

# 健康人力资本与中国区域经济增长

余静文 苗艳青

**摘 要** 在人口老龄化与资源环境约束不断加强的背景下,近年来中国经济增速连续多年低于 8%,要素驱动型增长模式亟待转型。健康人力资本的提升,不仅能够缓解要素资源绝对数量下降带来的负面影响,而且可以促进中国区域经济增长。对以孕产妇死亡率、围产儿死亡率和伤残调整期望寿命为指标的健康人力资本进行研究后发现,健康人力资本对中国区域经济增长产生了显著的积极影响:若每千人孕产妇死亡数下降 0.7 个百分点,经济增速会提高 1 个百分点;若每千名围产儿死亡数下降 0.2 个百分点,经济增速会提高 1 个百分点;若伤残调整期望寿命增加 10 年,经济增速会提高 1 个百分点。因此,中国应进一步加大公共卫生投入,通过提高健康人力资本来缓解要素禀赋和资源环境的约束,促进经济高质量发展。

**关键词** 健康人力资本;经济增长;经济结构转型;动态面板 GMM

**中图分类号** F08 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2019)05-0161-15

**基金项目** 国家自然科学基金面上项目(70903006);国家社会科学基金重大项目(16ZDA006)

自 2012 年起,中国经济增速连续多年低于 8%,特别是在 2015–2017 年间中国经济增速已经连续三年低于 7%,中国目前面临着经济增速下滑的困境。在人口红利消逝、人口老龄化带来的劳动力资源绝对数量下降及资源环境约束不断加强的背景下,要素驱动型经济增长模式亟待向效率、创新驱动型经济增长模式转型。在这一重要的经济结构调整和转型过程中,人力资本的作用不可或缺,人力资本的提升不仅可以弥补劳动力资源绝对数量下降对经济的负面影响,而且也能够对效率提升、创新行为产生积极影响。

## 一、引言

人力资本是与物质资本相对的一种资本,是指凝聚在劳动力身上的知识、技能及其所表现出来的能力,这种能力能够提高生产效率,成为促进经济增长的主要因素<sup>[1]</sup>(P28-32)。内生经济增长模型将人力资本融入传统的经济增长模型,加入了人力资本外溢性的特征,强调了人力资本对经济增长的促进作用。研究发现,人力资本主要通过教育对经济增长产生作用,因为教育能够增加凝聚在劳动力身上的知识和技能<sup>[2]</sup>(P407-443);还有研究发现,基于劳动熟练程度和受教育年限因素构建的人力资本质量也对经济增长有着显著影响<sup>[3]</sup>(P73-83)。

然而,人力资本不仅仅包括凝聚在劳动力身上的知识、技能等因素,而且包括劳动者的健康。随着医疗条件的改善,人们平均寿命会增加,这意味着人们有机会增加更多的人力资本投入。因此,健康水平的改善不仅能够增强劳动力的体质,也可提高劳动力生产效率,即国民健康水平的提高有助于经济增长<sup>[4]</sup>(P223-255)。有学者主要采取期望寿命、死亡率以及卫生总费用占 GDP 的比例来衡量健康人力资

本,并发现健康人力资本能够促进经济增长,但其作用较弱<sup>[5]</sup>(P1-20)。也有学者发现健康人力资本对长期经济增长有影响<sup>[6]</sup>(P271-276)。还有学者发现伴随较高健康水平的人力资本的是经济发展到较高水平的一种表现<sup>[7]</sup>(P423-440)。

人口老龄化和资源环境约束强化使得要素投入绝对数量下降,但是可以通过提高要素配置效率以及积累人力资本提高生产效率等途径来促进经济增长。因此,未来中国经济增长的驱动力需要从要素投入转向要素配置效率的提高和人力资本的积累。现有的研究主要聚焦于以教育度量的人力资本,很少关注用健康度量的人力资本对经济增长的作用。有学者把人力资本分为健康人力资本和教育人力资本,并证实健康人力资本对中国经济增长的贡献率约为4.6%,且小于以教育度量的人力资本对经济增长的贡献(12.1%)<sup>[8]</sup>(P10-18)。也有学者用人均床位数作为健康人力资本的代理变量进行研究,发现健康投资增长率的提高能够促进经济增长<sup>[9]</sup>(P27-39)。还有学者分析了公共健康支出和私人健康投资对经济增长的影响<sup>[10]</sup>(P5-14)。

研究健康人力资本对中国经济增长的重要作用,笔者的创新主要体现在三个方面。首先,用工具变量和动态面板GMM估计方法来识别健康人力资本对中国经济增长的因果影响。已有研究主要考察中国的人力资本对经济绩效的影响<sup>[11]</sup>(P1-14)<sup>[12]</sup>(P97-109),关于健康人力资本对中国经济绩效影响的研究却很少<sup>[13]</sup>(P140-160),而且这些宏观层面的分析并没有探究健康人力资本与经济增长的因果关系<sup>[8]</sup>(P10-18)<sup>[9]</sup>(P27-39)。笔者利用历史上中国不同地区寺庙数量作为该地区健康人力资本的工具变量,并在此基础上采用动态面板GMM的估计方法来处理可能存在的内生性问题,从而在统计分析中识别健康人力资本对经济增长的因果效应关系。其次,在健康人力资本测度指标上有所创新。已有文献主要采取死亡率和期望寿命来衡量健康人力资本,但在实证分析中很难获得中国相关变量的数据,只有很少的研究用人均床位数作为健康人力资本的代理变量<sup>[9]</sup>(P27-39)。笔者主要使用中华人民共和国国家卫生健康委员会下属的卫生与发展研究中心发布的关于死亡率的最新数据,即用孕产妇死亡率和围产儿死亡率来度量健康人力资本;同时利用第五次和第六次人口普查中各省分年龄人口数和死亡数数据,以及1993年、1998年、2003年和2008年全国卫生服务总调查中各地区分年龄慢性病患率和调查人口数的数据来计算期望寿命,并以此衡量健康人力资本。第三,提出了是否加大中国健康人力资本投入的判断标准。自1981年中国开始核算卫生总费用以来,卫生总费用占GDP的比重基本维持在3%-4.8%之间,从2009年开始,卫生总费用占GDP的比例首次突破了5%;2013年,卫生总费用占GDP比例达到5.6%。按卫生总费用占GDP比例排序,中国在53个中高收入国家中排在倒数第18位,这一比例也低于8.7%的世界平均水平<sup>[14]</sup>(P93-96)。中国是否应当继续增加健康人力资本投入,提高卫生总费用占GDP比重?若按照发达国家的发展趋势,中国应该继续提高卫生总费用占GDP比重。但是,健康人力资本同时也是消耗品,过多的健康人力资本投入会挤出其他方面的要素投入,从而对经济和社会的可持续发展造成一定的负面影响。当健康人力资本对劳动生产力的贡献低于其对物质资本积累的挤出效应时,那么继续加大健康人力资本投入反而会起到负面作用。因此,中国是否应当继续加大健康人力资本投入,取决于健康人力资本是否能够在经济增长中发挥积极的促进作用,即健康人力资本对经济的积极效应是否大于其对经济的负面效应。如果健康人力资本对经济增长的净效应显著为正,就应该加大健康人力资本投入,即提高卫生总费用占GDP的比重便具有合理性。

