

经济增长、民生激励与居民健康：理论与实证

岑树田 葛扬¹

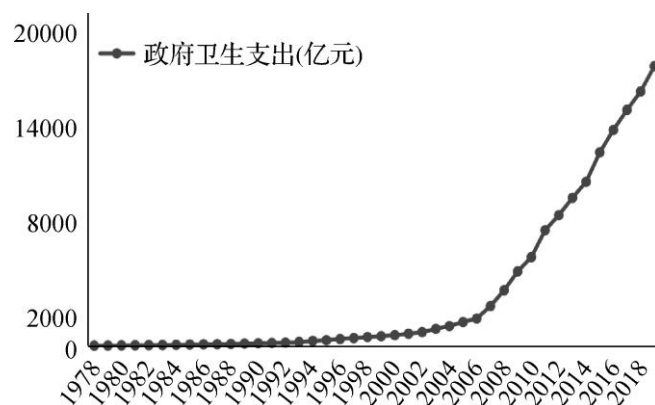
【摘要】：新冠肺炎疫情常态化影响以及健康中国行动等民生战略的实施，使人们对健康重要性的认知在飙升，经济增长与居民健康之间的影响关系再次成为热门话题。从地方政府民生激励视角考察中国经济增长对居民健康的正向影响关系。理论上证明了在一个存在中央计划者和地方政府的经济体中，地区经济增长与居民健康之间存在着稳定的均衡关系，并且由于地方政府民生激励的存在，当地方政府对民生的相对重视程度大于其对自身消费的重视程度时，经济增长将对居民健康产生正向影响可能。运用省级面板数据实证检验表明，民生激励促进居民健康水平提升的假说成立。研究结论意味着，进入新世纪以来，特别是中共十八大以来，中央关于民生的系列要求得到了地方政府的认真贯彻落实，取得了积极成效。为此，因民生激励而产生的地方政府公共健康设施投入和环境污染治理投入行为，是解释中国经济增长能够促进居民健康水平提升的一个重要线索。

【关键词】：民生激励 居民健康 公共健康设施投入 环境污染治理投入 增长的政治经济学

【中图分类号】：F061 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1009-2382(2022)06-0059-11

一、引言

新冠肺炎疫情常态化影响再次点燃了人们关注健康以及经济增长与居民健康关系的热情。进入新世纪以来，中央对民生的关注度和重视程度明显上升，特别是中共十八大以来，中央提出了“以人民为中心”的发展思想和“健康中国”战略，经济发展以高质量为目标。为认真贯彻落实中央一系列的民生改革要求，各级政府的激励偏好发生了改变，由原来偏好于地区产出逐步转向到偏好民生。由此，引发了各级政府行为的改变，包括不断加大公共健康设施投入和环境污染治理投入。张毓辉(2020)研究表明，2003年以后国家明显加大政府公共健康投入。如图1所示，中国政府卫生费用支出在2000年之后出现了拐点，特别是2006年之后出现了飙升，与时间轴形成明显的“剪刀差”，增幅大大高于2000年之前。如图2所示，进入新世纪以来，中国的卫生、社会保障和社会福利业固定资产投资呈逐年上升趋势，全国环境污染治理投入总额也呈明显上升趋势。



作者简介：岑树田，中共上海金山区委党校(行政学院)正高级经济师、经济学博士(上海 201599)；葛扬，南京大学商学院教授、博士生导师(南京 210093)。

基金项目：国家社会科学基金重大项目“中国特色社会主义基本经济制度体系研究”(编号：20ZDA015)；广西哲学社会科学规划研究课题一般项目“加快广西县域城镇化建设的对策建议”(编号：21BYJ021)

图 1 1978-2019 年政府卫生费用支出

资料来源：国家统计数据库。图 2-图 4 同。

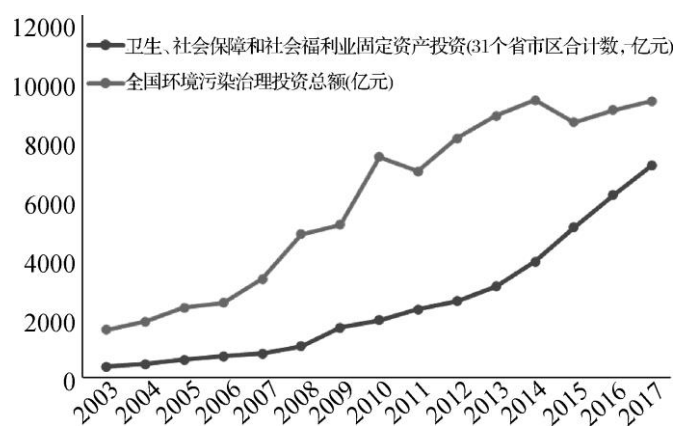


图 2 2003-2017 年健康和环境治理固定资产投资

与此同时，中国居民健康水平持续改善，人均预期寿命不断延长，2000 年为 71.4 岁，2015 年为 76.34 岁，2019 年为 77.3 岁¹。如图 3 所示，中国 2000 年至 2019 年人均预期寿命呈直线上升趋势。此外，如图 4 所示，2000 年到 2019 年中国新生儿死亡率呈逐年连续下降趋势，这也从侧面揭示了中国居民健康水平的持续改善。

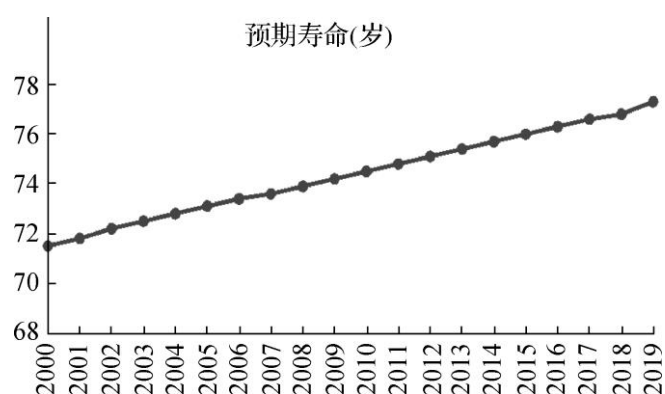


图 3 2000-2019 年中国人均预期寿命

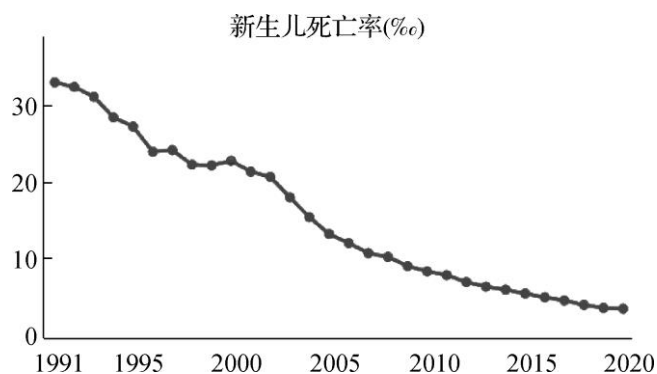


图 4 1991-2020 年中国新生儿死亡率

那么,进入新世纪以来,中国政府的公共健康设施投入和环境污染治理投入行为与居民健康水平持续改善之间到底有没有关联?有什么样的关联?其内在机制是什么?本研究将构建包含经济增长、民生激励与居民健康的分析框架以及运用省级面板数据进行实证检验予以诠释。

