华南农业大学学报(社会科学版)
2011 年第 4 期 (第 10 卷) JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY (SOCIAL SCIENCE EDITION) No. 4 2011 (Vol. 10)

收入差距对农村居民个体健康影响的异质性分析

汤颖梅，尼楚君，王怀明

(南京农业大学 经济管理学院，江苏 南京 210095)

摘　要： 利用 2006 年中国营养与健康调查数据，以 18 岁及以上的农村居民为研究对象，通过建立多层 Logistic 回归模型，运用残差虚拟似然法(RSPL)来分析农村收入差距对农村居民个体健康异质性的影响。结果表明：(1)收入差距在一定程度上能够解释不同县的农村居民个体健康的异质性以及农村居民家庭人均收入和年龄对其健康的效应的异质性。(2)对于低收入水平的农村居民，收入差距的扩大会减弱收入对其健康的正效应；对于中年农村居民，收入差距的扩大会加剧年龄对其健康的负效应。

关键词： 收入差距；农村居民；健康；年龄；异质性

中图分类号： F323.8　　**文献标识码：** A　　**文章编号：** 1672－0202(2011)04－0024－08

一、引言

自 1962 年 Mushkin 提出健康是人力资本重要构成因素观点以来[1]，很多学者开始从经济学的角度研究影响人们健康的决定因素。绝大部分研究成果认为收入是影响健康的决定因素之一。近年来，随着收入水平的提高，收入差距也在不断扩大，收入差距与健康的关系已成为目前国内外经济学者们研究的核心问题之一。

Wilkinson 和 Pickett 在对以往的文献整理后发现，70% 以上的文献认为较大的收入差距对居民的健康会产生不利影响[2]。但是，得此结论的文献所利用的数据大部分来自跨国、一国内各州或各大都市层面的数据[3－7]，而在利用社区、家庭层面的数据研究收入差距与健康的关系的文献中，只有 45% 验证了收入差距假说[8－11]。

我国关于收入差距与健康关系的研究最具有代表性的是：齐良书基于 Logit 模型，利用 CHNS 数据检验了城乡居民健康与收入不平等之间的相互关系，发现收入差距与健康的关系存在城乡和职业差异[12]；封进等利用 1997 和 2000 年 CHNS 数据，对我国农村收入差距与健康的关系进行检验，发现收入差距的扩大会加剧健康不平等，并且对低收入人群健康更不利[13]。

从国外研究来看，尽管部分研究考虑到数据的多层性，即收入差距是属于宏观水平的数据，而居民健康是属于微观水平的数据，微观水平的数据嵌套于宏观水平的数据中，但研究结论却不尽一致。究其原因，我们发现大部分文献只关注收入差距对健康的直接效应，鲜有文献分析收入差距对居民个体健康影响的异质性，即分析收入差距是否会影响微观因素(如个体收入水平、个体特征等)对居民个体健康效应。如果收入差距对健康的直接效应不明显，但会影响微观因素对居民个体健康的效应，例如会影响居民家庭人均收入对其健康的效应，那么我们就不能简单地认为收入差距与居民健康不相关。之所以收入差距对居民个体健康影响具有异质性，是因为：第一，每个居民都不是独立存在的，而是隶属于某个家庭、某个地区。对于不同地区的居民其个体健康会体

收稿日期：2011－07－26

基金项目：教育部人文社会科学研究规划基金项目(10YJAZH077)

作者简介：汤颖梅(1971—)，女，江苏南京人，南京农业大学经济管理学院讲师，主要研究方向为农业经济管理.

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

现出明显地域差异，即统计学中的组间异质性(用 ICC 来衡量) 。第二，如果居民个体健康存在组间异质性，那么微观因素对居民个体健康的效应也可能存在组间差异。第三，收入差距作为组变量可能会在一定程度上解释居民个体健康的组间差异以及微观因素对居民个体健康效应的组间差异。

与国际研究相比，目前我国关于收入差距对居民健康影响的实证研究在广度和深度上都有待于进一步拓展。已有文献忽视了收入差距和居民健康数据的多层次性，从计量的角度来看，忽视数据的多层性可能会导致忽视组间居民健康异质性(ICC) 问题的存在，即使一个很小的 ICC 也可能会导致较大的估计偏差[14-15]。更重要的是，我国鲜有针对收入差距对居民健康影响异质性问题的研究。