## 二、健康人力资本与中国区域经济增长相关变量的描述性统计分析

首先,构建健康人力资本与中国区域经济增长的相关变量。笔者用人均GDP增速来表示经济增长,记为 $Pgdpr$ ,且用1991年的价格来调整人均GDP,即人均GDP增速为实际增长率;用孕产妇死亡率(千分之一)和围产儿死亡率(千分之一)来度量健康人力资本,分别记为 $Morta$ 和 $Morta1$ 。为了检验实证结论的稳健性,学者通常选择不同的控制变量。笔者根据已有研究划分三类控制变量<sup>[15]</sup>(P31-77)。

第一类是简单条件信息集,主要包括常数项、期初经济发展水平以及教育程度,其中,期初经济发展水平是用来控制经济增长的收敛效应,教育程度是用来控制用教育度量的人力资本对经济增长的影响。第二类是政策条件信息集,主要包括政府规模、通货膨胀率、贸易开放度和按照黑市汇率和官方汇率计算的汇率溢价,这些变量主要是为了控制宏观政策对经济增长的影响。第三类是完全条件信息集,主要包括政策条件信息集中的变量以及政治稳定性。由于研究样本是 1991 年至 2014 年中国省级面板数据,国家层面的汇率溢价以及政治稳定性不需要纳入考量。因此,最终选取期初的经济发展水平、贸易依存度、通货膨胀率、政府规模和教育度量的人力资本作为控制变量。期初的经济发展水平为经价格调整后的人均 GDP 对数值,记为 Logpgdpi;贸易依存度为进出口总额占 GDP 的比例,进出口总额根据当年平均汇率换算成人民币计价,记为 Open;通货膨胀率为消费者价格指数的增长率,记为 Inflation;政府规模为政府支出占 GDP 的比例,记为 Goven;教育度量的人力资本是根据不同受教育人口及其比重计算出来的地区平均教育水平,并取对数值,记为 Logedu。这些数据中,孕产妇死亡率和围产儿死亡率数据来自于国家卫生健康委卫生发展研究中心,其他数据均来自中国国家统计局官方网站和统计年鉴。由于重庆的部分指标只有 1997 年之后的数据,所以期初的经济发展水平取 1997 年,并用四川价格水平进行调整。表 1 为相关变量的描述性统计。

表 1 变量的描述性统计

| 变量名       | 变量符号      | 变量定义                  | 均值    | 标准差   | 25% 分位数 | 50% 分位数 | 75% 分位数 | 样本量 |
|-----------|-----------|-----------------------|-------|-------|---------|---------|---------|-----|
| 人均 GDP 增速 | Pgdpg     | 1991 年价格调整的人均 GDP 增长率 | 0.096 | 0.012 | 0.088   | 0.098   | 0.103   | 31  |
| 孕产妇死亡率    | Morta     | 每千例活产中孕产妇的死亡数         | 0.569 | 0.609 | 0.237   | 0.395   | 0.622   | 31  |
| 围产儿死亡率    | Mortal    | 每千个围产儿死亡数             | 0.127 | 0.043 | 0.099   | 0.115   | 0.143   | 31  |
| 教育年限      | Logedu    | Log(教育年限)             | 2.015 | 0.175 | 1.978   | 2.048   | 2.075   | 31  |
| 贸易依存度     | Open      | 进出口总额/GDP             | 0.684 | 0.887 | 0.195   | 0.267   | 0.775   | 31  |
| 通货膨胀率     | Inflation | 按消费者价格指数计算的物价变化       | 0.049 | 0.004 | 0.045   | 0.048   | 0.051   | 31  |
| 政府规模      | Govern    | 政府支出/GDP              | 0.083 | 0.021 | 0.071   | 0.076   | 0.09    | 31  |

其次,考察健康人力资本与经济增长的相关关系。图 1 的上半部分为孕产妇死亡率与经济增长的相关分析图,下半部分为围产儿死亡率与经济增长的相关分析图,其中,图 1 中的纵轴均为 1991 年至 2014 年人均 GDP 的年均增长率,横轴则对应 1991 年至 2014 年间孕产妇死亡率或者围产儿死亡率的均值。由图 2 可知,不论是孕产妇死亡率,还是围产儿死亡率,它们与经济增长之间都呈现出负相关的关系,死亡率越低,经济增长情况越好,死亡率越高,经济增长情况越差;同时还发现一些地区孕产妇死亡率和围产儿死亡率存在异常值,即高于其他省份。为了避免这些异常值的干扰,图 1 右边的部分剔除了异常值,重新考察健康人力资本与经济增长的关系,最后发现二者负相关的关系更加明显。

最后,考察健康人力资本与经济增长关系的地区差异性。为了进一步考察健康人力资本与经济增长关系的地区差异性,图 2 按照 1991 年至 2014 年间各地区经济增长率大小的排序,把各地区分为三等份,依次对应高经济增长地区、中经济增长地区、低经济增长地区,以此识别不同经济增长地区的健康人力资本状况。由图 2 可知,高经济增长地区的孕产妇死亡率和围产儿死亡率都要小于低经济增长地区,即伴随低孕产妇死亡率和低围产儿死亡率的地区都是高经济增长的地区。

### 三、健康人力资本与中国区域经济增长的计量模型

为了考查健康人力资本与中国区域经济增长的关系,主要考虑两个模型设定,一个模型设定将健康人力资本以及期初的经济发展水平作为解释变量;另一个模型设定将考虑完全条件信息集,即解释变量包括健康人力资本、期初的经济发展水平、教育程度衡量的人力资本、政府规模、通货膨胀率、贸易开放度。相关变量取 1991 年至 2014 年的平均值,这也可以平滑掉短期因素对死亡率或经济增长的影响,比如 2002 年爆发的 SARS。健康人力资本与中国区域经济增长关系的基本模型设定如下:

$$Pgdpgr_i = c + \alpha Logpgdpi_i + \beta Keyvar_i^n + \gamma' X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,下标  $i$  表示地区,  $c$ 、 $\alpha$ 、 $\beta$  为待估参数,  $c$  为常数项,  $\gamma$  为待估参数向量。  $X$  为控制变量,  $n$  取值 1 和 2, 被解释变量为经过价格调整后的人均 GDP 增长率, 记为  $Pgdpgr$ , 核心解释变量  $Keyvar1$  为孕产妇死亡率,  $Keyvar2$  为围产儿死亡率。  $\varepsilon$  为误差项。

