

高蓉, 苏群, 沈军威. 中国农村收入差距、医疗保险对居民健康不平等的影响[J]. 江苏农业科学, 2016, 44(5): 569–572.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2016.05.161

# 中国农村收入差距、医疗保险对居民健康不平等的影响

高蓉<sup>1</sup>, 苏群<sup>1,2</sup>, 沈军威<sup>3</sup>

(1. 南京农业大学经济管理学院, 江苏南京 210095; 2. 南京农业大学中国粮食安全研究中心, 江苏南京 210095;  
3. 南京农业大学信息科技学院, 江苏南京 210095)

**摘要:**利用中国健康与营养调查(CHNS)最新追踪调查数据,用短期和长期集中指数度量了我国农村居民健康不平等的程度及长期趋势,并对集中指数进行回归分解,分析收入差距、医疗保险等社会经济因素对农村居民健康不平等的影响。结果表明,我国农村存在着严重的亲富人健康不平等,并且健康不平等程度在长期不断深化;收入差距对健康的影响呈现倒“U”形,当收入差距达到一定水平时,收入差距对健康有显著的负向影响;收入差距是缓解健康不平等的主要贡献因素,医疗保险也可以有效缓解健康不平等。因此,缩小农村收入差距,积极推进医疗改革,可以缓解我国农村居民健康不平等状况。

**关键词:**中国农村;收入差距;医疗保险;健康不平等;集中指数

**中图分类号:** D422.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2016)05-0569-04

近年来,中国经济持续快速增长,居民收入水平不断提高,但与此同时,居民之间的收入差距也在不断扩大。全国居民收入基尼系数早在 2000 年就已超过国际“警戒线”,并且从 2003 年到 2013 年,均持续保持在 0.473~0.491 之间。较高的收入差距不仅体现了收入分配结果的不平等,而且还会引发一系列经济与社会问题,其中之一就是对居民健康的影响。健康作为人力资本的重要组成部分,不仅关系着个体的职业发展前景和经济安全感,同时也是衡量一个国家福利水平的主要指标之一。与收入不平等一样,健康不平等的持续恶化也将损害社会稳定和人类福利。这一现象,在我国农村地区表现得尤为明显。

国际上关于健康和健康不平等的研究起步较早,主流的理论是收入差距假说,认为收入差距扩大会对人们的健康水平有显著的负向影响,收入差距不仅使得低收入人群或地区相对不易获取医疗、教育等有利于健康的稀缺资源,恶化社会资本造成公共配置落后和社会不稳定,还会对低收入者造成心理上的相对剥夺<sup>[1-3]</sup>。但也有学者认为收入差距对健康有正向影响,高收入人群对健康的较高需求将会促使医疗技术进步,从而提高总体健康水平<sup>[4]</sup>。还有学者认为收入差距与健康的关系只是收入与健康之间非线性关系的副产物<sup>[5]</sup>。健康不平等的研究是在健康研究基础上的拓展,对健康不平等指数进行分解,是研究健康不平等的主要思路,可以分析出各影响因素对健康不平等的作用程度。学界普遍采用的是基于回归模型的分解方法,测量出收入差距、医疗保险、教育等

社会经济因素对居民健康不平等的贡献率<sup>[6-7]</sup>。

纵观现有文献,多数研究采用混合截面数据,未能充分挖掘收入和健康随时间推移的变化。学者们在选择健康、健康不平等指标度量和健康不平等的分解方法上的差异,这也是未能得到一致结论的原因。基于此,本研究采用中国健康与营养调查(CHNS)最新追踪调查数据,以集中指数度量我国农村居民的短期健康不平等程度和长期趋势,并对集中指数进行回归分解,计算出收入差距、医疗保险等因素对健康不平等的贡献程度。

