

# 公平視野下農村醫療服務空間可及性的健康效應\*

楊園爭<sup>1</sup> 上官霜月<sup>2</sup> 鄭曉冬<sup>3</sup> 方向明<sup>4</sup>

**摘要：**醫療服務可及性的重要一環是空間可及性，尤其在發展不平衡、不充分的農村地區，醫療服務的空間可及性是影響醫療服務利用機會公平和減緩健康不平等的重要因素。本文利用中國健康與養老追蹤調查數據庫 2011—2018 年數據，採用隨機效應模型、固定效應模型、工具變量法、PSM-DID 和 PSM-DDD 等方法，實證分析醫療服務空間可及性對農村居民健康水平和醫保並軌健康效應的影響，得出如下結論。第一，醫療服務空間可及性的改善可以通過替代效應和收入效應提高農村居民健康水平，且這一結論在考慮滯後效應和更換解釋變量後依舊穩健；第二，較高的醫療服務空間可及性可以通過增益效應強化城鄉醫療保險制度並軌對健康不平等的緩解作用；第三，門診可及性的健康改進效应在高收入群體表現更明顯，而住院可及性的改善則可以更多地惠及低收入群體；第四，醫療服務空間可及性的健康改進效应在老年人群體、獨居群體和西部地區農民群體中表現更弱，新的健康不平等即增量的不平等可能產生，實踐中亟須更具針對性的配套措施以促進健康治理從“機會更加公平”到“結果更加公平”的演化。

**關鍵詞：**空間可及性 醫療服務 機會公平 健康改進 健康不平等

**中圖分類號：**F323.6; C913.4 **文獻標識碼：**A

## 一、引言

“社會公平正義是社會和諧的基本條件”<sup>①</sup>。在国家治理体系和治理能力现代化进程中，旨在保障个体在政治、经济、文化、社会等方面机会公平的制度安排持续完善，一系列促进基本公共服务均

\*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“智慧医疗可及性的框架构建、指标测度与影响因素研究”（编号：21CGL047）、国家社会科学基金重点项目“农村低保对儿童人力资本及其成年早期劳动表现的影响和政策优化研究”（编号：21AJL015）的资助。本文通讯作者：上官霜月。

<sup>①</sup>参见《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》，[https://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content\\_453176.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content_453176.htm)。

等化的政策落地。在健康中国目标引领下，城乡间医疗服务公平程度明显提高。一方面，在制度安排上，农村基本医疗保险从新型农村合作医疗（下文简称“新农合”）逐步并轨为城乡居民基本医疗保险（下文简称“城乡居民医保”），城乡间医保机会不公平程度逐步缩小；另一方面，在医疗实践中，旨在提升医疗服务空间可及性的一系列举措，例如普及“一村一室”、医联体和医共体建设等，均扩大了优质医疗服务的供给规模和辐射范围，城乡间、区域间利用医疗服务机会的公平程度明显提高。

医疗服务空间可及性是居民满足其医疗卫生需求时在空间上(地理上或物理上)的难易程度(World Health Organization, 2000)，是医疗服务可及性概念中的重要分支。在社会公平尤其是机会公平的语境下，提高医疗服务空间可及性十分重要，因为确实无法想象一个医院就在“15分钟生活圈”<sup>①</sup>中的个体与一个需要1小时以上才能到达医院的个体谈论就医的机会公平。从这一意义上讲，空间可及性是经济可及性的前提和基础：只有个体能够顺畅、便捷地到达医院，才有可能公平地获得医疗服务以及享受政府在该方面的福利政策（如医保报销）<sup>②</sup>。也正是基于这一考量，本文重点关注农村居民医疗服务的空间可及性，并结合城乡医疗保险制度并轨（下文简称“医保并轨”）的影响，探究个体健康水平的改善情况。

在公平逻辑中需要注意的是，机会公平不必然产生结果公平，获取医疗服务机会上的公平改进并不必然带来个体健康水平上的公平增益。然而，现有对医疗服务空间可及性的研究重点并不在于此。综合来看，相关研究多集中在两大领域。其一，在地理学领域，大量研究通过测算空间可及性指数以分析不同地区医疗资源空间分布特征及其影响因素，并提出规划建议（Radke and Mu, 2000；黄亚新和王长青，2022）。其二，在公共卫生领域，空间可及性多被纳入医疗服务可及性的整体中进行讨论（代佳欣，2020；王婵等，2024），而且学者对于空间可及性的健康效应及其作用机制也莫衷一是。有研究认为，医疗服务空间可及性的提高有利于健康水平的提升（Brabyn and Beere, 2006；苗艳青，2008；李华和俞卫，2013），例如降低死亡率（李明峰等，2016）、提高疫苗接种率（Al-Taiar et al., 2010）。但在低医疗服务空间可及性下，患病率（O’Meara et al., 2009）、意外伤害次数和死亡率（Buchmueller et al., 2006）都有增加的趋势。但是，另一些研究指出，在考虑社会经济和人口因素时，医疗服务空间可及性的健康改进效应并不显著（Yamashita and Kunkel, 2010）。而且，虽然医疗服务空间可及性提高了部分群体的就医概率（申悦和李亮，2021；邓睿，2022），但个体转变就医行为后的健康效应并未被关注。