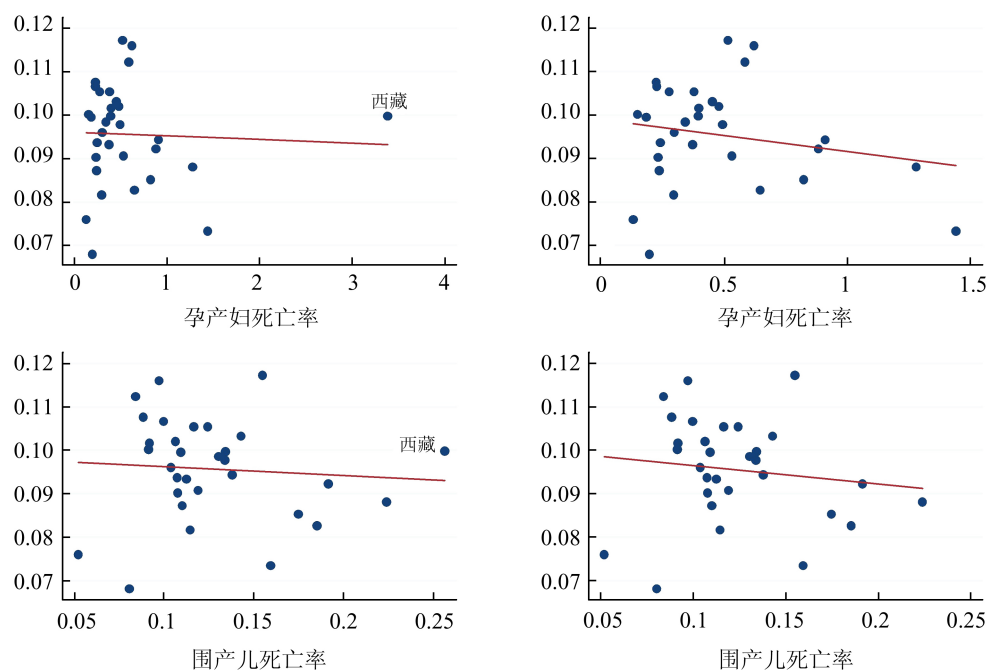


图1 健康人力资本与经济增长 (1991 - 2014 年)

首先,要解决模型估计中的核心解释变量与被解释变量之间的内生性问题。由于经济增速较高的地区,人均收入水平上升较快,人们会更加重视健康投入,即经济增长较高的地区其健康人力资本也较高。因此,模型(1)中解释变量与被解释变量具有互为因果的关系,这就导致出现内生性问题。为了克服变量内生性对模型估计的影响,常用的方法采取工具变量估计法。笔者选取的工具变量是中国 1820 年各个地区的寺庙修建数量<sup>①</sup>,因为它符合工具变量的基本条件。首先,当前中国经济增速与 1820 年各地区寺庙修建数量并不相关;其次,1820 年中国各地寺庙修建数量却能够影响当前各地区的健康人力资本,因为已有的研究发现,最早出现在南北朝时期的中国民营医院主要是由宗教界开办的,在当时由于许多僧侣都精通医术,一般病人多乐意前往寺庙治病,对于病重、路远、行动不便的病人就在寺庙留宿,这种留医性质的医疗机构大多设在寺庙内。比如,在当时的社会,寺庙僧人往往出于佛教慈航普度、济世度

① 数据由哈佛大学开发,详情可参阅 <http://worldmap.harvard.edu/chinamap>。

人的悲悯心,在寺院里设立悲田院和养病坊。《北齐书·后主纪》记载有“七年春正月壬辰诏:去秋已来水旱,人饥不自立者,所在付大寺及富户济其性命”。此外,当发生疾疫流行病的时候,寺庙也常常担负起拯救施治的责任<sup>[16]</sup> (P47-50)<sup>[17]</sup> (P11-19)<sup>[18]</sup> (P194-199)。因此,古代寺庙具有一定的医疗救助功能,而这种功能对当地医疗卫生条件产生了积极作用,并有助于当地人们掌握和传播医疗健康知识,从而对该地区健康人力资本产生深远的历史影响。图3展示了1820年寺庙修建数量与健康人力资本之间的关系,横轴为1820年中国各地区寺庙修建数量加1的对数值,纵轴是各地区孕产妇死亡率和围产儿死亡率,均为1991年至2014年的平均值。由图3可知,1820年中国各地寺庙修建数量与当前健康人力资本之间存在紧密的联系,即1820年一个地的寺庙修建数量越多,那么现在当地的孕产妇死亡率和围产儿死亡率就越低。

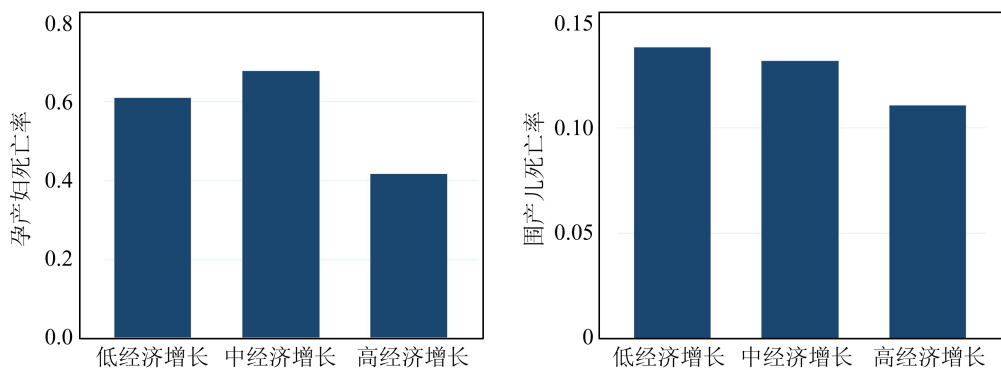


图2 健康人力资本与经济增长关系的地区差异 (1991 - 2014 年)

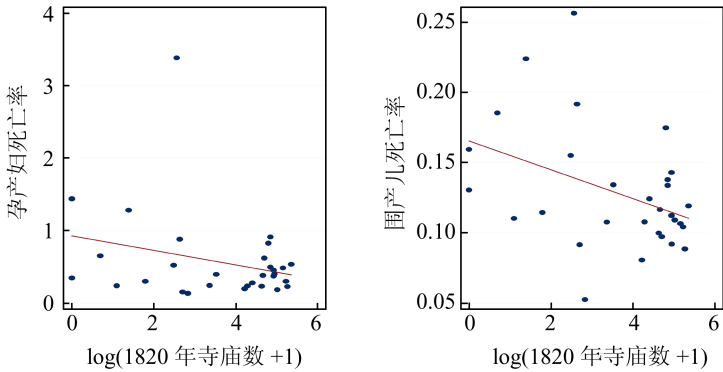


图3 1820年寺庙修建数量与健康人力资本的相关关系

其次,要解决模型估计中的其他解释变量与被解释变量之间的内生性问题。工具变量法可以应对经济增长与健康人力资本之间互为因果关系引致的内生性问题,但是无法应对其他解释变量导致的内生性问题。因此,采用动态面板 GMM 的估计方法来进一步验证健康人力资本对经济增长的因果影响,即在动态面板的 GMM 估计中利用解释变量的滞后项作为工具变量,其基本模型设定如下:

$$Pgdpgr_{it} = \phi + \kappa Pgdpgr_{it-1} + \eta Keyvar_{it}^n + \theta' X_{it} + \mu_i + \omega_{it} \quad (2)$$

在模型(2)中,变量的下标t表示年份, $\phi$ 为常数项, $\kappa$ 、 $\eta$ 为待估参数, $\theta$ 为待估参数向量。X为前文所述的控制变量,n取值1和2,Keyvar1为孕产妇死亡率,Keyvar2为围产儿死亡率。 $\mu$ 为地区固定效应, $\omega$ 为误差项。