二、文献综述

现有健康经济学的文献,关注点主要集中在健康人力资本对经济增长的贡献,自从 NBER 的人力资本会议召开和 Gary Becker 人力投资论文发表以来,人们逐渐意识到健康作为一种重要的人力资本,对经济增长有着特别重要的意义 (Grossman, 1972; 1999), 目前关于这类文献较丰富。但问题的另一个方面是,经济增长对居民健康的影响,其关注度却低了很多,这与中国贯彻落实“以人民为中心”的发展思想和健康中国的要求不相称。一种观点认为,只要经济增长上去了,包括健康在内的其他方面自然而然就上去了 (王箐, 2013), 这种观点认为经济增长能够改善居民生活水平,提高生活质量,当然有利于促进健康和延年益寿。但其实不然,对于经济增长是否促进了居民健康这个话题,一直争论不休,并且持续至今。经济增长对居民健康的影响会因地域不同、国别地区不同、经济发展阶段不同、病种不同、性别不同、年龄不同而产生不同的影响 (Dustmann 和 Windeijer, 2004; Granados 和 Ionides, 2008; Egger, 2009; 王箐, 2013), 其差异极大,甚至结论相左,具有高度不一致性的特征。

通常认为,经济增长,一方面改善居民的衣食住行,提高民众免疫力;促进卫生技术进步,有效控制传染病发病率和病死率,推动健康状况的整体改善;减少性别、种族或宗教的歧视,改善教育水平,普及健康知识,不断提高居民的健康素养;加快城市化进程,加大公共健康投入,改善医疗服务的可及性和质量 (Egger, 2009)。另一方面,经济增长导致环境污染、过度城市化、经济资源挤占民生资源;引致个体工作时间增加,提高了居民的出勤率,导致交通事故和其他意外事故发生;引致个体工作强度增加,工作压力加大,引发睡眠不足、情绪不佳、酗酒、抽烟、运动减少等不良的健康行为以及“双亲”工作压力的增加还会形成代际效应;导致由高热量摄入过多引致的肥胖、糖尿病、高血压、心血管等各种慢性病激增,人们的行为和健康意识不能很快适应经济增长带来的外界环境的变化 (Graham 等, 1992; Ruhm, 2003; Robinson 和 Shor, 1989; Kiecolt-Glaser 等, 2002; Schnall 等, 2000; Krugera 等, 2010; 杨继生等, 2013)。此外,经济增长还可通过影响周围生活环境、社会环境以及健康政策,进而影响居民健康 (Granados, 2005; Anson, 2000)。

在中国,短期内经济增长对居民健康水平的影响比较明显 (王新军等, 2012); 经济增长、卫生投资与人民健康水平之间存在着正相关的发展关系,经济增长带来更多的卫生资金投入,卫生服务质量提升给予人民更好的就医环境与条件,而人民自身平安、健康则可带来更多的经济发展动力,三者之间相辅相成、缺一不可 (仝耀辉等, 2021)。长期而言,依靠促进经济增长或增加卫生投入来改善国民健康的办法是可行的,健康水平的提高又将反过来促进卫生投入的增加,并促进经济增长,如此将形成一个相互促进的良性循环 (王新军等, 2012)。但另一方面,在经济增长过程中,也产生了负向影响居民健康的问题,比如原有的健康问题尚未完全解决,新的健康问题如心脑血管疾病、癌症、慢性呼吸系统疾病、糖尿病等慢性非传染性疾病却已高发;肥胖人群不断增加;由吸烟饮酒引起的支气管肺癌、酒精性肝病等疾病危险正在不断增加等。究其原因是经济增长引致的收入差距扩大,以及环境污染,特别是工业污染对人口健康有显著的负向影响;城市化带来的大量人口流动、传染病的流行以及不良的个人生活方式和行为;医疗保健体系的不完善一定程度上降低了卫生支出对健康的促进作用以及财政投入不足引致健康水平滞后于经济增长水平等 (杨继生等, 2013; 王怀明等, 2011; 胡善联, 1995; 邓曲恒, 2007; 石静和胡宏伟, 2010)。

综上所述,经济增长对居民健康影响的研究目前已呈多视角、多维度。但现有研究大都限于实证分析,缺乏稳定的数理关系支撑,经济增长对居民健康的内在机制分析有待进一步厘清,特别是忽视了政府行为尤其是地方政府行为在经济增长对居民健康影响中的积极作用。实际上,中国经济增长为什么能促进居民健康,其中最为重要的一点就是中国政府包括中央政府和地方政府将有限财政收入的很大一部分投资于公共健康设施和治理环境污染,这给该专题后续研究提供了较大空间。其实,经济增长是否改善居民健康,与政府的行为高度相关,古巴就是最好的例证。本研究尝试在这方面做一些努力,从地方政府民生激励视角考

察新世纪以来中国经济增长对居民健康的影响。

三、理论模型

本部分重点考察地方官员的公共健康设施投入行为 and 环境污染治理投入行为对居民健康的影响。

1. 经济增长与居民健康关系设定

为将居民健康水平纳入经济增长分析框架，基于前面的文献梳理以及考虑到公共健康设施投入和环境污染治理投入的“双重”影响，我们构建了经济增长与居民健康关系图。如图 5 所示，环境质量禀赋、公共健康基础设施资本和健康人力资本作为要素投入进入生产函数，影响经济增长。而经济增长通过居民个人健康投入、地方政府的公共健康设施投入和环境污染治理投入影响居民健康水平，进而通过居民健康水平直接影响健康人力资本。此外，地方政府的污染治理投入还影响环境质量禀赋，公共健康设施投入还影响公共健康基础设施资本，从而进入生产函数。由此，形成了经济增长与居民健康水平相互影响的“经济循环”。

