

中国农村收入、收入差距和健康

杨 默

(中央财经大学 中国人力资本与劳动经济研究中心, 北京 100081)

摘 要: 本文利用 2004 年和 2006 年中国 9 个省份的家庭调查面板数据, 研究收入、相对收入和农村居民健康之间的关系。发现健康状况随着个人收入的增加而改善, 呈现出明显的非线性关系; 收入差距对健康的滞后影响, 呈现倒“U”型关系。此外, 当基尼系数在 0.387 以下时, 农村居民健康水平将会随着基尼系数的扩大而改善, 当收入差距进一步扩大时, 健康水平将受到损害。而数据显示 68% 的农村居民在倒“U”右侧, 健康正受到扩大的收入差距侵蚀。

关键词: 收入差距; 健康; 收入差距假说

中图分类号: F304.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2011) 01-0076-06

Income, Income Inequality and Health Status in Rural China

YANG Mo

(China Center for Human Capital and Labor Market Research, Central
University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: It uses China Health and Nutrition Survey (CHNS) 2004 and 2006 data sets to examine the relation between income, income inequality and health in the rural area of China. It finds that health improves with rising income but the relation appears to be nonlinear. Income inequality has a lagged effect on the health condition and the relation exhibits inverted U-shape. Rising inequality tends to improve health when gini coefficient is less than 0.387, but harm health when gini coefficient is above this level. About 68% citizens in rural area of China are in the right-hand side of inverted U-shape and income inequality does harm to their health condition.

Keywords: income inequality; health; income inequality hypothesis

随着我国经济快速发展, 新型农村合作医疗制度建设逐步完善, 农村居民收入不断的提高, 健康问题日益受到关注。从 1998 年到 2007 年, 城市居民家庭人均收入由 5425 元上升至 13786 元, 农村居民家庭人均纯收入由 2162 元上升至 4140 元^①, 在大幅度收入增长的同时, 收入差距在不断加剧,

收稿日期: 2010-04-08; 修订日期: 2010-11-10

作者简介: 杨默 (1986-), 北京人, 中央财经大学中国人力资本与劳动经济研究中心硕士研究生, 研究方向为劳动经济学。

① 数据来自《中国统计年鉴 (2007)》及国家统计局发布的《2007 年国民经济和社会发展统计公报》。

1993~2002 年的 10 年间,城镇居民基尼系数由 0.27 提高到 0.33,农村居民基尼系数由 0.33 提高到了 0.39,全国总体的基尼系数由 0.37 上升到 0.45^[1]。在收入差距扩大导致的诸多影响中,我们主要关注其对健康方面的不利影响。

本文采用中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS) 2004 年和 2006 年的面板数据作为分析对象,检验收入、相对收入和农村居民健康之间的关系,研究分析影响农民健康的可能因素,提出改善建议。

一、文献综述

20 世纪 70 年代中期以来,收入差距对个人健康状况的影响被诸多学者关注,逐渐形成收入差距假说(income inequality hypothesis, IIH)。假说主要分为绝对收入假说和相对收入假说两类,绝对假说认为健康状态随着平均收入的增加而上升,但边际贡献率随着收入的上升而下降^[2],相对收入假说认为个人或群体的健康水平也依赖于社会收入不公平的程度,收入不公平会对低收入人群的健康造成负面影响,还会对全社会整体人群有负面的影响^[3]。收入和健康的实证研究发现,收入差距的基尼系数和健康大多呈现负相关关系。根据罗杰斯(Rodgers)的跨国数据研究,发现基尼系数度量的收入差距和总体健康水平的负相关关系^[4],20 世纪 90 年代中期经济学家开始采用微观数据,健康指标由原来的宏观层次上的平均健康向微观层次上的个体健康转换,发现州水平上的基尼系数与自评健康负相关^[5]。然而根据梅勒和米利欧(Mellor and Milyo)的研究发现,通过边际模型得到的州以及市水平上的收入差距指标与自评健康并没有显著关系^[6],不支持收入差距假说。部分国外研究者还使用了滞后期的收入差距指标,并且发现对健康也产生影响,对于年龄超过 45 岁以后的居民,收入滞后指标影响健康的效果更加明显^[7]。

