

城乡居民医保一体化政策缓解了健康 不平等吗？*

——来自中国地级市准自然实验的经验证据

何文¹ 申曙光²

摘要：不患寡而患不均，发展不平衡是制约中国经济全面协调可持续与社会和谐稳定的关键问题，而健康不平等是引起社会发展失衡的重要原因。本文基于2012—2016年中国劳动力动态调查（CLDS）三期数据，通过多期双重差分模型、集中指数分解等计量方法，实证检验城乡居民医保一体化政策对居民健康及健康不平等的影响。研究结果显示：城乡居民医保一体化政策显著降低了城乡居民的医疗负担，并改善了其健康状况。中国存在显著“亲富人”“亲城市”的健康不平等。城乡居民医保一体化政策缩小了城乡居民间健康不平等，但贡献有限且提高了城乡居民群体内以及总体健康不平等程度，其原因主要在于医疗资源配置不均衡。城乡居民医保一体化政策对健康不平等的影响存在模式异质性和时间异质性。“一档制”城乡居民医保一体化政策显著改善了居民健康，但会促进健康不平等，并且其影响随着时间的推移而加大。

关键词：医保一体化 城乡居民 健康不平等 准自然实验

中图分类号：F126 F197 **文献标识码：**A

一、引言

中国是一个农业大国，拥有超过5亿的农村居民。长期以来，农村居民为中国经济发展、社会进步做出了举足轻重的贡献。然而，农村居民却没有享受到与付出对等的成果，他们在享有社会保障、基础设施等公共服务方面处于弱势地位。其中，农村居民在获得健康服务方面的弱势显得尤为突出。统计资料显示，2019年中国居民的人均预期寿命已经达到77.3岁，相比2000年增长了5.9岁。居民

本文是国家社会科学基金重大项目“积极老龄化的公共政策与法治问题研究”（项目编号：19ZDA158）的阶段性研究成果。

《2019年我国卫生健康事业发展统计公报》，<http://www.nhc.gov.cn/guihuaxxs/s10748/202006/ebfe31f24cc145b198dd730603ec4442.shtml>。

的健康状况显著改善,然而城乡居民间仍存在较大的预期寿命差距。健康不平等不体现在城乡差别上,还体现在收入水平上。高收入群体不仅拥有更好的医疗可及性,同时享受到更多的医疗保障(周钦等,2016;温兴祥,2018),而相对低收入的农村居民群体正面临健康的“双重弱势”困境。健康权是一项人人平等享有的基本权利,社会中的每一个个体都应该拥有平等获取健康的机会。健康不平等程度过高,不仅会影响社会和谐与全面进步,还会进一步引起收入不平等等一系列问题(Baeten et al., 2013),从而给劳动力素质提高、经济协调可持续发展带来重大隐患。因此,着眼于进一步巩固脱贫攻坚成果、实现乡村振兴,缓解健康不平等已经成为当前中国一项刻不容缓的艰巨任务。

自布莱克报告(Black, 1981)发布以来,健康不平等受到社会各界的持续关注。无论是针对发达国家还是针对发展中国家的研究,几乎都证实了社会存在健康分层现象(Wagstaff et al., 2003; 解垚, 2009)。维护民众健康、缓解健康不平等,不单需要个体养成积极向上的生活方式,同时也需要国家相关职能部门进行统筹规划。自二十世纪六七十年代开始,西方国家就开始重视并制定健康干预措施,促进国民健康。其中,医疗保险能够分摊患病时的财务风险,保障个体医疗服务利用的财务可及性,起到维护健康的作用(潘杰等, 2013; Shigeoka, 2014; 何文、申曙光, 2020)。作为一项社会保障制度,医疗保险可以通过促使个体减少因未来不确定性而进行的预防性储蓄行为,增加当期消费和改善营养摄入,提升健康水平(Bai and Wu, 2014; 毛捷、赵金冉, 2017)。具有鲜明“互助共济”特征的社会医疗保险能够更大程度上改善弱势群体健康,促进健康平等。为了保障国民健康,中国已经基本建成覆盖全民的基本医疗保险制度体系,国民健康状况不断改善。不过,出于历史原因,中国医保制度体系是基于个体身份设计的,不同身份的个体参加的医保类别具有明显差异(赵绍阳等, 2015; Liu et al., 2017),城乡居民享受着不同医保制度的保障,群体间的受益不平等可能进一步导致健康不平等(孙淑云, 2015; Pan et al., 2016)。

为了提高统筹地区参保人的医保待遇,缩小城乡医保待遇差距,国内不少地区率先开展城乡居民医保一体化(以下简称“医保一体化”)改革试点,且在中国共产党第十九次全国代表大会以后,改革在全国范围内得到迅速推广。当前,几乎所有地区都已经实现了城乡居民医保制度的整合,医保制度的城乡二元结构已被打破,城乡居民健康得到更好保障(常雪等, 2018)。改革后农村居民能够享受到与城镇居民同等的医保待遇,制度公平性大大增强(彭浩然、岳经纶, 2020),但参保机会与待遇水平更加平等的城乡居民医保制度能否缓解城乡居民间的健康不平等,仍然需要更为严谨可靠的实践证据。

同时,医保一体化政策能否缩小不同收入群体间的健康不平等也需要进一步验证。从理论上讲,低收入者对医疗价格更为敏感,医保能够显著提升这一群体的医疗可及性,改善低收入者健康,进而缩小不同收入群体间的健康不平等。不少学者发现,收入较低、健康状况较差的群体是参保的最大受益者(潘杰等, 2013; Liu and Zhao, 2014; Huang and Gan, 2017),但关于医保能否促进健康平等还存在较大争议。中国医疗资源配置严重失衡,医疗资源特别是优质医疗资源往往集中在大城市和大

资料来源:《城市蓝皮书:中国城市发展报告 No.9——迈向健康城市之路》。

医院 (Yip and Hsiao, 2014; Persson et al., 2019)。高收入群体拥有更好的医疗可及性,在均等化的筹资政策下,高收入群体不仅享受了数量更多且更为优质的医疗资源,得到了更好的健康保障,还获得了更多的医保基金补偿,从而导致“穷人补贴富人”这一逆向补贴现象的发生 (Ourti et al., 2009; 周钦等, 2016; 彭晓博、王天宇, 2017)。因此,医保一体化政策即便提高了个体的医保待遇,也并不能缩小不同收入群体间的健康不平等。

