

相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响*

——基于中国健康与养老追踪调查数据的分析

温兴祥

摘要：中国农村地区的收入不平等程度和人口老龄化程度都高于城市地区，收入不平等会增加个体遭受的相对剥夺，而人口老龄化是否会给社会经济带来严重负面影响取决于中老年人群体的健康状况。本文使用中国健康与养老追踪调查 2015 年数据，以村内其他居民为参照组构建相对剥夺测量指标，考察相对剥夺对中国农村中老年人健康状况的影响。多层模型的估计结果表明，收入的相对剥夺对农村中老年人的健康状况具有显著的负向影响：受较强程度相对剥夺的农村中老年人的自评健康状况较差，精神抑郁程度较高，且这种影响在以不同指标来测量相对剥夺的情况下均存在。进一步地，本文发现，相对剥夺对农村中老年人的客观健康状况并无显著影响，且相对剥夺对健康状况的不利影响主要作用于 45~60 岁的中年人、男性和来自收入不平等程度较高地区的农村中老年人。收入不平等引致的相对剥夺给农村中老年人的健康状况带来了不利影响，因此，改善农村地区的收入分配格局，有利于农村中老年人保持良好的健康状况。本文研究为深化农村地区的收入分配制度改革提供了相对剥夺和农村居民健康状况关系视角的经验证据。

关键词：相对剥夺 健康状况 收入不平等 社会比较 健康老龄化

中图分类号：F062.6 **文献标识码：**A

一、引言

中国居民收入分配在改革开放后出现了持续恶化的态势，基尼系数不断走高（Xie and Zhou, 2014）。与此同时，收入不平等状况呈现出明显的地区差异，就城乡而言，农村地区的收入不平等程度高于城市地区（Wang et al., 2014）。收入不平等往往会使弱势群体更容易遭受经济上的相对剥夺，农村地区的收入不平等增加了农村弱势群体所遭受的相对剥夺。农村老年人在经济上处于弱势地位，这一群体的贫困发生率远远高于城市老年人，同时也高于农村一般人群（Cai et al., 2012）。农村地区的

*本文初稿曾在第三届全国青年学者人口研究论坛汇报过，感谢北京大学陆杰华教授、中南财经政法大学程广帅副教授等与会专家的建设性评论；感谢匿名审稿人的宝贵修改意见。文责自负。

另一个特点是人口老龄化，由于年轻人口流出，农村地区的老龄化程度高于城市地区（林宝，2018）。健康老龄化是积极老龄化的基础，而使农村中老年人保持健康状况良好是健康老龄化的重要组成部分。农村地区的医疗服务体系较为薄弱，优质医疗资源大部分集中在城市地区，农村居民的医疗服务可及性较低（Yu et al., 2010）。新型农村合作医疗和新型农村社会养老保险虽然已经给农村老年人的健康状况带来了一定的积极影响，但还远远没有达到给予充分保障的程度（程令国、张晔，2012；Cheng et al., 2018）。除了进一步完善农村地区的医疗卫生条件、加强农村社会保障体系建设，改善收入不平等状况也可能是推进农村地区实现健康老龄化的政策选择。本文的目的在于从相对收入的视角，考察相对剥夺对中国农村中老年人健康状况的影响，以期为深化农村地区的收入分配制度改革提供基于相对剥夺和农村居民健康状况关系的经验证据。

社会科学研究者很早就注意到，个体的健康状况与其社会经济状况存在梯度对应关系，即社会经济状况更好的人拥有更好的健康状况（Braveman et al., 2005；Curie, 2009）。收入是衡量社会经济状况的一个重要维度，个体收入和健康状况的正向关系被称为绝对收入假说（Adda et al., 2009；Baird et al., 2011）。作为人力资本的一种形式，健康需要个体在时间、物质等方面做出投入。个体的收入状况会通过影响健康投入进而影响个体的健康状况。除了绝对收入，基于社会比较的相对收入也会影响个体的健康状况。一般认为，人们倾向于向上比较，个体会与参照组内收入比自己高的人进行比较，收入差距越大，其所感知到的相对剥夺会越强，因此，相对剥夺也反映了个体间的收入不平等状况。相对收入假说认为，个体的健康状况受其所遭受的相对剥夺的负面影响（Adjaye-Gbewonyo and Kawachi, 2012）。相对剥夺影响个体健康状况的主要机制可概括为以下两个方面：第一，直接影响。相对剥夺会引起个体的心理压力，这会直接影响个体的身心健康（Sapolsky, 2005）。第二，间接影响。这主要体现在以下两点：一是相对剥夺增加了个体做出健康有害行为的可能性，遭受更强相对剥夺的个体更有可能频繁地吸烟、酗酒，更有可能产生不良饮食习惯等具有健康风险的行为；二是相对剥夺降低了个体平等获得公共物品、积极参加社会活动的概率，从而影响个体的健康状况（Subramanyam et al., 2009）。

相对剥夺对个体健康状况影响的实证研究不断丰富。就研究对象而言，有关研究所用数据大多来自发达国家，包括北欧国家（例如 Aberg-Yngwe et al., 2003）、美国（例如 Eibner and Evans, 2005；Subramanyam et al., 2009）、英国（例如 Gravelle and Sutton, 2009）、日本（例如 Kondo et al., 2008）等。就变量选择而言，相关研究使用了不同指标来衡量相对剥夺和健康状况。Yitzhaki 指数是最常用的衡量相对剥夺的指标，而自评健康状况是最常用的衡量健康状况的指标。除此之外，还有研究使用是否低于参照组收入的中位数或均值来定义个体的相对剥夺状况（例如 Aberg-Yngwe et al., 2003），衡量健康状况的指标还包括心理健康（例如 Wildman, 2003）、死亡率（例如 Eibner and Evans, 2005）等。另外，对参照组选择的不同也会影响相对剥夺对健康状况作用的估计值（Mangyo and Park, 2011）。虽然相关实证研究所得到的相对剥夺对健康状况的影响程度不尽相同，但都发现，个体遭受的相对剥夺程度越高，健康状况越差。不过，在这一方面，来自发展中国家的经验证据还较少。

随着中国老龄化程度的逐渐加深，考察中老年人健康状况影响因素的研究不断出现。就本文所关心的收入因素的影响而言，部分研究考察了中国中老年人收入与其健康状况的关系。例如，Strauss et al.

(2010)、Lei et al. (2014a) 分别使用中国健康与养老追踪调查浙江、甘肃两省预调查数据和全国基线调查数据, 考察了中国中老年人社会经济状况与其健康状况的关系。收入是他们所考察的中老年人社会经济状况的一个维度, 但他们只分析了绝对收入与其健康状况的关系。李实、杨穗 (2011) 研究了养老金对老年人健康状况的影响, 从侧面反映了绝对收入对老年人健康状况的影响。随着学界对中国收入不平等状况关注程度的提高, 考察相对剥夺有关影响的研究文献不断出现。例如, 王湘红等 (2012) 使用中国乡城人口流动调查 (Rural-urban Migration in China, RUMiC) 数据, 考察了社会比较和相对收入对农民工家庭消费的影响, 发现相对收入能够在一定程度上解释农民工家庭的低消费率。任国强等 (2016) 利用中国综合社会调查 (Chinese General Social Survey, CGSS) 2010 年数据, 在用 Yitzhaki 指数反映相对剥夺的基础上考察了其对城乡居民自评健康状况和心理健康的影响。他们发现, 相对剥夺对城乡居民的自评健康状况和心理健康均有显著的负向影响。白志远、亓寿伟 (2017) 基于中国健康与营养调查 (China Health and Nutrition Survey, CHNS) 2011 年数据, 用家庭收入与社区平均收入的差值来衡量相对收入, 考察了绝对收入和相对收入对老年人幸福感的影响。他们发现, 相对收入对农村老年人的幸福感具有显著的负向影响, 而对城镇老年人的幸福感影响不显著。上述文献对中老年人收入与其健康状况的关系以及相对剥夺的可能影响做出了有益探讨, 在此基础上, 本文研究结合中国收入不平等和人口老龄化的城乡特点, 重点分析农村中老年人相对剥夺对其健康状况的影响, 以丰富相关研究成果。