第三,用差分的方法来控制个体效应导致的内生性问题。在动态面板中,尽管可以通过减去均值或者差分的方法来消除由于个体效应导致的内生性问题,但由于被解释变量的滞后项作为了解释变量,经过差分后的误差项仍然会与解释变量相关,因此,用传统的面板模型估计同样会导致参数估计的不一致。若对模型(2)式进行差分,即

$$\Delta Pgdpr_{it} = \kappa \Delta Pgdpr_{it-1} + \eta \Delta Keyvar_{it}^n + \theta' \Delta X_{it} + \Delta \omega_{it} \quad (3)$$

在模型(3)中,由于  $Cov(\Delta Pgdpr_{it-1}, \Delta \omega_{it}) \neq 0$ ,则参数将得不到一致的估计。有学者提出了动态面板估计方法可避免上述问题<sup>[19]</sup>(P277-297),即用变量一阶差分消除掉个体固定效应,并用被解释变量和具有潜在内生性变量的滞后项作为工具变量。还有学者指出,在  $\kappa$  接近于1或者相对于  $\omega_{it}$  而言,在  $\mu_i$  方差较大的情况下,动态面板估计所得到的系数在小样本中会出现较大的有限样本偏差,但可以用系统GMM估计方法加以改善,即系统GMM估计方法在矩条件中加入了残差项水平值的矩条件<sup>[20]</sup>(P115-143)。还有研究表明,由于差分估计方法得到的估计量和水平GMM估计量的偏差具有相反的符号,而系统GMM估计量正好是这两个估计量的加权平均,因此系统GMM的偏差更小<sup>[21]</sup>(P95-126)。此外,当解释变量在时间上具有持续性,那么它们的水平值与其差分之间关联度会较小,出现弱工具变量的问题。因此,笔者将分别使用GMM估计方法和系统GMM估计方法来展开实证研究。

#### 四、健康人力资本对中国区域经济增长影响的实证分析

为了全面和稳健地识别健康人力资本对中国区域经济增长的影响,笔者将做以下几个方面的实证分析。

##### (一)一般最小二乘法的估计结果

公式(1)有两种模型设定:第一种模型设定包括常数项、期初的经济发展水平和关键解释变量;第二种模型设定包括常数项、期初经济发展水平、教育年限的对数、贸易开放度、通货膨胀率、政府规模以及关键解释变量。估计结果如下表。

表2 健康人力资本与经济增长:孕产妇死亡率(1991-2014年)

|           | 模型 (1)               | 模型 (2)              | 模型 (3)               | 模型 (4)              |
|-----------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
|           | 全样本                  |                     | 剔除异常值                |                     |
|           | 被解释变量:Pgdpgr         |                     |                      |                     |
| Morta     | -0.004<br>(0.003)    | -0.013*<br>(0.007)  | -0.020***<br>(0.006) | -0.023**<br>(0.009) |
| Logpgdpi  | -0.013***<br>(0.004) | -0.003<br>(0.007)   | -0.017***<br>(0.004) | -0.008<br>(0.007)   |
| Logedu    |                      | -0.038<br>(0.026)   |                      | -0.022<br>(0.026)   |
| Open      |                      | 0.001<br>(0.004)    |                      | 0.000<br>(0.004)    |
| Inflation |                      | -0.072<br>(0.592)   |                      | 0.461<br>(0.624)    |
| Govern    |                      | -0.285**<br>(0.113) |                      | -0.279**<br>(0.106) |
| 常数项       | 0.192***<br>(0.032)  | 0.226***<br>(0.051) | 0.231***<br>(0.031)  | 0.212***<br>(0.049) |
| 样本量       | 31                   | 31                  | 30                   | 30                  |
| R-squared | 0.248                | 0.533               | 0.436                | 0.599               |

注:\*,\*\*和\*\*\*依次表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内的数值为标准误。

表2和表3依次报告了实证估计的结果。在表2和表3中,模型设定(1)和(2)为全样本,模型设

定(3)和(4)为剔除异常值后的样本,模型设定(1)和(3)仅包括常数项、期初的经济发展水平和关键解释变量;模型设定(2)和(4)则加入了教育年限的对数、贸易开放度、通货膨胀率、政府规模。由表2可知,关键解释变量为孕产妇死亡率,其估计系数在所有模型设定中均为负,且在模型设定(2)–(4)中的估计系数显著为负,这说明伴随着低孕产妇死亡率的是高经济增长;期初经济发展水平在模型设定(1)和(3)中显著为负,这表明经济收敛效应存在;政府规模在模型设定(2)和(4)中显著为负,这说明政府规模越大,经济增速越低。由3可知,关键解释变量为围产儿死亡率,其估计系数在所有模型设定中均显著为负,并在剔除异常值后的样本中其估计系数的绝对值要更大,这说明伴随着低围产儿死亡率的是高经济增长;期初经济发展水平和政府规模的估计结果与在表2的估计结果相似。

表3 健康人力资本与经济增长:围产儿死亡率(1991–2014年)

|           | 模型 (1)               | 模型 (2)              | 模型 (3)               | 模型 (4)              |
|-----------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
|           | 全样本                  |                     | 剔除异常值                |                     |
|           | 被解释变量:Pgdpgr         |                     |                      |                     |
| Mortal    | -0.087*<br>(0.050)   | -0.140*<br>(0.071)  | -0.138**<br>(0.060)  | -0.141*<br>(0.074)  |
| Logpgdpi  | -0.015***<br>(0.004) | -0.006<br>(0.007)   | -0.016***<br>(0.004) | -0.006<br>(0.008)   |
| Logedu    |                      | -0.022<br>(0.017)   |                      | -0.023<br>(0.030)   |
| Open      |                      | 0.000<br>(0.004)    |                      | 0.000<br>(0.004)    |
| Inflation |                      | -0.263<br>(0.528)   |                      | -0.262<br>(0.540)   |
| Govern    |                      | -0.255**<br>(0.110) |                      | -0.256**<br>(0.113) |
| 常数项       | 0.216***<br>(0.037)  | 0.236***<br>(0.051) | 0.233***<br>(0.038)  | 0.237***<br>(0.056) |
| 样本量       | 31                   | 31                  | 30                   | 30                  |
| R-squared | 0.285                | 0.544               | 0.336                | 0.542               |

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 依次表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内的数值为标准误。

(二) 工具变量法的估计结果

采用工具变量估计法对健康人力资本与经济增长的因果关系进行识别。最小二乘法的估计结果仅表示了健康人力资本与经济增长之间存在正相关的关系,即伴随较高健康人力资本的是较高经济增速,并不能根据最小二乘法的估计结果来做因果关系判断,因为经济增长与健康人力资本可能存在互为因果关系并导致模型估计出现内生性问题。因此,笔者采用 1820 年中国各地区寺庙修建数量作为健康人力资本的工具变量来克服估计过程中出现的内生性问题。选择工具变量的逻辑在于:当前经济增速并不会影响过去的寺庙修建数量,但是过去的寺庙修建数量则会影响当地的医疗条件以及人们的医疗知识和健康意识,这又会对当前该地区的健康人力资本产生深远影响。

首先,考察简约式模型的估计结果,主要是分析工具变量与经价格调整后的人均 GDP 增速的关系。从历史的角度看,如果 1820 年的寺庙修建数量能够影响当前健康人力资本的积累,进而对当前经济增长产生影响,那么应该看到,1820 年的寺庙修建数量会通过当地人力资本积累的影响来间接地影响当前经济增长。在此依然采取式子(1),被解释变量为经价格调整后的人均 GDP 增速,关键解释变量为 1820 年的寺庙修建数量<sup>①</sup>,记为 Logbudd,表 4 报告了估计结果,其中,模型设定(1)和(2)为全样本,模型设定(3)和(4)为剔除异常值后的样本,模型设定(1)和(3)仅包括常数项、期初的经济发展