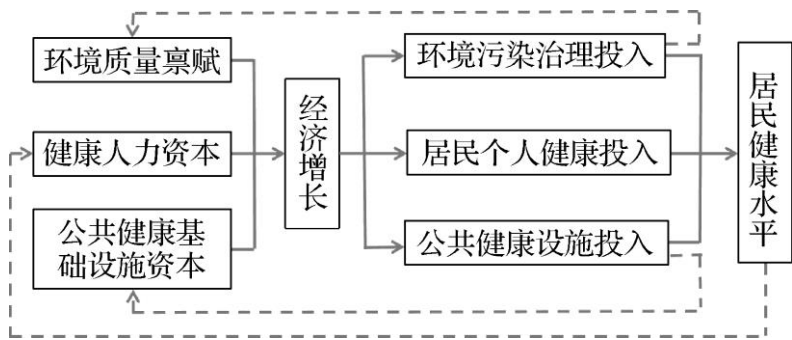


图 5 经济增长与居民健康相互影响关系

2. 模型环境与基本假设

本模型借鉴 Acemoglu (2005)、葛扬和岑树田 (2017) 关于公共资本与经济增长，Grossman (1972, 1999) 关于健康人力资本的框架，考察一个中央计划者和地方政府的经济体中地方官员的民生激励行为对居民健康的影响。具体而言，考虑一个包含健康人力资本和公共健康基础设施资本的经济体，它由 N 个地区构成，每个地区存在一个地方政府，并且只有一个中央计划者（中央政府）；地方政府是本地区公共健康设施投入和环境污染治理投入的行为主体²，这两项投入主要依靠地方财政投入来完成。地方官员作为地方政府的代表，假定地方官员有两个方面的偏好：不仅追求自身消费的最大化³，而且贯彻中央政府关于“以人为本”和“以人民为中心”的民生激励要求，即需要进行公共健康设施投入和环境污染治理投入。地方政府考虑消费者对政策参数的反应。

地方官员的公共健康设施投入行为和环境污染治理投入行为主要取决于地方官员的激励动机，它的强弱程度通常与地方官员的经济与民生激励相关⁴。为此，在其他条件不变时，中央政府的民生要求对地方官员的公共健康设施投入行为和环境污染治理投入行为将产生重要影响。

(1) 生产函数。

假定每个地区的地方政府会采取不同的内生政策。地区 i 存在一个代表性企业，它的生产函数为：

$$Y_t^i = B_t^i (K_t^i)^\alpha (M_t^i)^\omega (A_t^i)^\phi \quad (1)$$

其中，式(1)为C-D生产函数， Y_t^i 为产出， K_t^i 代表企业资本， M_t^i 表示健康人力资本⁵， A_t^i 表示公共健康基础设施资本； B_t^i 表示环境质量，假定环境质量以资源禀赋形式进入生产函数，同时忽视技术、土地、人口等其他资源禀赋条件； t 为时期， i 为地区， $i=1, 2, \dots, N$ ； α 、 ω 和 ϕ 分别表示产出关于企业资本、健康人力资本、健康基础设施的弹性，它们均大于零且之和小于1⁶。

(2) 健康人力资本的决定。

从式(1)可以看出，健康人力资本对于社会最终产品必不可少(Grossman, 1972; 1999)。假定健康人力资本由居民健康水平直接决定，即：

$$M_t^i = \phi R_t^i \quad (2)$$

其中， R_t^i 代表 t 居民健康水平， ϕ 代表居民健康水平向健康资本转化系数， $0 < \phi < 1$ 。

(3) 公共健康基础设施的决定。

从式(1)可以看出，公共健康基础设施资本对于社会最终产品也是必不可少的(忽视其他基础设施资本)，并与企业资本相互补充(Barro, 1990; Acemoglu, 2005)。假定公共健康基础设施由当期地方政府的公共健康设施投入所决定⁷，即：

$$A_t^i = \delta G_t^{hi} \quad (3)$$

其中， G_t^{hi} 代表地方政府的公共健康设施投入， δ 表示地方政府公共健康设施投入向公共健康基础设施资本 A_t^i 转化的系数， $0 \leq \delta \leq 1$ 。由式(3)，得到：

$$G_t^{hi} = \frac{1}{\delta} A_t^i \quad (4)$$

(4) 环境质量的决定。

从式(1)可以看出，环境质量对社会最终产品十分重要，假定环境质量由地方政府环境污染治理投入 G_t^{2i} 直接决定：

$$B_t^i = \gamma G_t^{2i} \quad (5)$$

其中， γ 代表环境污染治理投入向环境质量转化的系数， $0 < \gamma < 1$ 。

(5) 居民健康水平的决定。

假定代表性居民的健康水平由居民个人行为 and 生活方式 (由居民的健康投入代表) $\gamma(1-\pi)Y_{ti}$ 、政府提供的公共健康基础设施 A_{ti} 以及环境质量 B_{ti} 共同决定。事实上, 这些投入是相互补充的, 由于这些投入对居民健康水平的影响具有滞后效应, 所以居民在 $t+1$ 期的健康水平实际上是由 t 期的居民的健康投入、地方政府公共健康设施投入和环境污染治理投入所决定。假定这些投入作为居民的健康偏好具有可加性, 则得到:

$$R_{t+1}^i = [\gamma(1-\pi)\vartheta Y_t^i + \theta A_t^i + \tau B_t^i]^{\frac{1}{\rho}} \quad (6)$$

式(6)意味着居民健康不仅取决于居民个体的行为, 还取决于当地政府的为, 这里假定环境污染治理和公共健康设施均由地方政府投入。其中, $\rho > 1$ 表示居民健康投入、公共健康基础设施和地方政府环境污染治理投入转化为居民健康水平的技术符合边际报酬递减规律, γ 为居民可支配收入中用于健康投入的系数, π 为中央政府统一的税率, $0 \leq \vartheta \leq 1$ 、 $0 \leq \theta \leq 1$ 和 $0 \leq \tau \leq 1$ 分别表示个人健康投入、公共健康设施、政府环境污染治理三项投入转化为居民健康的系数⁸。由式(5)和(6)推出:

$$G_t^{zi} = \frac{1}{\tau^{\frac{1}{\rho}}} (R_{t+1}^i)^{\rho} - \frac{\gamma(1-\pi)\vartheta}{\tau^{\frac{1}{\rho}}} Y_t^i - \frac{\theta}{\tau^{\frac{1}{\rho}}} A_t^i \quad (7)$$