本文研究的独特之处在于: 第一, 从相对收入视角检验相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响。现有对中老年人收入和健康状况关系的考察, 大多基于绝对收入。收入不平等会扩大农村中老年人间的收入差距, 从而影响他们的健康状况, 而现有关于相对收入对农村中老年人健康状况影响的研究还较缺乏。第二, 本文研究为通过改善农村收入分配进而缓解农村地区因人口老龄化产生的健康问题, 提供了经验证据上的支持。中国农村地区的老龄化程度高于城市地区, 且农村地区的医疗体系和社会保障体系在保障农村中老年人健康状况方面的力度还较弱, 这给农村地区的健康老龄化带来了巨大挑战。由于农村地区的收入不平等程度也高于城市地区, 这使得农村居民遭受的相对剥夺程度也更高。如果相对剥夺对农村中老年人的健康状况具有不利影响, 那么, 深化农村地区的收入分配制度改革将有利于从整体上改善农村中老年人的健康状况。

二、数据来源、变量描述与计量模型

(一) 数据来源

本文所用数据来自 2015 年中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)。该调查由北京大学中国社会科学调查中心组织实施, 旨在收集一套 45 岁及以上人口、在全国具有代表性的微观数据。CHARLS 团队 2008 年在浙江、甘肃两省进行预调查的基础上, 于 2011 年开展了全国层面的基线大调查, 并在之后每两年实施一次追访。CHARLS 数据样本覆盖了中国 28 个省 (区、市) 150 个县 (区) 的 450 个村或居委会, 收集的信息涵盖个人基本情况, 家庭结构和经济支持, 健康状况, 体格测量, 医疗服务利用和医疗保险, 工作、退休和养老金, 收入、消费、

资产，以及社区基本情况等。由于 CHARLS 数据具有代表性强、样本量大、信息丰富等优势，已经成为研究中国老龄化问题的重要数据库。

截至目前，CHARLS 已经公布了前三轮全国大调查收集的数据。为了反映最新情况，本文使用 2015 年的 CHARLS（简称“CHARLS2015”）数据来分析相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响。保留农村地区样本，并删除重要变量数据存在缺失的样本，最后得到用于分析的样本数为 5642 个。从本文研究样本的特征来看，样本农村中老年人的平均年龄为 59 岁，男性占 53.5%，处于在婚状态的样本占 91.4%，平均家庭规模为 5.5 人，家庭人均年收入为 3800 元^①；样本的受教育程度整体较低，文盲或半文盲者接近一半，所占比例达 46.4%，受教育程度为高中及以上者仅占 8.45%；样本的在业率较高，96.3%的农村中老年人处于就业状态；样本的医疗保险参与率为 93.4%，且大多数参加的是新型农村合作医疗（简称“新农合”），新农合在农村实现了较高程度的覆盖。

（二）变量说明与描述

1. 相对剥夺。相对剥夺反映了个体与参照组成员之间的差异，构建相对剥夺变量首先需要确定这种社会比较的范围。鉴于农村中老年人日常生活的地理范围以村庄为主，他们感知、比较自身收入和其他村民之间的差异主要在村庄这一地理范围内，所以，本文以村内其他成员为参照组测量相对剥夺变量^②。家庭是农村中老年人的基本生活单位，所以，本文用家庭人均年收入来反映农村中老年人的经济状况。人们倾向于向上比较，即将自己与收入更高的人进行比较，当他人的收入高于自己时，他会产生相对剥夺的主观感受。Yitzhaki 指数（参见 Yitzhaki, 1979; Eibner and Evans, 2005; Li and Zhu, 2006）较好地刻画了这种情况，因此，本文使用 Yitzhaki 指数来构造相对剥夺变量。农村中老年人个体 i 的 Yitzhaki 指数为：

$$\text{Yitzhaki 指数}_i = \frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^{N_i} (\text{income}_{cj} - \text{income}_i) \quad (1)$$

(1) 式中， income_i 为农村中老年人个体 i （下文简称“个体 i ”）的家庭人均年收入； income_{cj} 表示 c 村家庭人均年收入大于个体 i 的某人 j 的家庭人均年收入，比个体 i 家庭人均年收入高的其他个体总共有 N_i 个，这 N_i 个个体构成了个体 i 的参照组。将 c 村内这 N_i 个个体的家庭人均年收入逐一减去个体 i 的家庭人均年收入，并对其差值取均值，即为个体 i 的 Yitzhaki 指数。对于每一个处于收入分布特定位置上的个体，收入比其高的个体集合不尽相同，所以，不同个体 i 的 Yitzhaki 指数值也存在差异。由于每个个体具有各自特定的比较对象，因此，相对剥夺不仅反映了个体福利状况的不同，而且反映了个体间的收入不平等状况。

^①中国农村老年人存在较严重的贫困问题，中国农村 60 岁以上老年人的贫困率为 28.9%（参见《中国人口老龄化的挑战：中国健康与养老追踪调查全国基线报告》，<http://www.doc88.com/p-0874648160403.html>）。本文研究样本的家庭人均年收入水平与张川川等（2014）使用 CHARLS2011 年基线调查数据得到的这一指标值较为接近。

^②Li and Zhu（2006）使用中国健康与营养调查（China Health and Nutrition Survey, CHNS）1993 年数据，实证考察了收入不平等对健康状况的影响。在他们的分析中，也以村内其他成员为参照组构建相对剥夺变量。

除了 Yitzhaki 指数, 本文同时使用 Deaton 指数和收入百分位排序来测量相对剥夺。Deaton 指数在 Yitzhaki 指数的基础上, 进一步考虑了参照组成员的平均收入, 以满足规模不变性的要求 (Deaton, 2001)。农村中老年人个体 i 的 Deaton 指数为:

$$Deaton \text{ 指数}_i = \frac{1}{N_i \mu_c} \sum_{j=1}^{N_i} (income_{c_j} - income_i) \quad (2)$$

(2) 式中, μ_c 为个体 i 的参照组成员的家庭人均年收入均值。在 Yitzhaki 指数的基础上, 通过除以参照组成员的家庭人均年收入均值, Deaton 指数将取值范围限定为 [0, 1], 避免了 Yitzhaki 指数值随个体收入变化而出现较大变化的情况。

除了 Deaton 指数, 个体 i 在村内个体收入分布中所处的位置, 也能够反映其相对剥夺状况。借鉴 Li and Zhu (2006) 的做法, 本文计算了每个样本个体 i 家庭人均年收入在所在村的收入百分位排序。如果个体 i 的家庭人均年收入在所在村最高, 则其收入百分位排序取值为 100; 如果个体 i 的家庭人均年收入在所在村最低, 则其收入百分位排序取值为 0。

2.健康状况。 本文主要从直接机制来检验相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响, 而这一直接机制主要基于社会比较所产生的心理压力发挥作用, 所以, 本文选取自评健康状况和精神健康这两个由受访者回答、较为主观的指标来衡量健康状况。自评健康状况是一个经常被研究者用来反映个体健康状况的指标, 虽然体现的是受访者对自身健康状况的主观评价, 但它往往能综合反映受访者的健康状况 (Idler and Benyamini, 1997); 本文所用精神健康变量是基于标准的测量个体抑郁状况的量表所构建的指标。