① 为了避免零值的影响,在该变量加 1 后再取对数值。

水平;模型设定(2)和(4)则加入了教育年限的对数、贸易开放度、通货膨胀率、政府规模。由表4可知,工具变量(Logbudd)的估计系数在所有模型设定中均显著为正,这说明如果一个地区在1820年的寺庙修建数量较多,那么该地区当前的经济增速也较高;如果一个地区在1820年的寺庙修建数量较少,那么该地区当前的经济增速也较低。这也验证了1820年的寺庙数与当前经济增长之间存在着联系,因此,笔者选取1820年寺庙修建数量作为健康人力资本工具变量的前提是成立的。

表4 寺庙修建数量与经济增长(1991-2014年)

|           | 模型 (1)              | 模型 (2)             | 模型 (3)              | 模型 (4)             |
|-----------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
|           | 全样本                 |                    | 剔除异常值               |                    |
|           | 被解释变量:Pgdpgr        |                    |                     |                    |
| Logbudd   | 0.002*<br>(0.001)   | 0.002*<br>(0.001)  | 0.002*<br>(0.001)   | 0.002*<br>(0.00)   |
| Logpgdpi  | -0.009**<br>(0.004) | -0.002<br>(0.007)  | -0.009**<br>(0.004) | -0.003<br>(0.009)  |
| Logedu    |                     | 0.000<br>(0.012)   |                     | 0.006<br>(0.025)   |
| Open      |                     | -0.001<br>(0.004)  |                     | -0.001<br>(0.004)  |
| Inflation |                     | -0.538<br>(0.495)  |                     | -0.533<br>(0.505)  |
| Govern    |                     | -0.227*<br>(0.111) |                     | -0.223*<br>(0.114) |
| 常数项       | 0.158***<br>(0.030) | 0.147**<br>(0.056) | 0.156***<br>(0.031) | 0.142**<br>(0.059) |
| 样本量       | 31                  | 31                 | 30                  | 30                 |
| R-squared | 0.304               | 0.539              | 0.305               | 0.539              |

注:\*,\*\*和\*\*\*依次表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内的数值为标准误。

表5 工具变量回归(孕产妇死亡率):第一阶段估计结果

|           | 模型 (1)              | 模型 (2)                | 模型 (3)               | 模型 (4)                |
|-----------|---------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|           | 全样本                 |                       | 剔除异常值                |                       |
|           | 被解释变量:Pgdpgr        |                       |                      |                       |
| Logbudd   | -0.125*<br>(0.064)  | -0.066**<br>(0.031)   | -0.084***<br>(0.029) | -0.063**<br>(0.023)   |
| Logpgdpi  | -0.503**<br>(0.220) | 0.223<br>(0.206)      | -0.366***<br>(0.102) | -0.133<br>(0.172)     |
| Logedu    |                     | -3.206***<br>(0.328)  |                      | -1.284**<br>(0.497)   |
| Open      |                     | 0.038<br>(0.110)      |                      | -0.026<br>(0.082)     |
| Inflation |                     | 43.216***<br>(13.672) |                      | 44.795***<br>(10.164) |
| Govern    |                     | -3.472<br>(3.061)     |                      | -2.127<br>(2.294)     |
| 常数项       | 4.787***<br>(1.712) | 3.747***<br>(1.537)   | 3.517***<br>(0.794)  | 2.294*<br>(1.188)     |
| 样本量       | 31                  | 31                    | 30                   | 30                    |
| R-squared | 0.222               | 0.878                 | 0.406                | 0.756                 |

注:\*,\*\*和\*\*\*依次表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内的数值为标准误。

其次,考察工具变量结构模型的估计结果,主要是以1820年的寺庙修建数量作为健康人力资本的工具变量来展开估计。表5和表6依次报告了1820年的寺庙修建数量作为孕产妇死亡率工具变量的

第一阶段和第二阶段的估计结果。第一阶段的估计结果中,工具变量(Logbudd)的估计系数在所有模型设定中显著为负,这说明1820年的寺庙数能够很好地解释当前的孕产妇死亡率,即如果一个地区在1820年的寺庙数较高,那么该地区孕产妇死亡率越低。在第二阶段的估计结果中,Morta的估计系数在所有模型设定中均为负,在模型设定(2)–(4)中显著为负,这说明孕产妇死亡率的下降有助于促进经济增长;并且,对于关键解释变量而言,工具变量法得到的估计系数的绝对值要大于一般最小二乘法所得到的估计系数,这意味着一般最小二乘法所得估计系数低估了健康人力资本对经济增长的影响。表7和表8依次报告了1820年的寺庙修建数量作为围产儿死亡率工具变量的第一阶段和第二阶段的估计结果。从第一阶段的估计结果中,Logbudd的估计系数在所有模型设定中显著为负,这说明1820年的寺庙数能够很好地解释当前的围产儿死亡率数值的变化,即如果一个地区在1820年的寺庙数较高,那么该地区围产儿死亡率越低。从第二阶段的估计结果来看,Morta1的估计系数在所有模型设定中均显著为负,这说明围产儿死亡率的下降有助于促进经济增长。同样的,对于关键解释变量而言,工具变量法得到的估计系数的绝对值要大于一般最小二乘法所得到的估计系数,一般最小二乘法所得估计系数低估了健康人力资本对经济增长的影响。

表6 工具变量回归(孕产妇死亡率):第二阶段估计结果

|           | 模型 (1)               | 模型 (2)               | 模型 (3)               | 模型 (4)               |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|           | 全样本                  |                      | 剔除异常值                |                      |
|           | 被解释变量:Pgdpgr         |                      |                      |                      |
| Morta     | -0.018<br>(0.011)    | -0.032*<br>(0.017)   | -0.027**<br>(0.012)  | -0.034**<br>(0.015)  |
| Logpgdpi  | -0.018***<br>(0.007) | 0.005<br>(0.01)      | -0.019***<br>(0.005) | -0.007<br>(0.007)    |
| Logedu    |                      | -0.104*<br>(0.059)   |                      | -0.037<br>(0.029)    |
| Open      |                      | 0.000<br>(0.004)     |                      | -0.001<br>(0.003)    |
| Inflation |                      | 0.855<br>(0.959)     |                      | 0.985<br>(0.851)     |
| Govern    |                      | -0.339***<br>(0.123) |                      | -0.295***<br>(0.098) |
| 常数项       | 0.243***<br>(0.056)  | 0.268***<br>(0.062)  | 0.251***<br>(0.042)  | 0.220***<br>(0.045)  |
| 样本量       | 31                   | 31                   | 30                   | 30                   |
| R-squared | 0.172                | 0.369                | 0.405                | 0.569                |

注:\*,\*\*和\*\*\*依次表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内的数值为标准误。

