

# 中老年人口健康差异的影响因素分析\*

王洪亮 朱星姝

**【摘要】**文章使用 2013 和 2015 年中国健康与养老追踪调查数据,采用 Wagstaff 指数和 Erreygers 指数测算中国中老年群体健康差异,并使用 RIF-I-OLS 分解方法从社会经济地位、人口学特征和生活环境 3 个方面对影响中老年健康及其差异的因素进行分析。结果显示,中老年群体的健康状况呈平稳上升趋势,收入、教育、性别、年龄、婚姻状况、家庭规模、睡眠时长和地区等因素对中老年群体健康及健康差异有重要影响,其中收入水平、受教育程度和睡眠时长的增加有利于健康状况的改善,但中老年健康水平存在显著地区和性别差异,发达地区、男性、已婚群体健康水平高于贫穷地区、女性、未婚群体。虽然中国富人的健康水平高于穷人,但这种健康差异在明显缩小,收入和睡眠时长既利于健康水平的提高,又利于健康差异的缩小,而受教育程度对健康差异的影响呈非线性特征。

**【关键词】**健康 健康差异 RIF-I-OLS 分解 中老年

**【作者】**王洪亮 南京审计大学经济学院,教授;朱星姝 南京审计大学经济学院,硕士研究生。

## 一、引言

改革开放以来,中国人口的健康水平显著提高,但健康差异问题日益凸显。“十三五”期间,随着中国人口老龄化程度的加深,中老年健康问题已成为社会关注的焦点。根据世界卫生组织的划分标准,年龄在 45 岁及以上属于中老年人,2016 年中国 45 岁及以上人口占总人口的比例为 39.31%<sup>①</sup>,而且这一比例还在持续快速攀升。由于年龄和生理原因,中老年人出现抵抗力下降、新陈代谢放慢等特征,其健康处于相对弱势地位,各种疾病和亚健康等问题时有发生,对健康服务需求较为迫切。在此背景下,本文拟考察中国中老年群体的健康水平,分析其健康差异程度,探寻中老年群体健康及健康差异的影

\* 本文为江苏省研究生科研创新项目“基于不同性别的居民健康不平等及其分解”(编号:KYCX17\_1335)的阶段性成果。

① 根据国家统计局人口抽样调查数据计算得到(<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>)。

响因素,以期为推进“健康中国”战略和制定卫生经济政策提供实证依据。

国外在健康领域的研究已相当成熟,Le Grand(1987)利用基尼系数对多个发达国家的平均死亡年龄进行研究,探讨不同国家人口的健康差异。Wagstaff等(1991)提出用集中指数来衡量与社会经济地位相关的健康差异,并对英国和瑞典人口的健康差异情况进行了比较。与健康基尼系数不同,集中指数反映的是不同社会经济地位间的健康差异。van Doorslaer等(1997)在采用集中指数对9个工业化国家人口的健康差异进行测度后,发现存在亲富的健康差异。也有学者发现收入分配、收入水平、收入弹性、教育及家庭环境是造成健康差异的重要因素(Baeten等,2013;Wang等,2016)。

近年来,中国对健康及其差异的研究逐渐丰富,主要是考察收入与非收入因素对居民健康水平的影响和关于健康差异及其影响因素的研究。大量研究证实了收入对健康水平的促进作用(齐良书,2006;刘昌平、汪连杰,2017),同时越来越多的学者开始关注收入差距对健康的影响。齐良书(2006)指出,收入差距对健康状况的影响存在地区差异,收入不均对城镇居民的健康水平有显著正影响,但与乡村居民的健康水平负相关。封进、余央央(2007)将滞后一期的基尼系数作为收入差距指标对居民健康进行研究,结果显示,收入差距与健康状况呈倒U形分布。除收入因素外,年龄、教育、社会流动、职业等因素都可能对居民健康造成影响(解垚,2009;王甫勤,2011)。在健康差异方面,齐良书、李子奈(2011)指出,中国存在亲富的健康差异,并有逐年恶化的趋势。解垚(2009)采用Oaxaca-Blinder分解方法计算了居民收入对健康差异的贡献率,结果显示,城乡收入对健康差异的贡献率分别为7.08%和13.38%。邓曲恒(2010)在研究城镇地区健康差异时发现除收入因素外,教育、年龄也是推动健康差异的重要因素。陈东、张郁杨(2015)发现收入效应是健康差异扩大的主要来源,而人群老化效应的贡献微乎其微。

已有文献大多使用集中指数来分析居民健康差异,但集中指数存在缺陷,当考察变量为有界变量时,集中指数不能满足“映射性”要求(Mackenbach等,2015)。为此,本文使用W指数和E指数研究中老年健康差异问题,采用RIF-I-OLS分解方法探究健康差异的原因,并通过无条件分位数回归,分析各因素对不同健康水平群体的影响。