尽管国内外关于医疗保险与健康不平等的研究已经取得了较为丰硕的成果,但是大部分研究聚焦于验证医疗保险的覆盖程度对健康不平等的影响 (程令国、张晔, 2012; Yu and Zhu, 2018),较少关注到保障水平的变化对同一医保制度下参保群体健康不平等的影响。特别是在中国医保基本实现全民覆盖的情况下,后者的研究具有更高的实践价值。

基于此,本文采用 2012—2016 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 三期数据,运用多期双重差分模型、集中指数分解等计量方法,实证检验医保一体化政策对健康不平等的影响。相较于同领域研究,本文的贡献主要体现在:首先,以往研究更多地关注医保一体化政策对健康的影响,本文检验医保一体化政策对健康不平等的影响,补充了保险政策及其公平性对健康不平等影响的研究。其次,关于医保影响健康不平等研究主要集中于分析同一身份不同收入水平群体的健康不平等,本文将总体健康不平等分解为城乡居民群体内健康不平等和群体间健康不平等,相比过往研究更加全面与深入。最后,本文分析了医保一体化政策影响的异质性,相比现有研究更为细致全面地考虑了政策实施的地区差异性。易沛、张伟 (2018) 从收支平衡的角度比较了“一档制”和“多档制”整合模式下医保基金的持续性,马超等 (2018) 也比较了不同医保统筹模式对城乡居民医疗服务利用和健康实质公平的影响,但本文使用了多年度且覆盖范围更广的调查数据,并考虑了制度实施模式和时间的异质性,从而能够为城乡居民医保制度的完善提供更具指导意义的现实依据。

二、研究设计

(一) 政策背景

受社会历史条件的制约,为了尽快实现人群全覆盖,中国基本医疗保险制度是根据人员身份进行设计的:城镇正式职工强制参加城镇职工基本医疗保险 (以下简称“城职保”),并采用用人单位和职工个人共同缴费的方式;城镇常住居民可以自愿选择参加城镇居民基本医疗保险 (以下简称“城居保”),并采用财政和个人共同筹资的方式;而广大农业户籍居民则可以自愿选择参加新型农村合作医疗保险 (以下简称“新农合”),由财政和个人共同分担保费。总体来说,三项医保的参保形式、筹资方式、缴费基数、待遇水平等均存在一定差异 (见表 1)。尽管这种设计理念加快了制度的普及速度,但是制度分割、人群分割导致了公平和效率的双重损失,并妨碍更加公平更可持续医保制度的建立。长期以来,关于打破参保的身份界限、整合医保制度的呼声层出不穷,其中,两项居民医保的筹资来源基本一致,待遇水平相差不大,成为制度整合的突破口。

表 1 城职保、城居保以及新农合政策对比

	城职保	城居保	新农合
覆盖人群	城镇正式职工	城镇常住居民	农业户籍居民
参保形式	强制参保	自愿参保	自愿参保
筹资方式	用人单位+个人	财政+个人	财政+个人
缴费基数	与工资水平挂钩	定额筹资	定额筹资
分担比例	3 (单位) 1 (个人)	3.5 (财政) 1 (个人)	3.5 (财政) 1 (个人)
人均缴费水平	4271 元	777 元	673 元
人均支出水平	3378 元	700 元	645 元

注：分担比例通过整理《国务院关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》《人力资源社会保障部 财政部关于做好 2017 年城镇居民基本医疗保险工作的通知》以及《国家卫生计生委 财政部关于做好 2017 年新型农村合作医疗工作的通知》等相关文件得到；人均缴费水平和人均支出水平相关数据来自《中国卫生健康统计年鉴（2019）》。

2016 年 1 月 12 日，国务院发布《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》（以下简称《意见》），《意见》明确指出要打破医疗保障的户籍分割，逐步在全国范围内建立起统一的城乡居民基本医疗保险制度（以下简称“城乡居保”），并按照“筹资标准统一、待遇就高不就低、目录就宽不就窄”的原则实现覆盖范围、筹资政策、保障待遇、医保目录、定点管理以及基金管理的统一。一些地区（见表 2）为更好地保障参保居民的基本医疗需求，早在《意见》出台之前，就率先开展了医保一体化政策的试点。除未成年人、在校学生、老年人等特殊参保群体外，先行地区的医保一体化模式主要可以分为两种。一种是不分档次，所有城乡居民在履行一致的缴费义务后，享受完全相同的待遇水平，真正实现“六统一”（以下简称“一档制”）。实行这种模式的主要有昆明、三明、广州、上海等城市。另一种是根据原城居保、新农合的缴费与待遇标准，建立相应的两个档次，在此基础上城乡居民可以自愿选择参保档次（以下简称“分档制”）。实行这种模式的主要有贵阳、济南、潍坊、宁波等城市。

综上可知，医保一体化改革的渐进式推进特征为本文的研究提供了可行性。基于政策改革的“准自然实验”设计，本文采用多期 DID 模型可以评估医保一体化政策对健康不平等的影响。

表 2 样本地区医保一体化政策实施情况

	城市
第一批（2012—2013 年）实现城乡居民医保制度整合的城市（实验组）	昆明（“一档制”）、茂名（“一档制”）、三明（“一档制”）、台州（“一档制”）、西宁（“一档制”）、温州（“一档制”）
第二批（2014—2016 年）实现城乡居民医保制度整合的城市（实验组）	广州（“一档制”）、贵阳（“分档制”）、济南（“分档制”）、济宁（“一档制”）、临沂（“一档制”）、宁波（“分档制”）、齐齐哈尔（“分档制”）、青岛（“分档制”）、上海（“一档制”）、苏州（“一档制”）、泰安（“分档制”）、潍坊（“分档制”）、乌鲁木齐（“一档制”）

未成年人、在校学生、老年人等群体的缴费标准通常要低于其余参保群体。

(续表2)

研究时段尚未实现城乡居民医保制度整合的城市(对照组)	阿克苏、鞍山、安顺、保定、北京、崇左、大连、福州、哈尔滨、合肥、淮南、黄冈、吉林、锦州、晋城、荆门、荆州、凉山、六安、龙岩、南京、攀枝花、盘锦、平凉、沈阳、松原、太原、温州、乌兰察布、武汉、武威、锡林郭勒盟、咸宁、湘潭、信阳、邢台、徐州、伊犁、玉溪、漳州、昭通、郑州、资阳、自贡、亳州
----------------------------	------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