自改革开放以来，我国收入差距在不断扩大，农村内部收入差距也在不断扩大，其基尼系数 1978 年为 0. 21，到 2008 年已经接近 0. 45①。虽然我国居民健康水平不断提高，但是农村居民要远差于城市居民，而且我国农村人口仍占有较大比重②。基于以上考虑，本文的研究目标是利用 2006 年中国健康与营养调查数据，通过建立多层 Logistic 回归模型来分析我国农村收入差距对农村居民个体健康影响的异质性。本研究试图回答以下问题: 第一，农村居民个体健康是否存在组间异质性? 如果是，收入差距能否在一定程度上解释组间异质性? 第二，微观因素(如家庭人均收入、性别和年龄等) 的斜率是否具有随机性，即微观因素对农村居民个体健康的影响是否也存在组间质性? 是否受收入差距变化的影响? 第三，收入差距与微观因素之间是否具有跨层交互作用，即收入差距对随机性微观因素的斜率调节作用如何?

二、研究模型

我国关于收入差距与个体健康关系的研究所使用的模型通常是单一水平分析模型，或微观水平分析模型，或宏观水平分析模型。然而，单一水平分析模型忽视了数据的多层性，从而忽视了组间异质性的存在，会导致估计结果有偏。为了估计无偏性，本文采用多层 Logistic 回归模型来分析我国农村收入差距对农村居民个体健康影响的异质性问题。

多层 Logistic 回归模型包括宏观水平模型(县水平模型) 和微观水平模型(个体水平模型) 两个部分，主要解决数据多层性问题。建立多层 Logistic 回归模型主要包括以下四个步骤:

第一步，建立空模型(式(1) 和式(2) 所示) ，即本研究的模型 Ⅰ。该模型的县水平模型和个体水平模型只包括截距和干扰项，主要检验不同县农村居民个体健康的异质性。

个体水平模型:
$$Y_{ij} = \log\left(\frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}}\right) = \beta_{0j} + e_{ij} \quad (1)$$

县水平模型:
$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \quad (2)$$

不同地区农村居民个体健康是否存在异质性主要通过组内相关系数(ICC) 来衡量，利用该模型的回归系数来计算。Shrout 和 Fleiss 将 ICC 定义为组间方差与总方差之比[16]:
$$\mathrm{ICC} = \frac{\sigma^2_{\mu_{0j}}}{\sigma^2_{\mu_{0j}} + \sigma^2_{e_{ij}}} \quad (3)$$

其中，$\sigma^2_{e_{ij}}$ 代表组内方差(within-group variance) 或称个体水平方差(variance at individual level) ; $\sigma^2_{\mu_{0j}}$

① 参见 RAVALLION MARTIN，CHEN SHAOHUA. China's(uneven) Progress against Poverty [J] . Journal of Development Economics，2007，82: 1 - 42. 2002 年后的数据是笔者根据文章方法推算而得。

② 根据《中国统计年鉴》数据计算，截至 2009 年底，我国农村人口占全国人口的 54. 32% 。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

代表组间方差(between-group variance)或称组水平方差(variance at group level);($\sigma^2_{\mu_{0j}} + \sigma^2_{e_{ij}}$)是因变量的总方差(total variance)。ICC是组间方差与总方差之比,或组间方差占总方差的比例。ICC值介于(0,1)之间,如果ICC显著不为零说明存在组间异质性。这也就是说,如果通过该模型回归计算出的ICC显著不为零,说明不同地区农村居民个体健康存在异质性。

第二步,建立模型Ⅱ,即将县水平的自变量加入到模型Ⅰ的县水平模型中(式(4)所示),而个体水平模型式(2)保持不变。模型Ⅱ主要分析收入差距在多大程度上能够解释不同地区农村居民个体健康的异质性。

县水平模型:
$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\omega_{1j} + \mu_{0j} \tag{4}$$
其中,ω_{1j}表示各个组(县)水平上的收入差距。

