

经济发展、社会保障财政支出与居民健康*

——兼对逆向选择行为的检验

李胜会 宗 洁

内容提要 随着经济发展和人们生活水平的提高,健康问题越来越受到人们的普遍重视。本文利用2013年中国综合社会调查(CGSS)的数据,结合经济发展和社会保障财政支出数据,考察了经济发展和社会保障财政支出对居民健康的影响。研究发现:(1)增加社会保障财政支出和提高经济发展水平均有利于促进居民健康,同时,在全国范围内经济发展与居民健康水平之间还存在倒U型关系;(2)经济发展水平和社会保障财政支出水平对居民健康的影响存在明显的城乡差异和收入差异,即对农村居民的影响要高于对城镇居民的影响,对低收入群体的影响明显大于对高收入群体的影响;(3)医疗保险对居民健康的影响并不显著,养老保险对居民健康具有促进作用,但是居民参加医疗保险和养老保险与健康水平之间并无显著的逆向选择行为。

关键词 经济发展 社会保障财政支出
居民健康 逆向选择

Abstract With the development of the economy and the improvement of living standards, health issues have received more and more atten-

tion. This paper uses the data of the 2013 China Comprehensive Social Survey (CGSS), combined with economic development and social security fiscal expenditure data, to examine the impact of economic development and social security fiscal expenditure on residents' health. The study finds that: (1) Increasing the social security expenditure and increasing the economic development level is conducive to promoting the health of residents. At the same time, there is an inverted U-type relationship between economic development and the health level of residents nationwide; (2) Economic development level and the impact of social security fiscal expenditure level on residents' health has obvious urban-rural differences and income differences, that is, the impact on rural residents is higher than that on urban residents, and the impact on low-income groups is significantly greater than that on high-income groups; (3) The impact of medical insurance on residents' health is not significant. Pension insurance has a positive effect on residents' health, but there is no significant adverse

* 本文为广东省自然科学基金自由申请项目(2016A030313493)的阶段性成果。

selection behavior between residents participating in medical insurance and pension insurance and health level.

Keywords Economic development Social security fiscal expenditure Resident health Adverse selection

DOI:10.16304/j.cnki.11-3952/f.2018.11.003

一、引言

随着社会经济的发展,居民生活水平日益改善,居民的健康水平也在不断提高。根据有关数据显示,2017年中国人均GDP为59660元,比上年增长6.3%。全国居民人均可支配收入25974元,实际增长7.3%,其中城镇居民人均可支配收入36396元,实际增长6.5%;农村居民人均可支配收入13432元,实际增长7.3%。^①与此同时,中国居民健康水平也不断提升,根据国际通用的人均预期寿命、婴儿死亡率来衡量的居民健康水平显示,2017年中国婴儿死亡率6.8‰,新生儿死亡率4.5‰,总体上呈现稳步降低的趋势。同时,中国人均预期寿命达到76.7岁左右^②,这一指标与《“健康中国2030”规划纲要》提出的目标相比(到2030年中国人均预期寿命将达到79岁,基本达到发达国家居民的健康水平),正在逐步接近设定的预期目标。这些数据均表明,中国居民的健康水平正随着经济发展在不断提高。健康是影响人类生存的重要因素,也是人类生活追求的目标之一,对居民生活水平的提高具有重要影响。同时,健康作为重要的社会资本,不仅影响人类自身的生存状况和劳动能力,而且对家庭财富的创造以及整个社会的生产能力、资本积累等都会产生重要影响(胡宏伟和李玉娇,2011)。社会保障是政府的一项重要社会职能,涉及社会保险、社会救助和社会福利等方面,同时社会保障与居民健康水平之间亦存在天然的联系。自20世纪80

年代中期的社会保障制度改革以来,中国的社会保障事业取得了不少重要的成就。据《2017年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》数据显示,截至2017年底,全国117681万人参加基本医疗保险,比上年末增加43290万人,其中参加职工基本医疗保险的人数比上年增加791万人,参加城乡居民基本医疗保险的人数比上年增加42499万人;91548万人参加基本养老保险,比上年末增加2771万人,其中参加职工基本养老保险的人数比上年增加2364万人,参加城乡基本养老保险的人数比上年增加408万人。在国家整体经济增速放缓的情况下,社会保障财政支出依然不断增加,根据财政部公布的数据,2017年中国社会保障和就业支出24611.68亿元,同比增长约16%,全国社会保障和就业财政总支出相比10年前约增长5倍。^③根据以上事实,应当体现的一个基本逻辑是经济发展对居民健康水平提升具有推动作用,同时,经济发展能够增加政府财政收入进而有益于政府社会保障财政支出的增加,而作为基本公共支出范畴的社会保障财政支出有益于提升居民健康水平。当前,学术界对于社会保障财政支出的研究,主要包括研究社会保障财政支出的规模以及支出结构的差异、社会保障财政支出效率等内容。研究发现社会保障财政支出存在总量投入不足,城乡差异显著,区域内部差异远大于区域间的差异,中央和地方政府财政支出失衡等问题(王延中和龙玉其,2011;彭海艳,2007;刘畅,2009)。相对而言,鲜少有研究社会保障财政支出影响居民健康的问题。其次,大多数对居民健康的研究选择老年人或是城镇居民为研究对象,而对农村居民不够关注。那么,经济发展和社会保障财政支出对居民健康是否会产生影响及影响程度如何?再者,经济发展和社会保障财政支出对不同收入层次或城乡居民健康的影响是否有差异?本文试图回答以上问题并为这些问题找到经验证据。

基于以上问题,后续的研究安排为:首先

根据研究问题建立研究假设,然后构建经济发展与社会保障财政支出对居民健康影响的计量模型,接着对模型的结果进行进一步的解释,最后针对研究中发现的问题提出具体的对策建议。

二、问题与假设

假设1:中国经济发展水平与居民健康水平之间存在倒U型关系。

在经济学中,健康生产函数概括了健康状况和各种促进身体健康状况的因素之间的相关关系。这些因素不仅包括医疗,还包括收入、教育、环境、生活方式、遗传和社会经济地位等。健康的状况与社会经济地位的对应关系或许并不直接,但是理论上却是显而易见的。从国家层面上考察经济发展与健康之间的关系发现,现代工业国家国民收入水平与不同健康水平之间相关性较低,但是欠发达国家经济发展水平与健康水平之间的相关性显著。如果按照经济发展水平由低到高分类并对应相应的健康水平,我们认为将呈现一个倒U型关系。对中国当前的整体经济发展阶段而言,尤其是城镇与农村经济发展的不平衡现实,经济发展水平与居民健康水平之间应当处于倒U型关系的上升阶段,即经济发展与居民健康水平之间有正向的相关关系。根据经济学家Barro(1991)的研究,宏观层面健康人力资本对经济增长的影响显著,并成为经济增长的内生原因。尹明和胡明月(2016)选用2002—2012年10年的省际数据研究政府卫生支出和经济发展对居民健康支出的影响,用人均GDP来衡量经济发展水平,发现其对于居民健康支出具有促进作用。解丕(2009)利用中国健康与营养调查(CHNS)数据检验了医疗卫生领域的“水平公平”目标,发现中国存在亲富人的健康不平等和农村健康不平等高于城市等问题。这些研究的共同点是研究