对于收入差距影响健康的机制,经济学家给出解释。一方面,收入差距影响健康的途径是医疗卫生、教育等公共资源的获得和使用,收入差距的扩大会导致人们的偏好产生变化,公共品的价值会被低估,致使相应的公共支出缩减^[8]。其中教育作为人力资本的投入要素,改善了健康的情况,西格特(Saegert)使用 26 年跟踪调查数据发现,受教育程度和死亡率之间存在关系,受过大学教育的人的死亡率水平显著低于只受过高中以下教育的人^[9];另一方面,收入差距扩大增加了低收入人群的心理压力,通过神经内分泌机制和应激诱导的行为,引起吸烟、酗酒和吸毒等不良行为习惯,从而恶化其健康水平^[10]。

国内学者对农村收入差距对健康造成的影响有所研究,封进与余央央使用 CHNS 1997 和 2000 年的数据研究发现,当期的收入差距对健康存在正向的影响,而且收入差距对健康的影响存在滞后性,基尼系数临界值为 0.35^[11]。李宏彬和朱恽使用 CHNS 1993 年数据研究发现中国收入差距与自评的健康存在倒“U”型关系,基尼临界值为 0.40^[12],他们都发现,大多数地区的收入差距和健康表现出的是正向关系。

二、计量模型

本文主要考察收入差距对健康的影响,测量采用自评健康状况作为健康指标。一些研究表明自评健康状况虽然是主观指标,但其与死亡率等客观指标高度相关,可以反映个体的健康状况。本文构建了自评健康状况的二值变量,当健康状况为“极好”和“好”时,自评健康状况赋值为 1,当健康状况为“一般”和“差”时,自评健康状况赋值为 0。模型使用随机效应 Probit 模型。

解释变量主要是个人和家庭的特征,计量模型如下。

$$\text{probit}(y_{ijt} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{inc}_{ijt} + \beta_2 \text{inc}_{ijt}^2 + \beta_3 x_{jt} + \beta_4 x_{jt}^2 + K_{ijt} \Theta + \mu_{ijt} + v_{ijt})$$

其中, y_{ijt} 是 j 县的 i 个人的自评健康状况; inc_{ijt} 为个人的人均家庭收入; x_{jt} 为县的收入差距指标; K_{ijt} 表示个人和家庭特征,包括所在年龄段、性别、教育水平、婚姻状况、购买医疗保险、家庭人数

和饮水条件等； μ_{ijt} 为个人随时间变化而改变的非观测变量； v_{ijt} 为不随时间变化而改变的非观测变量。

本文将进行如下几个工作：①绝对收入假说的验证：绝对收入假说已经得到了广泛的认同，绝对收入假说认为收入对健康的边际贡献率是递减的、非线性的变化。本文通过添加绝对收入和绝对收入的二次项，试图验证这一假说。②检验收入差距的当期效应和滞后效应：模型使用当期的收入差距指标和滞后期的收入差距指标，考察收入差距对健康的影响机制。在模型中对当期的收入差距和滞后期的收入差距指标都加入平方项，进行比较验证。③采用不同的收入差距指标对结果进行稳健性检验：收入差距的度量标准主要涉及基尼系数、人口收入份额等等。本文使用最富有的 50% 人口所占收入份额和泰尔指数作为收入差距指标进行稳健性检验。

三、数据

本文采用中国健康与营养调查 2004 年和 2006 年的调查数据。该数据包含 9 个省内持续进行的对个人、家庭和社区的调查（黑龙江、辽宁、山东、江苏、河南、湖北、湖南、广西、贵州），采用多阶段随机整群抽样的设计方法，调查内容包括家庭的基本情况、家庭和个人的收入状况、个人健康状况和医疗保险状况等等。基于本文所研究的内容，选择了农村样本，年龄范围在 15 ~ 65 岁之间，鉴于需要构建收入差距指标，本文剔除了无收入的对象，有效样本达到 5566 人。