第三步,模型Ⅲ的建立。将个体水平模型的自变量加入到模型Ⅱ中得到模型Ⅲ。公式(5)为个体水平模型,县水平模型为式(6)所示。模型Ⅲ用来检验微观因素对农村居民个体健康效应是否具有随机性,即微观因素对农村居民个体健康的影响是否会因收入差距的不同而产生变化。

个体水平模型:
$$Y_{ij} = \log\left(\frac{P_{ij}}{1-P_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \beta_{3j}X_{3ij} + \beta_{4j}X_{4ij} + \beta_{5j}X_{5ij} + \beta_{6j}X_{6ij} + \beta_{7j}X_{7ij} + \beta_{8j}X_{8ij} + \beta_{9j}X_{9ij} + \beta_{10j}X_{10ij} + \beta_{11j}X_{11ij} + e_{ij} \tag{5}$$
其中,P表示事件发生的概率;Y_{ij}表示健康指标;β_{ij}是第一层次的区域j中个体i的自变量;X_{1ij}表示较低的家庭人均收入;X_{2ij}表示中等家庭人均收入;X_{3ij}表示较高的家庭人均收入;X_{4ij}表示年龄为18-44岁的农村居民;X_{5ij}表示年龄为45-59岁的农村居民;X_{6ij}表示年龄为60岁及以上的农村居民;X_{7ij}表示性别;X_{8ij}为教育程度;X_{9ij}表示婚姻状况;X_{10ij}表示医疗利用状况;X_{11ij}表示农村居民吸烟的情况;e_{ij}表示个体水平上的随机效用,并假定其均值为零独立方差为σ^2的正态分布。

县水平模型:
$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}\omega_{1j} + \mu_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}\omega_{1j} + \mu_{1j} \\ &\cdots\cdots \\ \beta_{10j} &= \gamma_{100} + \gamma_{101}\omega_{1j} + \mu_{10j} \end{aligned} \tag{6}$$
其中,$\mu_{0j}, \mu_{1j}, \cdots, \mu_{10j}$表示组水平上的随机效用,并假定其均值为零独立方差为σ^2的正态分布。

通过模型Ⅲ对每个微观因素随机性的检验,如果某微观因素是随机的,说明该微观因素对农村居民个体健康的效应会因县的不同而发生变化。

第四步,建立模型Ⅳ。模型Ⅳ根据模型Ⅲ对微观因素随机性的检验结果,分析收入差距与随机性的微观因素的跨层交互作用。跨层交互作用主要是说明收入差距如何调节微观因素对农村居民个体健康的效应。例如,如果较低的家庭人均收入对农村居民个体健康效应是随机的,而其他微观因素对农村居民个体健康的效应是固定的,那么模型Ⅳ如下:

个体水平模型:
$$Y_{ij} = \log\left(\frac{P_{ij}}{1-P_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_2X_{2ij} + \beta_3X_{3ij} + \beta_4X_{4ij} + \beta_5X_{5ij} + \beta_6X_{6ij} + \beta_7X_{7ij} + \beta_8X_{8ij} + \beta_9X_{9ij} + \beta_{10}X_{10ij} + \beta_{10}X_{10ij} + e_{ij} \tag{7}$$
县水平模型:
$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\omega_{1j} + \mu_{0j}; \quad \beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}\omega_{1j} + \mu_{1j} \tag{8}$$
$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\omega_j + \gamma_{10}X_{1ij} + \gamma_{11}\omega_jX_{1ij} + \beta_2X_{2ij} + \beta_3X_{3ij} + \beta_4X_{4ij} + \beta_5X_{5ij} + \beta_6X_{6ij} + \beta_7X_{7ij} + \beta_8X_{8ij} + \beta_9X_{9ij} + \beta_{10}X_{10ij} + \beta_{11}X_{11ij} + (\mu_{0j} + X_{1ij}\mu_{1j} + e_{ij}) \tag{9}$$
模型Ⅳ中,ω_jX_{1ij}为收入差距与较低的家庭人均收入的跨层交互作用,其系数γ_{11}用来测量收入差距对农村居民较低的家庭人均收入影响其健康的调节作用。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