者将经济和健康结合起来,认为经济在一定程度上能够对居民健康产生正向的影响。衡量经济发展水平最常用的指标是地区人均GDP,因此本文用该指标作为一个核心解释变量来衡量经济发展水平的影响。

假设2:中国社会保障财政支出与居民健康水平之间有正相关关系。

Grossman(1972)在人力资本理论的基础上第一次构建了健康需求模型,被认为是健康经济学中的一个重要的里程碑。Grossman模型假设消费者能对改善自身健康状况的开支进行估价,并与花费在其他商品上的开支做比较,以达到自己最理想的健康状况。国内不少学者在Grossman模型及其扩展模型的基础上进行了一定的研究。李华和俞卫(2013)利用Grossman扩展模型将政府卫生支出对于居民健康的影响分析与个人健康影响因素相结合,为个人健康的影响因素研究提供了一个政策分析框架。黄君洁(2007)对公共支出与居民进行多元线性回归后发现,公共支出对居民健康能够产生正的影响,但是不同公共支出项目的影响程度不同。也有学者研究发现,卫生财政支出占GDP的比例与健康生产效率的关系虽然不十分显著,但公共健康支出比例越高的地区往往其健康生产效率越低(张宁、胡鞍钢和郑京海,2006)。对于公共支出与健康水平关系的研究,目前并无一致性的结论,因此,本文将社会保障财政支出作为生产健康的投入品,并将其作为核心解释变量纳入研究框架。

假设3:基本医疗保险与养老保险对居民健康水平有正向影响,但是居民参保行为与健康之间存在“逆向选择”问题。

关于基本医疗保险、养老保险与居民健康关系的研究,目前有研究认为城镇居民基本医疗保险有利于促进参保居民的个人健康,并且对社会经济状态较差的人群或老年群体影响更大(封进和余央央,2007;潘杰、雷晓燕和刘国恩,2013;王新军和郑超,2014)。但是吴联灿和

申曙光(2010)在针对农村新型合作医疗保险的研究中发现,新农合虽然对农民健康改善具有一定影响,但效率不高,影响有限。可见,目前国内对于医疗保险对居民健康的影响存在争议。那么养老保险是否能够影响居民健康呢?按照中国养老保险的标准,按时交纳养老保险费的居民可在退休后领取相应的养老金。理论上分析,养老保险能够分担未来的健康风险,购买养老保险的居民会因此得到积极的心理暗示,认为自己有所依靠,可能会有利于居民健康。张苏和王婕(2013)探讨了家庭养老和社会养老对老年人健康的影响,研究发现国家养老保险对老年人健康具有显著的促进作用等,任琴和黄洁(2015)的研究也支持了这一结论。在研究保险问题时,有一个关键的问题就是是否存在“逆向选择”,即由于信息不对称导致居民可能会因为身体健康拒绝参加保险,或者因为身体不健康而参加保险,这样的情况是否会对我们的研究结果造成干扰有待进一步验证。有关信息不对称问题的理论研究较为丰富,但是对逆向选择进行实证研究到20世纪90年代末才逐渐兴起。国外学者对现实数据的检验得到了不一致的结论。一部分实证文献支持逆向选择的存在,Finkelstein和Mcgarry(2011)考察了美国老年人长期护理保险市场,发现个人对使用家庭护理概率的主观评价与选择的保险保障程度以及个人实际使用的家庭护理次数之间都存在显著的正相关,表明该市场中存在逆向选择。而另一部分文献则表明逆向选择并不显著,Cardon和Hendel(2001)使用结构方程模型来检验医疗保险市场可能存在的逆向选择。其结果表明,价格和收入的弹性以及人口特征的差别就可以解释被保险者与未参保者之间的医疗支出差别,所以逆向选择对医疗保险市场没有显著的影响。中国关于逆向选择的实证研究文献不多,其中朱信凯和彭廷军(2009)利用国家统计局调查数据进行实证分析的结果显示,目前中国农村新型合作医疗中确实存在逆向选

择问题。基本医疗保险和养老保险是社会保险最重要的组成部分,财政资金对社会保险基金的补助在社会保障财政支出中居于首位,因此基本医疗保险和养老保险可以作为社会保障财政支出的重要辅助性解释变量,从而将其纳入分析模型。

三、研究设计

(一) 健康测量

本文研究的核心是居民健康,其中最关键的问题就是对健康的测量。国际通用的居民健康测量标准是SF-36测量表,包括生理、心理、机能等若干方面,但是这项测量过于复杂并且对于问题回答的准确性无法控制,因此应用较少。中国部分学者采用简化的SF-8测量表进行分析,该测量表聚焦在生理功能、社会功能、生理职能、躯体疼痛、精神健康、情感职能、活力、总体健康等八个方面,但由于这种方法成本较高,并没有被广泛采用。也有学者应用婴儿死亡率和平均期望寿命作为健康的测量指标(陈天祥和方敏,2016),但该指标对居民健康的代表性值得商榷。当前中国社会科学的研究人员多采用居民自评健康来评价居民健康的总体状况,自评健康问题往往是“搭便车”在其他大型研究的问卷研究中,因为自评健康是被访者自己的主观感受,是否能够完全反映被访者的真实身体健康状况有待商榷,所以自评健康的信度和效度问题也是学术界关注和争论的焦点。齐亚强(2014)利用“中国流动与健康调查”(IMHC)数据,发现自评健康具有较好的信度,可以有效反映被访者的健康状态,但是不能很好地反映无法感知的机体变化。李坚(2001)认为自评健康是一项具有特殊意义的健康指标。谷琳和乔晓春(2006)通过研究老年人的自评健康认为,老年人身体的健康和健康自评有很强

的相关性。上述文献都认为自评健康指标对于测量居民健康有重要的研究价值。在综合研究成本、技术和手段的基础上,目前社会学者测量健康采用的自评健康指标具有代表性和可行性。因此本文也将采用自评健康指标来测量居民的健康程度。根据2013年中国综合社会调查(CGSS)数据,其中包含居民自评健康的样本共计11783个,经我们进一步筛选,符合条件的样本即包括是否参加养老/医疗保险并去除各类缺失值和无效值后,样本量为8875个。^④其中,男性共计4837人(54.50%),女性共计4038人(45.50%);城镇居民3711人(41.81%),农村居民5164人(58.19%)。

(二) 研究模型与变量

1. Ordered Probit 模型

根据假设构建经济发展与社会保障财政支出对居民健康影响的计量模型。在本文的研究中,由于被解释变量居民健康采用的是居民自评健康指标,该指标为有序分类变量,因此先采用Ordered Probit基础模型对居民健康状况进行基础分析,并试图找出影响居民自评健康的影响因素及其作用方向。在Ordered Probit模型中,自评健康状况按照某一潜变量进行赋值,有[1 2 3 4 5]五个取值。假定 H_i 表示第*i*个人的健康自评状况, H_i^* 则为相应的健康自评系数, H_i^* 是一影响健康的解释变量 x_i 的观测值,则基本模型为:

$$H_i^* = x_i\beta' + \varepsilon_i$$

其中 $\mu_{j-1} \leq H_i^* \leq \mu_j$ $j=1, 2, 3, 4, 5; \mu_0 = -\infty, \mu_j \leq \mu_{j+1}, \mu_5 = +\infty, \mu_j$ 为一组新的参数。 H_i 取值为 j ($H_i = j$) 的概率为:

$$P_{ij} = P(H_i = j) = \Phi(\mu_j - x_i\beta') - \Phi(\mu_{j-1} - x_i\beta')$$

借鉴李华和俞卫(2013)的研究,本文采用的实证模型(1)如下:

$$Health_{ij} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{ij} + \beta_2 Spending_{ij} + \beta_3 Medical_{ij} + \beta_4 Pension_{ij} + \varphi Macro_{ij} \quad (1)$$