家庭收入的来源主要是工资、家庭园艺、耕种、畜牧、渔业、商业手工业收入，还有住房补贴、育儿补贴和其他各种补贴收入。家庭收入扣除了所耗费的各项成本后，计为净收入，并按照 2006 年的价格指数进行调整。人均收入按照家庭总收入除以家庭人口数计算得出，而滞后期的收入分别使用的是 CHNS 2000 年和 CHNS 2004 年的收入数据。2004 年家庭人均收入水平为 4400 元，到 2006 年上升到 5260 元，县的人均收入分别为 4280 元和 5210 元。

本文采用的收入差距是按照县为单位计算的。一方面，随着经济的发展，农村居民已经不再局限在村内开展生产生活，以县为单位来衡量更为合理；另一方面，由于以村为单位的公共资金投入以及医疗水平的限制，主要公共卫生服务是由县和乡的卫生机构提供的^[13]。2004 年到 2006 年县平均收入基尼系数从 0.42 上升到 0.44，滞后期的基尼系数从 0.44 下降至 0.41，滞后的泰尔指数也从 0.34 下降至 0.29。

在个人和家庭层面，控制了年龄、性别、教育水平、婚姻状况、医疗保险，家庭规模、是否使用自来水和是否拥有室内厕所。具体数据描述可详见表 1。

四、回归结果

1. 绝对收入假说的检验

使用绝对收入指标看收入对健康的影响作用。在表 2 第一列中，考虑除收入差距之外的收入、年龄、性别、教育、医疗保险和婚姻状况等变量对健康的影响，绝对收入对健康的作用为正向，绝对收入的二次项呈现显著的反向作用。经过简单计算当人均家庭收入在 10000 元以下时，占总样本的 86%，收入的

表 1 变量定义和描述

变量	总样本		2004 年		2006 年	
	均值	离差	均值	离差	均值	离差
自评健康状况（二值变量）	0.64	0.48	0.64	0.48	0.63	0.48
基尼系数	0.43	0.05	0.42	0.06	0.44	0.04
基尼系数（滞后期）	0.43	0.07	0.44	0.07	0.41	0.06
收入前 50% 的份额（滞后期）	0.79	0.05	0.80	0.05	0.79	0.05
泰尔指数（滞后期）	0.31	0.10	0.34	0.10	0.29	0.09
县人均收入	4.74	1.11	4.28	0.89	5.21	1.11
家庭人均收入	4.83	4.28	4.40	3.73	5.26	4.72
所在家庭人数	3.12	1.32	3.21	1.30	3.04	1.34
受教育年限	6.76	3.72	6.71	3.67	6.80	3.76
年龄在 15 ~ 29 岁之间 = 1	0.09	0.29	0.11	0.31	0.08	0.27
年龄在 30 ~ 44 岁之间 = 1	0.39	0.49	0.39	0.49	0.38	0.49
年龄在 45 ~ 65 岁之间 = 1	0.52	0.50	0.50	0.50	0.54	0.50
已婚 = 1	0.90	0.30	0.89	0.31	0.91	0.28
男性 = 1	0.49	0.50	0.49	0.50	0.49	0.50
有医疗保险 = 1	0.37	0.48	0.20	0.40	0.54	0.50
家里有饮用自来水 = 1	0.61	0.49	0.58	0.49	0.63	0.48
家里有洗手间 = 1	0.26	0.44	0.24	0.43	0.27	0.44
2006 年 = 1	0.50	0.50	—	—	—	—

注：家庭人均收入和县平均收入以千元为单位，以 2006 年不变价格计算。

上升将会给健康产生正向的影响，并且在此过程中，正向影响是以递减的速度上升的，这一作用在随后加入相对收入指标后依旧在 1% 水平下显著，由此我们可以证实健康状态随着平均收入的增加而上升，但边际贡献率随着收入的上升而下降这一假说。研究结果还显示，健康状况随着年龄的增加而恶化，男性的健康状况好于女性，教育水平对健康的正向影响在 1% 水平上显著。