(6) 社会约束条件。

假定地区 i 中存在一个代表性居民, 他的目标函数是:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \tilde{\beta}^t u(C_t^i) \quad (8)$$

其中, $\tilde{\beta} \sim t$ 为贴现因子, $C_t C_i$ 为地区 i 居民在 t 期的消费。消费者面临的预算约束条件为:

$$K_{t+1}^i = (1-\gamma)(1-\pi)Y_t^i - C_t^i \quad (9)$$

其中, π 为政府税率。式(9)意味着企业完全折旧, 居民拥有企业。为此, 居民的效用最大化问题转化为在满足约束式(9)的条件下, 最大化式(8)。

设定地区 i 消费者效用函数的具体形式为:

$$u(C_t^i) = \ln C_t^i \quad (10)$$

由拉姆齐模型已有的结论和式(1), 推出地区 i 的最优消费函数的显示解为:

$$C_t^i = (1-\alpha\tilde{\beta}^i)(1-\gamma)(1-\pi)Y_t^i(K_t^i, R_t^i) \quad (11)$$

将式(11)代入式(9), 得到地方官员面临的社会约束条件为:

$$K_{t+1}^i = \alpha(1 - \gamma)(1 - \pi) \bar{\beta}^t Y_t^i \quad (12)$$

(7) 地方政府预算约束。

设定 t 期地区 i 的地方政府只有两种收入：一是按照中央政府统一规定的税率 π 征税，获得地方财政收入 πY_t^i (忽视财政分成⁹⁾；二是拥有的初始财政收入 S_0^i 。 t 期地区 i 的地方政府有三种支出：一是地方政府自身消费支出 C_t^i ；二是公共健康设施投资支出 G_t^i ；三是环境污染治理支出 G_t^E ¹⁰。假定地方政府执行预算平衡，则 t 期地方政府 i 的预算约束为：

$$G_0^i + G_0^E + C_0^i = S_0^i + \pi \bar{P}_0^i Y_0^i; G_t^i + G_t^E + C_t^i = \pi \bar{P}_t^i Y_t^i \quad (13)$$

其中，将价格 $\bar{P}_t^i$ 正规化为 1。式(13)意味着地方政府的公共健康设施投入和环境污染治理投入通过税收方式收回，在 $t=0$ 时拥有初始财政收入。

(8) 地方官员的效用。

在存在中央计划者和地方政府的经济体中，地方官员作为地方政府的领导，既要考虑任期内地方政府自身消费 C_t^i ，表示地方官员有经济激励；又要贯彻中央政府“以人为本”和“以人民为中心”的政治要求，关注居民健康，投资公共健康设施以及治理环境污染，表示地方官员拥有民生激励。若这些效用具有可加性，则地方官员的效用函数表示为：

$$U^i = \sum_{t=1}^T \beta [\lambda C_t^i + (1 - \lambda) G_t^i + (1 - \lambda) G_t^E] \quad (14)$$

其中， $T \geq 2$ 且有界，表示地方官员的任期在 1 年以上， $t=1, 2, \dots, T$ ； β 为地方官员的贴现因子； $0 < \lambda \leq 1$ 表示地方官员对政府自身消费的相对重视程度， λ 越大，说明地方官员越偏好政府自身消费，当 $\lambda=1$ 时，表示地方官员完全偏好政府消费，不顾及本地区居民健康情况； λ 越小，说明地方官员越偏好本地区居民健康，但假定 $\lambda > 0$ ¹¹。此外，假定地方官员对本地区公共健康基础设施的相对重视程度与对本地区环境污染治理的重视程度是一样的，即系数均为 $1 - \lambda$ 。

3. 地方官员的最优行为

由式(14)和约束条件式(4)、(7)、(12)、(13)，最优化问题可表示为：

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{A_t^i\}} \sum_{t=0}^T \beta^t \left[\Phi Y_t^i + \varrho A_t^i + \frac{(1 - 2\lambda)}{\tau^2} (R_{t+1}^i)^\rho \right] \\ \text{s. t. } K_{t+1}^i = m \bar{\beta}^t Y_t^i \end{aligned} \quad (15)$$

其中, 设定 $m = \alpha(1 - \pi)(1 - \gamma)$, $\Phi = \lambda\pi - \frac{(1 - 2\lambda)\gamma(1 - \pi)\vartheta}{\tau\Omega}$, $\varrho = \frac{(1 - 2\lambda)}{\delta} - \frac{\theta(1 - 2\lambda)}{\tau\Omega}$, 终点条件为 $G_{T+1}^i = 0$ 、 $G_{T+2}^i = 0$ 即 $R_{T+1}^i = 0$ 。则地方官员面临的拉格朗日函数为:

$$Q^i = \sum_{t=0}^T \beta^t \{ \Phi Y_t^i + \varrho A_t^i + \frac{(1 - 2\lambda)}{\tau\Omega} (R_{t+1}^i)^\rho \} + \sum_{t=0}^T \beta^t \mu_t [m \bar{\beta}^t Y_t^i - K_{t+1}^i] \quad (16)$$

由式(16)推出最优性条件:

$$\frac{\partial Q^i}{\partial R_{t+1}^i} = \frac{(1 - 2\lambda)\rho}{\tau\Omega} (R_{t+1}^i)^{\rho-1} + \beta\Phi \frac{\partial Y_{t+1}^i}{\partial R_{t+1}^i} + \beta m \bar{\beta}^{t+1} \mu_{t+1} \frac{\partial Y_{t+1}^i}{\partial R_{t+1}^i} = 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial Q^i}{\partial K_{t+1}^i} = -\mu_t + \beta\Phi \frac{\partial Y_{t+1}^i}{\partial K_{t+1}^i} + \beta \mu_{t+1} m \bar{\beta}^{t+1} \frac{\partial Y_{t+1}^i}{\partial K_{t+1}^i} = 0 \quad (18)$$

$$\frac{\partial Q^i}{\partial \mu_t} = m \bar{\beta}^t Y_t^i - K_{t+1}^i = 0 \quad (19)$$