还需注意的是，目前对医疗服务空间可及性与经济可及性相互作用的研究也较少。现有文献表明，医疗保险通过提高医疗服务的经济可及性达到了提高个体医疗服务利用水平和健康水平的效果（齐良书和李子奈，2011），但这种健康效应也展现了“亲富人”和对老年人健康水平改进更少的劣势累积

<sup>①</sup>相关提法来自《商务部等13部门办公厅(室)关于印发〈全面推进城市一刻钟便民生活圈建设三年行动计划(2023—2025)〉的通知》([https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202307/content\\_6891466.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202307/content_6891466.htm))。

<sup>②</sup>当然，在第四次技术革命的影响下，智慧医疗可以大大降低空间可及性对医疗服务利用的约束。但是，那属于另一范畴的问题，本文暂不讨论。

（石智雷和吴志明，2018），可能会加剧健康和医疗服务利用的不平等<sup>①</sup>（Wagstaff, 2002; 解垚, 2009; 解垚, 2011; 范红丽等, 2021）。然而遗憾的是，已有研究并未厘清这种不平等的产生逻辑，尤其是忽视了空间可及性对经济可及性的影响。虽然已有学者指出，享有医疗保险使老年人的医疗服务使用率显著增加，可以减缓医疗服务的空间不公平（胡宏伟等，2012），但关于空间可及性能否以及如何影响医疗保险政策效果的研究仍十分不足。

综上所述，医疗服务从机会公平改进到结果公平增益的作用方向和路径仍不清晰，对其进行学理分析和实证研究很有必要。因而，本文聚焦于以下问题：医疗服务机会公平下的空间可及性提高是否会促进农村居民健康水平的改进和健康公平程度的提高？健康公平程度是否提高主要包括四个方面的内容：一是农村居民健康水平是否会因医疗服务空间可及性提高而表现显著上升，即平均的健康改进是否产生；二是医疗服务空间可及性通过何种机制影响农村居民健康水平；三是医疗服务空间可及性在农村不同群体间的健康效应是否有显著差异，健康改进在不同群体间的公平程度有何差异；四是医疗服务空间可及性差异是否影响医保并轨在健康改进上的效果。

为研究上述问题，本文采用具有全国代表性的微观调查数据，构建面板数据模型和工具变量模型，实证检验医疗服务空间可及性与农村居民健康的关系，并探讨其异质性。进一步，本文在理论框架和实证检验方面，探析医疗服务空间可及性的替代效应、收入效应和增益效应三类健康改进机制。相较于已有文献，本文的创新之处有四点。第一，本文探究医疗服务可及性中的空间可及性对农村居民健康的影响，拓展医疗服务可及性健康改进效应的研究范围。第二，本文建构医疗服务空间可及性影响个体健康水平的理论框架，并进行实证检验，进而尝试提出更具针对性的政策建议。第三，本文验证医疗服务空间可及性与经济可及性之间的关系，阐述前者对后者的调节效应，明晰医保并轨健康改进效应的“放大器”和“消减器”，为医保并轨的落地见效提供借鉴。第四，本文以医疗服务空间可及性和医保并轨对健康的影响为切口，探讨其中的机会公平与结果公平问题，为逐步建立以权利公平、机会公平、规则公平为主要内容的社会公平保障体系提供决策参考依据。

## 二、理论分析

### （一）概念阐释

医疗服务空间可及性是个体医疗服务需求满足程度和健康水平的重要决定因素。在理论上，健康的影子价格由市场上购买医疗服务所支付的货币价格和所花费的时间成本共同决定。在现实中，应保尽保的基本医疗保险普及化使就医的货币成本减少，时间成本占比上升，并成为影响医疗服务利用的

---

<sup>①</sup>健康不平等测度的是健康在穷人和富人之间的分布情况（Wagstaff, 2002; 解垚, 2011）。在健康经济学中，对健康不平等的研究常常与医疗服务利用的公平性相结合，分为水平公平和垂直公平两类。其中，医疗服务利用和健康的水平公平指的是排除个体在收入、地域、种族等方面差异性之后的同等满足机会（条件），即“同等需要应该得到同等保健”（解垚, 2009）。相对地，医疗服务利用和健康的水平不平等则为医疗服务利用受到了非需要类变量的影响，健康在穷人和富人之间差异较大。本文所关注的医疗服务空间可及性和后文所涉及的医保并轨均属于水平公平的研究范畴。