## 1 材料与方法

### 1.1 数据来源

本研究采用的是美国北卡罗来纳大学人口研究中心、美国国家营养与食物安全研究所和中国疾病控制中心合作开展的国际项目——中国健康和营养调查数据(China health and nutrition survey, CHNS)。在 CHNS 调查已公布的数据中,追踪调研一共进行了 9 次,分别是在 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年和 2011 年。考虑到 1989 年 CHNS 调查中没有涉及到居民健康问题,1991 年的调查样本与之后的调查样本相差较大,因此本研究采用的是 1993—2011 年的数据,并选取了 18~65 岁的农村居民作为研究对象。

1993—2011 年,连续 7 期连续参加调查的居民仅为 213 人,为避免样本量过小导致选择性偏差,本研究将数据分为 2 期,分别是 1993—2004 年和 2004—2011 年 2 个时期。以 2004 年为节点,还考虑到 2003 年开始在农村地区实行的医疗保险改革,重大的政策实施对整体有较大影响。1993—2004 年期间,持续参加调查的农村居民是 497 人;2004—2011 年期间 2 343 位农村居民持续参加调查。时间跨越约 10 年,无论是从样本量还是时间跨度来看,均符合实证研究的条件。需说明的是,2004 年是过渡年,在 2 个时期都有出现,但是第一时期和第二时期中的样本是完全不同的。

收稿日期:2016-03-28

基金项目:国家自然科学基金重点项目(编号:71361140370);国家自然科学基金(编号:71173111)。

作者简介:高蓉(1992—),女,江苏东台人,硕士研究生,从事农村经济理论与政策研究。E-mail: 2014106059@njau.edu.cn。

通信作者:苏群,教授,从事农业经济与农村发展,劳动与社会保障等研究。E-mail: suqunqun@njau.edu.cn。

1.2 指标度量

1.2.1 健康 本研究采用生活质量指数(QWB)作为衡量健康状况的指标,QWB 指标由 Kaplan 等构建,把行动指标、体力活动指标和社会活动指标的客观指标以及症状/情况的主观指标分别赋予不同的权重再加总,得到一个介于 0~1 之间的数值,可以较为综合、客观地衡量个人健康状况<sup>[8]</sup>。在我国,赵忠等<sup>[9]</sup>学者的研究提供了重要的参考。QWB 指数公式如下:

$$W = 1 + MOB_{wt} + PAC_{wt} + SAC_{wt} + CPX_{wt} \circ \quad (1)$$

式中:MOB 代表行动指标,PAC 代表体力活动指标,SAC 代表社会活动指标,CPX 代表症状/情况指标,wt 代表了各指标的偏好权重。

1.2.2 健康不平等 集中指数是在基尼系数基础上发展起来的,它是基于双变量分布,从社会经济维度上考察健康不平等的程度,是目前应用最广泛的、能准确度量与收入相关的健康不平等的指标<sup>[10]</sup>。根据相关学者研究,短期和长期的集中指数可以具体表示如下

$$CI^t = \frac{2}{\bar{h}^t} \text{cov}(h_{it}, R_i^t) = \frac{2}{N \bar{h}^t} \sum_{i=1}^N (h_{it} - \bar{h}^t) (R_i^t - 0.5) ; t = 1, \cdots, T; \quad (2)$$

$$CI^T = \frac{2}{\bar{h}^T} \text{cov}(h_i^T, R_i^T) = \frac{2}{N \bar{h}^T} \sum_{i=1}^N (h_i^T - \bar{h}^T) (R_i^T - 0.5) = \frac{2}{NT \bar{h}^T} \sum_{t=1}^T (\sum_{i=1}^N h_{it} - \sum_{i=1}^N \bar{h}^t) (R_i^T - 0.5) \circ \quad (3)$$