由式(17)-(19)及式(3), 进一步推出:

$$\frac{(1 - 2\lambda)\rho}{\tau\Omega\beta m \bar{\beta}^t} \frac{(R_t^i)^\rho}{Y_t^i} + \frac{\Phi}{m \bar{\beta}^t} - \frac{\alpha(1 - 2\lambda)\rho}{\tau\Omega\omega} \frac{(R_{t+1}^i)^\rho}{K_{t+1}^i} = 0 \quad (20)$$

$$K_{t+1}^i = m \bar{\beta}^t Y_t^i \quad (21)$$

式(20)和(21)组成了该情形下的地方官员效用最大化问题的动态系统¹²。当系统处于稳定状态时, $R_{t+1}^i = R_t^i, K_{t+1}^i = K_t^i, Y_{t+1}^i = Y_t^i$, 由式(20)和(21), 可求解出该系统的均衡状态为:

$$(R^i)^\rho = \left[\frac{-\tau\Omega\beta\lambda\pi}{(1 - \alpha\beta)(1 - 2\lambda)\rho} + \frac{\beta\omega\gamma\vartheta(1 - \pi)}{(1 - \alpha\beta)\rho} \right] Y^i \quad (22)$$

式(22)揭示了直观的经济学含义, 在稳态经济中, 居民健康与地区经济增长之间存在着稳定的均衡关系, 当 $1 - 2\lambda > 0$, 即 $(1 - \lambda) - \lambda > 0$ 时¹³, 经济增长对居民健康将产生正向影响可能。也就是说, 当地方政府对民生的相对重视程度 $(1 - \lambda)$ 大于其自身消费的重视程度 λ 时, 经济增长将对居民健康产生正向影响可能, 这是必要条件, 在数理上论证了中央计划者对地方政府的民生激励促进了居民健康水平的提高¹⁴。

将式(22)两边取对数，并结合式(1)、(2)、(3)、(5)得到：

$$\ln R^i = \bar{\omega} + \frac{\alpha}{\rho - \omega} \ln K^i + \frac{\varphi}{\rho - \omega} \ln G^{1i} + \frac{1}{\rho - \omega} \ln G^{2i} \quad (23)$$

其中， $\bar{\omega} = \frac{1}{\rho - \omega} \ln \frac{[-\tau \omega \beta \lambda \pi + \beta \omega \gamma \vartheta (1 - \pi) (1 - 2\lambda)] \phi^{\omega} \delta^{\varphi} \omega}{(1 - \alpha \beta) (1 - 2\lambda) \rho}$,

由于 $\rho > 1$, $\omega < 1$, 所以 $\rho - \omega > 0$, 为此地方政府环境污染治理投入、地方政府公共健康设施投入均与居民健康水平正相关，揭示了地方官员的民生激励对于居民健康的重要性。

四、实证分析

基于前面的理论，考虑到进入新世纪以来，中央计划者对民生的重视程度不断加强特别是中共十八大以来提出的“以人民为中心”发展思想和健康中国要求，为此本文提出了民生激励假说，拟通过省级面板数据回归进行实证检验。由于理论部分忽视了技术、土地、人口等其他资源禀赋条件，这里假定各地区的其他资源禀赋 N^i 不同，即将 N^i 纳入生产函数，那么式(23)中将增加 $\ln N^i$ 项，具体将资源禀赋设为 $\ln N^i = a + u_i$, 其中 a 为常数， u_i 为扰动项，服从标准对数正态分布。这样，基于式(23)，本研究把中国地方官员公共健康设施投入行为和环境污染治理投入行为的计量模型表示为：

$$\ln R_{it} = a_0 + a_1 \ln G_{it} + a_2 \ln E_{it} + a_3 \ln K_{it} + a_4 \ln X_{it} + u_i \quad (24)$$

其中，常数项 a_0 包括了 a 和式(23)中其他常数等内容。 R_{it} 表示各省(市、区)的居民健康水平。 G_{it} 为地方政府关于公共健康设施投入， E_{it} 为地方政府关于环境污染治理投入， K_{it} 为企业资本， X_{it} 表示控制变量。

需要特别指出的是，式(24)有三点值得强调：一是当“民生激励假说”成立时， $a_1 > 0$, $a_2 > 0$, 为此它们是本研究最关心的回归系数。二是式(24)可能存在的内生性问题，需要对变量逐个进行内生性检验。三是由于理论分析未考虑人口因素的影响，所以实证时要对有关变量作出人均化或平均化处理(比率型控制变量除外)。

1. 数据说明和描述性统计

我们选取 2004-2017 年全国 30 个省(市、区)的面板数据进行分析，其主要原因是数据资料的有限性¹⁵。选择省份作为分析单元是根据近年来省一级政府在公共健康投入中起到了主要推动作用，地方政府在公共健康投入的费用占到总费用的 70%以上(张毓辉，2000)。回归估计的样本从 2004 年开始，主要是考虑到 2002-2003 年非典发生属于异常值年以及 2003 年 7 月胡锦涛同志提出了以人为本的科学发展观，其效应发生应该从 2004 年开始。样本结束于 2017 年主要是因为分省份的卫生、社会保障和社会福利业固定资产投资数据最新只到 2017 年，目前没有发现较新的数据。具体的数据选取和处理如下：

被解释变量：居民健康水平 R 用 30 个省(市、区)的年度调整后的人口死亡率来度量¹⁶。由于考虑到近年来中国人口老龄化趋势明显，其对人口死亡率的影响较大。为客观真实评价中国居民健康水平的变化，应从人口死亡率中剔除人口老龄化一般趋势的影响¹⁷，其方法是调整后的死亡率(%)=原始人口死亡率/(当年老龄化率/2004 年老龄化率)¹⁸，以 2004 年为基期。另由于人口死亡率负向于居民健康水平，为此用调整后的死亡率倒数进行正向处理，并求对数，记为 lnR_ad。

主要解释变量：一是公共健康设施投入，用分省份的卫生、社会保障和社会福利业固定资产投资(不含农户)来度量，为消除一般价格趋势，用各省份的固定资产投资价格指数(2004=100)进行平减，并取自然对数，记为 lnG。二是环境质量投入，我们用环境污染治理投入作为替代变量，用分省份的工业污染治理完成投资来度量，为消除一般价格趋势，用各省份的固定资产投资价格指数(2004=100)进行平减，并取自然对数，记为 lnE。