注：各地区医保一体化政策的实施情况是根据当地相关职能部门是否发布正式的改革方案、明确实施时间进行判断。

(二) 数据来源与处理

本文使用的数据来自中山大学社会科学调查中心开展的“中国劳动力动态调查”(CLDS)，该数据库涵盖了除香港、澳门、台湾、西藏、海南外的29个省(市、区)，且主要关注劳动年龄人口(16~64岁人口)的教育、工作、迁移、健康、保险参与、经济活动等方面的问题。中国医保制度实行属地管理，且当前大部分地区的医保统筹层次为市级统筹，而CLDS公布了被调查者所在的地级行政区(含直辖市)名称，因此很好地契合了本文的研究需要。本文采用该调查已经发布的2012年、2014年和2016年三年的数据。此外，部分控制变量为市级层面的宏观统计指标，相关数据来自对应年份的《中国城市统计年鉴》以及各地级市的统计年鉴。

为了获取适合研究的样本，本文还对原始数据做了进一步处理。在个体层面，删除参加职工医保或者拥有商业健康保险的样本，只保留新农合、城居保或城乡居保的参保个体；删除信息缺失或者异常的样本，以及访问员认为不可靠的样本。在地级行政区层面，删除少于5个个体检测值的地级市样本，以减少估计误差；删除没有连续三期被调查的地级市样本；删除在2012年之前已经实现医保一体化的地级市样本；删除医保一体化政策实施情况不明的地级市样本。通过上述处理，本文最终保留14186个个体样本、64个地级市样本，其中，已经实现医保一体化的地级市有19个。

(三) 健康不平等的度量和分解

本文所研究的健康不平等是指与收入相关的健康不平等(Income-related Inequalities in Health)，涉及衡量收入的指标(*Income*)以及度量健康的指标(*Health*)。对于收入指标，考虑到当期收入与健康存在内生性问题，本文参考Fuchs-Schündeln and Schündeln(2005)的做法，使用2012—2016年CLDS三期面板数据计算的家庭人均收入作为收入的衡量指标。对于健康指标，自评健康指标尽管能够比较全面地反映个体的健康状况，但是具有一定的主观性，同时存在低估健康状况差异的问题。考虑到在医保的有效保障下，个体能够享受到更好且更便宜的医疗服务，减轻患病时的医疗负担和心理压力，从而提高生理健康水平和心理健康水平(阳义南、肖建华，2019)，因此，本文选择自评健康(“您认为自己现在的健康状况如何：非常不健康=1，比较不健康=2，一般=3，健康=4，非常健康=5”)、生理健康(“在过去一个月，是否由于身体疼痛问题影响到您的工作或其他日常活动：总是=1，经常=2，有时=3，很少=4，没有=5”)以及心理健康(“在过去一个月，是否由于情绪问题影响到您的工作或其他日常活动：总是=1，经常=2，有时=3，很少=4，没有=5”)三个单项指标来构建健康综合指数，并采用熵值法确定各单项指标的权重，客观全面反映个体的健康水平，以弥补单一指标在衡量健

健康状况方面的不足。健康综合指数公式如下：

$$Health_i = \sum_m W_m G_{im} = \sum \left[\frac{1 - Q_m}{\sum_m (1 - Q_m)} \times \frac{H_m}{\sum_i H_{im}} \right] \quad (1)$$

其中， $Q_m = -\frac{1}{\ln n} \sum_i G_{im} \ln G_{im}$ 。

(1) 式中，下标 i 为个体， n 为样本量， H_m 为衡量健康的第 m 个单项指标， W_m 为第 m 个单项指标权重， Q_m 为第 m 个单项指标熵值。

在获取收入指标和健康指标后，本部分采用集中指数 (Concentration Index, CI) 来度量与收入相关的健康不平等程度。根据 Wagstaff et al. (2003) 的研究成果，健康集中指数可以表述为：

$$CI(Health|Income) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{Health_i}{\bar{H}} (2R_i - 1) \right] \quad (2)$$

(2) 式中， \bar{H} 为健康的样本均值， R_i 为个体 i 的收入排序偏离度，即按照收入水平从高到低对所有个体排序后，个体 i 的排序相对于样本中位数的偏离程度。当使用正向的健康和收入水平指标时， $CI > 0$ 表示存在“亲富人”的健康不平等， $CI < 0$ 表示存在“亲穷人”的健康不平等， $CI = 0$ 表示不存在健康不平等。

为了分析影响健康不平等的因素及其影响大小，本文进一步对集中指数进行分解。基本原理是将与收入相关的健康不平等分解为健康对各影响因素的弹性和各影响因素不平等程度两部分。其中，弹性表示影响因素每变动百分之一所引起的健康变化的百分比，即影响因素对健康的直接影响；影响因素不平等程度代表收入通过影响因素对健康不平等产生的间接影响。具体分解公式如下：

$$\begin{aligned} CI(Health|Income) &= \sum_k e_k CI(X_k|Income) + \frac{CI_\varepsilon}{\bar{I}} \\ &= \sum_k \frac{\beta_k \bar{X}_k}{\bar{H}_k} CI(X_k|Income) + \frac{CI_\varepsilon}{\bar{I}} \end{aligned} \quad (3)$$

(3) 式中， e_k 表示健康水平 $Health$ 对影响因素 X_k 的弹性， \bar{X}_k 为影响因素的样本均值， β_k 为影响因素 X_k 对 $Health$ 的影响程度， \bar{I} 为收入的样本均值， CI_ε 代表不可观测因素的集中指数。因此，为了实现对健康集中指数的分解，首先需要回归估计各因素对健康的影响 β_k ，其次根据样本数据计算得到各影响因素的弹性 e_k 和集中指数 $CI(X_k|Income)$ ，最后根据 (3) 式得到各因素对健康不平等的贡献。

基于此，本文设定回归方程如下：

$$Health_{ijt} = \alpha + \beta_1 Policy_{jt} + \sum_{k=2} \beta_k X_{kijt} + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

(4) 式中，下标 i 表示个体， j 表示城市， t 表示年份。 $Policy_{jt}$ 为衡量医保一体化政策实施情

况的政策虚拟变量，即当城市 j 在 t 年实施了医保一体化改革，则赋值为 1，否则赋值为 0。 $Policy_{jt}$ 变量由政府决定，不直接受单个个体 i 影响，且不存在实施再取消改革的情况。因此，虽然不同地级市实施改革的时间不一致，但根据 Moser and Voena (2012) 的研究，在加入城市固定效应 δ_j 和时间固定效应 λ_t 后，(4) 式的设定就等同于多期双重差分模型。此时， β_1 衡量了医保一体化政策对健康的影响。 X_{kijt} 表示影响健康的其他变量，参照 Grossman (1972) 的健康需求模型，其包括个体层面的性别、年龄、婚姻状况、受教育程度、工作行业、吸烟情况，家庭层面的居家卫生状况，市级层面的医疗可及性等变量。 ε_{ijt} 为随机扰动项。