$Health_{ij}$ 表示*i*省第*j*个被调查者的自评身

体健康状况。 $Health_{ij}^*$ 低于一定临界值 μ_1 时,被调查者会感到“很不健康”,高于临界值 μ_1 但低于临界值 μ_2 时会感到“比较不健康”,以此类推,当 $Health_{ij}^*$ 高于临界值 μ_4 时感到“非常健康”。由于 $Health_{ij}^*$ 是潜变量(latent variable) 我们无法观察和得到这些临界值,但是能够获得被调查者的回答($Health_{ij}^*$),根据CGSS(2013年)调查数据,1—5的取值分别代表了当被调查者回答“很不健康、比较不健康、一般健康、比较健康、很健康”五个类别的取值,即:

$$Health_{ij} = 1 \text{ 如果 } \mu_0 \leq Health_{ij}^* \leq \mu_1$$

$$Health_{ij} = 2 \text{ 如果 } \mu_1 \leq Health_{ij}^* \leq \mu_2$$

$$Health_{ij} = 3 \text{ 如果 } \mu_2 \leq Health_{ij}^* \leq \mu_3$$

$$Health_{ij} = 4 \text{ 如果 } \mu_3 \leq Health_{ij}^* \leq \mu_4$$

$$Health_{ij} = 5 \text{ 如果 } \mu_4 \leq Health_{ij}^* \leq \mu_5$$

在实证模型中,我们假定 ε_{ij} 是服从标准正态分布的,如果用 $\Phi(\cdot)$ 表示其累计分布函数的话,那么被解释变量 $Health_{ij}$ 的分布可以表达如下:

$$Pr(Health_{ij} = 1) = \Phi(\mu_1 - x\beta')$$

$$Pr(Health_{ij} = 2) = \Phi(\mu_2 - x\beta') - \Phi(\mu_1 - x\beta')$$

$$Pr(Health_{ij} = 3) = \Phi(\mu_3 - x\beta') - \Phi(\mu_2 - x\beta')$$

$$Pr(Health_{ij} = 4) = \Phi(\mu_4 - x\beta') - \Phi(\mu_3 - x\beta')$$

$$Pr(Health_{ij} = 5) = 1 - \Phi(\mu_4 - x\beta')$$

在这个设定里,只要随机误差项与解释变量之间是相互独立的,用最大似然法估计出来的参数将是一致估计量,通过构造每一种健康水平的似然函数,利用最大似然估计出参数集。

2. Logit 模型

根据假设3,由于信息的不对称,在是否参加医疗保险和养老保险的居民中,可能存在逆向选择行为而使研究结果失真,本文将进一步对该问题进行检验。对于该问题,即参加医疗保险和养老保险的居民可能是健康水平较差的群体,不参加保险的可能是健康水平较好的群体,涉及到不同健康群体的比较,而居民自评健康数据为1—5级顺序性数据,两两之间的比较

会导致异常复杂的情况出现,并对结果的可靠性产生干扰。逆向选择问题本身关注的主要是健康水平好和健康水平差的两大群体在参加保险上的行为选择,因此,本文将进一步构建二分类变量 Logit 模型,来检验居民参与保险与否与健康水平好与差之间存在逆向选择。根据 CGSS(2013年)调查数据初步分析,中国居民自评健康的均值为 3.74,介于一般健康和比较健康之间,因此笔者将居民自评健康情况的五级量表重新处理成一个二分类变量,即根据问卷中居民的回答进行分类,将回答“很不健康、比较不健康和一般健康”的居民划分为健康水平差,将回答“比较健康和很健康”的居民划分为健康水平好,并通过二分类变量 Logit 模型来进行估计。模型的表达式是:

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta X$$

模型中 p 表示居民健康的概率, α 是常数项, X 代表所有解释变量向量,而 β 是模型估计的所有解释变量系数的向量。

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta_1 GDP_{ij} + \beta_2 Spending_{ij} + \beta_3 Medical_{ij} + \beta_4 Pension_{ij} + \varphi Macro_{ij} \quad (2)$$

3. 变量与数据

在实证模型中,根据理论和文献依据我们共设定了 2 个核心解释变量即人均 GDP 和社会保障财政支出,2 个主要解释变量即是否参加医疗保险和是否参加养老保险,1 个人口社会学特征变量集。

GDP_i 和 $Spending_i$ 表示 i 省(样本所在省份)人均 GDP 和社会保障财政支出。由于本文使用的基础数据来源于 CGSS(2013年)调查数据,该调查问卷中并未涉及这两项指标,因此,我们使用《中国统计年鉴(2014)》和《中国财政年鉴(2014)》中有关人均 GDP 和社会保障财政支出的数据,并将其嵌套入所有有效问卷中,从而得以为这两个变量赋值。同时,为了检验经济发展水平与健康水平之间是否存在倒 U 型关

系,本文用人均 GDP 的二次项来作为验证该关系的解释变量。

$Medical_{ij}$ 和 $Pension_{ij}$ 表示 i 省(样本所在省份)第 j 个被调查者是否参加医疗保险和养老保险。医疗保险和养老保险是财政支出补贴项目的最主要组成部分并占据绝对比重,在一定程度上可代表社会保障财政支出。根据 CGSS(2013年)问卷题目“您目前是否参加了以下社会保障项目”,问题回答涵盖两大方面即医疗保险和养老保险。因此,我们不区分具体的保险项目,统一处理成养老保险和医疗保险两个变量。^⑤

$Macro_{ij}$ 表示 i 省(样本所在省份)第 j 个被调查者的人口社会学特征变量即控制变量,包括性别、年龄、教育水平、人均年末收入、身体质量指数、户籍。根据 Grossman 模型,影响健康的个人因素包括年龄、性别、收入、教育等。在分析教育对健康的影响时,采用了受教育年数,被操作化为未受过教育、小学、初中、高中、大学、研究生及以上 6 个类别。中国的户籍制度背后所隐藏的资源福利分配的差异,也会对居民健康产生影响,因此户籍因素也被纳入并划分为两类:农村户口和城镇户口。同时,国内部分学者也利用 Grossman 模型,从人口社会学特征方面研究了中国居民健康的影响因素(于晓薇等,2010;宋璐和左冬梅,2010;赵忠和侯振刚,2005)。因此,综合起来本文将性别、年龄、受教育年限、户籍、身体质量指数、收入 6 个变量纳入健康分析的影响模型。这些变量的赋值均来源于 CGSS(2013年)问卷数据。

四、实证结果与分析

(一) 变量描述与变量关系扫描

根据表 1 的描述性分析,发现在 8875 个样本中,自评健康均值为 3.74,总体上接近比较健康的范畴;同时,样本的代表性比较好,如年龄涵盖了 17—97 岁区间,教育水平覆盖从文盲到

