。为了更好地校正内生性问题,我们采取如下形式的动态空间面板数据模型:

$$Gy_t = \sum_{i=1}^{M} \phi_i Gy_{t-i} + \rho W Gy_t + \alpha X_t + \beta Z_t + \eta + \mu_t \tag{18}$$

其中,Gy_t、Gy_{t-i} 和 WGy_t 分别为人均 GDP 增长率及其时间和空间滞后项,M 为最大滞后阶数,W 为空间相邻权重矩阵。参数 ρ 反映了省份经济增长的相互影响。X_t 为内生或前定解释变量,Z_t 为外生解释变量,η 为个体效应,μ_t 为时间效应。

对于空间相邻权重矩阵 W,本文采取先验设定的方法,并主要考虑两类空间权重矩阵:(1)地理相邻空间权重矩阵,即依据两个省份是否拥有共同边界来设定空间权重矩阵。具体构造方法是,若第 i 个省份和第 j 个省份拥有共同边界,则将空间权重 w_{ij} 赋值为 1,否则赋值为 0。(2)人口流动空间权重矩阵,即依据省份间人口流动规模设定空间权重矩阵。具体构造方法为,空间权重 $w_{ij} = PM_{ij}$、PM_{ij} 为样本期内第 i 个省份和第 j 个省份之间的人口流动包括流入和流出总规模。[②]解释变量 X_t 和 Z_t 包括本文的核心解释变量——公共教育政策变量(包括公共教育支出规模、公共教育支出结构以及高等教育招生规模)。我国公共教育支出包括两种口径即国家财政性教育经费和预算内教育经费,由于缺乏各省不同教育层次国家财政性教育经费数据,因此我们用预算内教育经费与 GDP 之比度量公共教育支出规模。对于公共教育支出结构,我们考虑基础教育(普通中小学)预算内教育经费比重、中等技术和职业教育预算内教育经费比重和高等教育预算内教育经费比重。对高等教育招生规模,我们用高等教育招生人数与劳动力之比加以度量。[③]除此之外,我们还考虑了其他一些重要的控制变量:(1)物质资本投资率,即物质资本投资与 GDP 之比,以考察物质资本积累的影响;(2)劳动力变量,用以考察劳动力市场表现包括就业率以及劳动参与率变化的影响,用各省劳动力与总人口之比近似代替;(3)财政收入比率,即财政收入与产出之比,用以考察省份经济负担的影响;(4)经济开放度,用各省进出口总额与产出之比加以度量;(5)经济发展水平,用实际人均 GDP 加以度量,以捕捉省份经济增长可能存在的趋同效应。(6)财政收支分权,用省份人均财政收

① 具体而言,本文以我国 1995—2006 年间 29 个省份数据为基础进行实证分析。由于数据问题,我们没有考虑西藏,且将重庆加入四川来考虑。

② 《中国第四次人口普查资料》(1990)和《中国第五次人口普查资料》(2000)提供了 1985—1990 年间和 1995—2000 年间按现住地、5 年前常住地分的省际迁移人口数据,我们以此为基础构建人口流动空间相邻权重矩阵。

③ 用高等教育招生人数占适龄人口比重度量高等教育招生规模应更为合理,但我国缺乏适龄人口数据。我们也尝试用高等教育招生人数占总人口比重以及占高中毕业生比重来度量高等教育规模,得到的结论并没有什么明显不同。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

入(支出)/(省份人均财政收入(支出) + 人均中央财政收入(支出))加以度量,以捕捉我国政府间财政收支安排的影响。

2. 估算结果

对于动态空间面板数据模型(18)式,我们采用 Arellano and Bover(1995)以及 Blundell and Bond(1998)提出的系统 GMM 加以估算(Kukenova and Monteiro,2008)。对于地理相邻空间权重矩阵模型,通过比较不同滞后阶数估算结果的 Arellano-Bond 残差自相关检验,我们最终确定包含因变量的最大滞后阶数为 2。此外,由于已有研究对于公共教育政策变量和控制变量的性质并未给出一致意见,因此我们考虑不同假定情况。具体而言,模型 1a 将公共教育政策变量和控制变量均设为外生变量,模型 1b 将这些变量均设定为内生变量,模型 1c 将公共教育政策变量、物资资本投资率和劳动力变量作为内生变量,将其他控制变量作为外生变量。具体估算结果见表 2。