结合 (3) 式和 (4) 式可以计算得到医保一体化对健康不平等的影响。此外，为了检验政策对城乡居民健康不平等的影响，本文进一步根据个体的城乡身份将总体不平等分解为组内不平等和组间不平等 (CI_b)，其中，组内不平等包括城市居民群体组内不平等 (CI_u) 和农村居民群体组内不平等 (CI_r)。具体表达式为：

$$CI = \frac{n_u}{n} CI_u + \frac{n_r}{n} CI_r + CI_b \quad (5)$$

(5) 式中， n_u 和 n_r 分别为城市个体样本量和农村个体样本量。

表 3 汇报了主要变量的定义及描述性统计。全体样本中，年龄介于 16~29 岁的占 16.31%，介于 45~64 岁的占 57.72%；男性占 46.38%；未婚的占 10.83%，已婚的占 84.29%；未上过学的占 21.75%，小学学历的占 27.76%，初中学历的占 34.13%；无业的占 33.26%，从事农林牧渔业的占 39.69%；吸烟的占 18.22%；有室内厕所或自来水的占 84.51%。

表 3 主要变量定义及描述性统计

变量	定义	均值	标准差
健康水平	选择自评健康、生理健康、心理健康三个单项指标，运用熵值法确定各指标的权重，然后计算综合得分并进行归一化处理	0.7541	0.2050
政策变量	实施医保一体化政策的城市=1，未实施医保一体化政策的城市=0	0.1332	0.3396
收入水平	根据三年家庭收入面板数据计算家庭人均收入，然后进行归一化处理	0.0119	0.0234
地域	城市=1，农村=0	0.2449	0.4300
医疗可及性	选择市级层面人均医疗机构、床位、医疗技术人员数量三个指标，运用熵值法确定变量的权重，然后计算综合得分并进行归一化处理	0.2543	0.1781
年龄	16~29岁=0，30~44岁=1，45~64岁=2	1.4141	0.7543
性别	男性=1，女性=0	0.4638	0.4987
婚姻状况	其他（离婚、丧偶等）=0，未婚=1，已婚=2	1.7942	0.5107
受教育程度	未上过学=0，小学=1，初中=2，高中及以上=3	1.4510	1.0049
工作行业	无业=0，农林牧渔业从业者=1，其他=2	0.9378	0.7741
吸烟情况	吸烟=1，不吸烟=0	0.1822	0.3860

(续表3)

居家卫生状况	有室内厕所或自来水=1, 无室内厕所或自来水=0	0.8451	0.3618
--------	--------------------------	--------	--------

三、实证分析

本部分首先估计医保一体化政策对健康的影响，得到分解健康不平等指数所需要的参数变量；其次测算政策对总体健康不平等以及城乡居民群体内和群体间健康不平等的贡献，并分析其影响机制和原因；再次从医保一体化模式和实施时间两个角度进行异质性分析；最后进行稳健性检验。

(一) 医保一体化政策对健康的影响

表4 方程1到方程3为使用全体样本依次加入不同控制变量的情况下，医保一体化政策对健康影响的估计结果。由方程3估计结果可知，政策变量系数为0.0277，在1%的统计水平上显著，且F检验结果表明模型具有有效性和稳健性，说明医保一体化政策显著促进了参保人的健康。医保一体化政策带来医疗保障水平的提高，显著降低了参保人的医疗负担，提高了就医的财务可及性，从而提升了参保人的健康水平。在此基础上，本节分别以城市居民和农村居民作为估计样本，检验医保一体化政策对城市居民和农村居民健康的影响，得到方程4和方程5所示结果。医保一体化改革的设计理念是按照“待遇就高不就低、目录就宽不就窄”的原则统一城乡居民的保障待遇，因此，无论对于农村居民还是城市居民，其享受的保障待遇水平在医保一体化后均有所提高。农村居民样本和城市居民样本的估计结果显示，政策变量均显著，且估计系数分别为0.0243和0.0275，从而证实了该政策对城乡居民的健康均有显著的促进作用。

表4 医保一体化政策对健康影响的估计结果

	全样本			农村	城市
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5
政策变量	0.0424*** (0.0051)	0.0270*** (0.0071)	0.0277*** (0.0069)	0.0243*** (0.0089)	0.0275** (0.0119)
收入水平			0.4528*** (0.1066)	0.9561*** (0.1669)	0.1648* (0.0844)
地域			0.0154*** (0.0053)		
医疗可及性			0.0887 (0.0578)	0.1554** (0.0754)	-0.1051 (0.0977)
年龄(30~44岁=1)			-0.0678*** (0.0058)	-0.0715*** (0.0069)	-0.0629*** (0.0108)
年龄(45~64岁=1)			-0.1314*** (0.0059)	-0.1404*** (0.0071)	-0.1109*** (0.0106)
性别			0.0158*** (0.0040)	0.0185*** (0.0048)	0.0088 (0.0067)

(续表 4)

婚姻状况 (未婚=1)			0.0230** (0.0111)	0.0310** (0.0130)	0.0246 (0.0204)
婚姻状况 (已婚=1)			0.0333*** (0.0090)	0.0261** (0.0104)	0.0544*** (0.0169)
受教育程度 (小学=1)			0.0432*** (0.0055)	0.0390*** (0.0060)	0.0507*** (0.0137)
受教育程度 (初中=1)			0.0752*** (0.0057)	0.0713*** (0.0063)	0.0724*** (0.0137)
受教育程度 (高中及以上=1)			0.0853*** (0.0066)	0.0774*** (0.0080)	0.0930*** (0.0141)
工作行业 (农林牧渔业=1)			0.0354*** (0.0050)	0.0413*** (0.0057)	0.0657*** (0.0133)
工作行业 (其他=1)			0.0481*** (0.0045)	0.0537*** (0.0059)	0.0422*** (0.0067)
吸烟情况			-0.0016 (0.0049)	-0.0004 (0.0057)	-0.0039 (0.0092)
居家卫生状况			0.0227*** (0.0061)	0.0230*** (0.0065)	0.0634*** (0.0243)
常数项	0.7485*** (0.0021)	0.8335*** (0.0134)	0.7318*** (0.0178)	0.7288*** (0.0224)	0.6735*** (0.0375)
城市固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	14186	14186	14186	10712	3474
R ²	0.0049	0.0645	0.1817	0.1880	0.1733
F 统计量	70.25***	12.17***	34.60***	32.14***	12.26***