表 1 变量的描述性分析

变量	变量描述	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
自评健康	1 表示很不健康 5 表示很健康	3.74	1.06	1	5
解释变量					
人均 GDP	其中人均 GDP 取对数	10.75	0.42	10.04	11.51
人均 GDP 的二次项	其中人均 GDP 取对数	115.81	9.08	100.8	132.46
社会保障财政支出	亿元	517.35	178.29	102.77	833.51
是否参加医疗保险	0 表示不参加, 1 表示参加	0.91	0.29	0	1
是否参加养老保险	0 表示不参加, 1 表示参加	0.72	0.45	0	1
控制变量					
年龄	岁	49.46	15.67	17	97
性别	0 表示女, 1 表示男	0.55	0.50	0	1
教育水平	用受教育的年数表示	8.69	4.21	0	19
户籍	0 表示农村, 1 表示城镇	0.42	0.49	0	1
身体质量指数	$BMI = \text{体重}(\text{Kg}) / [\text{身高}(\text{m})]^2$	22.68	3.49	10.12	131.84
个人年总收入	元	26747.93	37906.48	80	1000000

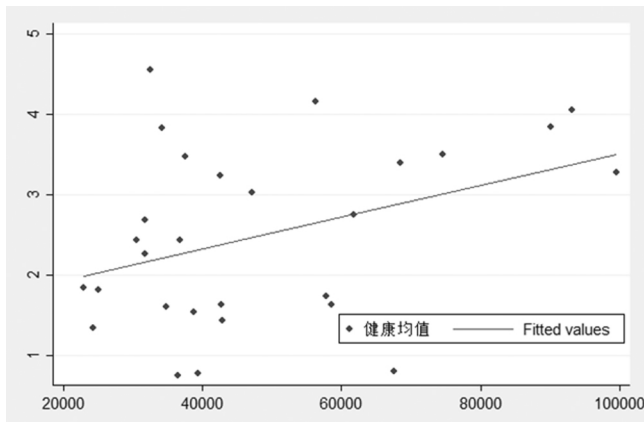


图 1 人均 GDP 与居民自评健康

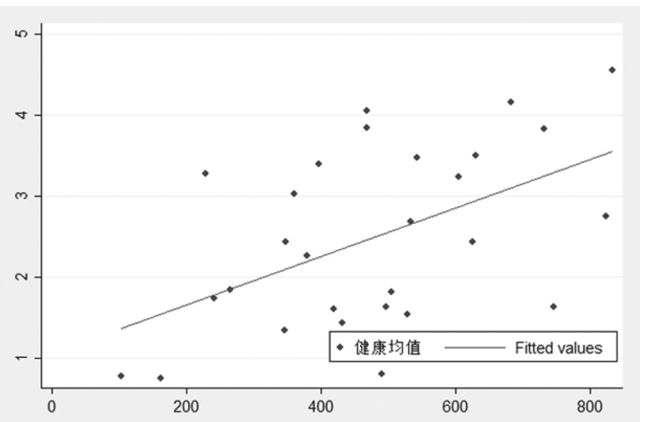


图 2 社会保障财政支出与居民自评健康

研究生各层次,户籍上城镇与农村人口比例偏差不大,个人年收入最高有 100 万元,而最低仅 80 元,身体质量指数的均值在 22.68,符合成人的总体肥胖标准。进一步从图 1 关于人均 GDP 与居民自评健康之间关系的散点图显示人均 GDP 与居民自评健康之间有一定的线性关系,

这一表象与本文的假设 1 基本符合。图 2 关于人均社会保障财政支出与居民自评健康的散点图也揭示了这一点,即人均社会保障支出越多越有利于提高居民健康水平。经济发展是社会保障财政支出的坚实后盾,这在某种程度上也能够说明,经济发展能够在一定程度有益于社

会保障财政支出,且社会保障财政支出对居民健康有正向影响。下文将对此进行具体的实证分析。

(二) 回归结果与分析

1. 基于全样本数据的综合分析

根据假设,本文考察经济发展水平和社保财政支出水平对居民健康的影响,首先我们选取全体样本并运用模型(1)进行回归分析,同时,为区分不同解释变量的作用程度,采用嵌套回归的方法来控制解释变量的作用范围。

表2 全体样本情况下 Ordered Probit 回归结果

被解释变量: 自评健康	模型 1—1	模型 1—2	模型 1—3	模型 1—4
A: 解释变量				
人均 GDP		0.521 *** (0.0814)	0.356 *** (0.0855)	0.371 *** (0.0857)
人均 GDP 的二次项		-5.91e-11 *** (1.25e-11)	-3.14e-11 ** (1.32e-11)	-3.42e-11 ** (1.33e-11)
社会保障财政支出			0.193 *** (0.0307)	0.195 *** (0.0308)
是否参加医疗保险				0.0186 (0.0421)
是否参加养老保险				0.0714 ** (0.0281)
B: 个体特征变量				
年龄	-0.0223 *** (0.000895)	-0.0230 *** (0.000903)	-0.0234 *** (0.000905)	-0.0239 *** (0.000924)
性别	0.0492 ** (0.0238)	0.0635 *** (0.0240)	0.0627 *** (0.0240)	0.0638 *** (0.0240)
教育程度	0.0132 *** (0.00376)	0.0124 *** (0.00377)	0.0106 *** (0.00378)	0.00987 *** (0.00380)
户籍	-0.0928 *** (0.0284)	-0.0992 *** (0.0291)	-0.0852 *** (0.0292)	-0.0907 *** (0.0294)
身体质量指数	0.0118 *** (0.00344)	0.0101 *** (0.00344)	0.0097 *** (0.00343)	0.0095 *** (0.00343)
个人年收入	0.171 *** (0.0125)	0.153 *** (0.0129)	0.157 *** (0.0130)	0.157 *** (0.0130)
Obs	8875	8875	8875	8875
chi2	1728.06	1878.83	1818.30	1826.51
Pseudo R ²	0.0700	0.0720	0.0738	0.0739

注：“*”表示 p < 0.1, “**”表示 p < 0.05, “***”表示 p < 0.01; 括号里的数值为标准误。

表2报告了全体有效样本下的回归结果,从四个模型核心解释变量和主要解释变量的系数分析,假设1和假设2得到了验证,即中国经济发展水平和居民健康水平之间存在正向的关系,同时人均GDP二次项的检验证明了两者倒U型关系存在,因此从全国范围看,经济发展水平和居民健康之间呈正相关关系,然后逐步向倒U型关系转变,同时社会保障财政支出与居民健康水平之间存在正相关关系。假设3部分得到验证,即是否参加养老保险与居民健康之间存在正相关关系,但是是否参加医疗保险与居民健康水平之间的正相关关系未能通过显著性检验。

从具体的模型分析,模型1—1仅包括被调查者的个体特征变量,实证研究结果与当前多数学者的研究一致。从年龄变量结果看,系数为负值,并且技术上通过了显著性检验,说明随着年龄的增长,人的身体机能逐渐退化,健康状况也趋于下降,这符合自然规律。从性别变量结果看,系数为正值,说明男性相比女性而言,有较高的自评健康水平。从教育程度、身体质量指数和个人年收入结果看,这些解释变量的系数均为正,且统计检验效果优良,说明较高的教育程度、个人的身体质量指数和经济收入对居民健康水平存在正向影响。在这些控制变量中,我们发现户籍变量的回归系数为负值,并且统计检验效果优良,这表明城镇户籍的居民相比较农村居民有较低的自评健康水平,吴晓瑜和李力行(2014)在城镇化对于居民健康的研究中也发现了同样的结果。这可能是近年来,城镇化速度加快、城市居民的生活压力加大和居住环境等因素的综合影响对居民自评健康产生了副作用。