三、数据与变量

(一)数据来源

本文数据来源于“中国健康与营养调查”(CHNS) 2006 年的调查。本文将农村数据分为宏观水平和微观水平两个水平进行分析。宏观水平限定在农村点的县级水平，主要是因为: 第一，计算收入差距所涉及的区域不能太小; 第二，每个县的村民生活习惯等都可能具有一定的相似性。宏观水平一共有 36 组。微观水平是每个县的年龄在 18 岁及以上的农村居民，原因为: 第一，年龄小于 18 岁的大部分农村居民还在接受教育导致教育程度无法衡量; 第二，该部分的大部分农村居民还没有收入。在现实中，教育和收入都是影响健康的关键因素。除去无效数据的部分，微观水平一共有 6428 个观测值。

(二)变量定义

1. 因变量的选取

世界卫生组织(WHO) 把健康定义为: 一种体质、精神和社会福利均属完善的状态。已有文献表明，微观研究一般使用生活质量指标(QWB)[17-18]、多个与健康相关的指标[19-20]、对多个与健康相关指标提取公因子[21-22]、个人的自评健康[9,12-13,18]等来衡量健康，但使用最多的还属个人的自评健康，因为该数据获得较容易也较可靠，Allison 和 Foster 的研究也表明，自评健康与其他客观的健康指标是高度相关的，因此，本文选择自评健康作为结局变量。中国健康与营养的调查问卷中有关自评健康的询问方式为 “与同龄人相比，您觉得自己的健康状况怎么样?”，选项包括“1. 非常好; 2. 好; 3. 一般; 4. 差”。本文将答案为“非常好”和“好”的个体认为是健康的，取值为 1; 答案为“一般”和“差”的为亚健康，取值为 0。

2. 自变量的选取

(1) 收入差距

本文选择基尼系数作为衡量县级收入差距的指标。通过对 36 个县的基尼系数的计算①，本文将基尼系数划分为大于 0.4 和小于 0.4 两部分。大于 0.4 的，表明收入差距较大，取值为 1; 小于 0.4 的部分，表明收入差距属于合理范围，取值为 0。

(2) 家庭人均收入、性别、年龄、教育程度、婚姻状况、生活习惯(吸烟) 以及医疗使用状况

本文根据 2007 年《中国农村统计年鉴》将家庭人均收入数据分为低、中和高三个级别。根据联合国世界卫生组织对年龄段的划分标准，将年龄段分为青年(18 - 44 岁)、中年(45 - 59 岁) 和老年(60 岁以上) 三个阶段。性别为男，取值为 1，否则 0; 教育程度为高中以下的学历取值为 0，其他为 1; 未婚取值为 0，否则为 1; 吸烟取值为 1，否则为 0; 医疗利用状况根据问题中关于“您生病了，会怎么做?”的回答，去正规医疗机构的取值为 1，否则为 0。

四、回归结果分析

本文基于多层 Logistic 回归模型，运用残差虚拟似然法(RSPL) 来估计农村县级收入差距对农村居民个体健康的影响。本文所使用的软件为 SAS 9.1.3。

(一)关于农村居民个体健康组间异质性的分析

通过模型 I 回归结果来测算组内相关系数(ICC)。如果组内相关系数显著不为零，那么说明各个县农村居民个体健康存在组间异质性; 反之亦然。如果各个县农村居民个体健康存在组间差

① 根据 CHNS(2006) 数据整理的各个县的家庭收入和家庭人员数计算得来。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

异,那么通过模型Ⅱ来检验收入差距是否能够解释该差异性。模型Ⅰ和模型Ⅱ的回归结果分别如表1、表2所示。

表1 模型Ⅰ的回归结果

参数	参数估计	标准差	*P* 值	95%的置信区间	梯度
随机截距	0.4	0.09	<0.0001	(0.22,0.59)	-0.0000028
残差	0.26	0.07	0.0011	(0.11,0.4)	0.000021
组内相关系数	0.072	0.02	0.0005	(0.03,0.11)	