第三,检验工具变量的排他性。选择工具变量来识别统计上的因果效应,检验工具变量的排他性是必要的。选择工具变量的理由是:一是古代寺庙修建数量有可能影响当地的旅游业发展,进而影响到当地经济增长。如果这种情况成立,那么工具变量的排他性便无法满足。为了进一步说明工具变量的合理性,必须分析古代寺庙修建数量与当地旅游业的关系。对于一个地区旅游业的发展情况,可使用国家统计局公布的各地区国际旅游外汇收入占GDP的比例(Tour)来表示,其中国际旅游外汇收入按照当年平均汇率折算成人民币。笔者选择1996年至2014年Tour的平均值来衡量旅游业的发展,记为Tourm<sup>①</sup>。由旅游业的测算结果可知,Tourm最高值为北京市的4.68%,最低值为宁夏的0.035%,该变量在地区间有较大的差异,其均值和标准差依次为0.85%和0.97%。分析古代寺庙修建数量与旅游业发展的关系可知,这两者的相关系数仅仅为0.056,对应的p值是0.769,二者不存在显著的相关关系。图4也表明,

① 1996年之前Tour的数据在部分省区有缺失。

二者的拟合线几乎平行于横轴,这说明古代寺庙数较多的地区并不是旅游业更发达的地区,即说明古代寺庙数对旅游业发展的贡献较小。此外,还发现,旅游业更发达的地区并不是经济增长更快的地区,衡量旅游业发展的指标 Tour 和 2000 年至 2014 年的经济增速的相关系数为-0.452,在 5% 水平下显著,旅游业并没有成为驱动中国地区经济增长的主要力量。

表 7 工具变量回归(围产儿死亡率):第一阶段估计结果

|           | 模型 (1)               | 模型 (2)               | 模型 (3)               | 模型 (4)               |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|           | 全样本                  |                      | 剔除异常值                |                      |
|           | 被解释变量:Pgdpgr         |                      |                      |                      |
| Logbudd   | -0.013***<br>(0.00)4 | -0.010***<br>(0.003) | -0.011***<br>(0.003) | -0.010***<br>(0.003) |
| Logpgdpi  | -0.052***<br>(0.013) | -0.014<br>(0.017)    | -0.046***<br>(0.010) | -0.005<br>(0.019)    |
| Logedu    |                      | -0.163***<br>(0.027) |                      | -0.216***<br>(0.055) |
| Open      |                      | 0.001<br>(0.009)     |                      | 0.001<br>(0.009)     |
| Inflation |                      | 2.282*<br>(1.133)    |                      | 2.239*<br>(1.129)    |
| Govern    |                      | -0.138<br>(0.254)    |                      | -0.174<br>(0.255)    |
| 常数项       | 0.562***<br>(0.098)  | 0.501***<br>(0.127)  | 0.512***<br>(0.080)  | 0.540***<br>(0.132)  |
| 样本量       | 31                   | 31                   | 30                   | 30                   |
| R-squared | 0.481                | 0.829                | 0.532                | 0.764                |

注:\*,\*\* 和 \*\*\* 依次表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内的数值为标准误。

表 8 工具变量回归(围产儿死亡率):第二阶段估计结果

|           | 模型 (1)               | 模型 (2)               | 模型 (3)               | 模型 (4)               |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|           | 全样本                  |                      | 剔除异常值                |                      |
|           | 被解释变量:Pgdpgr         |                      |                      |                      |
| Mortal    | -0.172*<br>(0.088)   | -0.218**<br>(0.103)  | -0.203**<br>(0.097)  | -0.217**<br>(0.103)  |
| Logpgdpi  | -0.018***<br>(0.005) | -0.005<br>(0.006)    | -0.019***<br>(0.005) | -0.004<br>(0.007)    |
| Logedu    |                      | -0.036*<br>(0.021)   |                      | -0.041<br>(0.032)    |
| Open      |                      | -0.001<br>(0.004)    |                      | -0.001<br>(0.004)    |
| Inflation |                      | -0.041<br>(0.527)    |                      | -0.046<br>(0.532)    |
| Govern    |                      | -0.257***<br>(0.098) |                      | -0.261***<br>(0.101) |
| 常数项       | 0.255***<br>(0.05)   | 0.256***<br>(0.051)  | 0.260***<br>(0.049)  | 0.259***<br>(0.055)  |
| 样本量       | 31                   | 31                   | 30                   | 30                   |
| R-squared | 0.207                | 0.52                 | 0.307                | 0.519                |

注:\*,\*\* 和 \*\*\* 依次表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内的数值为标准误。

二是古代寺庙修建数量还会对金融发展产生影响。从需求层面看,参与寺庙活动是一种文化,文化是一种非正式的制度安排,能对微观主体金融行为产生导向性影响。微观主体在金融行为过程中会对金融产品需求以及金融制度建设需求产生影响<sup>[22]</sup>(P47-58)。从供给层面看,寺院金融是依靠宗教信仰

建立商业信用,是依靠超血缘的宗教信仰力量聚集社会资本,约束借款人<sup>[23]</sup>(P186-198)。因此寺庙数可能会与区域金融市场化发展程度有影响。利用王小鲁等构建的金融市场化指标来考察寺庙数和金融市场化发展程度的关系<sup>[24]</sup>(P50-100),即选取2008年至2014年金融市场化指标的均值展开分析可知,金融市场化指标均值为6.352,其中,浙江省金融市场化发展程度最高。如果将被解释变量设为寺庙数,解释变量设为金融市场化指标,由最小二乘回归的结果可知,金融市场化指标的估计系数为8.957,但不显著;寺庙数与金融市场化指标的相关系数为0.249,同样不显著。这些均表明,古代寺庙数并没有对当前金融发展产生影响,这其中原因可能在于中国金融市场参与度还比较低,由《2017中国家庭金融调查报告》可知,中国家庭金融资产中股票和基金占比不足20%,在家庭资产中,金融资产仅占总资产的8.76%。

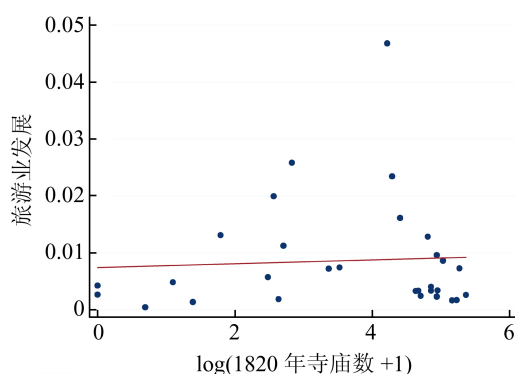


图4 古代寺庙修建数量与旅游业发展

### (三) 动态面板 GMM 的估计结果

尽管工具变量的方法可以解决健康人力资本与经济增长之间的内生性问题,但却无法应对其他控制变量造成的内生性问题。因此,采取动态面板 GMM 的估计方法。为了平滑经济波动,还把1991年至2014年分为五个时间段,它们分别是1991年至1995年、1996年至2000年、2001年至2005年、2006年至2010年以及2011年至2014年,变量在每一个时间段上取平均值,经价格调整后的人均GDP增速为一个时间段的年均增速。表9报告了动态面板 GMM 的估计结果,其中,模型设定(1)和(3)中关键解释变量为Morta;模型设定(2)和(4)中关键解释变量为Morta1;模型设定(1)和(2)采取的是Arellano和Bond提出了动态面板估计方法,利用被解释变量及具有潜在内生性变量的滞后项作为工具变量;模型设定(3)和(4)采取了系统GMM估计方法。