其他解释变量和控制变量：一是企业资本投入，由于该数据缺失，我们用各省(市、区)历年外商投资企业投资总额作为地区企业投资的替代变量¹⁹。由于外商投资企业投资总额以美元计价，我们用历年美元对人民币汇率(中间价)折算后，再用固定资产投资价格指数消除一般价格趋势，然后再取对数，记为 lnK。二是考虑到被解释变量居民健康以人口死亡率来度量，而影响人口死亡率的因素，除了本文理论模型部分研究的内生变量外，影响较大的还应包括医疗科技进步和失业情况两个变量，理论上医疗科技进步与居民健康水平呈正相关，失业与居民健康水平呈负相关，为此我们对这两个变量进行控制。对于医疗科技进步，我们用每万人口卫生技术人员数量来度量，记为 MIA；对于失业情况，我们用分省份的失业率来度量，记为 UR，两者均为比率型变量。相关变量的描述性统计见表 1。

表 1 相关变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
居民健康水平对数值(lnR_ad)	5.285	0.183	4.934	5.882	420
政府公共健康设施投入对数值(lnG)	3.760	1.083	-0.038	6.212	420
政府环境污染治理投入对数值(lnE)	2.401	0.996	-1.650	4.710	420
企业资本投入对数值(lnK)	3.169	1.391	-0.542	6.816	420
医疗科技进步(MIA)	20.857	13.376	1.95	70.75	420
失业率(UR)	3.549	0.682	1.2	6.5	420

资料来源：国家数据库、历年的各省(市、区)统计年鉴，以及《中国卫生统计年鉴》《中国社会统计年鉴》《中国人口统计年鉴》等。

2. 模型初步估计

为得到可靠结果，我们进行固定效应 F 检验和随机效应 Hausman 检验后，结果均显示拒绝原假设，为此选择固定效应回归(Fixed Effects)进行估计。出于简洁性的考虑，本文只报告通过检验的模型的回归结果(详见表 2)。

表 2 初步回归结果：固定效应模型

解释变量	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) Driscoll-Kraay	(5) Driscoll-Kraay	(6) Driscoll-Kraay
lnG	0.041*** (0.01)		0.038*** (0.01)	0.041*** (0.007)		0.038*** (0.01)
lnE		0.016* (0.008)	0.010 (0.008)		0.016*** (0.005)	0.010 (0.007)
lnK	0.08*** (0.015)	0.103*** (0.014)	0.081*** (0.015)	0.08*** (0.014)	0.103*** (0.012)	0.081*** (0.015)
MIA	0.001 (0.001)	0.003*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003*** (0.001)	0.001 (0.001)
UR	-0.028* (0.015)	-0.05*** (0.013)	-0.027* (0.015)	-0.028 (0.021)	-0.05** (0.024)	-0.027 (0.022)
R-sd	0.4289	0.4111	0.4311	0.4289	0.4111	0.4311
cons	4.97*** (0.750)	5.038*** (0.074)	4.94*** (0.077)	4.97*** (0.102)	5.038*** (0.111)	4.94*** (0.113)
观测值	420	420	420	420	420	420

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；括号内的数字为标准差。下同。方程(4)–(6)为 Driscoll-Kraay 稳健标准差，R-sd 为 within 拟合度；FE 表示固定效应回归；Driscoll-Kraay 表示 FE 用 Driscoll-Kraay 稳健标准差进行估计，均为滞后 4 阶。

如表 2 所示，列(1)只考察公共健康设施投入假说，列(2)只考察环境污染治理投入假说，列(3)同时考察两种假说。结果是单独考察时分别显著；同时考察时，环境污染治理投入假说不显著。

但经自相关和异方差检验后，我们发现列(1)–(3)均存在 1 阶自相关和异方差，因而用贝塔标准差估计的结果实际上是有偏的。为此，用稳健的 Driscoll-Kraay 标准差进行修正估计，分别得到列(4)–(6)。从修正后的方程可知，公共健康设施投入假说无论是单独考察，还是与环境污染治理投入假说同时考察时，均显著。而环境污染治理投入假说在单独考察时显著性明显增强了，但与公共健康设施投入假说同时考察时，显著性与列(3)相比仍然没有变化，这里可能的原因是其存在内生性问题。

3. 解决内生性问题

根据前面的分析，在回归方程式(24)中，解释变量 lnE 在一定条件下可能是内生的。实际上，上述初步估计忽视了式(24)可能存在的内生性问题，这意味着表 2 可能出现有偏的、不一致的回归结果。为解决内生性问题，作如下的进一步检验和估计。

首先，对表 2 中(4)–(6)的变量进行内生性检验。在 Stata 软件 xtivreg2 命令下进行估计，对可能的内生变量 lnE 选取的工具变量包括它的滞后一期值以及 MIA 的滞后一期值²⁰。对 lnE 进行内生性检验，结果显示拒绝原假设，说明 lnE 为内生变量，这与前面理论分析的预期相一致，选择的工具变量通过了有效性检验。此外，分别对 lnG、lnK、MIA 和 UR 等变量进行外生性检验，结果显示接受原假设²¹。

其次，为克服内生性问题，根据上面的内生变量选取情况，用 HAC 稳健标准差分别对列 (4)–(6) 进行 IVFE 估计，得到表 3 的列 (7)–(9)。

再次，用面板固定效应 GMM 估计来进一步证实估计结果的稳健性。同样用 HAC 稳健标准差分别对列 (7)–(9) 进行 GMM 估计，得到表 3 的列 (10)–(12)。如表 3 所示，最关心的政府公共健康设施投入的系数和政府环境污染治理投入的系数均为正，且都通过 5% 的显著性水平检验。与表 2 的结果相比，政府环境污染治理投入假说的显著性明显增强，由不显著变为直接通过 5% 的显著性水平检验，说明在解决内生性问题后，环境污染治理投入假说的解释力更强，这与中国现实相符。从 GMM 估计的结果看，与 IVFE 估计的结果非常接近，也说明了模型稳健性的存在。

最后，考察了不同工具变量对结果的影响，结论为表 3 的估计具有稳健性，所有工具变量均通过有效性检验(具体分析未报告)。

表 3 最终回归结果：考虑内生性问题

解 释 变 量	(7) IVFE	(8) IVFE	(9) IVFE	(10) FEGMM	(11) FEGMM	(12) FEGMM
lnG	0.045*** (0.014)		0.023** (0.012)	0.045*** (0.014)		0.023** (0.012)
lnE		0.05*** (0.017)	0.044** (0.018)		0.05*** (0.017)	0.044** (0.018)
lnK	0.078*** (0.016)	0.105*** (0.014)	0.093*** (0.016)	0.078*** (0.016)	0.105*** (0.014)	0.093*** (0.016)
MIA	0.001 (0.001)	0.003** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003** (0.001)	0.001 (0.001)
UR	-0.006 (0.016)	-0.013 (0.015)	-0.002 (0.016)	0.006 (0.016)	-0.013 (0.015)	0.002 (0.016)
工 具 变 量	l. lng, l. mia	L. lne, L. mia	l. lne, l. mia	l. lng, l. mia	L. lne, L. mia	l. lne, l. mia
不 可 识 别	217.57 (p=0)	87.86 (p=0)	83.19 (p=0)	217.57 (p=0)	87.86 (p=0)	83.19 (p=0)
弱 IV	271.15	57.3	53.19	271.15	57.3	53.19