表 2 回归结果

解释变量	(1) 自评健康	(2) 自评健康	(3) 自评健康	(4) 自评健康	(5) 自评健康
基尼系数	—	-1.412 *** (0.441)	7.010 (5.519)	—	—
基尼系数的平方	—	—	-9.515 (-6.216)	—	—
基尼系数（滞后期）	—	—	—	-0.580 (0.378)	8.640 *** (3.064)
基尼系数（滞后期） 的平方	—	—	—	—	-11.16 *** (3.644)
县人均收入	0.021 (0.023)	0.012 (0.023)	0.009 (0.023)	0.075 *** (0.026)	0.058 ** (0.026)
家庭人均收入	0.080 *** (0.016)	0.073 *** (0.016)	0.073 *** (0.016)	0.091 *** (0.019)	0.088 *** (0.019)
家庭人均收入的平方	-0.004 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.0004 *** (0.0001)	-0.0004 *** (0.0001)
所在家庭人数	-0.031 * (0.018)	-0.027 (0.018)	-0.028 (0.018)	-0.019 (0.020)	-0.015 (0.021)
受教育年限	0.032 *** (0.007)	0.034 *** (0.007)	0.034 *** (0.007)	0.028 *** (0.008)	0.029 *** (0.008)
年龄在 15 ~ 29 岁间	0.758 *** (0.098)	0.752 *** (0.098)	0.754 *** (0.098)	0.638 *** (0.129)	0.645 *** (0.129)
年龄在 30 ~ 44 岁间	0.585 *** (0.053)	0.580 *** (0.052)	0.584 *** (0.052)	0.577 *** (0.060)	0.576 *** (0.060)
婚姻状况	0.117 (0.082)	0.112 (0.081)	0.112 (0.081)	0.156 (0.101)	0.168 * (0.100)
性别	0.267 *** (0.048)	0.263 *** (0.048)	0.264 *** (0.048)	0.305 *** (0.056)	0.302 *** (0.056)
医疗保险	-0.002 (0.049)	0.002 (0.059)	0.008 (0.049)	-0.022 (0.057)	-0.030 (0.057)
家里有饮用自来水	-0.175 *** (0.048)	-0.175 *** (0.048)	-0.172 *** (0.048)	-0.188 *** (0.055)	-0.206 *** (0.055)
家里有洗手间	0.093 * (0.055)	0.079 (0.055)	0.072 (0.055)	0.087 (0.064)	0.070 (0.064)
为 2006 年	-0.023 (0.045)	0.005 (0.046)	-0.010 (0.047)	-0.075 (0.051)	-0.071 (0.051)
样本量	5566	5566	5566	4122	4122
联合检验	—	—	Prob > chi2 = 0.0018 ***	—	Prob > chi2 = 0.002 ***
Wald test	344.17 ***	353.42 ***	354.39 ***	256.93 ***	263.41 ***

注：①括号中为标准差，***，**，* 分别表示为 1%，5% 和 10% 水平上的显著性。

②联合检验为收入差距指数及其平方项的联合为 0 的假设检验。

2. 相对收入假说的检验

表 2 第 3 列中，加入了当期基尼系数，回归结果显示，其与健康之间在 1% 水平上呈现显著的负相关；表 2 第 4 列，加入当期基尼的平方项，当期基尼系数及其平方项都不显著，说明当期基尼系数和健康并没有倒“U”型的关系；而表 2 第 5 列，只放入滞后期的基尼系数，回归显示虽然对健康依然呈现负相关的关系，但是结果不显著；表 2 第 6 列中放入滞后期的基尼系数和平方项，在 1% 水平

上下显著，呈现由正向转为负向的倒“U”型关系。

这个结果说明样本数据分布在数轴右侧，导致只加入当期基尼系数结果呈现负向变化，而加入滞后期基尼系数以及滞后期基尼系数平方项后呈现二次曲线形式，和使用 1997 和 2000 年数据得到的正向当期基尼系数对健康的影响不同，但是添加进二次项之后，和前者结论一致，再次印证了倒“U”型关系。