注：定类变量均以虚拟变量的形式纳入模型；括号内为个体层面的聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 健康不平等的分解

在上述回归结果的基础上，本部分进一步测算健康集中指数并对其进行分解，得到的结果如表 5 所示。对全样本健康不平等进行分解，健康集中指数为 0.0333，说明高收入群体具有明显的健康优势，与收入相关的健康不平等显著存在。医保一体化政策对健康不平等的贡献率为 4.12%。一方面，其弹性系数为正，说明医保一体化政策对健康具有直接的正向影响；另一方面，集中指数同样为正，说明政策的实施存在不平等，居民收入水平更高的城市实施医保一体化政策的可能性更大。弹性小于集中指数，表明后者对健康不平等的贡献率更高。除了收入水平外，个体的受教育程度、工作行业、医疗可及性、地域以及居家卫生状况也是造成健康不平等的重要来源。这些因素对健康不平等的贡献主要来自集中指数，说明这些健康影响因素本身的不平等是造成健康不平等的主要原因，即收入通过影响

这些因素促进了健康不平等。此外，通过比较各因素的贡献可知，医保一体化政策对健康不平等的贡献约为医疗可及性的 47%、收入水平的 32%。因此，相较于医疗可及性、收入水平等因素，医保一体化政策对健康不平等的贡献较小。

对城市样本和农村样本的健康不平等进行分解，结果表明：首先，城市和农村居民的健康集中指数分别为 0.0192 和 0.0350，说明城市和农村均存在“亲富人”的健康不平等，且农村的不平等程度更高；其次，医保一体化政策对城市和农村居民健康不平等的贡献分别为 11.55% 和 2.33%，即无论是在城市还是在农村，医保一体化政策均显著促进了健康不平等，且弹性小于集中指数，说明医保一体化政策实施存在不平等对健康不平等的贡献更大；最后，相较于农村，尽管城市健康不平等程度更低，但医保一体化政策对城市居民健康不平等的贡献更大。

表 5 与收入相关的健康不平等的分解结果

变量	系数	均值	弹性	集中指数	贡献率 (%)
A：全样本					
健康水平		0.7541		0.0333	
政策变量	0.0277	0.1332	0.0049	0.2802	4.12
收入水平	0.4528	0.0119	0.0071	0.5964	12.80
医疗可及性	0.0887	0.2543	0.0299	0.0967	8.69
地域	0.0154	0.2449	0.0050	0.2208	3.32
年龄 (30~44 岁=1)	-0.0678	0.2597	-0.0233	0.0061	-0.43
年龄 (45~64 岁=1)	-0.1314	0.5772	-0.1006	-0.0170	5.13
性别	0.0158	0.4638	0.0097	-0.0063	-0.18
婚姻状况 (未婚=1)	0.0230	0.1083	0.0033	0.0414	0.41
婚姻状况 (已婚=1)	0.0333	0.8429	0.0372	-0.0003	-0.03
受教育程度 (小学=1)	0.0432	0.2777	0.0159	-0.0311	-1.49
受教育程度 (初中=1)	0.0752	0.3413	0.0340	0.0664	6.79
受教育程度 (高中及以上=1)	0.0853	0.1636	0.0185	0.2491	13.84
工作行业 (农林牧渔业=1)	0.0354	0.3969	0.0186	-0.1027	-5.75
工作行业 (其他=1)	0.0481	0.2705	0.0173	0.1950	10.10
吸烟情况	-0.0016	0.1822	-0.0004	0.1172	-0.14
居家卫生状况	0.0227	0.8451	0.0254	0.0440	3.36
B：分样本结果					
健康水平 (农村)		0.7435		0.0350	
政策变量 (农村)	0.0242	0.1146	0.0037	0.2185	2.33
健康水平 (城市)		0.7870		0.0192	
政策变量 (城市)	0.0275	0.1903	0.0066	0.3334	11.55

根据(5)式和表 5 的估计结果，本部分进一步测算医保一体化政策对城乡居民健康不平等的影响，分解结果如表 6 所示。城乡居民健康集中指数为 0.0022，说明城市居民的健康状况要好于农村居民。

医保一体化政策对城乡居民组间健康不平等的贡献为-0.47%，即医保一体化政策降低了城乡居民间的健康不平等程度。医保一体化政策实施后，农村居民能够享受到与城市居民基本一致的医保待遇，医保一体化政策更好地满足了农村居民的医疗需求，提高了农村居民的健康水平，并缩小了其与健康居民的健康差距，即更加公平的城乡居民医保制度提高了城乡居民间健康的平等程度。但从估计系数的绝对值来看，这种贡献仍十分有限。此外，无论是城市还是农村居民，医保一体化政策的实施均促进了其内部的健康不平等，且相较于农村，政策实施对城市居民群体内健康不平等的促进作用更大。

表 6 城乡间健康不平等的分解结果

	集中指数 (健康水平)	样本量	集中指数 (政策变量)	贡献 (政策变量, %)
总体	0.0333	14186	0.2802	4.12
组内 (农村)	0.0350	10712	0.2185	2.33
组内 (城市)	0.0192	3474	0.3334	11.55
组间	0.0022		0.0336	-0.47

(三) 影响机制及原因分析

根据前述的分析，医保一体化政策对缩小城乡居民健康不平等的作用有限，且在总体层面上反而扩大了健康不平等。基于此，本部分将验证医保一体化政策影响健康不平等的机制，并分析出现上述情况的原因。

由相关理论分析及研究成果 (潘杰等, 2013; Shigeoka, 2014; Huang and Gan, 2017) 可知，医疗保险对健康及健康不平等的作用机制主要体现在医疗保险能够降低个体的医疗负担，提高医疗可及性，且对相对弱势群体 (低收入群体、农村居民群体) 的作用更大。为了验证这一机制的存在性，本文根据 CLDS 家庭问卷中家庭收入 (“您家的总收入大概是多少钱”) 以及家庭医疗保健支出 (“去年您家的家庭医疗保障消费总支出是多少钱”) 等相关指标，计算得到各个家庭的医疗支出占家庭收入的比重，以此作为医疗负担的代理变量。相关回归结果如表 7 所示。