其中, $h_{it}$ 是每一个个体  $i(i = 1, \cdots, N)$  在时期  $t$  的健康水平, $\bar{h}^t$  是全体人在时期  $t$  的平均健康, $h_i^T$  是个体  $i$  在  $T$  时期阶段里的平均健康, $\bar{h}^T$  是全体人在  $T$  时期内的平均健康, $R_i^T (R_i^T = \frac{i-0.5}{n})$  是个体  $i$  在时期  $t$  的收入的分位值排名, $R_i^t$  是个体  $i$  在  $T$  时期内的总体收入的排名。

1.2.3 收入和收入差距 采用家庭人均纯收入作为个体收入指标,主要是因为个人的健康主要取决于家庭资源,采用家庭人均纯收入更能反映个人对于家庭资源的享用程度。在健康的回归模型中,采用基于县级层面的基尼系数衡量收入差距。在对健康集中指数进行回归分解时,为指标计算统一起见,采用收入的集中指数来表示收入差距。

1.2.4 医疗保险 我国自 2003 年在全国试点实施新型农村合作医疗保险,对于卫生服务水平低、医疗设施不足的农村地区而言,是非常重要的政策。本研究采用 CHNS 数据中“是否拥有医疗保险”作为指标变量,研究医疗保险实施前后对我国居民健康和健康不平等的影响。

1.2.5 其他变量 本研究还把影响健康的其他变量作为控制变量加入回归模型,例如个人特征变量、家庭变量及社区变量,变量定义和描述见表 1。

1.3 方法模型

基于健康回归模型,对与收入相关的健康不平等进行分解,可以得到各个解释变量对健康变动的贡献程度。首先,在长期集中指数公式(3)中, $R_i^T - 0.5 = (R_i^t - 0.5) - (R_i^t - R_i^T)$ ,因此可将长期集中指数表示为:

$$CI^T = \frac{2}{NT \bar{h}^T} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (h_{it} - \bar{h}^t) (R_i^t - 0.5) - \frac{2}{NT \bar{h}^T} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (h_{it} -$$

表 1 变量的定义和描述

变量	变量名称	变量描述
qwb	生活质量指数	反映个人健康状况的指标
inc	家庭人均纯收入	收入(对数),2011 年不变收入
gini	基尼系数	居民收入差距,以县为衡量单位
gini2	基尼系数平方	收入差距对健康影响是非线性的,加入收入差距平方项
gender	性别	1 = 男性,2 = 女性
age	年龄	年龄,18~65 岁
age2	年龄平方	年龄对健康的影响是非线性的,加入年龄平方项
edu	受教育程度	受教育年限,年份
marital	婚姻状况	1 = 已婚;0 = 未婚、离婚或丧偶
smoke	抽烟	平均每天抽烟的数量,0 = 不抽烟
drink	饮酒	每月饮酒的频率,0 = 不饮酒
insur	医疗保险	1 = 有医疗保险,0 = 没有医疗保险
hhsz	家庭规模	家庭人口数
drwater	饮用自来水	1 = 屋中或者院内有自来水,0 = 无
toilet	室内厕所	1 = 拥有室内厕所,0 = 无
com_inc	社区平均收入	社区(村)内居民的平均收入(对数)

$$\bar{h}^t) (R_i^t - R_i^T) = \sum_{i=1}^T w_i CI^t - \frac{2}{NT \bar{h}^T} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (h_{it} - \bar{h}^t) (R_i^t - R_i^T) \circ \quad (4)$$

进一步分解,可得到与健康相关的收入流动性  $M^T$ :

$$M^T = 1 - \frac{CI^T}{\sum_{i=1}^T w_i CI^t} = \frac{CI^T}{N \sum_{i=1}^T \bar{h}^t CI^t} \sum_{i=1}^T \sum_{t=1}^N (h_{it} - \bar{h}^t) (R_i^t - R_i^T) = \frac{2}{N \sum_{i=1}^T \bar{h}^t CI^t} [ \sum_{k=1}^k \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{itk} - \bar{x}) \times (R_i^t - R_i^T) + \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{it} (R_i^t - R_i^T) ] \circ \quad (5)$$