(1) 自评健康状况。CHARLS 问卷“健康状况”模块的第一道题和最后一道题都询问了受访者对自身健康状况的主观评价, 分别是“您觉得您的健康状况怎么样? 是极好、很好、好、一般, 还是不好?”“您认为您的健康状况怎样? 是很好、好、一般, 还是不好、很不好?” 两道题的区别在于各选项内容所反映的健康状况程度不同。对于这一变量的有关数据, 本文研究进行了以下处理: 首先, 将自评健康状况问题各选项号的数值做逆序处理, 使得数值越大表示健康状况越好; 然后, 将受访者对两个自评健康状况问题的回答选项号的逆序处理值取均值, 并四舍五入取整作为其最终的自评健康状况结果。由于这一五分类有序变量在分布上呈高度偏态特征, 本文将选项取值为“1”“2”“3”的归为一类, 定义为自评健康状况“不好”; 将选项取值为“4”“5”的归为一类, 定义为自评健康状况“好”。因此, 本文研究中自评健康状况变量为二分类变量。

(2) 精神健康。CHARLS 设计了由 10 道题^①组成的标准“流行病调查用抑郁自评量表”(Center for Epidemiological Survey-Depression Scale, CES-D), 这一量表被广泛用来衡量精神抑郁状况 (Lei et al., 2014b)。每道题都反映了受访者在调查时点前一周在某一方面的感觉及行为, 且每道题都有相同的 4 个选项可供选择, 分别为: 很少或者根本没有 (< 1 天)、不太多 (1~2 天)、有时或者说一周有一半

^①这 10 道题是: “我因一些小事而烦恼”, “我在做事时很难集中精力”, “我感到情绪低落”, “我觉得做任何事都很费劲”, “我对未来充满希望”, “我感到害怕”, “我的睡眠不好”, “我很愉快”, “我感到孤独”, “我觉得我无法继续我的生活”。

的时间(3~4天)、一周的大多数时间(5~7天),选项号分别为1、2、3、4,以反映各题所对应调查的感觉及行为的发生频率。对于这一变量的数据,本文研究进行了以下处理:首先,将“我对未来充满希望”和“我很愉快”这两道题的选项号做逆序处理,使得选项号数值的大小能顺次反映不利精神健康的严重程度;然后,将受访者对这10道题的回答选择项的逆序处理值相加,得到精神健康变量取值。因此,本文研究中精神健康变量为取值[10,40]的整数变量。

3.控制变量。根据以往对中老年人健康状况的研究,本文在研究中引入年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、就业状况、医疗保险参与情况、家庭饮用水来源、家庭规模、家庭人均年收入和省份固定效应这些控制变量。其原因是:年龄和性别是最基本的人口学特征,个体的健康状况会随着年龄增长而变差,而且不同性别的中老年人之间健康状况存在差异(Barbosa et al., 2005);配偶健在能够显著提高高龄老人的生存几率(顾大男, 2003);程令国等(2014)利用CHARLS数据的研究表明,受教育程度能够提高老年人的健康状况和存活率。同时,个体的健康状况与其就业状况密切相关,退休不利于个体的健康(雷晓燕等, 2010)。本文研究样本包括中年人和老年人,他们具有不同的就业状况,所以,本文需要控制个体就业状况的影响。医疗保险通过在参保者之间分摊由不确定健康状况带来损失的风险,能够有效降低个体意外遭受不利健康的影响。例如,新农合在中国农村具有较高的普及率,新农合的推广在一定程度上也起到了改善农村居民健康状况的作用(程令国、张晔, 2012)。因此,本文研究引入医疗保险参与情况变量来控制这一影响。CHARLS涉及的医疗保险具体涵盖新型农村合作医疗、城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、商业医疗保险等,受访者参与其中任何一种医疗保险,则医疗保险参与情况变量取值为1;受访者没有参与任何类型的医疗保险,则该变量取值为0。Zhang(2012)的研究表明,中国农村地区饮用水基础设施的完善,能改善成年人和儿童的健康状况,所以,本文控制了家庭饮用水来源的影响。根据绝对收入假说,收入会影响个体的健康状况,本文在模型中引入家庭人均年收入来控制这一影响。不同地区的医疗卫生条件、健康行为习惯存在不同,从而使影响中老年人健康的不可观测因素也具有异质性,所以,本文控制省份固定效应。

4.其它变量。作为进一步的扩展讨论,后文还考察了相对剥夺对农村中老年人健康状况的异质性影响,也讨论了相对剥夺对客观健康状况的影响以及社会比较范围的不同对农村中老年人相对剥夺和健康状况关系的影响。本文研究通过计算样本所在省的基尼系数来反映受访者所在地区的收入不平等程度,并将高于各省基尼系数中位数的省定义为高收入不平等省,低于各省基尼系数中位数的省定义为低收入不平等省。CHARLS问卷设计了调查日常生活活动(activity of daily living, ADL)和工具性日常生活活动(instrumental activity of daily living, IADL)的相关问题,本文据此构造2个身体功能受限变量:如果受访者在ADL或IADL任一事项上“无法完成”或“有困难,需要帮助”,则定义其为ADL受限或IADL受限。为了解受访者的客观健康状况,CHARLS询问了其在14种慢性病方面的患病情况。本文研究构造是否患有某种慢性病变量,考虑了发病率最高的5种慢性病的患病情况。

上文所有变量的描述性统计分析结果见表1。

表1 变量的含义与描述性统计分析结果

| 变量名称 | 变量说明 | 均值 | 标准差 |
|------|------|----|-----|
|------|------|----|-----|

相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响

| | | | | |
|---------|----------------------------|--------------------------------------|-------|-------|
| 相对剥夺 | Yitzhaki指数_村 (对数) | 以村为参照组地理范围来测量相对剥夺的核心自变量, 含义见前文 | 0.56 | 1.42 |
| | Deaton指数_村 | 以村为参照组地理范围来测量相对剥夺的核心自变量, 含义见前文 | 0.69 | 0.29 |
| | 收入百分位排序_村 | 以村为参照组地理范围的家庭人均年收入在所在村的百分位排序 | 21.53 | 28.51 |
| 健康状况 | 自评健康状况 | 自评健康状况“好”=0; 自评健康状况“不好”=1 | 0.70 | 0.46 |
| | 精神健康 | CES-D量表得分 (单位: 分) | 18.25 | 6.30 |
| 控制变量 | 年龄 | 2015年受访者的自然年龄 (单位: 岁) | 59.32 | 8.27 |
| | 性别 | 女性=0; 男性=1 | 0.54 | 0.50 |
| | 婚姻状况 | 分居、离异、丧偶、从未结婚=0; 已婚、同居=1 | 0.91 | 0.28 |
| | 受教育程度 | | | |
| | 文盲或半文盲 | 非文盲或半文盲=0; 文盲或半文盲=1 | 0.46 | 0.50 |
| | 小学 | 非小学=0; 小学=1 | 0.24 | 0.43 |
| | 初中 | 非初中=0; 初中=1 | 0.21 | 0.41 |
| | 高中及以上 | 高中以下=0; 高中及以上=1 | 0.09 | 0.28 |
| | 就业状况 | 未就业=0; 就业=1 | 0.96 | 0.19 |
| | 医疗保险参与情况 | 无任何类型的医疗保险=0; 有医疗保险=1 | 0.93 | 0.25 |
| | 家庭饮用水来源 | 其他=0; 自来水=1 | 0.68 | 0.47 |
| 家庭规模 | 2015年家庭总人口数 (单位: 个) | 5.55 | 1.90 | |
| 家庭人均年收入 | 2015年家庭总收入/家庭规模 (单位: 万元/人) | 0.38 | 1.48 | |
| 其他变量 | 所在地区收入不平等程度 | 低收入不平等省=0; 高收入不平等省=1 | 0.58 | 0.50 |
| | ADL受限 | 所有ADL活动都可完成=0; 无法完成任何一项ADL活动=1 | 0.05 | 0.21 |
| | IADL受限 | 所有IADL活动都可完成=0; 无法完成任何一项IADL活动=1 | 0.10 | 0.31 |
| | 是否患有关节炎 | 未患关节炎=0; 患关节炎=1 | 0.42 | 0.49 |
| | 是否患有胃病 | 没有患胃病=0; 患胃病=1 | 0.30 | 0.46 |
| | 是否患有高血压 | 没有患高血压=0; 患高血压=1 | 0.26 | 0.44 |
| | 是否患有心脏病 | 没有患心脏病=0; 患心脏病=1 | 0.12 | 0.32 |
| | 是否患有肺病 | 没有患肺病=0; 患肺病=1 | 0.13 | 0.34 |
| | Yitzhaki指数_县 (区) | 扩展讨论中以县 (区) 为参照组地理范围测量相对剥夺的变量, 含义见后文 | 0.63 | 1.47 |
| | Deaton指数_县 (区) | 扩展讨论中以县 (区) 为参照组地理范围测量相对剥夺的变量, 含义见后文 | 0.72 | 0.26 |
| | 收入百分位排序_县 (区) | 扩展讨论中以县 (区) 为参照组地理范围测量相对剥夺的变量, 含义见后文 | 16.10 | 23.43 |