表 7 医保一体化政策对医疗负担影响的估计结果

	健康水平	医疗负担	医疗负担	医疗负担	医疗负担	医疗负担	医疗负担	医疗负担
	全样本	全样本	低收入样本	高收入样本	全样本	农村样本	城市样本	全样本
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
医疗负担一阶滞后	-0.1064*** (0.0175)							
政策变量		-0.0238*** (0.0074)	-0.0142 (0.0141)	-0.0247*** (0.0093)	-0.0086 (0.0126)	-0.0208** (0.0094)	-0.0216* (0.0114)	-0.0262*** (0.0084)
地域	0.0290** (0.0129)	-0.0283*** (0.0054)	-0.0531*** (0.0090)	-0.0112 (0.0069)	-0.0283*** (0.0054)			-0.0292*** (0.0057)
收入 (高收入=1)	0.0374*** (0.0076)	-0.0599*** (0.0042)			-0.0568*** (0.0044)	-0.0676*** (0.0048)	-0.0313*** (0.0085)	-0.0599*** (0.0042)

城乡居民医保一体化政策缓解了健康不平等吗？

(续表 7)

政策变量 × 收入					-0.0224*				
					(0.0126)				
政策变量 × 地域								0.0072	
								(0.0119)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	3556	14186	7083	7103	14186	10712	3474	14186	
R ²	0.2217	0.0900	0.0869	0.0675	0.0882	0.0960	0.0542	0.0879	
F 统计量									

由上述分析可知，本文的研究结论与理论分析结果背道而驰。那么出现这种情况的原因是什么呢？根据相关研究（周钦等，2016；彭晓博、王天宇，2017），本文猜想其关键在于医疗资源配置不均衡，表5的结果也说明医疗资源配置不均所导致的医疗可及性差异是造成健康不平等的重要原因。特别是在中国，医疗资源尤其是优质医疗资源往往集中在城市，而城市医疗资源又集中在大医院。医保一体化政策并没有改变现有的医疗资源配置失衡格局。因此，高收入者、城市居民在同等条件下会拥有更高的医疗可及性，医保一体化政策难以有效缩小城乡健康不平等。为了验证上述猜想，以CLDS社区问卷中的是否拥有医疗机构（行政区划范围内有医院或私人诊所吗？有=1，没有=0）以及家庭问卷中的到医疗机构的距离和时间（您家到最近医疗点的距离是多少公里，医疗点包括村医、诊所，不包括牙医诊所；坐最便捷的交通工具需要多少分钟到最近医疗点？）等指标，衡量个体的医疗可及性，再以收入五分位数变量（以最低20%收入组为参照组）、地域变量作为核心自变量进行回归估计。

表8 考虑医疗可及性的估计结果

	是否拥有医疗机构	到医疗机构的距离（对数）	到医疗机构的时间（对数）
	方程1	方程2	方程3
次低20%收入组	-0.1061 (0.0855)	-0.0244* (0.0161)	-0.0113 (0.0414)
中间20%收入组	0.0052 (0.0887)	0.0412** (0.0172)	-0.0922*** (0.0343)
次高20%收入组	0.2053** (0.0922)	0.0294 (0.0197)	-0.0560* (0.0321)
最高20%收入组	0.3415*** (0.0988)	0.0247 (0.0206)	-0.0913*** (0.0330)
地域	1.1429*** (0.1012)	-0.2124*** (0.0162)	-0.2848*** (0.0312)
控制变量	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	14186	10020	5995
Pseudo R ² (R ²)	0.1678	0.2107	0.2207
Wald 统计量 (F 统计量)	2002.92***	49.24***	32.64***

注：方程1中因变量是否拥有医疗机构为0-1虚拟变量，因此使用Logit模型，而方程2和方程3使用OLS进行估计；收入五分位数变量均为0-1虚拟变量，控制变量包括个体层面的性别、年龄、婚姻状况、工作行业，其余设定与表4一致；由于CLDS 2016家庭问卷没有设计医疗可及性问题，到医疗机构的距离指标只有CLDS 2012和CLDS 2014两期数据，到医疗机构的时间指标只有CLDS 2014一期数据，因而不同列的样本量有差异；括号内为个体层面的聚类标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

由表8的估计结果可知，在控制其他因素的情况下，一方面，相较于低收入者，随着收入分位数

的提高，高收入者拥有医疗资源的可能性更大，前往医疗机构所花费的时间也更短；另一方面，相较于农村居民，城市居民的医疗可及性也显著更高。这说明，中国医疗资源配置存在显著的收入异质性和地域异质性，且表现为“亲富人”“亲城市”特征。结合前述的研究结果可知，这一现象不仅直接导致中国存在显著的健康不平等，而且妨碍了医保政策在缩小健康不平等方面作用的发挥。在医疗资源配置不均的情况下，医保一体化政策的实施尽管提高了农村居民的保障待遇，但是并没有改变当前的医疗资源配置失衡格局。拥有更高医疗可及性的城市居民群体以及高收入群体反而享受了更多的医疗资源，导致医保一体化改革对缩小城乡居民健康不平等贡献有限，且加剧城市居民、农村居民群体内的健康不平等。

（四）异质性分析——“一档制”与“分档制”

在具体实践中，实施医保一体化政策的城市主要采用“一档制”和“分档制”两种模式。其中，在“一档制”下，城乡居民履行一致的缴费义务，并享受相同的保障待遇；在“分档制”下，个体所缴纳的保费越多，其所享受的保障待遇就越高。因此，不同实施模式可能会导致医保一体化政策对健康水平及健康不平等的影响存在异质性。

表9方程1为删除“一档制”样本，以实行“分档制”医保一体化政策的城市为实验组，以其他城市为对照组进行DID回归的估计结果。估计结果显示，政策变量的估计系数为0.0116，没有通过显著性检验，这说明“分档制”医保一体化政策对城乡居民健康没有产生显著影响。原因在于，在“分档制”下，医保一体化政策仍然按照原城居保和新农合的缴费待遇进行档次设计，并没有真正意义上改变参保人原有的保障待遇。尽管政策给予了参保人完全的档次选择自由，但预算不足、心理偏误等因素会导致居民高估参保成本（Ourti et al., 2009；Baicker et al., 2015），使得原先参保档次较低（新农合）的农村居民选择更高档次（城居保）参保的概率较低。因此，政策不会对健康及健康不平等产生显著影响。