本文还发现，倒“U”型关系的临界点处的基尼系数为 0.387，其中 32.2% 的样本在倒“U”型的左侧，其余的样本在倒“U”型的右侧，正系数的滞后基尼系数和负系数的滞后基尼系数的平方项表明，当滞后基尼系数小于 0.387 时，自评健康状况与收入差距之间呈现正向的相关关系，即随着收入差距的增大，健康状况得到改善；而当基尼系数大于 0.387 时，二者之间呈现负向的相关关系。类似的结果，也出现在之前的研究结果中，封进使用 CHNS 1997 和 2000 年数据得出的基尼系数的临界点为 0.35，且结果显示有 55% 的样本在倒“U”型的左侧^[14]，而本文数据发现，大部分地区收入差距表现为负相关关系，有 68% 的样本在倒“U”的右侧。

收入差距对健康倒“U”型影响的解释是，一方面，在低收入差距地区，收入差距扩大，增加了地区的税收，而税收增加可以加大对教育和公共卫生支出，有助于整体健康水平的提高，而在高收入差距的地区，收入高的人对先进医疗技术和设备的需求在一定程度上促进医学技术的发展，对低收入者的健康产生溢出效应，但是高度的收入差距给低收入者在心理上的负担将会导致其健康状况的恶化。另一方面，低收入的居民偏向于到基础医院就诊，高收入的居民偏向于到高级医院就诊^[15]，高收入的人群对本地公共医疗服务需求不大，而低收入人群由于支付医药费的能力不足，对本地公共医疗服务的需求不足，因而收入差距的扩大不利于个人健康水平的提高，也不利于公共医疗的提供。

表 3 稳健性检验

解释变量	(1) 自评健康	(2) 自评健康
泰尔指数（滞后期）	0.527 (1.249)	—
泰尔指数（滞后期）平方	-1.405 (1.836)	—
收入前 50% 的份额（滞后期）	—	21.13 ** (8.522)
收入前 50% 的份额（滞后期）平方	—	-14.14 *** (5.455)
县人均收入	0.068 ** (0.026)	0.077 *** (0.026)
家庭人均收入	0.090 *** (0.019)	0.088 *** (0.019)
家庭人均收入的平方	-0.0004 *** (0.0001)	-0.000419 *** (0.000112)
所在家庭人数	-0.018 (0.021)	-0.0185 (0.0203)
受教育年限	0.028 *** (0.008)	0.029 *** (0.008)
年龄在 15 ~ 29 岁间	0.642 *** (0.129)	0.640 *** (0.129)
年龄在 30 ~ 44 岁间	0.578 *** (0.060)	0.574 *** (0.060)
婚姻状况	0.161 (0.101)	0.156 (0.100)
性别	0.304 *** (0.056)	0.306 *** (0.056)
医疗保险	-0.025 (0.057)	-0.0237 (0.0568)
家里有饮用自来水	-0.197 *** (0.055)	-0.186 *** (0.0543)
家里有洗手间	0.081 (0.064)	0.078 (0.064)
为 2006 年	-0.071 (0.052)	-0.0894* (0.0518)
样本量	4122	4122
联合检验	Prob > chi2 = 0.207	Prob > chi2 = 0.0067 ***
Wald test	257.35 ***	257.36 ***

注：①括号中为标准差，***，**，* 分别表示为 1%，5% 和 10% 水平上的显著性。

②联合检验为收入分配指标和其平方项的联合为 0 的假设检验。

3. 稳健性检验

进一步采用滞后期的最富有前 50% 人口所占收入比例和泰尔指数进行稳健性检验，考察使用基尼系数作为收入差距对健康关系的稳健性，在表 3 中给出了结果。使用最富有前 50% 人口所占收入比例，在其他控制变量的方向和显著性都没有改变的情况下，指标与健康的倒“U”型关系仍然存在，而且绝对收入的非线性影响依旧在 1% 水平上显著。泰尔指数虽然在符号上表现出一致效果，但并不显著。这一结果说明使用不同的收入差距指标衡量收入差距和健康的關系是基本一致的，使用滞