表 2　公共教育政策经济增长效应动态空间面板数据模型的系统 GMM 估算结果

解释变量/模型	地理相邻空间矩阵				人口流动空间矩阵	
	模型 1a	模型 1b	模型 1c	模型 1d	模型 2a	模型 2b
常数项	-0.243(0.14)*	-0.388(0.18)**	-0.226(0.12)*	-0.374(0.23)*	-0.207(0.11)*	-0.356(0.23)
L. 人均 GDP 增长率	0.177(0.17)	0.197(0.19)	0.169(0.18)	0.289(0.17)*	0.133(0.26)	0.289(0.22)
L2. 人均 GDP 增长率	0.250(0.16)	0.234(0.17)	0.241(0.16)	—	0.343(0.28)	—
人均 GDP 增长率空间滞后项	0.001(0.10)	-0.050(0.10)	0.011(0.09)	0.013(0.14)	-0.546(0.36)	-0.394(0.31)
公共教育支出比率	0.554(0.61)	0.876(0.63)	0.402(0.49)	-0.466(0.59)	0.394(0.64)	-0.528(0.67)
基础教育支出比重	0.232(0.12)**	0.320(0.14)**	0.213(0.11)**	0.307(0.18)*	0.226(0.12)*	0.328(0.19)*
中等技术教育支出比重	-0.174(0.15)	-0.038(0.16)	-0.155(0.14)	0.009(0.09)	-0.181(0.19)	0.005(0.11)
高等教育支出比重	0.129(0.07)*	0.196(0.09)**	0.111(0.06)*	0.093(0.06)	0.119(0.06)*	0.093(0.07)
高等教育规模	-0.142(1.22)	-0.463(1.22)	0.097(1.07)	1.060(0.97)	0.125(1.19)	1.576(1.17)
人均产出(取自然对数)	0.019(0.01)**	0.028(0.01)**	0.018(0.01)**	0.022(0.01)*	0.022(0.01)**	0.024(0.02)
物质资本投资率	0.025(0.04)	0.029(0.04)	0.027(0.04)	-0.015(0.05)	0.027(0.04)	-0.018(0.05)
劳动力变量	-0.092(0.06)*	-0.094(0.05)*	-0.085(0.05)*	-0.042(0.04)	-0.095(0.07)	-0.040(0.05)
经济开放度	0.001(0.00)	0.002(0.00)	0.001(0.00)	0.002(0.01)	0.001(0.00)	-0.001(0.01)
财政收入比率	-0.211(0.20)	-0.128(0.21)	-0.151(0.18)	0.045(0.23)	-0.240(0.23)	-0.087(0.26)
财政收入分权	-0.007(0.03)	-0.018(0.04)	-0.018(0.03)	-0.122(0.07)	-0.016(0.04)	-0.116(0.08)
财政支出分权	0.058(0.07)	0.046(0.08)	0.063(0.08)	0.203(0.14)	0.063(0.07)	0.209(0.14)
Arellano-Bond AR(1)检验	-2.02**	-1.88*	-2.09**	-2.19**	-2.04**	-1.72*
Arellano-Bond AR(2)检验	-0.31	-0.15	-0.35	-0.46	-0.94	-1.02
Hansen 过度识别检验	22.95	19.42	24.05	16.65	23.15	17.95
DHansen GMM 工具变量有效性检验	0.00	0.16	-0.00	0.00	0.00	0.00
DiHansen Ⅳ工具变量有效性检验	3.93	—	2.77	0.42	4.11	2.66
有效样本数	290	290	290	253	290	253
Wald 值	608.2***	326.1***	594.4***	483.2***	572.0***	289.9***

注:*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,小括号中的数值为 Robust 标准差。L. 和 L2. 分别为 1 阶和 2 阶滞后算子,Diff-in-Hansen GMM 和 Diff-in-Hansen Ⅳ Style 检验分别为 GMM Style 工具变量子集和 Ⅳ Style 工具变量子集的有效性检验。