注: ADL 受限变量和 IADL 受限变量的样本数分别为 3697 个和 5597 个, 其他变量的样本数均为 5642 个。

(三) 计量模型

本文关注相对剥夺影响农村中老年人健康状况的直接机制, 即个体所感知到的自身和其他人在收入上的差异这种社会比较所产生的心理压力对个体健康产生的不利影响, 所以, 后文对农村中老年人

健康状况的考察主要关注自评健康状况和精神健康这两个较为主观的指标，并分析相对剥夺对农村中老年人健康状况影响的异质性。本文使用多层模型估计相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响，选用这一模型的原因是：多层模型能够有效处理数据的层次性和同一层次内样本的相关性问题。首先，大型微观调查数据的样本均由多层抽样得到，本文所用的 CHARLS 数据也不例外。CHARLS 的所有样本都是在县（区）、村（居委会）、家户和个人 4 个层面依次抽样选取的^①。因此，CHARLS 数据天然具有多层结构的特点。其次，一般而言，同村个体间健康状况高度相关，而来自不同村的个体间健康状况的相关性则相对较弱。或者说，同村个体间健康状况的差异较小，而来自不同村的个体间健康状况的差异则较大，这一点违背了普通回归模型所要求满足的样本独立性假设条件。

本文的多层模型由个体和村两层构成，其中，第一层为个体，第二层为村级。将基本模型设定为：

$$health_{ic} = \beta_0 + \beta_1 RD_{ic} + \beta_2 X_{ic} + \zeta_c + \varepsilon_{ic} \quad (3)$$

(3) 式中， $health_{ic}$ 为 c 村个体 i 的健康状况； RD_{ic} 为个体 i 在收入方面受到的相对剥夺； X_{ic} 为控制变量； ζ_c 代表村级随机截距项，可以刻画同时影响个体 i 的相对剥夺和健康状况的村级不可观测特征，假定 $\zeta_c | (RD_{ic}, X_{ic}) \sim N(0, \psi)$ ； ε_{ic} 为影响个体 i 健康状况的随机扰动项。由于存在村级随机截距项 ζ_c ，如果使用普通回归模型来估计 (3) 式，将会造成相对剥夺变量 RD_{ic} 的系数估计值因遗漏变量而存在偏误。通过直接对同时影响个体 i 的相对剥夺和健康状况的村级不可观测特征（即村级随机截距项 ζ_c ）进行建模，多层模型能减轻来自村级层面的不可观测特征造成的遗漏变量偏误问题。

本文研究的被解释变量中，自评健康状况为二分类变量，而精神健康为取值介于 10 和 40 之间的整数变量，因此，本文分别采用多层 Logistic 模型和多层线性回归模型来估计相对剥夺对农村中老年人自评健康状况和精神健康的影响。多层 Logistic 模型和多层线性回归模型的区别在于随机扰动项 ε_{ic} 分布假设的不同：多层 Logistic 模型假设 $\varepsilon_{ic} | (RD_{ic}, X_{ic}, \zeta_c)$ 服从 Logistic 分布，多层线性回归模型假设 $\varepsilon_{ic} | (RD_{ic}, X_{ic}, \zeta_c)$ 服从正态分布。多层线性回归模型的系数估计值可直接解释为自变量对因变量的影响程度；而多层 Logistic 模型的系数估计值需要转化为比值比（odds ratio, OR）才具有可解释的含义。就自变量的 OR 值的具体含义而言，OR 值为自变量增加 1 个单位所引起的自评健康状况为“不好”的对数发生率的增加值。自变量的 OR 值均为正数。如果 OR 值大于 1，表示自变量的正向变化会提高农村中老年人自评健康状况为“不好”的概率；如果 OR 值等于 1，表示自变量的变化对农村中老年人自评健康状况没有影响；如果 OR 值小于 1，则表示自变量的正向变化会降低农村中老年人自评健康状况为“不好”的概率（Szumilas, 2010）。发生率（odds）可表示为：

$$Odds = \frac{p(sr_{ic} = 1 | x_{ic}, \zeta_c)}{1 - p(sr_{ic} = 1 | x_{ic}, \zeta_c)} \quad (4)$$

^①参见《中国健康与养老追踪调查 2011 年全国基线调查用户使用手册》，http://charls.pku.edu.cn/uploads/document/2011-charls-wave1/application/CHARLS_nationalbaseline_users_guide.pdf。

(4) 式中, srh_{ic} 为 c 村个体 i 的自评健康状况结果; $p(srh_{ic} = 1|x_{ic}, \zeta_c)$ 为自评健康状况为“不好”的条件概率, $1 - p(srh_{ic} = 1|x_{ic}, \zeta_c)$ 为自评健康状况为“好”的条件概率。发生率意为农村中老年人自评健康状况为“不好”的概率与自评健康状况为“好”的概率之比。

三、主要结果与讨论

(一) 相对剥夺对农村中老年人健康状况影响的结果与分析

表 2 方程 1 至方程 3 报告了相对剥夺对农村中老年人自评健康状况影响的多层 Logistic 模型估计结果 (报告的是 OR 值)。表 2 方程 1 显示, 以 Yitzhaki 指数衡量的相对剥夺变量的 OR 值为 1.033 且在 5% 的统计水平上显著, 即以 Yitzhaki 指数衡量的相对剥夺增加 1%, 农村中老年人自评健康状况为“不好”的对数发生率显著增加 1.033%。表 2 方程 2 为以 Deaton 指数衡量的相对剥夺对农村中老年人自评健康状况影响的估计结果, OR 值同样大于 1 但不具有统计显著性。表 2 方程 3 为农村中老年人家庭人均年收入在所在村的收入百分位排序对其自评健康状况影响的估计结果, 其 OR 值显著小于 1, 表明农村中老年人家庭人均年收入在所在村的收入百分位排序上升会显著降低其自评健康状况为“不好”的对数发生率^①。

表 2 方程 4 至方程 6 报告了相对剥夺对农村中老年人精神健康影响的多层线性回归模型估计结果, 报告的是系数估计值, 可以直接解释为自变量的变化所引起的反映精神健康的 CES-D 得分的变化情况。以 Yitzhaki 指数和 Deaton 指数衡量的相对剥夺变量的影响都显著, 且系数为正, 而农村中老年人家庭人均年收入在所在村的收入百分位排序变量的影响同样显著, 系数为负, 这表明, 相对剥夺对农村中老年人的精神健康具有不利影响。具体而言, Yitzhaki 指数每增加 10%, 农村中老年人反映精神健康的 CES-D 得分提高 0.0095 分; Deaton 指数每增加 0.1, 农村中老年人反映精神健康的 CES-D 得分提高 0.123 分; 农村中老年人家庭人均年收入在所在村的收入百分位排序每提高 1 个位次, 其 CES-D 得分下降 0.008 分。