后期的基尼系数作为收入差距指标产生的对健康的影响是稳健的。

五、结论

本文利用中国健康与营养调查的数据,在农村层面上检验了绝对收入假说和相对收入假说。

绝对收入对健康存在正向影响,且随着收入上升带来的影响不断下降,两者之间呈现显著的非线性关系。收入差距上,当期的收入差距和滞后期的收入差距对健康造成的影响是截然不同的,当期的基尼系数带来的是负面影响,而滞后期的基尼系数和健康之间呈现倒“U”型曲线关系。滞后期基尼系数及其平方项的显著结果说明,收入分配差距对农村居民的健康影响是存在滞后性的。

结果显示,当收入差距较小时,收入差距和健康之间呈现正向关系,当收入差距较大时,二者之间则成负向关系,基尼系数的临界值达到了0.387,相比CHNS 1997年和2000年数据的临界值有所右移。收入差距的适当扩大是有利于提高整体健康水平的,但不容忽视的是,全国的平均基尼系数已经超过了这个数字,而且样本中68%左右的县的基尼系数已经超过了这个临界值,说明现在的收入差距已经严重侵蚀了农村居民的健康。从公共医疗投入的角度,应当加大对收入差距较大地区的医疗投入,改善农村居民的就医条件,使更多低收入农村居民获得最基本的医疗救助,从而改善健康水平。

我们还发现教育水平会提高健康的水平。一方面,农村居民通过掌握科技文化知识能够灵活运用科学技术促进生产,提高了劳动生产率,通过学习新的技能获取更多的机会,从而得到了更多的收入,收入的提高可以进行健康方面的投入,改善健康水平;另一方面,农村居民可能通过了解科学知识,提高了卫生意识,养成良好的生活卫生习惯,减低了患病的风险,从而改善了健康水平。

参考文献:

- [1] 刘红燕. 关于缩小中国贫富差距的思考 [J]. 经济经纬, 2005, (1).
- [2] Huge Gravelle, John Wildman, Matthew Sutton. Income, Income Inequality and Health: What Can We Learn from Aggregate Data? [J]. Social Science & Medicine, 2002, 54.
- [3] Johan P. Mackenbach. Income inequality and population health [J]. British Medical Journal, 2002, Jan 5.
- [4] Rodgers, G. B. Income and Inequality as Determinants of Mortality: An International Cross-section Analysis [J]. Population Studies, 1979, 33.
- [5] Kawachi J and Kennedy, B. Income Inequality and Health: Pathway and Mechanism [J]. Health Service Research, 1999, 34.
- [6] Mellor J. M and J. Milyo. Income Inequality and Individual Health: Evidence from the Current Population Survey [J]. Journal of Human Resources, 2002, 37 (2).
- [7] Blakely T. A., Kennedy B. P., Glass R., et al. What is the Lag Time between Income Inequality and Health Status? [J]. Journal of Epidemiology and Community Health, 2000, 54.
- [8] Deaton Angus, Christina Paxson. Aging and inequality in income and health [J]. American Economic Review, 1998, 88 (2).
- [9] Saegert S. & Evans, G. W. Poverty, housing niches, and health in the United States [J]. Journal of Social Issues, 2003, 59.
- [10] Wilkinson, R. G. Why is violence more common where inequality is greater [J]. Annals of the New York Academy of Sciences, 2004, (1036): 1-12.
- [11] 封进, 余央央. 中国农村的收入差距与健康 [J]. 经济研究, 2007, (1).
- [12] Li Hongbin and Zhu Yi. Income, Income Inequality, and Health: Evidence from China [J]. Journal of Comparative Economics, 2006, 34.
- [13] 李卫平, 石光, 赵琨. 我国农村卫生保健的历史、现状与问题 [J]. 管理世界, 2003, (4).
- [14] 同 [11].
- [15] 牟俊霖. 我国居民医疗资源利用状况的不平等 [J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2007, (5).

[责任编辑 童玉芬]