表2 模型Ⅱ的回归结果

参数	参数估计	标准差	Z 值	*P* 值
随机截距	0.01	0.004	3.54	0.0002
残差	0.23	0.005	44.04	<0.0001

在表1回归结果中,随机截距的方差估计值为0.4,残差的方差估计值为0.26,且均在1%的水平上显著,由此得出的组内相关系数(ICC)为0.072①,且在1%的水平上显著。这一结果一方面表明了各个县的农村居民个体健康存在异质性,而且7.2%的差异是由县的不同所引起的;另一方面,从计量角度来讲,说明了使用多层回归模型的必要性,因为很小的组内相关系数会导致估计有偏。此外,回归结果中的梯度是用来测量参数求解的稳定性,梯度值越小,证明模型估计的求解越稳定,回归结果中的梯度值证明了模型1的估计有稳定的求解。在表2的回归结果中,随机截距的方差估值为0.01,明显小于表1的随机截距的方差估计值,且在1%的水平上显著,表明收入差距能够解释各个县的农村居民个体健康存在的异质性。

(二)检验微观因素对农村居民个体健康效应的随机性

表1的回归结果表明农村居民个体健康存在显著的组间异质性,接下来我们要检验微观因素(如家庭人均收入、年龄、性别、教育程度、婚姻状况、医疗利用状况以及吸烟)对农村居民个体健康的效应是否也存在组间异质性,即这些变量的斜率是否是随机的。模型Ⅲ用来检验个体水平模型中各微观因素的斜率在组间是否有显著变化,即检验各微观因素斜率的随机性。如果某微观因素通过Wald Z统计量的检验,说明该变量对农村居民个体健康产生的效应会因组的不同而发生显著变化,本模型的回归结果如表3所示。

表3 模型Ⅲ的回归结果

变量	Wald Z 检验			变量	Wald Z 检验		
	Z	df	*P* 值		Z	df	*P* 值
较低的家庭人均收入	0.88	1	<0.0001	吸烟		1	
中等家庭人均收入	0.88	1	0.0005	婚姻状况	1.11	1	0.13
较高的家庭人均收入	1.41	1	0.07	18-44岁	1.92	1	0.026
性别		1		45-59岁	2.39	1	0.0085
教育程度	0.92	1	0.17	60岁及以上	1.9	1	<0.0001
医疗使用状况	1.66	1	0.0482				

注:个体水平模型中随机系数变异的显著性检验为单侧检验。

通过表3的回归结果,我们可以看出低收入、中等收入和高收入的分别在1%、1%和10%水平

① 这一结果是根据式(3)计算得来的,在SAS程序中可以直接得出结果。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

上通过检验; 年龄段为 18 – 44 岁、45 – 59 岁和 60 岁及以上对农村居民个体健康的影响分别在 5%、1% 和 1% 水平上通过检验; 医疗利用状况在 5% 的水平上通过检验; 性别、教育程度、婚姻状况和吸烟对农村居民个体健康的影响组间差异不显著。这一结果表明农村居民家庭收入和年龄对其健康产生的效应存在组间异质性，这就说明该差异性需要通过县级变量来解释。

(三)收入差距对农村居民个体健康影响的异质性分析

模型Ⅲ表明收入、年龄对农村居民个体健康效应存在组间异质性，且差异性需要通过县级变量来解释，那么收入差距作为县级变量是否会影响微观因素对农村居民个体健康的效应？如果会产生影响，影响是怎样的，即收入差距扩大是加强还是减弱了微观因素对农村居民个体健康的效应？本研究通过模型Ⅳ来分析收入差距对收入和年龄斜率是否会产生影响以及起到的调节作用。

1. 收入差距对不同收入水平斜率的影响

表 4　收入差距对不同收入水平斜率的影响

收入	基尼系数	事件发生比率	*P* 值
低的家庭人均收入	较小的基尼系数	1	
	较大的基尼系数	1.18	0.045
	交互作用	0.71	0.069
中等家庭人均收入	较小的基尼系数	1	
	较大的基尼系数	1.03	0.18
	交互作用	1	0.16
高的家庭人均收入	较小的基尼系数	1	
	较大的基尼系数	0.94	0.19
	交互作用	1.55	0.12

不同收入水平的斜率表明不同收入水平对农村居民个体健康产生的效应。表 4 的回归结果显示较大的基尼系数对较低家庭人均收入斜率的影响为 1.18，大于对中等家庭人均收入(1.03) 和较高的家庭人均收入(0.94) 斜率的影响，且在 5% 的水平上显著。这一结果表明较低的家庭人均收入对健康的效应随着收入差距不同而会产生显著变化。