表 2 核心自变量的估计结果表明, 相对剥夺对农村中老年人的自评健康状况和精神健康具有显著影响。而自评健康状况和精神健康均体现的是受访者对自身健康状况的主观评价, 这表明, 相对收入的差距会直接以心理压力的方式作用于个体的健康状况。

表 2 相对剥夺对农村中老年人健康状况影响的多层模型估计结果

| 变量名称 | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 | 方程6 |
|-------------------|------------------------|------------------|-----|--------------------|--------------------|-----|
| | 自评健康状况 (“好”=0, “不好”=1) | | | 精神健康 (CES-D得分) | | |
| Yitzhaki指数_村 (对数) | 1.033** (0.016) | — | — | 0.095** (0.041) | — | — |
| Deaton指数_村 | — | 1.274 (0.239) | — | — | 1.231** (0.494) | — |

^①收入百分位排序变量的取值范围为[0, 100], 数值越大, 表明农村中老年人家庭人均年收入在所在村村民家庭人均年收入排序中的位次越靠前, 相对收入越高。

相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响

| | | | | | | |
|-------------------|----------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|
| 收入百分位排序_村 | — | — | 0.997* | — | — | -0.008** |
| | — | — | (0.002) | — | — | (0.004) |
| 家庭人均年收入 | 0.961** | 0.981 | 0.983 | -0.141*** | -0.017 | -0.078 |
| | (0.016) | (0.028) | (0.023) | (0.043) | (0.072) | (0.060) |
| 年龄 | 1.006 | 1.007 | 1.006 | 0.025** | 0.024** | 0.024** |
| | (0.004) | (0.004) | (0.004) | (0.011) | (0.011) | (0.011) |
| 性别 | 0.741*** | 0.741*** | 0.741*** | -2.001*** | -2.004*** | -2.004*** |
| | (0.049) | (0.049) | (0.049) | (0.171) | (0.171) | (0.171) |
| 婚姻状况 | 0.993 | 0.991 | 0.992 | -1.707*** | -1.711*** | -1.711*** |
| | (0.116) | (0.116) | (0.116) | (0.298) | (0.298) | (0.298) |
| 受教育程度（以文盲半文盲为参照组） | | | | | | |
| 小学 | 1.140 | 1.140 | 1.140 | -0.486** | -0.484** | -0.482** |
| | (0.095) | (0.095) | (0.095) | (0.211) | (0.211) | (0.211) |
| 初中 | 1.026 | 1.029 | 1.029 | -1.128*** | -1.116*** | -1.117*** |
| | (0.090) | (0.091) | (0.091) | (0.230) | (0.230) | (0.230) |
| 高中及以上 | 0.671*** | 0.676*** | 0.679*** | -1.921*** | -1.884*** | -1.889*** |
| | (0.078) | (0.079) | (0.079) | (0.319) | (0.319) | (0.320) |
| 就业状况 | 0.952 | 0.952 | 0.949 | 1.279*** | 1.268*** | 1.271*** |
| | (0.158) | (0.158) | (0.157) | (0.432) | (0.432) | (0.432) |
| 医疗保险参与情况 | 1.322** | 1.320** | 1.320** | -0.416 | -0.415 | -0.419 |
| | (0.162) | (0.162) | (0.162) | (0.324) | (0.324) | (0.324) |
| 家庭饮用水来源 | 0.832** | 0.832** | 0.833** | -0.711*** | -0.713*** | -0.708*** |
| | (0.066) | (0.065) | (0.066) | (0.200) | (0.199) | (0.199) |
| 家庭规模 | 0.987 | 0.989 | 0.988 | -0.075 | -0.072 | -0.073 |
| | (0.018) | (0.018) | (0.018) | (0.046) | (0.046) | (0.046) |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | 2.533** | 2.385* | 3.036** | 19.911*** | 19.057*** | 20.456*** |
| | (1.198) | (1.239) | (1.390) | (1.218) | (1.340) | (1.177) |
| 村级随机截距项方差 | 0.122*** | 0.119*** | 0.119*** | 0.835*** | 0.815*** | 0.816*** |
| | (0.033) | (0.033) | (0.033) | (0.219) | (0.217) | (0.217) |
| 组内相关系数 | 0.036*** | 0.035*** | 0.035*** | 0.024*** | 0.023*** | 0.023*** |
| | (0.009) | (0.009) | (0.009) | (0.006) | (0.006) | (0.006) |
| 对数似然值 | -3295 | -3296 | -3295 | -18036 | -18035 | -18037 |

注：各列样本数均为 5642；括号内为标准误；***、**与*分别表示在 1%、5%与 10%的统计水平上显著。

就控制变量的影响而言，表 2 方程 1 至方程 3 的估计结果显示，性别、高中及以上受教育程度的 OR 值小于 1，表明女性自评健康状况为“不好”的可能性大于男性，高中及以上受教育程度者自评健康状况为“不好”的可能性显著低于受教育程度为文盲或半文盲者。医疗保险参与情况变量的 OR 值大于 1，表明参与医疗保险的农村中老年人的自评健康状况更差。两者间的这一负向关系说明，农村

医疗保险市场可能存在“逆向选择”问题。家庭饮用水来源显著影响农村中老年人的自评健康状况，饮用水源为自来水者的自评健康状况好于水源为其他者。表 2 方程 4 至方程 6 的估计结果^①表明，较多控制变量对农村中老年人的精神健康具有显著影响：随着年龄的增长，农村中老年人的精神抑郁程度显著增加，年龄每增加 1 岁，其 CES-D 得分增加 0.024 分；农村女性中老年人的精神抑郁程度显著高于男性，农村女性中老年人的 CES-D 得分比男性的这一得分高 2.003 分；有配偶者的精神抑郁程度显著低于没有配偶者，两者的 CES-D 得分差 1.710 分；受教育能够显著改善农村中老年人的健康状况，相比于受教育程度为文盲或半文盲的农村中老年人，受教育程度为小学、初中、高中及以上者的 CES-D 得分分别低 0.484 分、1.120 分和 1.898 分；处于就业状态的农村中老年人的精神抑郁程度显著高于未就业的农村中老年人，前者的 CES-D 得分比后者高 1.273 分；家庭饮用水来源为自来水的农村中老年人的健康状况显著好于饮用水来源为其他的农村中老年人。这些控制变量对农村中老年人健康状况影响的估计结果，和以往研究的结论（例如 Barbosa et al., 2005；顾大男，2003；雷晓燕等，2010；Zhang, 2012）基本一致。

（二）相对剥夺对农村中老年人健康状况影响的异质性

中年人和老年人处于生命周期的不同阶段，对个体间收入差异的感知和反应可能不同。对于面对相同相对剥夺状况的中年人和老年人，他们的健康状况所受影响可能存在差异，和社会联系更紧密的中年人的健康状况可能受这种影响更大。考虑到不同性别农村中老年人的健康状况不同，有必要考察相对剥夺对农村中老年人健康状况影响的性别差异^②。收入不平等和相对剥夺密切相关，在收入不平等程度更高的地区，更多的人遭受更大程度的相对剥夺。同时，中国的收入不平等存在显著的地区差异（Wang et al., 2014），相对剥夺对不同地区农村中老年人健康状况的影响可能具有差异。因此，本文分别从受访者的年龄、性别和所在地区的收入不平等程度这 3 个方面考察相对剥夺对农村中老年人健康状况影响的异质性，具体结果见表 3^③。

1. 年龄。 本文将样本按年龄划分为 45~60 岁的中年人组和不少于 60 岁的老年人组两类子样本，分别估计相对剥夺对这两类人健康状况的影响。表 3 的估计结果显示，相对剥夺对农村中年人和老年人健康状况的影响存在显著差异，相对剥夺仅对 45~60 岁的农村中年人的自评健康状况和精神健康状况具有显著影响，而对农村老年人的自评健康状况和精神健康状况影响不显著。表 3 方程 1 估计结果显示，以 Yitzhaki 指数和 Deaton 指数测量的相对剥夺的影响显著，OR 值大于 1，表明 Yitzhaki 指数或 Deaton 指数越高，农村中年人自评健康状况为“不好”的概率越大；农村中年人家庭人均年收入在