表 2 中 Arellano-Bond AR(1)和 AR(2)检验表明,模型 1a、1b 和 1c 的残差序列均存在显著的 1 阶自相关但不存在 2 阶自相关,这意味着各模型设定总体上是可取的。进一步,由整个工具变量有效性的 Hansen 检验以及 GMM 类和 Ⅳ 类工具变量子集有效性的 Difference-in-Hansen 检验结果可知,各模型工具变量构造总体上是有效的。不过,需要注意的是,由于相对于样本量而言,我们构造的工具变量数目较多,这会造成自由度的较大损失,从而可能在一定程度上弱化 Hansen 检验结果,使之缺乏足够的可信度。但正如 Bond(2002)所指出的,内生性问题会导致因变量滞后 1 期的 OLS 估

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

算产生向上偏差,组内估算产生向下偏差,这意味着因变量滞后 1 期参数的真实值应该介于组内和 OLS 估算之间。以此为标准,可以看出模型 1a 和 1b 的估算结果较差,这意味着我们并不能将所有解释变量都视为严格的外生变量或内生变量。①

同样地,对于人口流动空间权重矩阵模型,我们最终选取人均产出增长率的最大滞后阶数为 2,并汇报了估算结果较为可取的模型 2a(公共政策变量、物资资本投资率和劳动力变量设为内生变量,其他控制变量设为外生变量)。此外,我国普通高校还有一部分隶属于中央部委,教育经费和招生规模并非由地方政府负责,且这些高校的学生往往具有更大的跨区流动性,因而会带来更大的估算偏差。但由于缺乏中央部委隶属高校财政拨款、学生人数及其来源地和毕业流向的详细数据,因此我们尝试将中央部委隶属高校较为集中的省市包括北京市(33 所)、上海市(9 所)、江苏省(10 所)、湖北省(8 所)、四川省(6 所)和陕西省(6 所)剔除在整个样本之外以尽可能地消除中央部委隶属高校带来的估算偏差。对于这种情况,我们选取的人均 GDP 增长率最大滞后阶数为 1 阶,并汇报了估算结果较为可取的模型 1d 和 2b(公共教育支出规模、基础教育支出比重和高等教育支出比重为内生变量,其他解释变量为外生变量)。

由模型 1c 和 2a 的估算结果可以看出,在校正了内生性带来的估算偏差后,公共教育支出比率和中等职业技术教育支出比重的回归系数分别为正值和负值但不具有统计显著性,基础教育支出比重和高等教育支出比重的回归系数为正值且具有统计显著性。进一步,当我们尽可能消除中央部委隶属高校带来的影响后,估算结果发生较为明显的变化:公共教育支出比率和中等职业技术教育支出比重的回归系数分别变为负值和正值,但同样都不具有显著性,高等教育支出比重的正影响明显减弱且不再具有统计显著性,基础教育支出比重的正影响则明显增强且仍具有统计显著性(见模型 1d 和 2b)。这意味着,我国地方公共教育投入政策并未充分发挥对地区经济增长的促进作用。这一方面可能与教育投入不够有关,另一方面可能也在于投入结构不尽合理——中等职业技术教育的持续边缘化以及过多地关注高等教育均在不同程度上制约了公共教育政策效力的发挥。②事实上,在现阶段,加大对基础教育的倾斜力度将有助于更好地促进我国地区经济增长。此外,需要特别指出的是,近年来我国高校扩招政策在社会上引起了广泛争议,但从我们的研究来看,高等教育招生规模扩大对地区经济增长具有正影响,不过并不显著。

(二)公共教育政策的人力资本溢价效应

在考察公共教育政策的人力资本溢价效应时,我们首先面临的一个难题是人力资本溢价的估算。依据本文的理论分析,我们将人力资本溢价定义为具有大学教育背景的劳动力与只具有高中教育背景的劳动力的工资之比。因此,人力资本溢价的估算需要关于劳动力工资、教育背景等完整的大样本跨地区微观数据,而发展中国家往往缺乏此类数据。不过,中国家庭营养与健康调查(CHNS)数据库为我们提供了一定的数据基础。尽管,该数据库涉及的省份和年份都较少,但我们从中还是可以获取到一些重要信息。以 CHNS 数据库为基础,通过估算如下形式的工资决定方程可以给出人力资本溢价的估算:

---

① 人均产出增长率滞后 1 期参数的 OLS 和组内估算值为 0.171 和 - 0.024。由于我们的样本容量相对少,为了避免小样本偏差,我们采取一步系统 GMM 估算,并构造两个工具变量子集:一是 GMM 类工具变量,包括一阶差分方程的工具变量(即前定和内生解释变量的滞后项)以及水平方程的工具变量(即前定和内生解释变量的一阶差分滞后项);二是 IV 类工具变量,包括基于外生解释变量构造的工具变量。此外,我们还尝试利用系统 GMM 的 Collapse 技术来减少 GMM 类工具变量数量以克服工具变量较多带来的自由度损失问题,利用 Windmeijer 有限样本校正的两步系统 GMM 进行估算,并尝试改变解释变量性质设定,但得到的结果均不理想。

② 样本期内,我国省份公共教育支出规模、高等教育支出比重、中等职业技术教育支出比重和基础教育支出比重的均值分别为 2.54 %、19.9 %、8.92 %和 62.2 %,高等教育的生均教育支出是基础教育的 6.4 倍。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

$$Ln(w_{it}) = \mu E_{it} + \eta U_{it} + \varepsilon_{it} \tag{19}$$

其中,w_{it} 和 E_{it} 为第 i 个劳动者的工资水平和受教育程度哑变量;U_{it} 为控制变量,包括劳动者年龄、性别、工作单位性质、单位规模以及是否为城镇居民等哑变量;ε_{it} 为误差项。图 1 给出 1997 年、2000 年、2004 年和 2006 年辽宁等九省区人力资本溢价的核密度图。图 1 显示,步入 21 世纪以来,我国人力资本溢价水平在持续增加,地区间差异也在不断扩大,这表现在 2000 年以来的人力资本溢价密度图的波峰持续向右偏移,波峰高度持续降低(1997 年、2000 年、2004 年和 2006 年人力资本溢价样本均值分别为 1.265、1.257、1.3 和 1.462,标准差分别为 0.25、0.13、0.16 和 0.30)。①

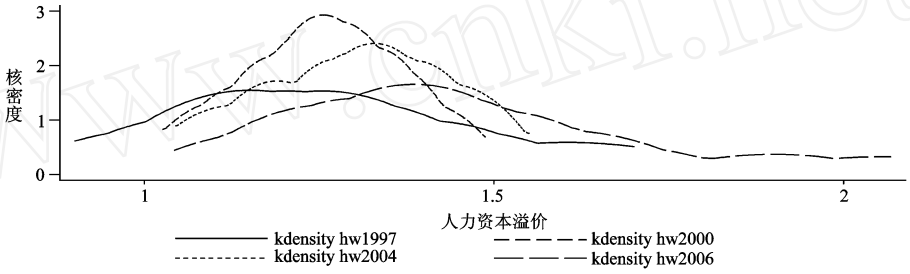

图 1　人力资本溢价的核密度(Epanechnikov 核函数)

在此基础上,我们考察公共教育政策对人力资本溢价的影响。由前文理论分析可知,人力资本溢价取决于熟练和非熟练劳动力相对供给和相对效率以及物质资本与熟练劳动力有效投入比。熟练和非熟练劳动力相对供给和相对效率主要取决于公共教育政策,因此我们利用高等教育招生规模、公共教育支出规模与结构捕捉它们对人力资本溢价的影响。另一方面,由于缺乏熟练劳动力的确切数据,我们引入物质资本投资比率和劳动力变量以近似捕捉资本—技能互补效应以及劳动力市场表现的影响。此外,考虑到不同教育背景劳动力可能从经济发展中获益不同,因此我们在解释变量中也引入实际人均 GDP。依据 Moran I 和 LM 空间相关性检验可知,样本期内人力资本溢价并不存在着显著的空间相关性,因此我们考虑如下面板数据模型:

$$\xi_{it} = \alpha Ln(X_{it}) + \beta Ln(Z_{it}) + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{20}$$

其中,$\xi_{it} = Ln(w_{Hit}/w_{Bit})$ 为人力资本溢价的自然对数;η_i 和 μ_t 为个体和时间效应;ε_{it} 为误差项;X_{it} 为公共教育政策变量;Z_{it} 为控制变量包括物质资本投资比率、劳动力变量和实际人均 GDP。