模型1—2至模型1—4为逐步加入核心解释变量和主要解释变量后的回归结果。从结果综合分析,人均GDP和社会保障财政支出对居民自评健康具有显著的正向影响,这说明经济

发展不仅直接有利于居民健康水平提升,同时又是社会保障财政支出的强有力保障;社会保障财政支出通过提升居民社会福利水平进而促进了居民健康水平的改善。在模型1—4中,我们进一步引入是否参加医疗保险和是否参加养老保险两个变量,正如前文分析,基本医疗保险和养老保险是社会保险的重要组成部分,同时又占据社保财政支出的绝对比重,因此这两个变量既可以直接反映基本医疗保险和养老保险对居民健康的影响,又可以作为社保财政支出的工具变量来测量模型的稳健性。根据回归结果显示,是否参加医疗保险对居民健康的影响并不显著,但是参加养老保险对居民健康具有显著的正向影响。其中关于医疗保险的结果,也正是当前国内医疗保险对于居民健康影响研究的争议之处,即部分学者认为医疗保险对居民健康的影响受到所参加的医疗保险的水平制约,参加更高档次的医疗保险更能促进健康(马超、顾海和孙徐辉,2015),但是基本医疗保险对居民健康的作用不显著。

2. 城乡差异与收入差异情况下再比较

通过前文的综合分析,可以得到一些比较直观的结论,即社会保障财政支出和地区经济发展水平呈现出较强的正向作用,社会保障财政支出越多或者地区经济发展水平越好,居民自评健康越好。但是与我们预期不同的是,户籍对居民自评健康的影响与我们预期的相反。考虑到中国独特的城乡二元结构,直接导致了城镇和农村居民在分享国家社会保障财政补贴上明显不平等,同时,城镇居民和农村居民在参加医疗保险和养老保险的选择上也存在显著差异,因此我们进一步区分城镇和农村进行定量分析。再则,社会保障是调节居民收入再分配的重要手段,目前中国的社会保障坚持“广覆盖、保基本、多层次、可持续”的基本方针,对于不同收入层次的居民的社会保障内容有所差别,所以我们有必要进一步按照收入对样本进

行分层。分层的方法有多种,比较常见的有五等分法和中位数法,按照五等分法,取位于全样本收入排名 1/5 的居民为中等偏低收入临界点,取位于全样本收入排名 2/5 的居民为中等收入临界点,以此类推,分为五等份,这种划分方法比较精细,但是由于分层过细导致某些

层次的样本数量会大幅度减少,从而影响分析结果的稳定性和代表性。因此,本文采用中位数法,即根据样本的收入排序后,将中位数以下的样本划为低收入组,将中位数及以上的样本划分为高收入组,然后再分别进行回归检验。分城乡和分收入的回归结果如表 3 所示。

表 3 分城乡居民自评健康状况的 Ordered Probit 回归结果

被解释变量: 自评健康	城乡差异			
	模型 1—5 农村	模型 1—5—1 农村	模型 1—6 城镇	模型 1—6—1 城镇
解释变量				
人均 GDP	0.225 *** (0.0462)	0.383 *** (0.131)	0.117 *** (0.0438)	0.242* (0.146)
社会保障财政支出	0.300 *** (0.0405)	0.275 *** (0.0419)	0.105 ** (0.0423)	0.0866* (0.0471)
参加医疗保险	0.0299 (0.0554)	0.0155 (0.0559)	0.0136 (0.0670)	0.0145 (0.0670)
参加养老保险	0.0455 (0.0333)	0.0521 (0.0334)	0.151 *** (0.0530)	0.153 *** (0.0531)
人均 GDP 二次项		-3.82e-11 (2.39e-11)		-1.81e-11 (2.02e-11)
个体特征变量				
年龄	-0.0215 *** (0.00127)	-0.0218 *** (0.00128)	-0.0269 *** (0.00138)	-0.0270 *** (0.00138)
性别	0.0587* (0.0320)	0.0598* (0.0321)	0.0807 ** (0.0366)	0.0816 ** (0.0367)
教育程度	0.0100 ** (0.00475)	0.0101 ** (0.00476)	0.0074 (0.00640)	0.0077 (0.00641)
户籍	—	—	—	—
身体质量指数	0.0187 *** (0.00471)	0.0181 *** (0.00472)	-0.0034 (0.00486)	-0.0034 (0.00486)
个人年收入	0.169 *** (0.0158)	0.170 *** (0.0158)	0.104 *** (0.0254)	0.103 *** (0.0254)
Obs	5164	5164	3711	3711
Chi2	1161.53	1167.23	674.18	674.98
Pseudo R ²	0.0790	0.0794	0.0681	0.0682

注：“*”表示 p < 0.1, “**”表示 p < 0.05, “***”表示 p < 0.01; 括号里的数值为标准误。

中国是典型的城乡二元结构,长期以来城乡发展不平衡,导致城乡居民生活存在差异,进而导致居民健康之间也存在差异。因此,分城乡进行检验一方面可以研究城镇和农村各系统内部的情况,同时也可以比较城镇与农村在各个解释变量上的差异程度。从分城乡的回归结果看,核心解释变量人均GDP和社会保障财政支出对居民自评健康的影响显著,但是参加基本医疗保险和养老保险的系数无法全部通过检验。进一步分析,我们还发现几个特别的结果:

一是农村地区人均GDP和社会保障财政支出对居民自评健康的影响系数均高于城镇地区,这说明经济发展与社会保障财政支出在农村地区的效果要好于城镇地区。农村和城镇地区人均GDP对居民自评健康的弹性系数分别为0.225和0.117,这不仅进一步验证了假设1,同时也说明经济发展水平更低的农村地区,经济发展与居民健康之间的正相关关系更加强烈;社会保障财政支出对居民自评健康的弹性系数分别为0.300和0.105,同样进一步验证了假设2,也透视了长期以来中国在农村和城镇地区社保财政支出不平衡,农村地区财政支出不足因此其边际效应更为显著。

二是参加养老保险对居民自评健康的影响呈现显著差异,即城镇地区参加养老保险的影响效果显著,而农村地区则不显著。这说明在中国城镇地区,长期以来相对健全的养老制度致使居民将参加养老保险作为自身养老的主要方式;但是在农村地区,由于长期以来社会保障制度的不完善和家庭养老的传统思想影响,居民参加养老保险积极性不高,因此对居民自评健康自然也就没有影响。

三是城镇地区受教育程度和身体质量指数的回归系数出现统计上不显著。从现实情况分析,按城镇和农村分组后,城镇地区的教育水平(城镇地区平均受教育年限为10.84年)总体上