表9方程2到方程4为删除“分档制”样本，以实行“一档制”医保一体化政策的城市为实验组，以其他城市为对照组进行DID回归的估计结果。估计结果显示，对于全样本，政策变量的估计系数为0.0378，高于表4方程3相应的估计系数，且在1%的统计水平上显著。原因在于，“一档制”医保一体化政策实现了城乡居民医保待遇的完全统一，且以“就高不就低”为原则进行制度设计，无论是城市居民还是农村居民，其所享受的待遇水平均有所提高，从而对健康产生了显著的正向影响，方程3和方程4所示的结果也验证了这一猜想。

对“一档制”医保一体化改革进行健康不平等指数的分解，得到的结果如表10所示。研究发现，对实行“一档制”的城市，政策对健康不平等的贡献为6.01%，说明医保一体化政策是健康不平等的重要来源。无论在城市还是在农村，“一档制”医保一体化政策均显著促进了群体内的健康不平等。

“一档制”医保一体化政策缓解了城乡居民群体间的健康不平等，但贡献率要低于表6所示的分解结果。这说明“一档制”医保一体化政策尽管发挥了很好的健康保障作用，但没有起到更好地缩小健康不平等程度的作用，其原因仍在于医疗资源分配不均的格局在医保一体化政策实施前后没有发生改变。

表 9 医保一体化模式对健康影响的异质性

	“分档制”	“一档制”		
	全样本	全样本	农村	城市
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
政策变量	0.0116 (0.0111)	0.0378*** (0.0079)	0.0365*** (0.0119)	0.0271** (0.0123)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	11539	12427	9138	3289
R ²	0.1840	0.1775	0.1837	0.1590
F 统计量	34.19***	32.47***	30.00***	10.13***

注：控制变量和模型其余设定与表 4 一致；括号内为个体层面的聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

(五) 政策实施时间影响的异质性分析

根据本文所使用数据的结构，实施改革的城市可以分为两个批次：第一批在 2012—2013 年实现了医保一体化，而第二批在 2014—2016 年实现了医保一体化。政策实施时间的长短可能会影响医保一体化政策对健康不平等的作用程度。为了验证这一猜想，笔者删除第二批实施城市，只选择第一批实施城市作为实验组样本，其他城市作为对照组，将研究时段分别设定为 2012 年、2014 年两期和 2012 年、2014 年、2016 年三期，异质性分析结果如表 10 所示。

对于第一批实现医保一体化的城市，在改革后的两年内，医保一体化政策促进了城乡居民群体内部的健康不平等，但是对群体间健康不平等起到了抑制作用。随着时间的推移，医保一体化政策无论是对城乡居民群体内部健康不平等还是对群体间健康不平等的贡献均为正，从而加剧了总体健康不平等。综合两个方面的结果可知，医保一体化政策对健康不平等的影响具有显著的时间异质性，且实施时间越长，政策对健康不平等的促进作用反而变大。原因可能在于，相较于医疗可及性，医保一体化政策对健康不平等的影响有限。在实施初期，政策对城乡居民群体组间健康不平等具有一定的抑制作用，这也符合政策出台的预期目标。但是随着实施时间的增加，医疗可及性不平等所带来的负面影响进一步释放，并超过医保一体化政策所带来的正面影响，从而使得健康不平等程度进一步加剧。

表 10 实施模式和实施时间影响的异质性：不同设定下的健康不平等分解

	集中指数 (健康)	样本量	集中指数 (医保一体化)	贡献 (医保一体化, %)
A: 实验组为实施“一档制”的城市				
总体	0.0320	12427	0.3535	6.01
组内 (农村)	0.0330	9138	0.2728	3.20
组内 (城镇)	0.0188	3289	0.4122	14.38
组间	0.0028		0.0438	-0.15

(续表 10)

B：实验组为第一批实现医保一体化的城市且研究时段为 2012 年和 2014 年				
总体	0.0327	7894	0.4544	2.25
组内（农村）	0.0341	6159	0.3882	1.67
组内（城镇）	0.0203	1735	0.4429	10.11
组间	0.0016		0.0542	-1.27
C：实验组为第一批实现医保一体化的城市且研究时段为 2012 年、2014 年和 2016 年				
总体	0.0340	11066	0.3954	3.01
组内（农村）	0.0345	8442	0.3534	2.04
组内（城镇）	0.0229	2624	0.3702	3.57
组间	0.0023		0.0380	0.61

(六) 稳健性检验

本文进行了以下三个方面的稳健性检验，以提升所得结论的可靠性。第一，使用双重差分倾向得分匹配方法 (PSM-DID)。为了缓解政策实施的内生性，参考 Crump et al. (2009) 的思想，笔者首先以地区人均生产总值、常住人口数、城镇化率、医疗可及性、人均财政医疗卫生支出、人均医保基金支出等变量作为匹配指标，分别以第一批试点城市和第二批试点城市作为实验组，采用一比一匹配方法得到对照组城市样本，然后再按照本文的多期 DID 进行估计，所得结论与前文基本一致。第二，更换不平等指数的计算方法。Wagstaff 指数 (Wagstaff et al., 2003) 以及 Erreygers 指数 (Erreygers, 2009) 同样适用于测量与收入相关的健康不平等程度。本部分使用这两种指数进行不平等分解，所得结论没有发生改变。第三，更换健康的衡量指标。笔者选择自评健康等单一指标代替前文中的健康综合指数进行分析，所得结果同样没有显著差别。综合三个方面的检验结果，本文的研究结论具有稳健性和可靠性。

四、结论与启示

中国健康不平等问题日益突出，体现在收入水平和城乡身份等多个维度上。健康不平等程度过高，不仅阻碍经济全面协调可持续发展，而且会影响社会和谐与进步。缓解健康不平等已经成为当前中国促进城乡协调发展、构建“共享型”社会的重要政策目标。本文基于 2012—2016 年 CLDS 三期数据，采用多期倍分法、集中指数分解等计量方法，实证检验医保一体化政策对居民健康及健康不平等的影响。得到如下结论：首先，医保一体化政策提高了医疗保障水平，显著降低了城乡居民的医疗负担，并改善了其健康状况。其次，中国存在“亲富人”“亲城市”的健康不平等。尽管更加公平的医保制度实现了城乡居民医保待遇的统一，缓解了健康不平等，但是医疗可及性对健康不平等的贡献更高。在医疗资源配置不均的情况下，尽管医保一体化政策的实施缩小了城乡居民间健康不平等，但贡献有限且提高了城乡居民群体内以及总体健康不平等程度。最后，医保一体化政策对健康不平等的影响具