表 4 的回归结果同时还显示了收入差距与不同收入水平的跨层交互作用，跨层交互作用的系数是用来测算收入差距对不同收入水平斜率的调节作用，即农村居民个体收入对其健康效应随收入差距扩大是加强的还是减弱的。低收入与基尼系数的交互作用为 0.71，小于中等收入(1) 与高收入(1.55) 的相互作用，且在 10% 的水平上显著。收入差距与收入的交互作用的发生率小于 1，说明收入差距会弱化收入对农村居民个体健康的效应，反之则加强。表 4 交互作用的回归结果表明收入差距的扩大会弱化较低的家庭人均收入对农村居民个体健康的效应，并且这种弱化效应较显著; 而对于拥有较高的家庭人均收入的农村居民群体和拥有中等家庭人均收入的农村居民群体，收入差距对其斜率的调节作用不显著。

2. 收入差距对不同年龄段斜率的影响

不同年龄段的斜率表明不同年龄段对农村居民个体健康产生的效应。根据表 5 所示，我们可以看出收入差距对年龄段为 45 – 59 岁的斜率的影响为 1.04，要大于对年龄段为 18 – 44 岁(0.95) 和年龄段为 60 岁及以上(0.95) 斜率的影响，而且只有对年龄段为 45 – 59 岁的斜率的影响在 10% 水平上显著，对其他年龄段的斜率的影响不显著。这一结果表明，收入差距对年龄在 45 – 59 岁农村居民个体健康的影响较大。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表5 收入差距对不同年龄段斜率的影响

不同年龄段	基尼系数	事件发生比率	*P* 值
18 – 44 岁	较小的基尼系数	1	
	较大的基尼系数	0.95	0.17
	交互作用	1.03	0.19
45 – 59 岁	较小的基尼系数	1	
	较大的基尼系数	1.04	0.08
	交互作用	0.81	0.06
60 岁及以上	较小的基尼系数	1	
	较大的基尼系数	0.95	0.18
	交互作用	1.31	0.31

表5回归结果还显示了收入差距与不同年龄段的跨层交互作用。交互作用的回归系数是用来测算收入差距对不同年龄段斜率影响的调节作用,即收入差距的扩大是加强还是弱化了年龄对健康的效应。表5的回归结果中年龄为45 – 59岁农村居民与基尼系数的交互作用为0.81,明显小于年龄段为18 – 44岁(1.03)和年龄段为60岁及以上(1.31)农村居民与基尼系数的交互作用,说明了收入差距的扩大会加快年龄段为45 – 59岁年龄农村居民个体健康状况的下降,且调节作用显著;对年龄段为18 – 44岁以及年龄段为60岁及以上的调节作用不明显。

五、结论

本文利用2006年中国营养与健康调查数据,以18岁及以上的农村居民为研究对象,分析了农村收入差距对农村居民个体健康影响的异质性。结果表明:(1)不同县的农村居民个体健康存在异质性,而且不同县的农村居民个体健康的7.2%差异可以由县级变量来解释。收入差距作为县级变量在一定程度上能够解释农村居民个体健康的异质性。(2)农村居民家庭人均收入和年龄的斜率具有随机性,说明农村居民家庭人均收入和年龄对其健康的效应存在组间异质性,会随县的不同而发生变化,且收入差距作为县级变量能够解释收入和年龄效应的组间差异性。(3)收入差距对不同收入的农村居民个体健康影响不同,对低收入人群的影响更大,且收入差距的扩大会弱化较低的家庭人均收入对农村居民个体健康的效应;收入差距对不同年龄段人群的影响不同,对年龄为45 – 59岁的农村居民个体健康的影响更大,且收入差距的扩大会加快年龄段为45 – 59岁的农村居民个体健康状况的下降。

参考文献:

[1] MUSHKIN S J. Health as an Investment [J]. The Journal of Political Economy, 1962, 70: 129 – 157.

[2] WILKINSON R G, PICKETT K E. Income Inequality and Population Health: A Review and Explanation of the Evidence [J]. Social Science & Medicine, 2006, (62): 1768 – 1784.

[3] FLEGG A T. Role of Inequality of Income in the Determination of Birth-Rates [J]. Population Studies—A Journal of Demography, 1979, 33 (3): 457 – 477.