在估算(20)式时,我们同样需要考虑公共教育政策变量的内生性问题——人力资本溢价会对人们教育收益预期产生直接影响,从而影响到人们对不同阶段教育的需求,进而对公共教育政策产生影响。考虑到人力资本溢价对中等技术教育的影响可能很小,因此,我们将公共教育支出比率、基础教育支出比重、高等教育支出比重和高等学校招生规模设为内生变量,将中等技术教育支出比重视为外生变量。②对于上述内生变量,我们选取的工具变量为 14 岁人口比重、人口密度、少数民族人口比重、财政收入分权和财政支出分权。14 岁人口比重、人口密度和少数民族人口比重等人口因素会对公共教育需求和提供成本进而对公共教育政策变量产生影响,财政收支分权同样会对地方政府教育政策产生影响,而且二者的影响机制并不相同,但这些变量均不会对人力资本溢价产

① CHNS 数据库包含辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州等九省区的住户调查数据,每年涉及到 13000 多个个体。本文利用 Robust OLS 给出各个地区每年工资决定方程,从而得到人力资本溢价结果。这些估算与李实、丁赛(2003)等学者利用其他住户调查数据得到的结果非常接近。需要指出的是,由于数据限制,本文样本规模较小,这可能会对结果精准性造成一定不利影响。不过,由于本文样本时间跨度较长,因此可以较好地捕捉到人力资本溢价缓慢变化的过程。同时,我们也采取较为科学、细致的计量方法以弥补样本量的不足。基于更加完善的微观样本数据以更深入剖析公共教育政策对人力资本溢价的影响将是今后继续研究的方向。

② 相应的 Different-in-Hansen 内生性检验表明,我们的设定是合理的。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

生直接影响。相应的 Hansen 和 Sargan 过度识别检验也表明,工具变量的选取是合理的。借助这些工具变量,我们首先利用 IV 2SLS 给出了(20)式的估算。此外,考虑到人力资本溢价是由微观数据估算而来,且由于工资刚性,人力资本溢价变化是一个缓慢过程,因此样本数据可能存在异方差和自相关性问题。为此,我们进一步给出异方差和自相关有效的两步 GMM 估算结果。同时,为了便于比照,我们也给出固定效应模型的估算结果。具体检验和估算结果见表 3。

表 3　　公共教育政策人力资本溢价效应的估算结果

解释变量/模型	模型 1 (固定效应)	模型 2 (IV 2SLS 估算) 人力资本溢价方程	模型 3(两步 GMM 估算)				
			人力资本溢价方程	一阶段回归结果			
				公共教育支出比率	基础教育支出比重	高等教育支出比重	高等教育规模
常数项	- 7.476(5.54)	—	—	—	—	—	—
公共教育支出比率	- 0.104(0.49)	2.295(1.73)	2.500(1.21) **	—	—	—	—
基础教育支出比重	- 0.363(0.0.92)	- 2.861(2.72)	- 3.186(2.36)	—	—	—	—
中等技术教育支出比重	0.104(0.36)	1.062(0.83)	1.039(0.69)	- 0.424(0.15) ***	0.102(0.05) *	0.130(0.16)	- 0.219(0.19)
高等教育支出比重	- 0.526(0.42)	0.563(1.20)	0.676(0.91)	—	—	—	—
高等教育规模	- 0.235(0.23)	- 0.688(0.54)	- 0.777(0.42) *	—	—	—	—
人均产出	0.659(0.51)	1.862(1.17)	1.961(1.08) **	0.009(0.24)	0.159(0.10)	- 0.192(0.15)	2.217(0.30) ***
物质资本投资率	0.024(0.35)	0.040(0.49)	- 0.012(0.42)	- 0.075(0.20)	0.046(0.12)	- 0.086(0.14)	- 0.454(0.33)
劳动力变量	- 0.227(0.62)	- 1.712(1.38)	- 1.848(1.12) *	0.499(0.25) *	- 0.231(0.17)	- 0.279(0.27)	- 0.850(0.48) *
人口密度	—	—	—	0.200(0.98)	0.078(0.61)	2.010(0.53) ***	0.995(1.46)
少数民族人口比重	—	—	—	- 0.305(0.34)	- 0.055(0.20)	0.211(0.29)	0.061(0.58)
14 岁及以下人口比重	—	—	—	0.039(0.36)	0.234(0.17)	- 0.047(0.23)	0.949(0.55) *
财政支出分权	—	—	—	- 0.150(0.21)	0.394(0.21) *	1.044(0.26) ***	- 1.515(0.29) ***
财政收入分权	—	—	—	- 0.386(0.36)	- 0.208(0.21)	0.165(0.29)	- 1.107(0.43) **
Hansen 过度识别检验	—	0.311	0.442	—	—	—	—
有效样本数	35	35	35	35	35	35	35
R^2	0.261	0.504	0.765	0.904	0.610	0.754	0.986