因篇幅限制，本文不汇报相关结果，如有需要请联系笔者索取。

有显著的模式异质性和时间异质性。其中，“一档制”医保一体化政策对健康的促进作用更显著，但会加剧健康不平等。随着实施时间的增加，政策对健康不平等的促进作用反而变大。

为了进一步完善一体化的城乡居民医保制度，更好地发挥其保障健康以及促进健康公平的作用，本文提出以下两点政策启示。一方面，合理配置医疗资源，提升医疗可及性。当前中国医疗资源过度集中在大城市和大医院，医疗资源配置失衡不仅会导致健康的机会不平等，而且会造成医疗费用不合理增长，使得“看病难、看病贵”问题得不到根本解决。因此，国家应该加大对基层、农村健康和医

犹

é•5c•b—3±B

- 13.易沛、张伟,2018:《城乡居民医保制度整合标准的可持续性研究——基于“一制一档”与“一制多档”的比较》,《公共管理学报》第4期。
- 14.赵绍阳、臧文斌、尹庆双,2015:《医疗保障水平的福利效果》,《经济研究》第8期。
- 15.周钦、田森、潘杰,2016:《均等下的不公——城镇居民基本医疗保险受益公平性的理论与实证研究》,《经济研究》第6期。
- 16.Baeten, S., T. V. Ourti, and E. V. Doorslaer,2013,“Rising Inequalities in Income and Health in China: Who Is Left Behind?”,*Journal of Health Economics*,32(6):1214-1229.
- 17.Bai, C. E., and B. Z. Wu,2014,“Health Insurance and Consumption: Evidence from China’s New Cooperative Medical Scheme”,*Journal of Comparative Economics*,42(2):450-469.
- 18.Baicker, K., S. Mullainathan, and J. Schwartzstein,2015,“Behavioral Hazard in Health Insurance”,*The Quarterly Journal of Economics*,130(4):1623-1667.
- 19.Black, D.,1981,“Inequalities in Health”,*British Medical Journal*,282(6274):1468.
- 20.Crump, R., V. Hotz, G. Imbens, and O. Mitnik,2009,“Dealing with Limited Overlap in Estimation of Average Treatment Effects”,*Biometrika*,96(1):187-199.
- 21.Erreygers, G.,2009,“Correcting the Concentration Index”,*Journal of Health Economics*,28(2):504-515.
- 22.Fuchs-Schüüdeln, N., and M. Schüüdeln,2005,“Precautionary Savings and Self-Selection: Evidence from the German Reunification Experiment”,*Quarterly Journal of Economics*,120(3):1085-1120 .
- 23.Grossman, M.,1972,“On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”,*Journal of Political Economy*,80(2):223-255.
- 24.Huang, F., and L. Gan,2017,“The Impacts of China’s Urban Employee Basic Medical Insurance on Healthcare Expenditures and Health Outcomes”,*Health Economics*, 26(2):149-163.
- 25.Liu, G. G., S. A. Vorthers, and X. Z. Hong,2017,“China’s Health Reform Update”,*Annual Review of Public Health*,38(1):431-448.
- 26.Liu, H., and Z. Zhao,2014,“Does Health Insurance Matter? Evidence from China’s Urban Resident Basic Medical Insurance”,*Journal of Comparative Economics*,42(4):1007-1020.
- 27.Moser, P., and A. Voena,2012,“Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act”,*American Economic Review*,102(1): 396-427.
- 28.Ourti, T., E. Doorslaer, and X. Koolman,2009,“The Effect of Income Growth and Inequality on Health Inequality: Theory and Empirical Evidence from the European Panel”,*Journal of Health Economics*,28(3):525-539.
- 29.Pan, X. F., J. Xu, and Q. Y. Meng,2016,“Integrating Social Health Insurance Systems in China”,*The Lancet*,387(10025):1274-1275.
- 30.Persson, E., K. Barrafre, A. Meunier, and G. Tinghög,2019,“The Effect of Decision Fatigue on Surgeons’ Clinical Decision Making”,*Health Economics*,28(10):1194-1203.
- 31.Shigeoka, H.,2014,“The Effect of Patient Cost-Sharing on Utilization, Health and Risk Protection”,*The American*

Economic Review,104(7):2152-2184.

32.Wagstaff, A., E. V. Doorslaer, and N. Watanabe,2003,“On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam”,*Journal of Econometrics*,112(1):207-223.

33.Yip, W., and W. Hsiao,2014,“Harnessing the Privatisation of China’s Fragmented Health-care Delivery”,*The Lancet*,384(9945):805-818.

34.Yu, N. N., and X. Zhu,2018,“Affordable Care Encourages Healthy Living: Theory and Evidence from China’s New Cooperative Medical Scheme”,*Health Economics*,27(12):2051-2066.

(作者单位：¹湖南大学公共管理学院；

²中山大学岭南学院)

(责任编辑：光明)

Does the Integration of Urban and Rural Medical Insurance Policy Alleviate Health Inequality? Evidence from a Quasi-natural Experiment in Prefecture-level Cities of China

HE Wen SHEN Shuguang

Abstract : As a Chinese saying goes, it is not poverty but the uneven distribution of wealth that we have to worry about. The unbalanced development is a crucial factor that affects China’s economic coordination, social harmony and stability, and health inequality is an important source of the imbalance in social development. Based on the three-phase data of China Labor Dynamics Survey from 2012 to 2016, this article examines the impact of urban-rural medical insurance integration on residents’ health and health inequality by using multi-stage difference-in-differences model and concentration index decomposition. The results show that the policy change significantly releases the medical burden of urban and rural residents and improves their health status. There are significant health inequalities of pro-rich and pro-city in China. Due to uneven distribution of medical resources, the policy change reduces the health inequality between urban and rural residents, but the effect is relatively limited and leads to the increase of overall health inequality and that within urban and rural residents. The policy impact has significant pattern heterogeneity and time heterogeneity. The policy integration pattern of “single-standard” can significantly improve residents’ health, but it will intensify health inequality, and the impact gradually increases over time.

Keywords: Medical Insurance Integration; Urban and Rural Resident; Health Inequality; Quasi-natural Experiment