重要因素。对诸如农村等医疗资源总量较少、分布不均、质量参差的地区，提高医疗服务空间可及性显得尤为重要。

医疗服务空间可及性包含于医疗服务可及性概念之中。学术界对医疗服务可及性的研究最早可追溯到芝加哥大学学者 Andersen (1968) 的研究，他首次明确提出了可及性概念，并指出医疗服务可及性是指在搁置支付能力后，评价公民个体是否仍能获得公平医疗服务的标准。随后，可及性这一概念不断得到拓展和阐释。Penchansky and Thomas (1981) 将医疗服务可及性拆分为递进的 5 个层次，分别为可用性 (availability)、可及性 (accessibility)、便利性 (accommodation)、可负担性 (affordability) 和可接受性 (acceptability)。这里的“可及性”实际就是指空间可及性，可负担性则为经济或财务可及性。2000 年世界卫生组织的研究报告指出，卫生服务的可及性是居民实现最基本医疗卫生需求的难易程度，即居民到医疗卫生机构的方便程度 (World Health Organization, 2000)。此处的卫生服务可及性明显倾向于其中最基础的空间可及性。表述更加明晰的研究是 Peters et al. (2008) 建立的概念框架，他们将可及性明确划分为 4 个方面：空间可及性 (geographic accessibility)、可用性 (availability)、财务可及性 (financial accessibility) 和可接受性 (acceptability)。在这一研究中，空间可及性被置于 4 类可及性之首。本文中的医疗服务空间可及性承续上述研究的共同内核，是指居民满足其医疗卫生需求时在空间上 (地理上或物理上) 的难易程度 (World Health Organization, 2000)，可用个体就医时所需要的路程、所花费的时间或费用进行测度 (乐章和刘二鹏, 2016; 代佳欣, 2017)。

## (二) 机理分析与研究假说

根据医疗服务的不同形式，医疗服务空间可及性 (下文简称“空间可及性”) 可分为门诊空间可及性 (下文简称“门诊可及性”) 和住院空间可及性 (下文简称“住院可及性”)。本文将从理论上分析门诊可及性和住院可及性通过替代效应、收入效应和增益效应对农村居民健康水平和医保并轨健康效应产生的影响。

1. 替代效应。个体在面对疾病时对医疗服务的利用受多重因素影响。根据医疗服务研究中经典的 Andersen 模型 (Andersen, 1995)，这些因素包括先决变量、使能变量和需求变量 3 类。其中，使能变量就包括空间可及性。此处的替代效应是指农村居民在面对轻症时，由于具备良好的空间可及性，可以用尽早治疗替代忽视和拖延，避免将轻症拖成重疾；在面对重疾时也可以用积极治疗替代消极应对，以尽量降低健康水平的断崖式下降。也就是说，替代效应是在观念和行动上对“小病拖，大病扛”的摒弃，是空间可及性健康改进效应中作用方式最为直接的影响途径。良好的空间可及性不仅为高效利用医疗服务在客观条件上提供了可能性，也在个体主观判断上具备可行性，因为高空间可及性可以降低利用医疗服务的综合成本。首先是降低直接成本，包括前往医疗机构的实际费用、时间耗费和精力减损；其次是降低机会成本，包括中年农村居民的误工成本、老年农村居民用于照料孙辈或配偶的机会成本等；最后是降低心理成本，提高空间可及性便于农村居民在日常生活半径周边就医，降低个体对疾病的畏惧情绪，避免患者面对医院、医生时心理上的“下位者”姿态。

2. 收入效应。收入是影响健康水平的重要因素。此处的收入效应是指农村居民受良好空间可及性影响转变就医观念和行动上，支出减少进而使健康改进的效应。一方面，良好的空间可及性可以降低

罹患重疾的可能性，降低医疗支出。高空间可及性有助于农村居民积极治疗小病和适时体检，客观上会降低罹患重大疾病的风险，实现大病的早发现、早治疗；且治疗小病和体检的费用往往低于治疗重疾，这都有助于节约支出进而使可支配收入增加。另一方面，这些通过降低开支而实现增加的可支配收入可以放松农村居民预算约束，不仅能够用于人力资本投资实现收入水平和健康水平的长期增长，还可以在心理上提升生活幸福感，减轻焦虑情绪。宽松的预算约束和愉悦的心情均有助于农村居民当期甚至长期身心健康水平的保持和提高。收入效应是医疗服务空间可及性影响个体健康的间接途径。