## 二、理论模型与研究方法

### (一) 理论模型

Grossman(1972)首次提出的健康需求模型将健康资本视为投资品,投资健康可由收入水平、时间投入及人力资本存量决定,在边际成本与边际收益相等时可实现投资健康的最优决策。在此基础上本文结合赵忠和侯振刚(2005)、易松国和鄢盛明(2006)的研究,将影响中老年健康的因素归结为社会经济地位、人口学特征和生活环境3个方面。

社会经济地位作为影响健康的重要因素,包括经济收入和受教育程度等指标。收入

在一定程度上决定了居民生活环境的改善、医疗服务的可及性,收入增长无疑有利于健康水平的提高。Deaton(2003)研究发现,随着国民收入增加,居民预期寿命提高,对穷国而言,收入提高对预期寿命的影响较强,对富国而言,这种影响变弱。Wilkinson(1996)认为,个人健康是相对收入的函数,如果收入不均非常严重,处于相对较低位置的人会觉得自己的处境极其不利,产生心理压力和负面情绪,从而带来健康问题。受教育水平作为一项重要的人力资本,提高了健康生产效率,与收入共同作为影响健康的根本性因素。受教育水平高的群体会拥有更多的健康优势,能够较少地受疾病和精神抑郁的侵扰,受教育水平提高将会使个体有更好的就业前景和更高的收入,其心理素质增强,不良健康行为减少(程令国等,2015)。总的来说,受教育水平的提高可以通过职业、收入、知识、习惯和风险偏好等渠道影响健康。

性别、年龄、婚姻和家庭规模等人口学特征是研究健康问题时常用的控制变量。多数研究发现女性较男性有更长的预期寿命,但女性的自评健康水平较男性低。年龄增长和婚姻状态变化会带来个体生理状态和社会角色的改变,进而影响健康状况。在生活环境方面,考虑到地区在自然环境、经济水平、医疗资源上的不同,对健康产生强烈影响,因此,本文将地区变量纳入模型。

(二) 研究方法

本文在衡量中国中老年群体健康差异程度时,选择 Wagstaff(2009)、Erreygers(2009)提出的 W 指数、E 指数进行测度,这两种指数均是基于双变量的测量方法,同时考察了健康和收入的分布,计算公式为:

$$W(h|y)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n\left[\frac{(h_{\max}-h_{\min})h_i}{(h_{\max}-\bar{h})(\bar{h}-h_{\min})}(2R_i-1)\right]$$

$$E(h|y)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n\left[\frac{4h_i}{(h_{\max}-h_{\min})}(2R_i-1)\right]$$

其中, $h$  表示居民健康水平, $\bar{h}$ 表示平均健康水平, $R$  表示收入排序。 $E$  指数和  $W$  指数的取值范围为 $[-1,1]$ ,当指数取值为正时,表明存在亲富人的健康差异,反之存在亲穷人的健康差异。为了简化,本文将这两种指数统一记作  $I$ 。

尽管 Wagstaff 等(2003)提出的集中指数分解方法已被广泛运用,但其在分解过程中存在过多的假定条件,使结论的现实意义并不显著。该方法只分解了居民健康而忽略了社会经济地位,本质上是一维分解(Erreygers 等,2013)。为避免上述情况,本文采用 Heckley 等(2016)提出的 RIF-I-OLS 分解方法研究与收入相关的健康差异,该方法克服了集中指数分解方法存在的问题。RIF-I-OLS 分解方法的主要思路是通过 RIF 与统计量间的对应关系,建立所需统计量关于其他变量的函数,进而得到其他变量对统计量的具体影响和显著性。RIF-I-OLS 分解方法的实现可以分为以下两个阶段:第一阶段,在

确定 RIF 与统计量间的对应关系后,构造关于统计量的 RIF 函数,进一步得到 RIF 估计值<sup>①</sup>。根据本文的研究目的,选择刻画健康和收入联合分布的双变量指数作为统计量,双变量 RIF 函数定义为: $RIF(h, R; v^I) = v^I(F_{h,R}) + IF(h, R; v^I)$ 。其中,  $v^I$  表示关于双变量指数  $I$  的泛函数。第二阶段,在线性假定的基础上,将上一阶段得到的估计值作为被解释变量,实现 RIF 回归,进一步得到相关变量对双变量指数的具体影响和显著性。结合 Monti (1991)、Firpo 等(2007)的研究,推导可得到双变量 RIF 函数的期望等于泛函数  $v^I$  的结论,即: $E[RIF(h, R; v^I)] = E[v^I(F_{h,R}) + IF(h, R; v^I)] = v^I(F_{h,R})$ 。为分析统计量变化的原因,需要将统计量  $v^I(F_{h,R})$  与解释变量  $X$  联系起来,通过迭代期望将其表示为关于  $X$  的函数: $v^I(F_{h,R}) = E[RIF(h, R; v^I)] = E_X\{E[RIF(h, R; v^I) | X=x]\} = E_X(\beta^T X + \varepsilon) = \beta^T X$ 。该分解方法不仅可以通过解释变量前的系数得到影响程度,还能对这种影响的显著性进行判断,并能够分解多个指数,在健康差异的分析中优势明显。