根据健康回归模型的简略模型:

$$\bar{h} = \hat{\alpha} + \sum_{k=1}^k \hat{\beta}_k \bar{x}_k \circ \quad (6)$$

将健康回归方程(6)代入健康和各影响因素集中指数公式中,可以得出:

$$M^T = \sum_{k=1}^k \hat{\beta}_k \frac{\sum_{i=1}^T \bar{x}_{ik} CI_{x_i}^t}{N \sum_{i=1}^T \bar{h}^t CI^t} M_{x_i}^T + \frac{2}{N \sum_{i=1}^T \bar{h}^t CI^t} \sum_{i=1}^T \sum_{t=1}^N \hat{\mu}_{it} (R_i^t - R_i^T) = \sum_{k=1}^k \hat{\beta}_k \frac{\sum_{i=1}^T \bar{x}_{ik} CI_{x_i}^t}{\sum_{i=1}^T \bar{h}^t CI^t} M_{x_i}^T + residual = \hat{M}^T + residual \quad (7)$$

$\hat{M}^T$  是各因素对健康不平等的贡献率,即对健康不平等的贡献程度。

2 结果与分析

2.1 健康不平等度量

表 2 报告了农村居民健康不平等的短期和长期集中指数,反映了健康不平等的程度和长期趋势。除 1993 年集中指数为负值外,其余年份均为正值,说明农村广泛存在着亲富人的健康不平等。1997—2004 年,集中指数逐步扩大,不平等累积效应也向有利于富人的方向转变,即健康越来越有利于富人。在 2004—2006 年期间,农村健康不平等先扩大后减小,然后又呈现扩大趋势,2006 年的健康不平等程度最深,2011 年健康不平等虽有扩大趋势,但不平等程度相比 2006

表 2 短期、长期集中指数

集中指数	1993—2004 年				2004—2011 年			
	1993 年	1997 年	2000 年	2004 年	2004 年	2006 年	2009 年	2011 年
集中指数 $CI^I$	-0.002 6	0.011 1	0.003 1	0.006 6	0.001 3	0.006 2	0.002 1	0.003 4
长期集中指数 $CI^T$	-0.002 6	0.005 2	0.006 6	0.006 4	0.001 3	0.003 9	0.003 6	0.004 3

年较小。从长期集中指数来看,1997—2004 年和 2004—2011 年长期集中指数都为正,有利于富人的健康不平等在不断累积。健康不平等虽一直有利于富人,但累积效应在 2006—2011 年有所减小,可以猜想,医疗保险对于农村健康不平等的缓解起到了作用。

2.2 集中指数回归分解

2.2.1 健康影响因素回归模型 表 3 报告了 1993—2004 年、2004—2011 年 2 个观察期内各年份健康水平的回归结果。从结果来看,家庭人均纯收入在 1993 年和 1997 年对农村居民健康有显著正向影响,之后虽有正向作用,但影响在统计上不显著。同样在 1993 年和 1997 年,收入差距对健康的影响系数为负,平方项系数为正,总体表现为收入差距的扩大可以提高健康水平,但统计上不显著。在 2000 年、2004 年和 2004—2011 年,收入差距对健康影响系数为正,平方项系数为负,收入差距与健康的关系呈现倒“U”形,且影响上显著,说明收入差距对健康有显著负向影响。在 2004—2011 年这一观察期内,收入差距对健康的影响超过收入对健康的影响,尽管收入水平提高对健康有正向影响,但收入差距的拉大却

对健康有显著的负向影响,因此造成了健康水平下降。

在 1993—2004 年,农村拥有医疗保险与健康水平负相关,可能的原因是农村基础医疗发展较差,在医疗保险水平低的时候,一般是健康水平较差的群体有更多的动机参加健康医疗保险,两者之间存在“自选择”,因此医疗保险与健康呈现负相关的关系。在 2004—2011 年,医疗保险开始对农村居民健康有显著正向影响,随着“新农合”的有效实施,农村居民普遍拥有医疗保险,此时医疗保险的覆盖比例和实施力度增加将有利于提高农村居民健康水平。