^①正文所描述的控制变量的系数估计值为表 2 中方程 4 至方程 6 对应系数估计值的平均数。

^②从样本农村中老年人的自评健康状况结果看，73%的农村女性中老年人认为自己的健康状况“不好”，男性样本的这一比例为 67%；从农村中老年人精神健康的性别差异看，农村女性中老年人的 CES-D 得分均值为 19.57 分，而农村男性中老年人的 CES-D 得分均值为 17.1 分。双样本 t 检验结果表明，男性和女性在自评健康状况和精神健康上存在显著差异。

^③受篇幅所限，表 3 和后文表 4 中没有报告村级随机截距项方差、组内相关系数、对数似然值等结果，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

所在村的收入百分位排序的影响显著，且 OR 值小于 1，表明家庭人均年收入在所在村的收入百分位排序越高，农村中年人自评健康状况为“不好”的概率越低。表 3 方程 3 估计结果显示，相对剥夺的 3 个测量变量的影响均显著，其中，Yitzhaki 指数_村（对数）和 Deaton 指数_村的系数为正，表明以这两个指数测量的相对剥夺提高了农村中年人的精神抑郁倾向；收入百分位排序变量的系数为负，表明农村中年人的家庭人均年收入在所在村的收入百分位排序越高，其精神抑郁倾向越低。表 3 方程 2 和方程 4 估计结果显示，无论将相对剥夺测量为 Yitzhaki 指数、Deaton 指数，还是将其测量为家庭人均年收入在所在村的收入百分位排序，相对剥夺对农村老年人自评健康状况和精神健康状况的影响均不显著。

表 3 相对剥夺对农村中老年人健康状况影响异质性的估计结果

| 组别 | 变量名称 | 自评健康状况（“好”=0，“不好”=1） | | 精神健康（CES-D得分） | |
|-------------------------|------------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|
| | | 方程1: 45~60岁 | 方程2: 不小于60岁 | 方程3: 45~60岁 | 方程4: 不小于60岁 |
| 年龄 | Yitzhaki指数_村（对数） | 1.045** (0.019) | 0.992 (0.028) | 0.120** (0.048) | 0.014 (0.076) |
| | Deaton指数_村 | 1.500* (0.358) | 0.900 (0.278) | 1.155* (0.612) | 1.274 (0.808) |
| | 收入百分位排序_村 | 0.996** (0.002) | 1.000 (0.003) | -0.008* (0.005) | -0.009 (0.007) |
| | 样本数 | 2931 | 2711 | 2931 | 2711 |
| 组别 | 变量名称 | 方程5: 男性 | 方程6: 女性 | 方程7: 男性 | 方程8: 女性 |
| 性别 | Yitzhaki指数_村（对数） | 1.027 (0.020) | 1.037 (0.024) | 0.113** (0.050) | 0.051 (0.065) |
| | Deaton指数_村 | 1.497* (0.358) | 1.051 (0.294) | 1.768*** (0.603) | 0.479 (0.763) |
| | 收入百分位排序_村 | 0.996** (0.002) | 0.998 (0.002) | -0.013*** (0.005) | -0.002 (0.006) |
| | 样本数 | 3021 | 2621 | 3021 | 2621 |
| 组别 | 变量名称 | 方程9: 收入不平等程度较高地区 | 方程10: 收入不平等程度较低地区 | 方程11: 收入不平等程度较高地区 | 方程12: 收入不平等程度较低地区 |
| 所在地 区收入 不平等 程度 | Yitzhaki指数_村（对数） | 1.044** (0.021) | 1.018 (0.023) | 0.139** (0.055) | 0.031 (0.062) |
| | Deaton指数_村 | 1.441 (0.351) | 1.085 (0.321) | 1.701*** (0.640) | 0.415 (0.779) |
| | 收入百分位排序_村 | 0.995** (0.002) | 0.999 (0.002) | -0.015*** (0.005) | 0.001 (0.006) |
| | 样本数 | 3286 | 2356 | 3286 | 2356 |

注：所引入的控制变量和其他变量同表 2，受篇幅所限，未报告有关拟合结果。***、**与*分别表示在 1%、5%与 10%的统计水平上显著。

2.性别。表3 性别分组的估计结果显示，以不同指标衡量的相对剥夺对农村男性中老年人的自评健康状况和精神健康大多具有显著影响，但是，对农村女性中老年人自评健康状况和精神健康的影响均不显著。农村男性中老年人的健康状况更易受相对剥夺的影响，表明他们比农村女性中老年人更倾向于在收入方面进行社会比较，对收入差异更为敏感，由收入差异带来的相对剥夺对其健康状况的负面影响更明显。相对剥夺对农村男性中老年人和女性中老年人健康状况影响的差异，可能是由传统性别观念（“男主外、女主内”）造成的。本文的研究对象为农村居民，传统性别观念在农村地区更为普遍，要求男性更多地承受家庭经济压力，因此，他们更在意自身收入和其他人的差异，即男性在收入方面具有更强的社会比较意识。这种社会比较的性别差异造成相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响在男性和女性间存在差异。

3.所在地区收入不平等程度。从表3 有关结果看，总体而言，相对剥夺对收入不平等程度较高地区的农村中老年人的健康状况具有显著的负向影响，而对收入不平等程度较低地区的农村中老年人的健康状况影响不显著。就对自评健康状况的影响而言，Yitzhaki 指数变量的影响显著，且 OR 值大于 1，这表明，相对剥夺程度提高会增加收入不平等程度较高地区农村中老年人自评健康状况为“不好”的可能性；收入百分位排序变量的影响显著，且 OR 值小于 1，这表明，对于收入不平等程度较高地区的农村中老年人而言，其家庭人均年收入在所在村的收入百分位排序的提高，会降低其自评健康状况为“不好”的可能性。对于收入不平等程度较低地区的样本组，方程 10 估计结果显示，衡量相对剥夺的 3 个变量均不具有统计显著性。就对精神健康状况的影响而言，用 Yitzhaki 指数和 Deaton 指数衡量的相对剥夺对收入不平等程度较高地区的农村中老年人的 CES-D 得分具有显著的正向影响，表明更高层次的相对剥夺不利于收入不平等程度较高地区的农村中老年人的精神健康；而衡量相对剥夺的 3 个变量对收入不平等程度较低地区的农村中老年人的精神健康状况的影响均不显著。

四、扩展讨论

（一）健康指标的扩展：对相对剥夺影响客观健康状况的考察

随着经济社会的发展，中国正处于从以急性传染病为主到以慢性病为主的疾病谱转变期。中国居民的慢性病发病率逐年提高，越来越多的中老年人患有以高血压和糖尿病等为代表的慢性病（Yang et al., 2008）。同时，随着年龄增大，中老年人的身体机能逐渐衰退，身体日常功能出现损伤的可能性会不断提高。本文构造是否患慢性病的指示变量和身体功能受限变量来反映受访者的客观健康状况，以考察相对剥夺对农村中老年人客观健康状况的影响。由于这些客观健康状况变量均为二分类变量，所以，这部分研究中均使用多层 Logistic 模型来拟合，并报告 OR 值。

表 4 为相对剥夺对农村中老年人客观健康状况影响的估计结果。表 4 方程 1 和方程 2 报告了相对剥夺对身体功能受限影响的估计结果，方程 3 至方程 7 报告了相对剥夺对是否患有发病率最高的 5 种慢性病影响的估计结果。表 4 的结果表明，相对剥夺除了对农村中老年人肺病发病率的影响显著外，对农村中老年人的身体功能受限和大多数慢性病的发病率均无显著影响。这与表 2 的结论形成了鲜明对比，相对剥夺更多影响的是农村中老年人的主观健康状况，而对其客观健康状况的影响大多不显著。