三、数据与变量选择

(一) 数据来源与处理

本文选用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据。该数据样本规模大约为 10 000 户、17 000 个个体,调查主要针对 45 岁及以上中老年群体,包含家庭人口经济状况、健康状况和个人其他基本信息的收集。为了防止模型出现内生性问题,本文部分变量滞后了一期,最终使用 2013 和 2015 年两期全国调查数据。本研究在剔除了收入为负的样本及相关变量的缺失值后,最终样本量分别为 12 237、13 242 个。样本筛选如表 1 所示。

(二) 变量选取及其操作

表 1 样本筛选结果 个

	2013 年	2015 年
初始样本量	14936	15238
自评健康	14898	15233
家庭人均收入	13730	13943
家庭规模	13730	13940
年龄	13596	13631
性别	13567	13449
睡眠时长	12237	13245
教育	12237	13242

注:剔除了家庭人均收入小于等于 0 和自评健康、家庭规模、年龄、性别、睡眠时长、教育变量缺失的样本。

1. 被解释变量。健康水平的获得通常来自受访者对健康水平的自评结果,在现有实证研究中,自评健康的使用非常普遍。自评健康数据具有以下几个优点:(1)自评健康数据的易获得性,对自己健康状况的评价是人口调查中最常见的问题之一;(2)能够全面有效地反映个体健康状况;(3)纵向研究表明,自评健康能够较好地预测未来死亡率和发病率,并在控制其他相关变量的情况下,自评健康与死亡率仍具有很强的相关性(柳玉芝、李强, 2004)。因此,本文选择自评健康数据作为衡

① RIF-I-OLS 分解技术的相关构造和推导过程参见 Heckley 等(2016)的研究。



量健康水平的变量,1 表示健康状况最差,以此类推,5 表示健康状况很好,数值越大表示健康越好。对于排序型的离散变量,本文采用 Ordered Probit 模型进行分析,通过该模型不仅可以将序数数据转化为连续的健康值,还可以得到健康方程,分析变量对健康水平的影响方向。

2. 核心解释变量。收入和教育为本文的核心解释变量。收入变量采用家庭人均收入的对数表示。家庭收入包括家庭成员<sup>①</sup>的工资性收入、转移性收入、农户农业净收入、个体经营收入等。考虑到收入和健康非线性关系,本文将家庭人均收入取对数作为解释变量,但收入和健康变量可能存在相互影响,为了避免内生性问题,将收入变量滞后一期。受教育变量采用的是个体获得的最高受教育程度,并将受教育变量分为文盲、小学、初中、高中及以上 4 个虚拟变量,其中文盲作为参照组。

3. 控制变量。本文模型中还引入了地区、婚姻状况、年龄、睡眠时长等影响健康的因素作为控制变量。地区变量采用内陆、沿海<sup>②</sup>和城市、乡村两组变量的交叉,形成内陆城市、内陆乡村、沿海城市、沿海乡村

4 个虚拟变量,其中,内陆乡村为参照组。将婚姻变量设置为未婚、离异或分居、丧偶、已婚 4 个虚拟变量,并将未婚设置为参照组。具体变量描述性统计如表 2 所示。

本文在选择上述变量对健康及其差异的影响进行研究时,考虑到各个变量的缺失情况,难以避免要对样本进行筛选,相比较更全面的数据调查可能略有差异,但就选择的样本而言,无论是从 2013 年还是 2015 年来看,样本覆盖全国各个地区,且各地区的样本量均较大,在一定程度上可以避免由于样本量过小而导致的选择性偏差。此外,样本中男性和女性的构成比例

表 2 变量描述性统计结果

变 量	2013 年		2015 年	
	均值	标准差	均值	标准差
女性	0.5161	0.4998	0.5178	0.4997
收入对数	8.0824	1.5617	7.8438	1.7096
年龄(岁)	60.4781	9.1520	61.4268	9.2376
未婚	0.0070	0.0835	0.0068	0.0822
已婚	0.8822	0.3223	0.8733	0.3327
离异	0.0093	0.0961	0.0091	0.0952
丧偶	0.1014	0.3019	0.1108	0.3139
文盲	0.2546	0.4356	0.2451	0.4302
小学	0.4086	0.4916	0.4175	0.4932
初中	0.2382	0.4260	0.2386	0.4263
高中及以上	0.0986	0.2982	0.0987	0.2983
家户规模(人)	3.7916	1.7687	4.4940	1.8064
内陆乡村	0.3968	0.4893	0.3959	0.4891
内陆城市	0.2336	0.4231	0.2340	0.4234
沿海乡村	0.2290	0.4202	0.2284	0.4198
沿海城市	0.1406	0.3477	0.1418	0.3488
睡眠时长(小时)	6.1773	1.8519	6.3336	1.9797