其他控制变量方面,教育、饮用自来水和室内卫生间对健康影响显著为正。性别对对农村居民健康影响为负,农村女性健康相对男性而言较差。年龄对健康的影响存在倒“U”形效应,在年龄较小时,年龄对健康的影响为正,在年龄较大时,对健康的影响主要为负向。婚姻状态、家庭规模和社区平均收入对健康主要是正向影响,但统计上不显著。抽烟、饮酒主要是负向影响,统计也不显著。

2.2.2 集中指数回归分解 表 4 报告了集中指数回归分解结果。各因素对健康不平等的贡献率主要来自 3 个方面:

表 3 1993—2004 年、2004—2011 年的 2 个观察期中各年份健康的回归(QWB 为因变量)

变量	1993—2004 年回归系数				2004—2011 年回归系数			
	1993 年	1997 年	2000 年	2004 年	2004 年	2006 年	2009 年	2011 年
收入	0.001 5** (0.000 7)	0.021 5*** (0.006 9)	0.003 6 (0.007 5)	0.005 1 (0.008 7)	0.002 8 (0.001 7)	0.000 8 (0.000 6)	0.002 6 (0.003 0)	0.002 8 (0.002 9)
基尼系数	-0.467 3 (0.322 4)	-0.617 7 (0.404 1)	0.163 2* (0.073 2)	0.634 2** (0.348 4)	0.201 7* (0.082 8)	0.147 9* (0.079 2)	0.328 4** (0.093 4)	0.078 9** (0.039 1)
基尼系数平方	0.973 1* (0.502 8)	0.844 2* (0.566 1)	-0.068 6* (0.004 1)	-0.920 6* (0.516 7)	-0.238 2 (0.394 3)	-0.024 0 (0.185 6)	-0.251 4* (0.174 5)	-0.273 9* (0.176 4)
医疗保险	-0.014 2* (0.008 1)	-0.012 6* (0.008 9)	-0.000 8** (0.000 5)	-0.005 6*** (0.001 9)	-0.014 4** (0.007 5)	0.007 6* (0.005 1)	0.011 9** (0.005 9)	0.052 8*** (0.016 8)
性别	-0.005 9 (0.005 7)	-0.027 2* (0.015 3)	-0.029 2* (0.018 0)	-0.015 9 (0.021 6)	-0.011 3* (0.006 7)	-0.020 7** (0.007 6)	0.007 5* (0.004 7)	0.001 4 (0.000 9)
年龄	0.001 9* (0.000 5)	0.009 9** (0.005 1)	0.019 2*** (0.006 4)	0.007 9* (0.005 7)	0.007 3*** (0.002 6)	0.018 4*** (0.002 8)	-0.002 3* (0.001 9)	-0.001 2 (0.000 9)
年龄平方	0.000 1 (0.000 0)	-0.000 2*** (0.000 0)	-0.000 2*** (0.0000)	-0.0001** (0.000 0)	-0.000 1*** (0.000 0)	-0.000 3*** (0.000 0)	-0.000 1 (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)
受教育程度	0.004 0** (0.001 7)	0.002 4* (0.001 4)	0.003 6* (0.002 1)	0.002 6* (0.001 6)	0.001 4* (0.000 9)	0.003 6*** (0.008 0)	0.001 4* (0.000 8)	0.001 6** (0.000 8)
婚姻状况	-0.009 3 (0.024 6)	0.011 9 (0.018 4)	0.026 6 (0.002 2)	0.001 2 (0.002 4)	0.002 3 (0.001 8)	0.011 3 (0.012 4)	0.006 0 (0.011 7)	0.004 8 (0.003 2)
抽烟	-0.000 1 (0.000 0)	-0.000 1 (0.000 0)	0.000 4 (0.000 3)	0.000 8* (0.000 5)	-0.000 1 (0.000 1)	-0.000 6* (0.000 3)	0.000 3 (0.000 2)	-0.000 1* (0.000 0)
饮酒	-0.004 5* (0.002 9)	0.003 0 (0.003 9)	-0.013 2*** (0.004 9)	0.005 7* (0.003 2)	-0.003 5* (0.002 2)	-0.003 4* (0.001 2)	-0.003 4* (0.002 0)	0.000 2* (0.000 7)
家庭规模	-0.005 9* (0.003 6)	0.006 9* (0.003 7)	0.001 8 (0.001 1)	-0.005 5 (0.004 3)	0.003 8** (0.002 0)	0.000 7 (0.001 7)	-0.000 1 (0.000 5)	-0.001 6 (0.001 4)
饮用自来水	-0.001 7 (0.001 4)	0.008 7 (0.006 9)	0.021 2* (0.012 6)	0.032 4** (0.015 5)	0.002 1 (0.004 1)	0.001 3* (0.000 5)	0.008 9* (0.005 6)	0.002 8 (0.006 7)
室内厕所	-0.035 0* (0.018 1)	0.018 7* (0.007 3)	0.002 1* (0.001 3)	0.002 7* (0.001 5)	0.002 6 (0.002 0)	0.001 6* (0.000 6)	-0.007 1* (0.004 6)	-0.006 8* (0.003 9)
社区平均收入	-0.024 1* (0.017 4)	-0.004 7 (0.017 3)	-0.007 5 (0.015 5)	0.001 1 (0.020 5)	-0.001 9* (0.000 8)	-0.006 8 (0.009 9)	-0.005 1 (0.004 8)	-0.001 7 (0.007 9)