这说明，收入方面的相对剥夺对农村中老年人健康状况的作用主要通过影响心理压力而发生。

表 4 相对剥夺对农村中老年人客观健康状况影响的多层模型估计结果

| 变量名称 | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 | 方程6 | 方程7 |
|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|--------------------|
| | 身体功能受限 | | 慢性病发病率 | | | | |
| | ADL受限 | IADL受限 | 是否患有 关节炎 | 是否患有 胃病 | 是否患有 高血压 | 是否患有 心脏病 | 是否患有 肺病 |
| Yitzhaki指数_村(对数) | 0.967 (0.046) | 0.990 (0.026) | 1.013 (0.016) | 1.009 (0.016) | 1.011 (0.017) | 1.023 (0.025) | 1.044* (0.025) |
| Deaton指数_村 | 1.476 (0.838) | 1.331 (0.406) | 1.072 (0.200) | 1.211 (0.229) | 1.099 (0.222) | 1.161 (0.328) | 1.837** (0.485) |
| 收入百分位排序_村 | 0.996 (0.005) | 0.997 (0.003) | 0.999 (0.002) | 0.999 (0.002) | 0.999 (0.002) | 0.999 (0.002) | 0.995** (0.002) |
| 控制变量 | 控制 |
| 样本数 | 3697 | 5597 | 5642 | 5642 | 5642 | 5642 | 5642 |

注：所引入的控制变量和其他变量同表 2，受篇幅所限，未报告有关拟合结果。**和*分别表示在 5% 和 10% 的统计水平上显著。

(二) 不同的社会比较范围：基于县（区）的相对剥夺定义

以往的研究一般按照人口学特征或一定的地理范围设定参照组，进而计算相应的相对剥夺指标（例如 Aberg-Yngwe et al., 2003; Li and Zhu, 2006; Subramanyam et al., 2009）。考虑到农村中老年人的日常生活范畴以村庄内为主，所以，前文以村内其他成员为参照组构造个体的相对剥夺指标。随着社会的发展，人们的交往范围不断扩大，农村中老年人的生活范围也有可能超出村庄这一地理范围。县是中国较为重要的行政单位，对居民社会生活具有影响的各种公共服务和政策均在县一级进行统筹。基于此，本文进一步选择县（区）作为地理范围设定参照组，重新构造相对剥夺指标，再次估计相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响。

总体而言，估计结果（表 5）表明，基于县（区）定义的相对剥夺变量对农村中老年人健康状况的影响大多不显著。当把自评健康状况作为健康状况的衡量指标时，仅收入百分位排序变量对其影响显著；当把精神健康作为健康状况的衡量指标时，仅 Deaton 指数变量对其影响显著。表 5 的估计结果未能得出“相对剥夺对农村中老年人的健康状况具有不利影响”的结论，这不同于表 2 基于村庄构建相对剥夺指标的估计结果。表 5 和表 2 所涉方程在构建相对剥夺指标时对参照组地理范围的设定不同，有关结果表明，随着经济社会的发展，虽然人们的活动范围变得更大，超出了传统的地域界限，但是，中国农村中老人在感知收入差异时，基本上仍局限于所在村庄这一地理范围，并未将这种社会比较扩大到县等更大的地理空间。

表 5 相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响：基于县（区）定义相对剥夺的估计结果

| 变量名称 | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 | 方程6 |
|------|----------------------|-----|-----|---------------|-----|-----|
| | 自评健康状况（“好”=0，“不好”=1） | | | 精神健康（CES-D得分） | | |

相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响

| | | | | | | |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Yitzhaki指数_县(区)(对数) | 1.018 (0.021) | — — | — — | 0.078 (0.057) | — — | — — |
| Deaton指数_县(区) | — — | 1.298 (0.286) | — — | — — | 1.006* (0.581) | — — |
| 收入百分位排序_县(区) | — — | — — | 0.996** (0.002) | — — | — — | -0.008 (0.005) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 村级随机截距项方差 | 0.120*** (0.033) | 0.118*** (0.033) | 0.117*** (0.033) | 0.818*** (0.218) | 0.796*** (0.216) | 0.800*** (0.216) |
| 组内相关系数 | 0.035*** (0.009) | 0.035*** (0.009) | 0.034*** (0.009) | 0.023*** (0.006) | 0.023*** (0.006) | 0.023*** (0.006) |
| 对数似然值 | -3297 | -3297 | -3295 | -18038 | -18037 | -18037 |

注：各列样本数均为 5642 个。所引入的控制变量和其他变量同表 2，受篇幅所限，未报告有关拟合结果。***、**与*分别表示在 1%、5%与 10%的统计水平上显著。

五、结论与启示

本文基于 2015 年中国健康与养老追踪调查数据，考察了相对剥夺对农村中老年人健康状况的影响，得出了如下主要结论：第一，收入方面的相对剥夺对农村中老年人的自评健康状况和精神健康状况具有负面影响，相对剥夺程度的提高使其自评健康状况为“不好”和精神抑郁的概率显著增加；第二，相对剥夺对农村中老年人自评健康状况和精神健康的负面影响主要作用于 45~60 岁的中年人、男性和收入不平等程度较高地区的农村中老年人；第三，相对剥夺对农村中老年人身体功能受限和大多数慢性病发病率均无显著影响，相对剥夺对主观健康状况和客观健康状况影响的差异表明，社会比较产生的心理压力是相对剥夺负向影响农村中老年人健康状况的主要作用机制；第四，基于县（区）定义的相对剥夺指标对农村中老年人健康状况的影响大多不显著，表明村庄仍然是农村中老年人感知和比较收入差异的主要地理范围。

本文研究结论具有一定的政策启示。健康老龄化是积极老龄化的基础，如果老年人没有良好的健康状况，其他一切活动都难以开展。因此，实现健康老龄化是积极应对人口老龄化最关键的方面。为了应对农村人口老龄化带来的公共健康问题，加强农村地区的医疗卫生体系和社保体系建设是重要的政策选择。一般而言，收入分配越不均等，就越有更多的人遭受更大程度的相对剥夺。中国农村地区收入分配不均等程度高于城市地区，这意味着相对剥夺问题在农村地区更加严重。本文研究表明，基于收入的相对剥夺对农村中老年人的健康状况具有不利影响，收入不平等导致的相对剥夺进一步加剧了农村人口老龄化带来的健康问题。因此，除了加强农村地区的医疗卫生体系和社保体系建设，深化农村地区的收入分配制度改革也能在一定程度上缓解人口老龄化带来的农村居民健康问题。