① 这里的家庭成员指长期居住在一起或居住在外但每个月都回家且共享生活开销的成员。  
 ② 沿海省份包括:辽宁省、河北省、天津市、山东省、江苏省、上海市、浙江省、福建省、广东省、广西壮族自治区;内陆省份包括:青海省、甘肃省、云南省、四川省、湖北省、湖南省、安徽省、江西省、河南省、北京市、山西省、内蒙古自治区、重庆市、贵州省、新疆维吾尔自治区、吉林省、黑龙江省。

基本相当,因此,可降低性别结构对研究结果的影响。进一步整理样本数据可知城乡地区的人均收入存在明显差距,并且收入的基尼系数在两年里均处于较高水平,样本情况与中国实际基本一致。

四、实证结果与分析

(一) 中国中老年群体的健康水平分布及健康差异程度

表3结果显示,自评健康一般或更差的群体所占比例较大,自评健康水平偏低。相对于2013年,2015年自评健康很好、很不好的比例均有所上升,2015年平均健康水平略高于2013年。此外,2013、2015年男性自评健康很好、好的占比分别为18.01%、18.75%,而女性仅为13.93%、15.05%,男性自评健康水平很好、好的比例均高于女性,而男性自评健康水平不好、很不好的比例明显低于女性。总体而言,男性平均健康水平高于女性,男性和女性的健康差异因社会角色、认知水平及生理方面的不同而客观存在。

从表4健康差异测度结果看,E指数和W指数均显著为正,这说明样本群体中富人的健康水平高于穷人。同时,E指数与W指数在2015年均有所下降,反映出富人与穷人之间的健康差异有缩小的趋势,在针对两年指数变动进行统计检验后发现,2013与2015年差异显著。此外,2013年城镇健康差异程度高于农村,沿海地区高于内陆地区,这说明经济发展水平较高的地区健康差异状况更为严峻,而2015年经济发达地区健康

差异程度有所缓和,经济发展相对落后的乡村、内陆地区反而处于劣势。

(二) 健康水平的影响因素

从表5可以看出,收入变量的系数显著为正,说明收入与健康之间存在密不可分的联系。收入水平直接关系到日常疾病的发生和治疗,并决定了中老

表3 健康分布 %

健康状况	2013年			2015年		
	总体	男	女	总体	男	女
很好	4.58	5.24	3.96	5.98	6.78	5.24
好	11.33	12.77	9.97	10.85	11.97	9.81
一般	32.48	33.73	31.32	31.35	31.87	30.86
不好	36.32	35.19	37.38	35.74	34.72	36.69
很不好	15.29	13.07	17.37	16.08	14.66	17.40
平均得分值	2.54	2.62	2.46	2.55	2.61	2.49

表4 健康差异测度

地区	2013年		2015年	
	W指数	E指数	W指数	E指数
总体	0.1830*** (0.0026)	0.1805*** (0.0026)	0.1481*** (0.0022)	0.1464*** (0.0021)
城镇	0.1609*** (0.0044)	0.1507*** (0.0041)	0.1226*** (0.0034)	0.1172*** (0.0032)
乡村	0.1467*** (0.0032)	0.1465*** (0.0032)	0.1226*** (0.0028)	0.1223*** (0.0028)
内陆	0.1576*** (0.0030)	0.1576*** (0.0030)	0.1373*** (0.0025)	0.1371*** (0.0025)
沿海	0.1813*** (0.0040)	0.1662*** (0.0037)	0.1334*** (0.0032)	0.1256*** (0.0030)

注:括号内数字为标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

年群体是否有条件选择更好的居住环境、健康营养食品及能否购买医疗保险来保障自身的健康问题,因此,收入对健康有显著的促进作用。与此同时,除小学教育程度外,教育相关变量的系数均为正,表明初中及以上群体的健康水平均高于文盲组。教育主要从两个层面对健康产生影响:一方面,良好的教育激励个体产生强烈的健康意识,从而培养更健康的生活习惯,选择更健康的生活方式;另一方面,接受过更高水平教育的人通常在激烈的社会竞争中能够保持优势地位,拥有更多的工作机会和更高的收入,从而间接地对健康水平产生积极影响。此外,性别变量的回归系数为负,表明女性的健康水平低于男性。尽管多国人口统计数据显示,女性的平均寿命要长于男性,但寿命长并不等同于健康状况好,女性中老年人由于慢性病干扰、社会交往单一等原因,容易呈现相对较低的健康水平。年龄对健康有显著的负向影响,婚姻对健康有显著的保护作用,已婚、离异和丧偶群体的健康水平均高于未婚组,可能的原因是配偶在生活上互相照料的同时也在精神层面相互扶持,而离异和丧偶群体通常有来自子女的经济支援、照顾及情感上的交流,有助于身心健康,因此健康状况均要优于未婚组。