过度识别	0.624 (p=0.43)	0.038 (p=0.85)	0.012 (p=0.91)	0.624 (p=0.43)	0.038 (p=0.85)	0.012 (p=0.91)
内生性	2.52 (p=0.11)	7.11 (p=0.007)	5.48 (p=0.019)	2.52 (p=0.11)	7.12 (p=0.008)	5.48 (p=0.019)
R-sd	0.3682	0.3206	0.3415	0.3682	0.3206	0.3415
观测值	420	420	420	420	420	420
结论	接受不存在工具变量原假设, 1nG 为外生变量	拒绝不存在工具变量原假设, 1nE 为内生变量, 工具变量通过有效性检验	拒绝不存在工具变量原假设, 1nE 为内生变量, 工具变量通过有效性检验	接受不存在工具变量原假设, 1nG 为外生变量	拒绝不存在工具变量原假设, 1nE 为内生变量, 工具变量通过有效性检验	拒绝不存在工具变量原假设, 1nE 为内生变量, 工具变量通过有效性检验

注：表 3 是在 Sata 软件 xtivreg2 命令下进行的估计；表中括号内的数字(检验项除外)均为异方差与自相关稳健(HAC)的标准差；R-sd 为 CenteredR², 未报告常数项；IVFE 为固定效应面板工具变量法, FEGMM 为固定效应面板 GMM 估计, 用两步法实施；表中相应的 p 均为概率值。

综上所述, 表 3 的估计结果有效可靠, 民生激励假说即政府公共健康设施投入假说和政府环境污染治理投入假说成立。

五、结语

经济增长对居民健康的影响, 既取决于居民个人的健康投入和保护, 也取决于地方政府公共健康设施投入行为和环境污染治理行为。由于地方政府贯彻中央计划者的民生要求, 地方官员既要关注自身消费, 又要关注辖区内的居民健康, 为此要增加公共健康设施投入和环境污染治理投入, 由此产生了民生激励要求。得到的结论是居民健康与经济增长存在稳定的均衡关系, 当地方政府对民生的相对重视程度(1- λ)大于其自身消费的重视程度 λ 时, 经济增长将对居民健康产生正向影响可能。运用 2004-2017 年分省份的面板数据验证了民生激励假说成立。研究结论意味着, 进入新世纪以来, 特别是中共十八大以来, 中央关于民生的系列要求得到了地方政府的认真贯彻落实, 取得了积极成效。为此, 因民生激励而产生的地方政府公共健康设施投入和环境污染治理投入行为, 是解释中国经济增长能够促进居民健康水平提升的一个重要线索。

参考文献:

[1].Acemoglu,D.Politics and Economics in Weak and Strong States.Journal of Monetary Economics,2005,52(7):1199-1226.

[2].Anson,J.,and O.Anson.Thank God It's Friday:The Weekly Cycle of Mortality in Israel.Population and Research Policy Review,2000,19:143-154.

-
- [3]. Barro, R. J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5):102–125.
- [4]. Dustmann, C., and F. Windeijer. Wages and the Demand for Health—A Lifecycle Analysis. Mimeo, University College London, 2004.
- [5]. Egger, G. Health, Illth and Economic Growth: Medicine, Environment, and Economics at the Crossroads. *American Journal of Preventive Medicine*, 2009, 37(1):78–83.
- [6]. Feldstein, M. The Economics of Health and Health Care: What Have We Learned? What Have I Learned? *American Economic Review*, 1995, 85(2):28–31.
- [7]. Fuchs, V. R. Economics, Values, and Health Care Reform. *American Economic Review*, 1996, 86(1):1–24.
- [8]. Grossman, M. The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation. New York: Columbia University Press for NBER, 1972.
- [9]. Grossman, M. The Human Capital Model of the Demand for Health. NBER Working Paper Series, 1999.
- [10]. Granados, J. A. T., and E. L. Ionides. The Reversal of the Relation between Economic Growth and Health Progress: Sweden in the 19th and 20th Centuries. *Health Economics*, 2008, 27(3):544–563.
- [11]. Graham, J. D., B. Chang, and J. S. Evans. Poorer is Riskier. *Risk Analysis*, 1992, 12(3):333–337.
- [12]. Kiecolt-Glaser, J. K., L. McGuire, T. F. Robles, and R. Glaser. Emotions, Morbidity, and Mortality—New Perspectives from Psych on Euro Immunology. *Annual Review of Psychology*, 2002, 53:83–107.
- [13]. Krugera, N. A., and M. Svensson. Good Times Are Drinking Times: Empirical Evidence on Business Cycles and Alcohol Sales in Sweden 1861–2000. *Applied Economics Letters*, 2010, 17(6):543–546.
- [14]. Ruhm, C. J. Good Times Make You Sick. *Journal of Health Economics*, 2003, 22(4):637–658.
- [15]. Robinson, J. C., and G. M. Shor. Business-cycle Influences on Work-related Disability in Construction and Manufacturing. *Milbank Quarterly*, 1989, 67:92–113.
- [16]. Schnall, P., K. Belkic, and P. Landsbergis, et al. The Workplace and Cardiovascular Disease. *Occupational Medicine: State of the Art Reviews*, 2000.
- [17]. 岑树田:《中国基础设施“以地谋发展”研究》, 南京大学博士学位论文(2014)。
- [18]. 邓曲恒:《健康在经济增长中的作用——基于中国省级面板数据的研究》,《浙江学刊》2007年第1期。
- [19]. 葛扬、岑树田:《中国基础设施超常规发展的土地支持研究》,《经济研究》2017年第2期。