要高于农村地区(农村地区平均受教育年限为7.15年^⑥),而模型1—4、1—5、1—6在教育程度上的回归系数分别为0.0099、0.0074、0.0100,即农村地区回归系数最大,城镇地区回归系数最小,全国样本回归系数居中,回归系数的大小变化符合统计规律。因此,我们认为是在教育程度较低的分组内,教育水平与居民自评健康有较大正相关关系,但是在教育水平较高的分组内即城镇地区,教育水平与居民自评健康的正相关关系并不显著,这是因为教育水平较高的人,对自身健康的了解程度要大于教育水平较低的人,对自评健康的判断也更趋于理性而导致自评健康水平不高。身体质量指数的回归系数变化与教育程度系数变化规律一致,即农村地区最高且显著,全国居中且显著,城镇地区为负值且不显著,我们认为身体质量指数本身的缺陷造成的,身体质量指数是由体重与身高平方的比值计算得出,那么在城镇地区由于生活条件总体好于农村地区,肥胖人群(或体重超标人群)的比例也相对更高,肥胖本身就是非健康的表现,同时也可能导致与肥胖直接相关的非健康现象,因此,城镇地区身体质量指数与自评健康的关系得不到验证也属于客观情况。

根据经济发展水平高低与居民健康之间存在差异的国际经验,中国当前虽然处于经济发展的初中级阶段,但同时也是世界上收入水平差距较大的国家之一,从变量的描述分析也可以发现,收入的不平衡十分显著。因此,我们按照收入中位数分组进一步检验的结果是:

按收入分组的回归结果与按城乡分组的结果基本一致。即低收入组的回归结果与农村户籍组的结果几乎一致,这说明低收入组样本与农村户籍组的样本具有极高的重叠性;高收入组的回归结果与城镇户籍组的结果几乎一致,说明高收入组样本与城镇户籍组的样本具有极高的重叠性。按收入分组的回归结果显示,人均

表4 分收入居民自评健康状况的 Ordered Probit 回归结果

被解释变量： 自评健康	收入差异			
	模型 1—7 低收入	模型 1—7—1 低收入	模型 1—8 高收入	模型 1—8—1 高收入
解释变量				
人均 GDP	0.288 *** (0.0534)	0.536 *** (0.137)	0.120 *** (0.0393)	0.304 ** (0.125)
社会保障财政支出	0.338 *** (0.0430)	0.323 *** (0.0436)	0.0913 ** (0.0400)	0.0635 (0.0439)
参加医疗保险	0.0174 (0.0596)	0.0163 (0.0596)	0.0088 (0.0603)	0.0046 (0.0603)
参加养老保险	0.0288 (0.0376)	0.0338 (0.0377)	0.151 *** (0.0425)	0.154 *** (0.0425)
人均 GDP 二次项		-5.42e - 11 ** (2.76e - 11)		-2.77e - 11 (1.80e - 11)
个体特征变量				
年龄	-0.0248 *** (0.00133)	-0.0249 *** (0.00134)	-0.0256 *** (0.00127)	-0.0257 *** (0.00127)
性别	0.0272 (0.0344)	0.0280 (0.0344)	0.139 *** (0.0338)	0.139 *** (0.0338)
教育程度	0.0193 *** (0.00504)	0.0195 *** (0.00504)	0.0023 (0.00575)	0.0029 (0.00577)
户籍	-0.0458 (0.0429)	-0.0389 (0.0431)	-0.109 *** (0.0401)	-0.104 *** (0.0403)
身体质量指数	0.0177 *** (0.00491)	0.0177 *** (0.00491)	0.000048 (0.00471)	0.000106 (0.00471)
个人年收入	—	—	—	—
Obs	4221	4221	4654	4654
Chi2	696.13	699.98	601.31	603.69
Pseudo R2	0.0560	0.0563	0.0516	0.0518

注：“*”表示 $p < 0.1$ ，“**”表示 $p < 0.05$ ，“***”表示 $p < 0.01$ ；括号里的数值为标准误。

GDP 和社会保障财政支出对不同收入群体的自评健康都有显著的正向影响，人均 GDP 对低收入和高收入群体居民自评健康的弹性系数分别为 0.288 和 0.120，这说明经济发展对低收入群体的自评健康影响更大，也从侧面验证了假设 1；进一步比较发现，社会保障财政支出对低收

入和高收入群体居民自评健康的影响差距更大，两者的弹性系数分别为 0.338 和 0.0913，进一步验证了假设 2，即社会保障财政支出对居民健康具有重要的促进作用，但是随着居民收入的增加，其对健康影响会越来越小，这也进一步验证了当前国情下中国社会保障制度“保基本”

的原则,且低收入群体更加依赖社会保障财政支出。

医疗保险对居民健康的影响在城乡分组和收入分组两个模型中均没有通过检验,而养老保险对高收入群体影响显著,对低收入群体则不显著。这个结果与城乡分组的结果也是一致的,可能是由于低收入群体受到自身经济条件的制约,参加养老保险的积极性不高,因此养老保险对低收入居民自评健康并无影响。

城乡分组和收入分组回归结果唯一区别的是性别对居民健康的影响,一般而言,由于先天性的构造差异,男性的健康会优于女性,这在之前的全样本和城镇分析中均得到了体现。但是对低收入群体而言,为了满足家庭的生活所需以及其他开支,女性更有可能进入非劳动力市场从事商贩、家政等服务业的工作,相比较男性的搬运、建筑等高危行业更有优势,因此,在收

入分组模型中性别与自评健康的关系得不到验证也属于客观情况。

3. 逆向选择行为检验

表 4 给出了城镇全体居民是否参加医疗保险、养老保险其自评健康比较的结果。通过对是否参加保险的居民自评健康的简单比较,我们可以看出参加医疗/养老保险的居民其自评健康很健康的比重(26.02%、24.95%)低于不参加居民医疗/养老保险的自评健康很健康的比重(27.57%、29.26%),而参加医疗/养老保险的居民其自评健康很不健康的比重(2.66%、2.67%)高于不参加居民医疗/养老保险的自评健康很健康的比重(2.06%、2.44%),这表明在居民是否参加居民医疗/养老保险的过程中存在着一定的逆向选择问题。但是其对居民自评健康的影响是否达到显著的效果,还有待进一步检验。

表 4 是否参加保险居民自评健康状况统计

自评健康	基本医疗保险		基本养老保险	
	参加	不参加	参加	不参加
1 很不健康	214 (2.66%)	17 (2.06%)	170 (2.67%)	61 (2.44%)
2 比较不健康	1043 (12.96%)	89 (10.76%)	812 (12.75%)	320 (12.77%)
3 一般	1548 (19.23%)	149 (18.02%)	1229 (19.29%)	468 (18.68%)
4 比较健康	3149 (39.13%)	344 (41.60%)	2570 (40.35%)	923 (36.85%)
5 很健康	2094 (26.02%)	228 (27.57%)	1589 (24.95%)	733 (29.26%)
总数	8048	827	6370	2505