[4] FLEGG A T. Inequality of Income, Illiteracy and Medical-Care as Determinants of Infant-Mortality in Underdeveloped Countries [J]. Population Studies—A Journal of Demography, 1982, 36 (3): 441 – 458.

[5] WILKINSON R G. Income Distribution and Life Expectancy [J]. British Medical Journal, 1992, 304 (6820): 165 – 168.

[6] RODGERS G B. Income and Inequality as Determinants of Mortality: An International Cross-Section Analysis [J]. International Journal of Epidemiology, 2002, 31 (3): 533 – 538.

[7] PICKETT K E, MOOKHERJEE J, WILKINSON R G. Teenage Births and Violence are Related to Income Inequali–

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

ty among Rich Countries [J]. American Journal of Public Health, 2005,95(7):1181 - 1183.
[8] SZWARCWALD C L, BASTOS F I, VIACAVA F, DE ANDRADE C L T, et al. Income Inequality and Homicide Rates in Rio de Janeiro,Brazil [J]. American Journal of Public Health, 1999, 89(6):845 - 850.
[9] SOOBADER M J, LECLERE F B. Aggregation and the Measurement of Income Inequality: Effects on Morbidity [J]. Social Science & Medicine, 1999, 48 (6): 733 - 744.
[10] MURAMATSU N. County-Level Income Inequality and Depression among Older Americans [J]. Health Services Research, 2003, 38 (6p2): 1863 - 1883.
[11] SUBRAMANIAN S V, DELGADO I, JADUE L, VEGA J, KAWACHI I. Income Inequality and Health: Multilevel Analysis of Chilean Communities [J]. Journal of Epidemiology and Community Health, 2003, 57(11): 844 - 848.
[12] 齐良书. 收入、收入不均与健康: 城乡差异和职业地位的影响 [J]. 经济研究,2006,(11):16 - 26.
[13] 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.
[14] BARCIKOWSKI R S. Statistical Power with Group Mean as the Unit of Analysis [J]. Journal of Educational Statistics, 1981,(6):267 - 285.
[15] HOX J J. Multilevel Analysis, Techniques and Application Mahwah [M]. NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 2002:125 - 130.
[16] SHROUT P E, FLEISS J L. Intraclass Correlations: Uses in Assessing Rater Reliability [J]. Psychological Bulletin, 1979, (86): 420 - 428.
[17] KAPLAN R, ANDERSON J P. A General Health Policy Model: Update and Applications [J]. Health Services Research, 1988, 23 (2): 203 - 235.
[18] 赵　忠. 我国城镇居民的健康需求 [J]. 经济世界,2005,(10):79 - 90.
[19] SHI L, STARFIELD B, POLITZER R, REAGAN J, et al. Primary Care, Self-Rated Health, and Reductions in Social Disparities in Health [J]. Health Services Research, 2002, 37(3):529 - 550.
[20] 王一兵,张东辉. 中国健康人力资本对收入的影响分析——来自纵贯数据的证据 [J]. 卫生经济研究, 2007,(12):22 - 26.
[21] 魏　众. 健康对非农就业及其工资决定的影响 [J]. 经济研究, 2004,(2):64 - 74.
[22] 马谷成,冯中朝,范丽霞. 教育、健康与农民收入增长 [J]. 中国农村经济,2006,(1) :66 - 74.

Heterogeneity Analysis of the Income Gap and Individual Health of the Rural Residents

TANG Ying-mei, NI Chu-jun, WANG Huai-ming
(*School of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing* 210095, *China*)

Abstract: With data collected by national nutrition sampling survey in 2006 and rural individuals aged above 18 as the research objects, RSPL were applied to analyze the heterogeneity of the income gap and individual health of the rural residents by establishing multi-layer logistic regression model. Empirical evidence demonstrated that: (1) Income gap could, to some extent, explain heterogeneity exists between individual health of residents from different counties and heterogeneity of the effect of per capita income of rural households and age on health. (2) For low-income rural residents, widening the income gap will weaken the positive effect of income on health; for middle-aged rural residents, widening the gap will strengthen the negative effect of age on health.

Key Words: income gap; rural residents; health; age; heterogeneity

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net