地区变量的系数均为正,其中沿海城市人群健康水平最高,沿海乡村地区次之,内陆城市地区列第三,而内陆乡村处于整体层面的健康洼地。沿海城市经济发展迅速,居民的医疗居住条件更好,相对优渥的生活环境是提高健康水平的重要因素。因此,无论个体层面的收入状况还是地区层面的经济发展都与提高健康水平密切相关。睡眠时长与健康水平也呈正相关,睡眠对中老年群体的健康至关重要,科学研究证明,睡眠时间的延长可提高机体免疫力,减少疾病的发生。对比 2013 和 2015 年两年的回归结果,本文发现各因素对健康

表 5 Ordered Probit 回归结果

变 量	2013 年		2015 年	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
女性	-0.1566***	0.0209	-0.0109***	0.0200
收入对数	0.0508***	0.0067	0.0437***	0.0059
年龄	-0.0070***	0.0012	-0.0086***	0.0011
已婚	0.2859**	0.1165	0.6116***	0.1163
离异	0.0839	0.1529	0.4521***	0.1506
丧偶	0.3842***	0.1206	0.6084***	0.1195
小学	-0.0201	0.0257	-0.0566**	0.0248
初中	0.0840***	0.0309	0.0531*	0.0298
高中及以上	0.1442***	0.0400	0.1262***	0.0385
家庭规模	-0.0090	0.0055	-0.0065	0.0053
内陆城市	0.1091***	0.0262	0.1098***	0.0253
沿海乡村	0.1893***	0.0253	0.1994***	0.0243
沿海城市	0.3232***	0.0312	0.2685***	0.0300
睡眠时长	0.0686***	0.0052	0.0704***	0.0047
Cut1	-0.3286		-0.1331	
Cut2	0.7707		0.9398	
Cut3	1.7570		1.8830	
Cut4	2.4668		2.4951	
Log likelihood	-16888.508		-18616.076	
LR 统计量	684.41		764.16	
P 值	0.0000		0.0000	
伪 R <sup>2</sup>	0.0199		0.0201	
样本量	12237		13242	

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

的影响方向基本一致。

由于 Ordered Probit 模型回归结果仅指明各因素对健康水平在平均意义上的影响方向,为了直观地体现各要素对健康水平的具体影响程度,本文采用 Firpo 等(2007)提出的无条件分位数回归,以健康水平的分位数作为因变量,以期更直观地测度各影响因素对于不同健康水平群体的健康回报率。从无条件分位数回归的结果看(见表 6),收入对

表 6 无条件分位数回归结果

变 量	2013 年(n=12237)			2015 年(n=13242)		
	rif_10	rif_50	rif_90	rif_10	rif_50	rif_90
女性	-0.0932*** (0.0038)	-0.0904*** (0.0022)	-0.0839*** (0.0035)	-0.0579*** (0.0032)	-0.0520*** (0.0018)	-0.0540*** (0.0029)
收入对数	0.0346*** (0.0015)	0.0305*** (0.0007)	0.0172*** (0.0010)	0.0225*** (0.0011)	0.0240*** (0.0005)	0.0141*** (0.0007)
年龄	-0.0050*** (0.0002)	-0.0039*** (0.0001)	-0.0033*** (0.0002)	-0.0047*** (0.0002)	-0.0043*** (0.0001)	-0.0038*** (0.0002)
已婚	0.2801*** (0.0344)	0.1463*** (0.0126)	0.0662*** (0.0118)	0.5979*** (0.0205)	0.1362*** (0.0135)	0.0477*** (0.0099)
离异	0.1263*** (0.0435)	0.0331** (0.0168)	-0.0162 (0.0196)	0.4998*** (0.0288)	0.0663*** (0.0160)	-0.0155 (0.0155)
丧偶	0.3416*** (0.0350)	0.2068*** (0.0130)	0.1173*** (0.0129)	0.5772*** (0.0211)	0.1357*** (0.0135)	0.0632*** (0.0104)
小学	0.0086 (0.0057)	-0.0070** (0.0027)	-0.0352*** (0.0031)	-0.0140*** (0.0048)	-0.0336*** (0.0022)	-0.0335*** (0.0026)
初中	0.0326*** (0.0055)	0.0681*** (0.0034)	0.0338*** (0.0048)	0.0116** (0.0045)	0.0352*** (0.0027)	0.0201*** (0.0040)
高中及以上	0.0063 (0.0063)	0.0968*** (0.0041)	0.1470*** (0.0088)	-0.0067 (0.0051)	0.0647*** (0.0032)	0.1239*** (0.0074)
家庭规模	-0.0059*** (0.0011)	-0.0044*** (0.0006)	-0.0052*** (0.0008)	-0.0019** (0.0009)	-0.0034*** (0.0005)	-0.0041*** (0.0007)
内陆城市	0.0878*** (0.0050)	0.0802*** (0.0028)	0.0076** (0.0035)	0.0788*** (0.0042)	0.0610*** (0.0023)	0.0079*** (0.0029)
沿海乡村	0.1133*** (0.0045)	0.1324*** (0.0027)	0.0613*** (0.0038)	0.1041*** (0.0038)	0.1106*** (0.0022)	0.0638*** (0.0033)
沿海城市	0.1102*** (0.0050)	0.1927*** (0.0031)	0.2551*** (0.0075)	0.1011*** (0.0042)	0.1337*** (0.0026)	0.1530*** (0.0055)
睡眠时长	0.0559*** (0.0012)	0.0387*** (0.0006)	0.0231*** (0.0009)	0.0475*** (0.0010)	0.0327*** (0.0004)	0.0210*** (0.0007)
常数	-0.2412*** (0.0396)	0.1261*** (0.0165)	0.5964*** (0.0198)	-0.4043*** (0.0260)	0.2782*** (0.0159)	0.6536*** (0.0153)
R-squared	0.3946	0.6530	0.3826	0.4161	0.6521	0.3458