由表9动态面板 GMM 的估计结果可知,在关键解释变量分别为孕妇死亡率和围产儿死亡率的模型设定中,其估计系数均显著为负,这说明健康人力资本对于实际人均GDP增速的影响显著为正。同时,AR(1)、AR(2)以及Sargan检验结果都支持了动态模型的设定,根据AR(1)、AR(2)的检验结果,它拒绝了误差项一阶不相关的原假设,但无法拒绝误差项二阶不相关的原假设;根据Sargan的检验,无法拒绝工具变量是有效的原假设。因此,根据系统GMM估计结果可知,模型设定(3)的估计系数表明,孕产妇死亡率的估计系数为-0.015,每千人孕产妇死亡数下降0.7,经济增速将提高1个百分点;孕产妇死亡率下降一个标准差(0.609),经济增速将会提高0.9个百分点。模型设定(4)的估计结果表明,围产儿死亡率的估计系数为-0.500,每千名围产儿死亡数下降0.2,经济增速将提高1个百分点,围产儿死亡率下降一个标准差(0.043),经济增速将会提高2.2个百分点。这些实证结果都表明,基于完全条件信息集的GMM估计结果不仅具有统计上的显著性,而且具有经济上的显著性。

## 五、健康人力资本与中国区域经济增长关系的进一步讨论

已有的研究主要采取两个指标来度量健康人力资本,一个是死亡率,另一个是预期寿命。在已有的研究中,人口寿命的分析往往基于期望寿命,它只能反映死亡率、人口年龄结构等有限的信息,而无法全面地反映人群的健康水平。而健康期望寿命(或称伤残调整期望寿命)在测算时考虑了人群的患病率、活动能力、工作能力等伤残指标的影响,它可以更全面地反映被研究人群的健康水平,因此得到了越来越广泛的应用。笔者利用第五次和第六次人口普查的各省分年龄人口数和死亡数的数据,以及 1993 年、1998 年、2003 年和 2008 年四年的全国卫生服务总调查中各地区分年龄慢性病患率率和调查人口数的数据,采用 Sullivan 法来计算伤残调整期望寿命,根据分年龄的人口数和死亡数建立简略寿命表,利用寿命表中的数据便可以计算期望寿命。

表 9 动态面板 GMM 的估计结果:死亡率

|                             | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                             | Arellano 和 Bond 方法   |                      | Arellano 和 Bover 方法  |                      |
|                             | 被解释变量:Pgdpgr         |                      |                      |                      |
| Morta                       | -0.011**<br>(0.004)  |                      | -0.015***<br>(0.004) |                      |
| Mortal                      |                      | -0.539***<br>(0.049) |                      | -0.500***<br>(0.066) |
| <i>Pgdpgr</i> <sub>-1</sub> | 0.033<br>(0.044)     | -0.085<br>(0.052)    | 0.056<br>(0.044)     | -0.05<br>(0.056)     |
| Logpgdpi                    | -0.051***<br>(0.010) | -0.045***<br>(0.006) | -0.006**<br>(0.003)  | -0.009***<br>(0.003) |
| Logedu                      | 0.397***<br>(0.063)  | 0.166***<br>(0.026)  | 0.013<br>(0.011)     | 0.028***<br>(0.007)  |
| Open                        | 0.009***<br>(0.002)  | 0.015***<br>(0.005)  | 0.008***<br>(0.002)  | 0.010***<br>(0.002)  |
| Inflation                   | 0.665***<br>(0.149)  | 0.273**<br>(0.109)   | 0.017<br>(0.061)     | 0.046<br>(0.091)     |
| Govern                      | -0.353***<br>(0.048) | -0.280***<br>(0.067) | -0.183***<br>(0.040) | -0.192***<br>(0.052) |
| 常数项                         | 0.285***<br>(0.062)  | 0.221***<br>(0.026)  | 0.097***<br>(0.013)  | 0.318***<br>(0.046)  |
| Sargan p 值                  | 0.608                | 0.54                 | 0.981                | 0.989                |
| AR(1) p 值                   | 0.013                | 0.046                | 0.011                | 0.012                |
| AR(2) p 值                   | 0.112                | 0.166                | 0.154                | 0.19                 |
| 样本量                         | 91                   | 91                   | 122                  | 122                  |

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 依次表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内为标准误。

期望寿命按以下式子计算:

$$LE_x = \frac{\sum_{i=x}^w L_i}{l_x} \quad (4)$$

其中,  $l_x$  是寿命表中  $x$  岁时的尚存人口数。  $L_i$  是第  $i$  个年龄区间生存的人年数。  $w$  为最后一个开区间年龄段。  $LE_x$  是  $x$  岁人口的期望寿命。结合相应的伤残测度指标可以计算出伤残调整期望寿命:

$$DALE_x = \frac{\sum_{i=x}^w L_i(1 - D_i)}{l_x} \quad (5)$$

其中,  $D_i$  为第  $i$  个年龄区间人群的伤残测度,在计算过程中选取慢性病发病率作为伤残测度的指标。  $DALE_x$  即为  $x$  岁人口的伤残调整期望寿命。

同样的,考虑到工具变量的方法无法应对其他控制变量造成的内生性问题,在此采取动态面板 GMM 的估计方法。为了平滑经济波动,将 1991 年至 2014 年分为五个时间段,变量在每一个时间段上取平均值。关键解释变量为伤残调整期望寿命。由于只有 1993 年、1998 年、2003 年和 2008 年四年的全国卫生服务总调查中各地区分年龄慢性病患者率和调查人口数的数据,因此 1993 年的伤残调整期望寿命数据对应于 1991 年至 1995 年时间段,1998 年对应于 1996 年至 2000 年时间段,2003 年对应于 2001 年至 2005 年时间段,2008 年对应于 2006 年至 2010 年时间段。按照 2003 年至 2008 年伤残调整期望寿命的变化趋势计算了 2013 年的伤残调整期望寿命,对应于 2011 年至 2014 年时间段。在所有考察时间段内,各地区伤残调整期望寿命的均值为 60 岁,标准差为 27 岁。表 10 报告了基于期望寿命的实证估计结果。

表 10 动态面板 GMM 的估计结果:期望寿命

|                             | 模型 (1)               | 模型 (2)               |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|
|                             | Arellano 和 Bond 方法   | Arellano 和 Bover 方法  |
|                             | 被解释变量:Pgdpgr         |                      |
| DALE                        | 0.001***<br>(3.003)  | 0.001***<br>(2.005)  |
| <i>Pgdpgr</i> <sub>-1</sub> | -0.310***<br>(0.036) | -0.141***<br>(0.034) |
| Logpgdpi                    | 0.006<br>(0.005)     | 0.026***<br>(0.002)  |
| Logedu                      | 0.107***<br>(0.028)  | 0.042***<br>(0.007)  |
| Open                        | -0.025***<br>(0.002) | -0.027***<br>(0.001) |
| Inflation                   | -0.182**<br>(0.077)  | -0.249***<br>(0.055) |
| Govern                      | 0.672***<br>(0.055)  | 0.187***<br>(0.041)  |
| 常数项                         | -0.210***<br>(0.032) | -0.222***<br>(0.020) |
| Sargan p 值                  | 0.569                | 0.994                |
| AR(1) p 值                   | 0.078                | 0.014                |
| AR(2) p 值                   | 0.148                | 0.188                |
| 样本量                         | 91                   | 122                  |