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著相关。

(1)以回归系数表示的该变量对健康水平影响的边际效应;(2)以加权集中指数表示的该变量的重要程度;(3)以健康收入流动性表示的该变量随收入变化而变化的程度。正值的贡献率表示该变量加剧了健康不平等,负值的贡献率则代表能减少健康不平等。收入在各年份对农村健康不平等的贡献率都为正,表明收入差距的扩大加剧了健康不平等。从贡献率值的大小来看,在各影响因素中,收入差距是导致健康不平等的重要原因。医疗保险对农村居民健康不平等的影响在不同

时期有不同表现。1993—2004 年,医疗保险加剧了农村健康不平等;2004—2011 年期间,医疗保险有效缓解了农村居民的健康不平等程度,并且贡献率越来越高。性别、教育、家庭规模、饮用自来水和室内厕所等因素在大部分年份贡献率为负,可以减小农村的健康不平等;抽烟、饮酒主要是加大了健康不平等。性别、年龄和婚姻状态的贡献率时正时负,对健康不平等的影响不确定。

表 4 1993—2004 年、2004—2011 年的 2 个观察期集中指数回归分解

变量	1993—2004 年回归系数				2004—2011 年回归系数			
	1993 年	1997 年	2000 年	2004 年	2004 年	2006 年	2009 年	2011 年
收入	67.59	53.03	14.75	22.42	2.13	2.54	22.25	6.63
医疗保险	0.02	4.63	0.35	0.25	-0.01	-0.16	-0.67	-5.23
性别	0.01	-2.89	-2.09	-2.13	-0.01	0.16	-0.65	-0.15
年龄	0.05	5.28	13.57	25.39	0.06	-12.47	-20.02	-12.62
年龄平方	-0.05	-6.51	-36.96	78.15	-0.07	-14.67	5.74	3.96
受教育程度	0.07	-10.94	-8.25	-6.21	0.01	-7.34	-8.57	-10.30
婚姻状况	0.06	1.55	1.12	0.25	0.01	0.21	-0.03%	-0.08
抽烟	0.01	0.02	1.56	1.30	0.04	-0.56	0.08	0.19
饮酒	-0.02	-0.15	-2.64	2.43	0.01	0.04	0.27	0.05
家庭规模	-7.84	6.27	-3.29	4.32	-0.45	-0.60	-0.39	-5.05
饮用自来水	-21.83	-17.65	-28.42	-20.17	-0.25	-0.19	-1.78	-0.34
室内厕所	-5.43	-4.87	-0.09	1.29	-1.47	-0.39	-4.27	-4.02
社区平均收入	0.61	0.72	1.62	0.21	0.39	0.12	0.49	0.29