参考文献

- 1.白志远、亓寿伟, 2017:《收入门槛、相对剥夺与老年人幸福感》,《财贸经济》第5期。
- 2.程令国、张晔, 2012:《新农合:经济绩效还是健康绩效?》,《经济研究》第1期。
- 3.程令国、张晔、沈可, 2014:《教育如何影响了人们的健康?》,《经济学(季刊)》第1期。
- 4.顾大男, 2003:《婚姻对中国高龄老人健康长寿影响的性别差异分析》,《中国人口科学》第3期。
- 5.雷晓燕、谭力、赵耀辉, 2010:《退休会影响健康吗?》,《经济学(季刊)》第4期。
- 6.李实、杨穗, 2011:《养老金收入与收入不平等对老年人健康的影响》,《中国人口科学》第3期。
- 7.林宝, 2018:《人口老龄化城乡倒置:普遍性与阶段性》,《人口研究》第3期。
- 8.任国强、王福珍、罗玉辉, 2016:《收入、个体收入剥夺对城乡居民健康的影响——基于CGSS2010数据的实证分析》,《南开经济研究》第6期。
- 9.王湘红、孙文凯、任继球, 2012:《相对收入对外出务工的影响:来自中国农村的证据》,《世界经济》第5期。
- 10.张川川、John Giles、赵耀辉, 2014:《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》,《经济学(季刊)》第1期。
- 11.Aberg-Yngwe, M., J. Fritzell, O. Lundberg, F. Diderichsen, and B. Burström, 2003, "Exploring Relative Deprivation: Is Social Comparison a Mechanism in the Relation between Income and Health?", *Social Science and Medicine*, 57(8): 1463-1473.
- 12.Adda, J., J. Banks, and H. M. Gaudecker, 2009, "The Impact of Income Shocks on Health: Evidence from Cohort Data", *The Journal of the European Economic Association*, 7(6): 1361-1399.
- 13.Adjaye-Gbewonyo, K., and I. Kawachi, 2012, "Use of the Yitzhaki Index as a Test of Relative Deprivation for Health Outcomes: A Review of Recent Literature", *Social Science and Medicine*, 75(1): 129-137.
- 14.Baird, S., J. Friedman, and N. Schady, 2011, "Aggregate Income Shocks and Infant Mortality in the Developing World", *The Review of Economics and Statistics*, 93(3): 847-856.
- 15.Barbosa, A. R., J. M. P. Souza, M. L. Lebrão, R. Laurenti and M. F. Marucci, 2005, "Functional Limitations of Brazilian Elderly by Age and Gender Differences: Data from SABE Survey", *Cadernos De Saúde Pública*, 21(4): 1177-1185.
- 16.Braveman, P. A., C. Cubbin, S. Egerter, S. Chideya, K. S. Marchi, M. Metzler, and S. Posner, 2005, "Socioeconomic Status in Health Research: One Size Does Not Fit All", *Jama*, 294(22): 2879-2888.
- 17.Cai, F., J. Giles, P. O'Keefe, and D. Wang, 2012, *The Elderly and Old Age Support in Rural China*, Washington: World Bank Publications Press.
- 18.Cheng, L., H. Liu, Y. Zhang, and Z. Zhao, 2018, "The Health Implications of Social Pensions: Evidence from China's New Rural Pension Scheme", *The Journal of Comparative Economics*, 46(1): 53-77.
- 19.Currie, J., 2009, "Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development", *The Journal of Economic Literature*, 47(1): 87-117.
- 20.Deaton, A., 2001, "Relative Deprivation, Inequality, and Mortality", NBER Working Paper No. 8099, <http://www.nber.org/papers/w8099>.
- 21.Eibner, C., and W. N. Evans, 2005, "Relative Deprivation, Poor Health Habits, and Mortality", *The Journal of Human Resources*, 52(3): 591-620.

- 22.Gravelle, H., and M. Sutton, 2009, "Income, Relative Income, and Self-reported Health in Britain 1979-2000", *Health Economics*,18(2): 125-145.
- 23.Idler, E. L., and Y. Benyamini, 1997, "Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty-seven Community Studies", *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1): 21-37.
- 24.Kondo, N., I. Kawachi, S. V. Subramanian, Y. Takeda, and Z. Yamagata, 2008, "Do Social Comparisons Explain the Association between Income Inequality and Health? Relative Deprivation and Perceived Health among Male and Female Japanese Individuals", *Social Science and Medicine*, 67(6): 982-987.
25. Lei, X., X. Sun, J. Strauss, Y. Zhao, G. Yang, P. Hu, Y. Hu, and X. Yin, 2014a, "Health Outcomes and Socio-economic Status among the Mid-aged and Elderly in China: Evidence from The CHARLS National Baseline Data", *The Journal of the Economics of Ageing*, 3(2): 29-43.
26. Lei, X., X. Sun, J. Strauss, P. Zhang, and Y. Zhao, 2014b, "Depressive Symptoms and SES among the Mid-aged and Elderly in China: Evidence from the China Health and Retirement Longitudinal Study National Baseline", *Social Science and Medicine*, 120(11): 224-232.
- 27.Li, H., and Y. Zhu, 2006, "Income, Income Inequality, and Health: Evidence from China", *The Journal of Comparative Economics*, 34(4): 668-693.
- 28.Mangyo, E., and A. Park, 2011, "Relative Deprivation and Health: Which Reference Groups Matter?", *The Journal of Human Resources*, 46(3): 459-481.
- 29.Sapolsky, R. M., 2005, "The Influence of Social Hierarchy on Primate Health", *Science*, 308(5722): 648-652.
- 30.Strauss, J., X. Lei, A. Park, Y. Shen, J. P. Smith, Z. Yang, and Y. Zhao, 2010, "Health Outcomes and Socio-economic Status among the Elderly in China: Evidence from the CHARLS Pilot", *Journal of Population Ageing*, 3(4): 111-142.
- 31.Subramanyam, M., I. Kawachi, L. Berkman, and S. V. Subramanian, 2009, "Relative Deprivation in Income and Self-rated Health in the United States", *Social Science and Medicine*, 69(3): 327-334.
- 32.Szumilas, M., 2010, "Explaining Odds Ratios", *Journal of the Canadian Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 19(3): 227-229.
- 33.Wang, C., G. Wan and D. Yang, 2014, "Income Inequality in the People's Republic of China: Trends, Determinants, and Proposed Remedies", *The Journal of Economic Surveys*, 28(4): 686-708.
- 34.Wildman, J., 2003, "Income Related Inequalities in Mental Health in Great Britain: Analysing the Causes of Health Inequality over Time", *The Journal of Health Economics*, 22(2): 295-312.
- 35.Xie, Y., and X. Zhou, 2014, "Income Inequality in Today's China", *The Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(19): 6928-6933.
- 36.Yang, G, L. Kong, W. Zhao, X. Wan, Y. Zhai, L. C. Chen, and J. P. Koplan, 2008, "Emergence of Chronic Non-communicable Diseases in China", *The Lancet*, 372(9650): 1697-1705.
- 37.Yitzhaki, S., 1979, "Relative Deprivation and the Gini Coefficient", *The Quarterly Journal of Economics*, 93(2): 321-324.
- 38.Yu, B., Q. Meng, C. Collins, R. Tolhurst, S. Tang, F. Yan, L. Bogg, and X. Liu, 2010, "How Does the New Cooperative

Medical Scheme Influence Health Service Utilization? A Study in Two Provinces in Rural China”, *BMC Health Services Research*, 10(1): 116-125.

39.Zhang, J., 2012, “The Impact of Water Quality on Health: Evidence from the Drinking Water Infrastructure Program in Rural China”, *The Journal of Health Economics*, 31(1): 122-134.

(作者单位：南京财经大学经济学院)

(责任编辑：陈秋红)

The Effects of Relative Deprivation on the Health Condition of Chinese Middle and Old-aged Persons in Rural Areas: An Analysis Based on the China Health and Retirement Longitudinal Study Survey Data

Wen Xingxiang

Abstract: Both the degree of income inequality and population ageing are more pronounced in rural China than in urban areas. On the one hand, the more unequal a society is economically, the higher the degree of relative deprivation people can feel. On the other hand, whether population ageing has a negative impact on the society depends on the health condition of middle and old-aged persons. Based on those facts, this article uses the recent round of CHARLS data to test relative deprivation hypotheses among Chinese rural middle and old-aged persons. The study uses sample individuals from the same villages as benchmark reference groups to construct three different relative deprivation indexes. The results from multilevel model regressions consistently show that relative deprivation has a significant negative effect on rural elderly’s self-rated health condition and mental health condition. But relative deprivation seems to have little effect on objective health measures, such as the incidence of functional limitations and chronic diseases. The analysis shows that the negative health effects of relative deprivation are mainly applied to middle-aged persons, male villagers and those coming from provinces with higher income inequality index. The relative deprivation induced by income inequality has caused a huge public health concern in rural societies with population ageing. The study suggests that deepening the income distribution policy reform may improve the health condition of rural population and relieve health burden in rural areas.

Key Words: Relative Deprivation; Health Condition; Income Inequality; Social Comparison; Healthy Ageing