注:同表 4。



中低健康水平的群体影响较大,低分位数的系数明显大于高分位数,意味着收入增加,低健康水平群体获得的效用高于高健康水平群体,这是由于低健康水平群体有更大的改善空间,而高健康水平群体倾向于疾病预防而非健康提升需求,其健康水平受收入变动的影响较小。就教育而言,除小学教育程度的群体外,其余变量均为正(这里不考虑系数不显著的部分),受教育群体的健康水平在各分位数上均高于对照组,教育水平的提高有利于健康状况的改善,这与以往研究结论一致。婚姻变量在各个分位数上的系数为正值,无论是已婚、离异或丧偶群体在各分位数上均呈现出高于未婚组的健康水平,其中低分位数与未婚组之间的差距最为明显。性别、年龄在各分位数上的系数均为负,且随着年龄的增长,低分位数上群体的健康水平下降幅度要明显大于高分位数,这可能是由于这部分人身体素质差,抵抗力弱,处于亚健康状态,随着年龄增长,健康水平迅速下滑,而原本高分位上群体基于自身良好的身体素质,健康水平并没有随着年龄的增长快速下降,从而导致整体的健康差异扩大。

地区变量中,沿海城市群体在各分位数上健康水平均高于内陆乡村,并在高分位数上与内陆乡村的健康差异最大,而内陆城市、沿海乡村与之相反,尽管各个分位数上的健康水平均要高于对照组,但在中低分位数上与对照组的健康差异较大。此外,2013 和 2015 年均存在地区健康差异和性别健康差异,但这种差异有缩小的趋势。以中位数为例,2013 年性别系数为  $-0.0904$ ,2015 年为  $-0.0520$ ,性别差异在缩小;地区差异以沿海城市为例,2013 年系数为  $0.1927$ ,2015 年系数为  $0.1337$ ,差异也在缩小。

### (三) 健康差异的影响因素

本文就健康的影响因素进行了分析,需要指出的是,各因素对于健康水平的影响并不等同于对健康差异的影响,需要进一步了解提高健康水平的因素是抑制了健康差异还是扩大了健康差异。RIF-I-OLS 分解结果(见表 7)显示,各影响因素对两种指数的作用方向基本一致,有效增强了结果的可靠性。表 7 结果还显示,收入变量的系数为负,意味着收入的提高抑制了富人与穷人的健康差异。这可能是由于收入对健康的影响存在边际递减效应,对于低收入群体,收入提高对健康有更明显的促进作用,由于经济条件限制导致这部分群体获得的营养食品和医疗服务远不及富人,而富人有充足的资金满足健康需求,额外的收入并不会对健康有明显的改善,总之,增加同样的收入,穷人比富人收获的健康效用更多。因此,收入在一定程度上能缩小穷人和富人的健康差异。

教育变量的系数呈现出非线性特征,小学变量的系数为负,而高中及以上变量的系数为正,这说明小学受教育程度群体的健康差异较小,而高中及以上受教育程度群体的健康差异较大。小学受教育程度群体健康差异小的原因可能在于,小学属于义务教育,具有强制性、公益性和统一性的特点,使居民相互之间差别不大,以致这一群体的健康

差异程度较小。而高中及以上教育是非义务教育,公益性低。该群体中一部分人获得了较为体面的工作,工作环境安全,健康状况好;一部分人沦落到社会底层,他们生活压力大,工作环境恶劣,体力透支,健康状况较差。此外,高中及以上群体的教育差异较大,而其他类别群体中受教育水平较为集中,这样高中及以上群体的健康差异自然较大。