3 讨论与结论

我国农村地区普遍存在的亲富人健康不平等有愈演愈烈的趋势,这已经成为社会发展不容忽视的问题。世界卫生组织(WHO)多次在报告中把缩小国家之间和国家内部不同经济社会人群的健康不平等作为主要工作目标。本研究利用 CHNS 1993—2011 年追踪调查数据,采用集中指数衡量农村各年份的健康不平等程度和长期变化趋势,并基于健康影响因素的回归模型,对历年健康不平等进行分解,得到各因素对健康不平等的贡献率。得到主要结论和建议如下:

3.1 收入差距对健康不平等的影响

(1)农村地区普遍存在着亲富人的健康不平等,并且在不断深化,健康不平等越来越有利于富人。不同群体间日益固化的收入差距是长期健康不平等的重要原因。

(2)收入差距对健康影响呈现倒“U”形。在收入较低时,收入对健康有正向影响,当收入达到一定水平时,收入差距对健康有显著负向影响,并且大于收入的影响,总体健康水平下降。经济发展过程中往往追求速度而忽略公平性,随着收入水平的不断提高,收入差距对健康影响越来越显著。

(3)收入差距的扩大加剧了健康不平等,收入差距对农村健康不平等的贡献率大于其他影响因素。缩小农村内部居民的收入差距,缩小城乡之间的收入差距,扭转收入分配过于悬殊的局势,是减小农村居民健康不平等的重要举措。

3.2 医疗保险对健康不平等的影响

医疗保险对提高居民健康水平、减小健康不平等有显著作用。在卫生医疗条件较为落后的农村,要进一步强化农村医疗卫生体制改革,特别是新型农村合作医疗制度的实施,在新农合基本覆盖农村居民的前提下,保证医疗保险能真正惠及农村居民的同时,加大农村医疗卫生的公共投入,提高医疗

服务的水平和可及性。

3.3 其他变量对健康不平等的影响

教育水平的提高也会提高健康状况,改善健康不平等程度,需要进一步加强农村教育的投入和建设,保证教育公平;生活环境也是影响居民健康和健康不平等的重要因素,建设美丽乡村,保障居民良好的生活环境也是非常必要的。

参考文献:

[1]Kawachi I,Kennedy B P. Income inequality and health: pathways and mechanisms[J]. Health Services Research,1999,34(1/2): 215-227.

[2]Subramanian S V,Kawchi I. Income inequality and health: what have we learned so far[J]. Epidenilogic Review,2004,26:78-91.

[3]封进,余央央. 中国农村的收入差距与健康[J]. 经济研究,2007(1):79-88.

[4]Judge K,Patterson I. Poverty,Income inequality and health: working paper[R]. New Zealand Treasury,2001.

[5]Mellor J M,Milyo J. Income inequality and health status in the United States:evidence from the current population survey[J]. The Journal of Human Resources,2002,37(3): 510-539.

[6]刘民权. 健康的价值与健康不平等[M]. 北京:中国人民大学出版社,2010:23-25.

[7]解 翌. 与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究[J]. 经济研究,2009(2):92-105.

[8]Kaplan R,Anderson J P. A general health policy model: update and applications[J]. Health Services Research,1988,23(2): 203-235.

[9]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[J]. 经济研究,2005(10):79-90.

[10]詹宇波. 健康不平等及其度量——一个文献综述[J]. 世界经济文汇,2009(3):109-119.