为了考察参加医疗保险和养老保险可能存在的逆向选择问题的干扰,我们根据前文的计算,将居民自评健康处理为二分变量,将

“很健康”、“比较健康”视为一组,取值为 1;将“很不健康”、“比较不健康”、“一般”视为另一组,取值为 0。同时为了进行对照,我们

将回答很不健康更倾向于参加保险和回答很健康更倾向于不参加保险的居民自评健康数据也分别处理为二分变量,并采用构建的二

分应变量 Logit 模型进一步进行回归分析,可以更加直观地比较逆向选择行为的影响,回归结果见表 5。

表 5 不同自评健康状态的 Logit 模型回归结果

被解释变量: 自评健康	模型 2—1 很不健康 = 1 其他 = 0	模型 2—2 健康二分法 健康水平好 = 1 其他 = 0	模型 2—3 很健康 = 1 其他 = 0
是否参加医疗保险	-0.0782 (0.1190)	-0.1210 (0.0896)	0.1160 (0.0915)
是否参加养老保险	0.0304 (0.0722)	0.2380 *** (0.0582)	0.0382 (0.0610)
性别	0.0092 (0.0629)	0.1460 *** (0.0496)	0.2200 *** (0.0525)
年龄	-0.0184 *** (0.0024)	-0.0431 *** (0.0019)	-0.0427 *** (0.0021)
教育程度	0.0221 ** (0.0091)	0.0342 *** (0.0076)	0.0304 *** (0.0088)
户籍	0.0747 (0.0781)	0.0106 (0.0586)	-0.1610 *** (0.0614)
身体质量指数	0.0381 *** (0.0096)	0.0263 *** (0.0074)	0.0164 ** (0.0074)
个人年总收入	0.0000 *** (0.0000)	0.0000 *** (0.0000)	0.0000 ** (0.0000)
Obs	8875	8875	8875
chi2	239.44	1137.75	820.98
Pseudo R ²	0.1118	0.0995	0.0805

注：“*”表示 $p < 0.1$ ，“**”表示 $p < 0.05$ ，“***”表示 $p < 0.01$ ；括号里的数值为标准误。

表 5 的模型显示,年龄、教育程度、身体健康指数和个人收入对居民自评健康的影响相对稳定,而医疗保险对于居民自评健康在统计上并不显著,养老保险只有在全样本二分处理时在统计上显示有正向的影响。林义(1997)的研究曾提出,逆向选择问题来源于低风险的群体不愿参加,而全面社会保险是通过政府干预强

制实施的社会保险计划,在一定程度上可以克服逆向选择的问题。实证分析的结果也基本符合这一结论,即在本文研究经济发展水平和社会保障财政支出对居民自评健康影响的前提下,基本医疗保险和基本养老保险中存在的逆向选择问题对本文的研究结果可能不会产生显著的效果。而对于模型 2—2 中参加养老保险对

居民健康的正向影响,但是在模型 2—3 中却得不到验证,这一结果可能正是反映了不同群体参与养老保险对健康存在影响的不同体现。同时,保险对健康的影响是间接的,它的主要作用是减小“因病致贫”、“因病返贫”的风险,而不是直接提高居民的健康水平。

4. 稳健性检验

稳健性检验的方法很多,其中有数据替代法、变量替代法、设置控制变量或虚拟变量、分时段回归检验等,本文根据模型和数据情况,采用设置虚拟变量和增加控制变量的方法进行稳健性检验。首先,我们针对全样本总体模型,通过设置区域虚拟变量进行检验。将全国划分为三大区域即东、中、西部,并将西部地区作为参照组建立虚拟变量,回归结果显示在个体特征变量如年龄、性别、教育程度、户籍、身体质量指数和个人年收入的回归系数的方向和显著性几乎没有变化;解释变量人均 GDP 及其二次项、社会保障财政支出和是否参加医疗与养老保险的回归系数的方向和显著性未发生改变,只是在拟合的数值上有小幅变化,这表明本文基于全样本的实证结果具有较好的稳健性(表 6)。再则,在前文的分城乡与分收入模型中,我们分别引入了人均 GDP 二次项,从该变量的回归系数和显著性检验中并未发现能得到验证,说明无论是分城乡还是分收入的模型中^⑦,倒 U 型关系并不存在,这进一步验证单纯的高收入和单纯的低收入群体,并不能体现出经济发展水平与居民自评健康的倒 U 型关系。两者之间倒 U 型关系的存在体现在全国范围内涵盖经济发展各个阶段的全过程中。但是该变量的引入,并未导致其他核心解释变量和个体特征变量回归结果的方向和显著性发生变化,因此也表明原模型的拟合结果具有较好的稳健性。

五、结论与建议

本文利用 CGSS(2013 年)大样本数据对中

国的社会保障财政支出和经济发展水平对居民自评健康的影响进行研究。首先在分析客观现实和借鉴国内外相关理论与实证研究的基础上,本文提出了三个研究假设。然后,在综合考察多种测算居民健康的方法上,本文采用 CGSS 问卷中的自评健康指标对居民的健康状况进行了概要分析,并确定了以自评健康作为中国居民健康水平的测量指标。接着,根据样本数据特征,本文构建了基于有序因变量的 Ordered Probit 模型和二分因变量的 Logit 模型,以期对自评健康的影响因素进行实证研究。在解释变量的选择上,本文依据健康经济学理论和人力资本理论以及国内外的有关研究文献,选取人均 GDP 和社会保障财政支出两个核心解释变量,并通过 CGSS(2013 年)问卷来源地将人均 GDP 和社会保障财政支出数据嵌入问卷个体,并进一步选取了微观个体特征变量作为控制变量,对居民自评健康的影响进行了实证研究。

总体而言,目前中国居民健康自评状况整体良好,经计算居民自评健康的均值为 3.74,介于一般健康和比较健康之间。实证模型回归结果显示:经济发展和社会保障财政支出对居民自评健康具有明显的正向影响;并且随着经济发展水平的提高,在全国范围内经济发展水平与居民自评健康之间存在倒 U 型关系。此外,本文进一步根据户籍将样本区分为城镇和农村两种类型,又根据收入排序后以中位数法将样本区分为高收入群体和低收入群体进行实证研究,回归结果显示经济发展水平和社会保障财政支出对居民健康的影响不仅存在明显的城乡差异,同时也存在显著的收入差异。表现为对农村居民的影响大于对城镇居民的影响,对低收入群体的影响大于对高收入群体的影响。同时,两种分类模式的回归结果也呈现了相互印证支持的特点,即农村居民即主要是低收入群体的结果几乎一致,而城镇居民即主要是高收入

表6 加入区域虚拟变量后的稳健性检验

被解释变量:自评健康	模型 1—2—1	模型 1—4—1
A:解释变量		
人均 GDP	0.350 *** (0.0996)	0.280 *** (0.101)
人均 GDP 二次项	-4.38e-11 *** (1.31e-11)	-2.53e-11 * (1.36e-11)
社会保障财政支出		0.180 *** (0.0314)
是否参加医疗保险		0.0180 (0.0421)
是否参加养老保险		0.0731 *** (0.0281)
西部(参照组)		
东部	0.137 *** (0.0510)	0.0796 (0.0520)
中部	0.0125 *** (0.00323)	0.0094 *** (0.00328)
B:个体特征变量		
年龄	-0.0233 *** (0.000905)	-0.0241 *** (0.000926)
性别	0.0653 *** (0.0240)	0.0650 *** (0.0240)
教育程度	0.0117 *** (0.00378)	0.0095 ** (0.00380)
户籍	-0.104 *** (0.0291)	-0.0961 *** (0.0294)
身体质量指数	0.0096 *** (0.00344)	0.0092 *** (0.00344)
个人年收入	0.153 *** (0.0130)	0.157 *** (0.0130)
Obs	8875	8875
chi2	1794.21	1834.74
Pseudo R ²	0.0726	0.0743