表 7 RIF-I-OLS 分解结果

变 量	2013 年(n=12237)		2015 年(n=13242)	
	rifWI	rifEI	rifWI	rifEI
女性	-0.0040(0.0058)	0.0038(0.0057)	-0.0025(0.0046)	0.0009(0.0045)
收入对数	-0.0300*** (0.0018)	-0.0321*** (0.0018)	-0.0040*** (0.0013)	-0.0053*** (0.0013)
年龄	0.0011*** (0.0003)	0.0014*** (0.0003)	-0.0004* (0.0003)	-0.0002(0.0003)
已婚	-0.1669*** (0.0317)	-0.1787*** (0.0312)	-0.3075*** (0.0259)	-0.3230*** (0.0256)
离异	-0.2293*** (0.0417)	-0.2303*** (0.0411)	-0.3044*** (0.0339)	-0.3150*** (0.0335)
丧偶	-0.1722*** (0.0328)	-0.1888*** (0.0323)	-0.2814*** (0.0266)	-0.2971*** (0.0263)
小学	-0.0324*** (0.0071)	-0.0309*** (0.0070)	-0.0233*** (0.0057)	-0.0213*** (0.0056)
初中	0.0157* (0.0085)	0.0113(0.0084)	0.0045(0.0068)	0.0028(0.0068)
高中及以上	0.1501*** (0.0110)	0.1409*** (0.0109)	0.0985*** (0.0089)	0.0935*** (0.0088)
家庭规模	-0.0071*** (0.0015)	-0.0066*** (0.0015)	-0.0028** (0.0012)	-0.0026** (0.0012)
内陆城市	-0.0317*** (0.0072)	-0.0367*** (0.0071)	-0.0450*** (0.0058)	-0.0479*** (0.0057)
沿海乡村	-0.0356*** (0.0069)	-0.0445*** (0.0068)	-0.0537*** (0.0056)	-0.0592*** (0.0055)
沿海城市	0.1664*** (0.0086)	0.1482*** (0.0085)	0.0785*** (0.0069)	0.0694*** (0.0068)
睡眠时长	-0.0106*** (0.0014)	-0.0139*** (0.0014)	-0.0130*** (0.0011)	-0.0150*** (0.0011)
常数	0.6084*** (0.0419)	0.6361*** (0.0413)	0.6151*** (0.0336)	0.6355*** (0.0332)
R-squared	0.0932	0.0939	0.0698	0.0726

注:同表 4。

2013 与 2015 年年龄变量的影响方向相反。表 7 中 2013 年的回归结果显示,随着年龄增长,与收入相关的健康差异有所扩大,这可能是由于收入对健康有累积影响,长期来看,经济困难与经济条件好的中老年人健康差距会越拉越大,从而扩大了健康差异(DiPrete 等,2006)。尽管 2015 年与之相反,但该系数仅在 10%水平的临界值附近显著。表 7 结果还显示,未婚、居住在沿海城市的群体中与收入相关的健康差异较大,居住在内陆城市、沿海乡村群体间的这种健康差异程度低于内陆乡村,居民的健康水平与地区经济发展水平密切相关,内陆城市和沿海乡村的生活环境、医疗保险覆盖率相对于内陆乡村均有一定优势,增强了低收入群体的抗疾病能力,即使生病也能够及时获得治疗,有力地保障了居民的健康状况,从而降低了整体的健康差异。但 2013 和 2015 年的回归结果均显示,沿海城市并没有因为经济发展水平最好而健康差异最小,相反这一地区的健康差异最为严重,这可能是由于沿海城市较大的收入差距等因素导致的。

## 五、结论与政策建议

本文通过实证分析,得到以下结论:(1)2013~2015年,中国中老年群体自评健康为很好的人口占比有所上升,整体健康水平得到一定改善。富人的平均健康水平高于穷人,但这种差异有缩小趋势。(2)Ordered Probit模型和无条件分位数回归结果显示,收入对健康水平有显著促进作用,并且这种促进作用对中低健康水平的群体影响较大。高中及以上受教育程度群体的健康水平高于文盲群体,体现了教育水平对健康的促进作用。地区、性别、婚姻状况对健康也会产生一定的影响,发达地区、男性、有过配偶的群体健康状况比贫穷地区、女性、未婚的群体更有优势。此外,睡眠、年龄和家庭规模对居民健康有显著影响,睡眠时长与健康水平正相关,而年龄和家庭规模与健康水平负相关。(3)收入提高能改善健康差异状况,而教育对健康差异的影响并非线性的,小学受教育程度群体的健康差异相对较小,而高中及以上受教育程度群体的健康差异相对较大。健康差异还存在地区差别,且沿海城市的健康差异状况最突出。此外,家庭规模扩大和睡眠时长增加有助于缓解健康差异。