[20]. 胡善联：《经济发展与改革对健康的影响》，《中国卫生经济》1995 年第 1 期。

[21]. 石静、胡宏伟：《经济增长、医疗保健体系与国民健康——基于 1991—2006 年中国数据的分析》，《西北人口》2010 年第 1 期。

[22]. 世界银行编：《1993 年世界发展报告〈投资于健康〉》，中国财政经济出版社 1993 年版。

[23]. 全耀辉、位林、刘世佳：《经济增长、卫生投资与人民健康水平的关系》，《中国总会计师》2021 年第 5 期。

[24]. 王箐：《经济增长影响健康的文献综述》，《中国卫生政策研究》2013 年第 6 期。

[25]. 王怀明、尼楚君、王翌秋：《农村居民收入和收入差距对健康的影响分析——基于医疗服务配置与利用视角》，《农业技术经济》2011 年第 6 期。

[26]. 王新军、韩春蕾、李继宏：《经济增长、卫生投入与人民健康水平的关系研究》，《山东社会科学》2012 年第 11 期。

[27]. 杨继生、徐娟、吴相俊：《经济增长与环境和社会健康成本》，《经济研究》2013 年第 12 期。

[28]. 于寄语、杨洋：《卫生投资、居民健康水平与经济增长的相互影响研究》，《中国卫生经济》2016 年第 4 期。

[29]. 张毓辉：《应确保政府卫生投入在中央和地方财政预算安排中的优先地位》，<http://finance.sina.com.cn/roll/2020-03-14/doc-iimxxstf8862817.shtml>, 2022 年 2 月 28 日。

[30]. 赵璟、靳珍：《西部地区城市群经济增长对公共健康的作用》，《现代经济探讨》2021 年第 5 期。

注释：

1 历年中国统计年鉴和中国卫生健康委员会官方数据。

2 这里需要特别指出的是，即使是中央政府实施公共健康基础设施投入，我们假定也是通过地方政府来实施，他们通过转移支付方式将资金转移给地方政府，然后要求地方政府组织实施，其本质上是财政分成问题。

3 这里需要指出的是，在现有的经济学文献中，通常将政府的目标函数设定为社会福利最大化（即生产者剩余和消费者剩余之和的最大化）。但本文所设环境是中央计划者和地方政府。而在该环境中，一方面，地方政府决策通常是“一把手”说了算，地方政府实际上被地方官员“绑架”了。为此，地方政府的行为由地方官员的偏好所代表。

4 经济激励表现为地方官员追求地方政府自身消费的最大化，它是地方官员最基本的激励机制；民生激励表现为地方官员的公共健康设施投入和环境污染治理投入偏好，它通常与中央政府的要求高度相关。

5 忽视教育、干中学等其它人力资本投入。

6 $\alpha + \omega + \varphi < 1$ 意味着代表性企业的生产假定为规模报酬递减。

7 这里忽视了基础设施建设的滞后效应。

8 式(7)意味着,政府公共健康基础设施投入既可以通过公共健康基础设施资本直接影响产出,也可以通过影响居民健康进而影响健康人力资本间接影响产出;政府环境污染治理投入既可以通过环境质量直接影响产出,也可以通过影响居民健康进而影响健康人力资本间接影响产出,如图3所示。

9 这里需要指出的是,中央政府对地方政府的财政转移支付也是地方政府公共健康设施投入的一个重要组成部分,但由于中央政府的财政转移支付也来源于税收,实际上是产出 Y_{ti} 的一个固定比例,为此,本研究忽视了中央财政支付这一因素。

10 这里假定环境污染治理由地方政府来完成,地方政府要求企业污染治理的投入可理解为纳入到企业缴纳的税收当中。

11 若 $\lambda=0$ 则有可能出现地方政府消费为负的情形,所以排除。

12 根据岑树田(2014)已有的结论,可推出该动态系统存在鞍形稳定路径,因而该系统具有稳定性。

13 实际上只要
$$\frac{-\tau\omega\beta\lambda\pi}{(1-q\beta)(1-2\lambda)\rho} + \frac{\beta\omega\gamma\vartheta(1-\pi)}{(1-q\beta)\rho} > 0,$$
 经济增长对居民健康就能产生正向影响关系。

14 式(22)从侧面揭示了经济增长对居民健康影响的不确定性,如果忽视民生激励,那么经济增长对居民健康有可能产生负面影响,这也是现有文献中经济增长对居民健康相互影响关系争论不休的原因之一,驳斥了“只要经济增长上去了,包括健康在内的其它方面自然而然就会上去了”观点,侧面佐证了“居民健康水平的进步既取决于可用资源,也取决于资源分配”观点。

15 由于西藏自治区固定资产投资价格指数全部缺失,难以消除一般价格趋势,为此只考虑其他30个省(市、区)面板数据。

16 需要特别指出的是,使用人口死亡率作为衡量居民健康水平的替代变量是没有办法的办法。一是在健康经济学的研究中用来评价健康的指标通常有:死亡率、发病率、预期寿命和对生命质量的综合评价等,并且使用负向指标衡量居民健康水平是健康经济学常用的处理方法。二是人口死亡率指标也有可取之处,除了受意外死亡和受老龄化影响之外,人口死亡率是能够较好代表居民健康水平的。并且人口死亡率的数据相对完善,特别是对于我国的分省份而言,难以找到其他更合适的替代变量。三是现有文献也常用该指标来衡量居民健康水平,代表性文献是1993年的世界银行报告《投资于健康》。此外,国外的Fuchs(1996)、Feldstein(1995)以及国内的赵璟和靳珍(2021)、于寄语和杨洋(2016)、王箐(2013)等等文献也用该指标作为衡量居民健康水平的替代变量。

17 就像固定资产投资需要运用固定资产投资价格指数剔除一般价格趋势影响的道理是一样的。

18 老龄化率,用当地65岁以上人口占当地常住总人口的比重来衡量(辽宁和浙江用60岁以上人员比重替代)。由于65岁及以上人口比重较杂乱,所以处理该数据有三个原则:一是总体上用各地区公布的已有的65岁及以上人口比重数据,二是若该数据缺失则用年度抽样数替代,三是如果抽样数有明显的异常值特征,则用前后年平均数推算。特别是对于2011-2013年这三年的抽样数据普遍偏低的问题,为此用2010年至2014年数据并使用等差方法进行处理。

19 需要特别指出的是,文献和部分数据库中已有的物质资本存量和基础设施资本存量等,均不适合本文作为企业资本存量的替代变量,而以利用外资指标衡量企业资本则是通行的做法(岑树田,2014;葛扬和岑树田,2017)。

20 由于失业率是负向相关的, 所以没有选择其滞后值作为工具变量。

21 限于篇幅, 未列示稳健性检验结果, 备索。