注：“*”表示 $p < 0.1$ ，“**”表示 $p < 0.05$ ，“***”表示 $p < 0.01$ ；括号里的数值为标准误。

群体的结果几乎一致。这一方面表明了实证模型和结果的稳健性,另一方面说明低收入群体

即农村居民的自评健康更能体现经济发展的成果,他们对社会保障财政支出的依赖性也高。

在对参加医疗保险和养老保险的检验中,发现医疗保险对居民健康的影响并不显著,养老保险对居民健康具有促进作用,但是居民参加医疗保险和养老保险与健康水平之间并无显著的逆向选择行为。

此外,本文选取的人口特征学控制变量年龄、性别、受教育程度、户籍、身体质量指数和个人年收入6个变量,在全样本回归模型中的回归系数方向和拟合值也全部通过了显著性检验,4个正向解释变量如性别、受教育程度、身体质量指数和个人年收入的系数均为正值,表明男性的自评健康优于女性、身体质量指数高和个人年收入高的居民自评健康高于对应指标低的居民的自评健康。同时还发现受教育程度指标虽然总体上为正,即受教育程度高也相应地会有较高的健康体验,但是我们同时也发现随着受教育程度的进一步提高,回归系数有降低的趋势,说明受教育水平较高的人,对自身健康的了解程度要大于教育水平较低的人,对自评健康的判断也更趋于理性而可能导致自评健康水平不高(模型1—4、1—5、1—6)。两个负向解释变量年龄和户籍的拟合值可以通过显著性检验,说明随着年龄的增大,自评健康趋于下降,这符合一般的客观规律;而户籍变量系数为负,说明随着城镇化速度的加快以及生活成本及压力的增加,城镇居民自评健康反而低于农村居民。

鉴于以上结论,本文认为,为了进一步提高居民自评健康的水平,政府的宏观政策可以从以下方面考虑:(1)提高经济发展水平,扩大政府的社会保障财政支出,加强城乡一体化建设,积极改善城乡二元格局,缩小城乡之间的差距,这对于促进居民自评健康有重要的作用;(2)社会保障财政支出对农村地区或低收入群体的影响最大,考虑到目前中国的社会保障以救助为主,除了加大社会保障财政支出,更应加强农村地区的公共服务建设,进一步对低收入群体进

行区分,才能更加发挥出社会保障的作用,更有利于从总体上提高居民的自评健康水平;(3)应当关注在中国基本医疗和基本养老保险市场中存在的效率问题,从研究结果看,参加养老保险对于居民健康有正向影响,只有进一步统筹分配养老金的给付比例,才能进一步改善不同地区社会保障财政支出的水平。同时还需要关注社会保障财政支出的结构,但由于数据的可得性,本文未详细探究社会保障财政支出结构对于居民自评健康的影响。总之,逐步提高居民健康水平,实现“健康中国”的目标,必须充分考虑并促进经济发展与国民福利水平提升的协调与平衡。

注释:

①数据来源于《2017年国民经济和社会发展统计公报》。

②数据来源于《2017年中国卫生健康事业发展统计公报》。

③数据来源于《2017年全国一般公共预算支出决算表》。

④由于本文主要研究社会保障对于居民健康的作用,因此商业保险并不纳入研究范围。

⑤在问卷答案选项里,有商业性保险项目和公费医疗项目选项,商业保险不属于社会保障财政支出范畴并且人数占比较少,因此本文不予考虑。公费医疗在中国医疗保险领域占比也较少,因此也不予考虑。

⑥此处城镇和农村的平均受教育年限是根据样本数据计算得到的。

⑦将样本分城镇与乡村的结果在一定程度上就是区分了高收入群体和低收入群体,这与区分收入的模型回归结果理论上应该具有一致性。

参考文献:

①陈天祥、方敏:《公共卫生支出、健康结果与卫生投入政策——基于189个国家和地区的面板门槛分析(1995—2011年)》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》2016年第1期。

②封进、余央央:《中国农村的收入差距与健康》,《经济研究》2007年第1期。

③谷琳、乔晓春:《我国老年人健康自评影响因素分析》,《人口学刊》2006年第6期。

④胡宏伟、李玉娇:《我国老年人自评健康状况及其影响因素研究——基于 ordered probit 模型的估计》,《山西财经大学学报》2011年第2期。

⑤黄君洁:《公共支出与我国居民健康关系的实证研究》,《生产力研究》2007年第18期。

⑥李华、俞卫:《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》,《中国社会科学》2013年第10期。

⑦李坚:《自评健康与客观健康的关系》,《暨南大学学报(自然科学与医学版)》2001年第1期。

⑧林义:《社会保险制度分析引论》,西南财经大学出版社1997年版。

⑨刘畅:《我国财政社会保障支出困境及对策建议》,《中央财经大学学报》2009年第9期。

⑩马超、顾海、孙徐辉:《参合更高档次的医疗保险能促进健康吗?——来自城乡医保统筹自然实验的证据》,《公共管理学报》2015年第2期。

⑪潘杰、雷晓燕、刘国恩:《医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析》,《经济研究》2013年第4期。

⑫彭海艳:《我国社会保障支出的地区差异分析》,《财经研究》2007年第6期。

⑬齐亚强:《自评一般健康的信度和效度分析》,《社会》2014年第6期。

⑭任勤、黄洁:《社会养老对老年人健康影响的实证分析——基于城乡差异的视角》,《财经科学》2015年第3期。

⑮宋璐、左冬梅:《农村老年人医疗支出及其影响因素的性别差异:以巢湖地区为例》,《中国农村经济》2010年第5期。

⑯王新军、郑超:《医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响》,《财经研究》2014年第12期。

⑰王延中、龙玉其:《改革开放以来中国政府社会保障支出分析》,《财经经济》2011年第1期。

⑱吴联灿、申曙光:《新型农村合作医疗制度对农民健康影响的实证研究》,《保险研究》2010年第6期。

⑲吴晓瑜、李力行:《城镇化如何影响了居民的健

康》,《南开经济研究》2014年第6期。

⑳解翌:《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》,《经济研究》2009年第2期。

㉑尹明、胡明月:《政府卫生支出、经济发展与居民健康支出——基于面板门槛模型的实证检验》,《税务与经济》2016年第6期。

㉒于晓薇、胡宏伟、吴振华、石静:《我国城市居民健康状况及影响因素研究》,《中国人口·资源与环境》2010年第2期。

㉓张宁、胡鞍钢、郑京海:《应用 DEA 方法评测中国各地区健康生产效率》,《经济研究》2006年第7期。

㉔张苏、王婕:《健康老龄化与养老服务体系构建》,《教学与研究》2013年第8期。

㉕赵忠、侯振刚:《我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据》,《经济研究》2005年第10期。

㉖朱信凯、彭廷军:《新型农村合作医疗中的“逆向选择”问题:理论与实证分析》,《管理世界》2009年第1期。

㉗Barro, R. J. ,Economic growth in a cross section of countries. Quarterly Journal Of Economics ,Vol. 106 ,No. 2 ,1991.

㉘Cardon J. H. and Hendel J. ,A symmetric information in health insurance: Evidence from the national medical expenditure survey. Rand Journal Of Economics ,Vol. 32 ,No. 3 2001.

㉙Finkelstein A. and McGarry K. ,Multiple dimensions of private information: Evidence from the long - term care insurance market. American Economic Review ,Vol. 96 ,No. 4 2011.

㉚Grossman M. ,On the concept of health capital and the demand for health. Journal Of Political Economy ,Vol. 80 ,No. 2 ,1972.

(作者简介:华南理工大学公共管理学院)

责任编辑 徐敬东