注:*、**和***分别表示在 10 %、5 %和 1 %的水平上显著,小括号中的数值为标准差。“—”表示回归方程中没有该变量。对于模型 2,工具变量有效检验为 Sargan 检验。限于篇幅,我们略去了模型 2 的一步回归结果。

由表 3 中的模型 2 可以看出,在校正了内生性后,回归结果与理论分析结论总体上保持了较好的一致性:基础教育支出比重和高等教育招生规模的回归系数均为负值,高等教育支出比重的回归系数为正值,但这些结果均不具有统计显著性。中等职业技术教育支出比重和公共教育支出比率的回归系数同样为正值,但也不具有统计显著性。进一步,当我们通过 GMM 校正了异方差和自相关带来的估算偏差后,公共教育支出比率和高等教育招生规模的回归系数的显著性明显增强,这意味着增加公共教育投入会进一步加大劳动力工资差异,高校扩招政策则有助于降低人力资本溢价。此外,劳动力就业水平提高也有助于降低人力资本溢价水平,经济发展水平的提高则会进一步拉大劳动力工资差异,而物质资本投资增加对人力资本溢价水平具有负影响,但并不显著。

五、结论及政策建议

本文的理论研究表明,公共教育政策通过影响不同教育背景的家庭的人力资本投资行为以及

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

熟练和非熟练劳动力的相对供给和相对效率,从而对经济增长和人力资本溢价产生重要影响:公共教育政策对经济增长的影响并不确定——公共教育支出规模、基础教育支出比重和高等教育招生规模与经济增长之间存在着倒U型关系;基础教育支出比重与高等教育招生规模增加有助于降低人力资本溢价水平、缩小劳动力工资差异,公共教育政策总体上无助于解决高等教育机会差异问题,且高等教育招生规模增加会进一步加剧这一问题。基于中国省份经济的实证研究表明,我国地方公共教育投入政策并未充分发挥对地区经济增长的促进作用,且不利于缩小劳动力工资差异;教育资源更多地向基础教育倾斜将有助于更好地促进我国地区经济增长,同时有利于缩小劳动力工资差异,但后一种影响并不显著;中等职业技术教育支出和高等教育支出政策对我国地区经济增长和人力资本溢价水平的影响总体较为模糊;高校扩招政策有助于降低人力资本溢价水平,但对地区经济增长的促进作用并不显著。

上述结论对于我国未来公共教育政策选择具有重要意义。在构建社会主义和谐社会的进程中,我国政府在加大公共教育投入力度的同时要特别注重教育支出结构优化,应该将有限的教育资源更多地向基础教育倾斜,这不仅有助于更好地实现长期经济增长,也有助于缩小劳动力工资乃至收入分配的差异。此外,在今后一段时期内,我国应谨慎对待高校扩招政策:高等教育规模扩大不仅有利于提高全民素质,而且有助于缓解高等教育可获取性导致的社会分层问题,缩小劳动力工资差异,更好地实现收入分配公平;但应避免不切实际地盲目扩大高等教育招生规模,努力完善相关配套措施,有效避免高等教育质量下滑。同时,应积极探索更为科学合理的高校招生方式,提高低收入、低教育背景家庭特别是农村家庭学生的高校录取比率,有效解决高等教育机会差异问题。