基于上述研究结论,本文建议:(1)为提高中老年健康水平,缩小居民健康差异,应完善健康需求服务,为健康和收入均处于弱势地位的群体提供更多的政策支持。(2)公共卫生政策的制定应当更多地惠及低收入人群,使低收入人群能够更好地利用公共卫生服务;同时,提高医疗保险覆盖率和保障力度,避免低收入群体由于经济原因导致看不起病的现象。(3)着重提高居民的教育文化水平,加大基础教育投资,降低受教育程度低的人群比例,提高教育对健康的回报率。(4)政府应加强贫困地区医疗资源的配置和督促健康管理工作的完善,缩小与发达地区的差异,使居民能够公平地享受健康服务。此外,社区应加强健康知识的宣传,引导社区居民养成良好的生活习惯,尤其是促使低健康水平群体增强健康意识,提高自身健康水平。

### 参考文献:

1. 程令国等(2015):《教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据》,《经济学(季刊)》,第1期。
2. 陈东、张郁杨(2015):《与收入相关的健康不平等的动态变化与分解——以我国中老年群体为例》,《金融研究》,第12期。
3. 邓曲恒(2010):《中国城镇地区的健康不平等及其分解》,《中国社会科学院研究生院学报》,第5期。
4. 封进、余央央(2007):《中国农村的收入差距与健康》,《经济研究》,第1期。
5. 柳玉芝、李强(2004):《高龄老人自评健康与死亡风险的关系研究》,《中国人口科学》,第4期。
6. 刘昌平、汪连杰(2017):《社会经济地位对老年人健康状况的影响研究》,《中国人口科学》,第5期。
7. 齐良书(2006):《收入、收入不均与健康:城乡差异和职业地位的影响》,《经济研究》,第11期。
8. 齐良书、李子奈(2011):《与收入相关的健康和医疗服务利用流动性》,《经济研究》,第9期。

9. 王甫勤(2011):《社会流动有助于降低健康不平等吗?》,《社会学研究》,第2期。
10. 解垚(2009):《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》,《经济研究》,第2期。
11. 易松国、鄢盛明(2006):《养老院老人与居家老人健康状况比较分析》,《中国人口科学》,第3期。
12. 赵忠、侯振刚(2005):《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》,第10期。
13. Baeten, S., Van Ourti, T. and van Doorslaer, E. (2013), Rising Inequalities in Income and Health in China: Who is Left Behind?. *Journal of Health Economics*. 32(6): 1214–1229.
14. Deaton, A. (2003), Health, Inequality, and Economic Development. *Journal of Economic Literature*. 41(1): 113–158.
15. DiPrete, T.A. and Eirich, G.M. (2006), Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments. *Annual Review of Sociology*. 32: 271–297.
16. Erreygers, G. (2009), Correcting the Concentration Index. *Journal of Health Economics*. 28(2): 504–515.
17. Erreygers, G. and Kessels, R. (2013), Regression-based Decompositions of Rank-dependent Indicators of Socioeconomic Inequality of Health. *Research on Economic Inequality*. 21: 227–259.
18. Firpo, S., Fortin, N. and Lemieux, T. (2007), Decomposing Wage Distribution Using Recentered Influence Function Regressions, Working Paper. University of British Columbia.
19. Grossman, M. (1972), On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*. 80(2): 223–255.
20. Le Grand, J. (1987), Inequalities in Health; Some International Comparisons. *European Economic Review*. 31(1–2): 182–191.
21. Heckley, G., Gerdtham, U. and Kjellsson, G. (2016), A General Method for Decomposing the Causes of Socioeconomic Inequality in Health. *Journal of Health Economics*. 48: 89–106.
22. Mackenbach, J.P., et al. (2015), Trends in Inequalities in Premature Mortality: A Study of 3.2 Million Deaths in 13 European Countries. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 69(3): 207–217.
23. Monti, A.C. (1991), The Study of the Gini Concentration Ratio by Means of the Influence Function. *Statistica*. 51(4): 561–577.
24. van Doorslaer et al. (1997), Income-related Inequalities in Health: Some International Comparisons. *Journal of Health Economics*. 16(1): 93–112.
25. Wagstaff, A., Paci, P. and van Doorslaer, E. (1991), On the Measurement of Inequalities in Health. *Social Science & Medicine*. 33(5): 545–557.
26. Wagstaff, A., van Doorslaer, E. and Watanabe, N. (2003), On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam. *Journal of Econometrics*. 112(1): 207–223.
27. Wagstaff, A. (2009), Correcting the Concentration Index: A Comment. *Journal of Health Economics*. 28(2): 516–520.
28. Wang, H. and Yu, Y. (2016), Increasing Health Inequality in China: An Empirical Study with Ordinal Data. *The Journal of Economic Inequality*. 14(1): 41–61.
29. Wilkinson, R.G. (1996), *Unhealthy Societies: The Afflictions of Inequality*. London: Routledge.

(责任编辑:朱 萍)