注:\*,\*\* 和 \*\*\* 依次表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内的数值为标准误。

由表 10 可知,从模型设定 (1) 和 (2) 的检验结果来看,模型设定具有合理性。根据 AR (1)、AR (2) 的检验结果,拒绝了误差项一阶不相关的原假设,无法拒绝误差项二阶不相关的原假设;根据 Sargan 检验,无法拒绝工具变量是有效的原假设。此外,不论采取哪种估计方法,关键解释变量 (DALE) 的估计系数都显著为正,这说明健康人力资本对经济增长具有促进作用。如果伤残调整期望寿命增加 5 年,那么经济增速将会提高 0.5%,如果处于 DALE 均值的地区能够将伤残调整期望寿命提高至样本最大值 82 岁,那么经济增速将会提高 2.2%。这也说明健康人力资本对经济增长的影响不仅仅具有统计学上的显著性,而且也具有经济学上的显著性。

六、结论

人力资本的提升能够缓解人口老龄化带来的要素投入绝对数量下降的负面冲击,人力资本不仅仅包括凝聚在劳动力身上的知识、技能等因素,还包括健康。健康投入的增加是健康人力资本积累的驱动

力量,但是健康投入也会挤出其他物质资本支出。当前,中国卫生总费用占GDP比重虽然呈现出不断提高的趋势,但是与发达国家相比仍较为落后,甚至落后于部分发展中国家。这是不是就一定意味着中国应当加大健康人力资本投入,追赶其他国家在健康人力资本投入上的步伐?有研究发现,卫生总费用占GDP比重与经济发展水平之间呈现倒U型关系,卫生筹资领域存在库兹涅茨曲线(Kuznets Curve)<sup>[25]</sup>(P119-121)。这也意味着健康人力资本投入并不存在一个随经济发展必然提高的趋势,健康人力资本投入可能还要取决于当前阶段健康人力资本对经济增长是否能够产生显著的积极作用。

综上所述,健康人力资本对于中国经济增长产生了显著的正向影响,每千人孕产妇死亡数下降0.7个百分点,经济增速将提高1个百分点;每千名围产儿死亡数下降0.2个百分点,经济增速将提高1个百分点;伤残调整期望寿命增加10年,那么经济增速将会提高1个百分点,如果期望寿命处于均值的地区能够将伤残调整期望寿命提高至样本最大值82岁,那么经济增速将会提高2.2%。根据这些研究结论,中国应该进一步增加公共卫生投入,通过健康人力资本的提高来带动经济增长,并促进中国经济增长模式的转型。

## 参考文献

- [1] 李友德. 人力资本投资与经济增长关系的实证研究. 江汉论坛, 2012, (2).
- [2] R. Barro. Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2).
- [3] 李唐, 韩笑, 余凡. 企业异质性、人力资本质量与全要素生产率. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2016, (1).
- [4] M. Grossman. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2).
- [5] D. Bloom, D. Canning, & J. Sevilla. The Effect of Health on Economic Growth: Theory and Evidence. *NBER Working Paper*, 2001, (8587).
- [6] S. McDonald, J. Roberts. Growth and Multiple Forms of Human Capital in an Augmented Solow Model: A Panel Data Investigation. *Economics Letters*, 2002, 74(2).
- [7] A. Bhargava, D. Jamison, & L. Lau, et al. Modeling the Effects of Health on Economic Growth. *Journal of Health Economics*, 2001, 20(3).
- [8] 杨建芳, 龚六堂, 张庆华. 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, 2006, (5).
- [9] 王弟海, 龚六堂, 李宏毅. 健康人力资本, 健康投资和经济增长——以中国跨省数据为例. 管理世界, 2008, (3).
- [10] 张芬, 周浩, 邹薇. 公共健康支出、私人健康投资与经济增长: 一个完全预见情况下的 OLG 模型. 经济评论, 2012, (6).
- [11] 梁润, 余静文, 冯时. 人力资本对中国经济增长的贡献测算. 南方经济, 2015, (7).
- [12] Y. Su, Z. Liu. The Impact of Foreign Direct Investment and Human Capital on Economic Growth: Evidence from Chinese Cities. *China Economic Review*, 2016, 37.
- [13] 苗艳青, 陈文晶. 空气污染和健康需求: Grossman 模型的应用. 世界经济, 2010, (6).
- [14] 张天成, 路庆, 黄妙玲. 我国与全球中高收入国家卫生总费用的比较分析. 中国卫生经济, 2016, 35 (1).
- [15] R. Levine, N. Loayza, & T. Beck. Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes. *Journal of Monetary Economics*, 2000, 46(1).
- [16] 王金荣. 中国古代的医院. 医院管理, 1984, (3).
- [17] 段继业. 宗教寺庙的社会潜功能. 青海民族研究, 1995, (3).
- [18] 史经霞. 近代贵州少数民族地区宗教与医疗文化研究. 宗教学研究, 2013, (3).
- [19] M. Arellano, S. Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2).
- [20] R. Blundell, S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1).
- [21] M. Bun, F. Windmeijer. The Weak Instrument Problem of the System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models. *Econometrics Journal*, 2010, 13(1).

- [22] 史晋川,任晓猛,潘士远. 宗教、正式制度与经济增长. 社会科学战线, 2017, (5).
- [23] 周建波,孙圣民,张博等. 佛教信仰、商业信用与制度变迁. 经济研究, 2018, (6).
- [24] 王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016). 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [25] 曹桂,杨洪伟. OECD 国家经济增长与卫生总费用占 GDP 比重的面板数据模型研究. 国外医学, 2012, (3).

## Health Human Capital and Provincial Economic Growth in China

Yu Jingwen (Wuhan University)

Miao Yanqing (China National Health Development Research Center)

**Abstract** In the background of population aging and increasing resources restriction, the growth rate of Chinese economy has already fallen below 8% for several years and the potential economic growth rate is also experiencing a decline trend. Resource-driven economic growth model needs to transform. As the accumulation of human capital will offset the downward trend of economic growth and facilitate high quality growth of economy, this paper attempts to study the influence of health human capital on provincial economic growth in China through the instrument variable method and dynamic panel GMM by using provincial disability adjusted life expectancy data in China as well as the maternal mortality rate and the perinatal mortality rate provided by National Health and Family Planning Commission. The results reveal that health human capital plays an important role in driving Chinese economy. Specifically, the economic growth rate will be enhanced by 1 percentage if maternal mortality rate decreases by 0.7 or perinatal mortality rate decreases by 0.2. Moreover, the 10 year increase in disability adjusted life expectancy will raise economic growth by 1 percent. This result suggests that China at present should fortify the input of the health human capital, such as total health expenditure, in order to increase the health human capital as a cushion to increasing resources restriction.

**Key words** health human capital; economic growth; economic structural transformation; dynamic panel GMM

---

■ 收稿日期 2018-07-22

■ 作者简介 余静文,经济学博士,武汉大学经济与管理学院副教授;湖北 武汉 430072。  
苗艳青,经济学博士,国家卫生健康委卫生发展研究中心研究员;北京 100044。

■ 责任编辑 肖光恩