最后需要指出的是,为了突出高等教育资源稀缺造成的影响,本文忽略了人力资本溢价对于微观经济主体人力资本投资行为的影响。在高等教育可获取性得到明显改善后,这一影响机制将会变得越来越重要,因此结合高等教育不同发展阶段,全面考察人力资本溢价等内生因素和高等教育政策等外生因素对于微观经济主体人力资本投资行为的影响是非常值得继续深入研究的问题。

参考文献

郭庆旺、贾俊雪,2004:《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》第5期。

郭庆旺、贾俊雪、赵志耘,2007:《中国传统文化信念、人力资本积累与家庭养老保障机制》,《经济研究》第8期。

贾俊雪、郭庆旺、刘晓路,2006:《资本性支出分权、公共资本投资构成与经济增长》,《经济研究》第12期。

李实、丁赛,2003:《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第6期。

廖楚辉,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。

罗楚亮,2007:《城镇居民教育收益率及其分布特征》,《经济研究》第6期。

杨建芳、龚六堂、张庆华,2006:《人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验》,《管理世界》第5期。

Anselin, L., and A. Bera, 1998, "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Application to Spatial Econometrics", Handbooks of Applied Economics Statistics, Springer-Verlag.

Arellano, M. and O. Bover., 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics* 68.

Barro, R. J., and X. Sala-i-Martin, 1999, Economic Growth, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Blankenau, W. F., Simpson, N. B., and M. Tomljanovich, 2006, "Public Education Expenditures, Taxation and Growth: Linking Data to Theory", *American Economic Review, Papers and Proceedings* 97.

Blundell, R. and S. Bond., 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics* 87.

Bond, S., 2002, "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", Working Paper 09/02, Institute for Fiscal Studies, London.

Card, D., and A. Krueger, 1996, "School Resources and Students Outcomes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina", *Journal of Economic Perspectives* 10.

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

De la Croix, D., and P. M. Michel, 2002, A Theory of Economic Growth: Dynamics and Policy in Overlapping Generations, Cambridge University Press.

Devarajan, S., Swaroop, V., and Heng-fu Zou, 1996, "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics* 37.

Easterly, W., and S. Rebelo, 1993, "Fiscal Policy and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics* 32.

Fortin, N. M., 2006, "Higher-Education Policies and the College Wage Premium: Cross-State Evidence from the 1990s", *American Economic Review* 96.

Glomm, G., and B. Ravikumar, 1992, "Public versus Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality", *Journal of Political Economy* 100.

Krusell, P., Ohanian, L., Ríos-Rull, J.-V., and G. Violante, 2000, "Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis", *Econometrica* 68.

Kukenova, M., and Jose-Antonio. Monteiro, 2008, "Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation", *MPRA Paper* No. 14319.

Lloyd-Ellis, H., 2000, "Public Education, Occupational Choice, and the Growth-Inequality Relationship," *International Economic Review* 41.

Restuccia, D., and C. Urrutia, 2004, "Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education", *American Economic Review* 94.

Su, Xuejuan, 2004, "The Allocation of Public Funds in a Hierarchical Educational System", *Journal of Economic Dynamics and Control* 28.

Viaene, J. M., Zilcha, I., 2006, "Education Technology, Human Capital Distribution and Growth", CESifo Working Paper.

Public Education Policy, Economic Growth and Human Capital Premium

Guo Qingwang and Jia Junxue

(China Financial Policy Research Center, Renmin University of China)

Abstract: This paper establishes a human capital accumulation model including two-stage education and analyzes the effects of public education policies on economic growth and human capital premium by numerical simulation. Our analyses suggest that: (1) the allocation policy favoring basic education and higher education size expansion policy have negative effects on human capital premium; (2) there exists higher bound on public education expenditure, basic education expenditure and higher education size from economic growth views; (3) public education policies have no effect in improving higher education opportunity equality. In addition, the empirical study based on the relevant data of Chinese provinces indicates that the allocation policy favoring basic education exert significant positive effects on the economic growth, public education expenditure has significant positive effects on human capital premium, and higher education size expansion policy has negative effects on human capital premium.

Key Words: Public Education Policy; Economic Growth; Human Capital Premium

JEL Classification: H520, O110, J310

(责任编辑:松　木) (校对:晓　鸥)

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net