3.增益效应。空间可及性不仅可以通过影响就医行为直接产生健康改进效应，还可以通过放大或缩小健康干预政策的实施效果间接影响农村居民健康水平。以医保并轨为例，城乡间基本医保报销模式的统一只是个人健康水平提升的制度前提，而便利地到达医院则是利用政策并使政策福利最终触及个体的现实前提。这里的增益效应就是指良好的空间可及性通过提高农村居民就医的频次，使个体更多地利用医保报销政策，减少实际医疗支出，继而通过收入效应提升健康水平，“放大”医保并轨的实际作用范围和影响幅度。也就是说，空间可及性可以通过提升医保报销机会公平程度来助益个体间健康平等程度的改善。由此可见，增益效应也是医疗服务空间可及性发挥健康改进效应的间接途径。

综上所述，医疗服务空间可及性通过替代效应、收入效应和增益效应产生个体健康改进效应，促进健康平等，作用路径如图1所示。

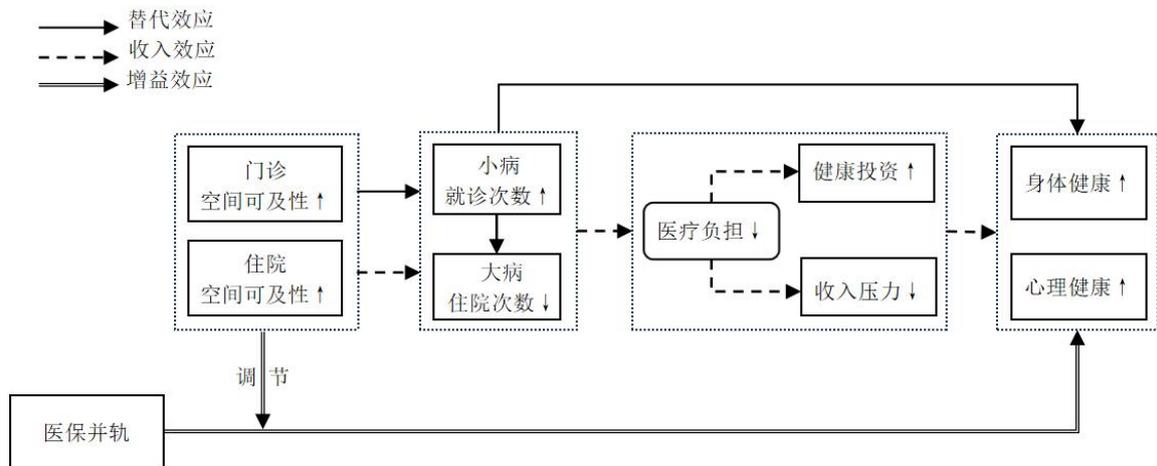


图1 医疗服务空间可及性健康改进效应作用路径

基于上文分析，本文提出如下研究假说。

H1: 医疗服务空间可及性的提高会提升农村居民健康水平，即空间可及性具备健康改进效应。

H2: 医疗服务空间可及性通过替代效应、收入效应和增益效应发挥健康改进效应。

### 三、数据、变量与模型

#### (一) 数据来源

本文使用的是中国健康与养老追踪调查数据库 (China health and retirement longitudinal study, 简称

CHARLS) 中 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年的 4 期微观数据<sup>①</sup>。CHARLS 数据样本量大、代表性好、跟踪程度高, 形成了一套 45 岁及以上中老年人的高质量微观数据。为了研究医疗服务空间可及性与农村中老年居民健康的关系, 本文根据“过去一个月里, 您是否去医疗机构看过门诊或者接受过上门医疗服务? (不包括去医院做体检)”和“过去一年内, 您住过院吗?”这两个问题, 选取有门诊和住院就医行为的农村样本<sup>②</sup>, 并剔除关键变量缺失和数据异常的个体, 最终得到样本量为 14932 的 4 期非平衡面板数据。

## (二) 变量设置

1. 被解释变量。个体健康水平一般从主观标准、医学标准、机体功能标准三方面来判断 (解垚, 2011)。主观标准常以自评健康水平来表征, 医学标准是指对与健康缺失相关的某些急慢性疾病的症状评估, 机体功能标准评价的是与健康相关的一些“正常”功能的缺失情况。为全面评估空间可及性的健康效应, 本文根据以上标准, 同时选用自评健康水平、慢性病患者情况 (下文简称“慢病情况”) 和日常生活能力 (章丹等, 2019) 3 个变量为被解释变量。其中, 自评健康水平来自问题“您觉得您的健康状况怎么样?”, 选项“极不好”“不好”“一般”“好”“很好”分别由低到高赋以 1~5 分。该指标是个体对自身健康水平的总体判断, 全面但主观性较高。慢病情况较为客观, 同时还会长期影响个体健康水平。若个体患有问卷中 14 种慢性病中的一种或多种, 则赋值为 1, 否则赋值为 0。日常生活能力使用 ADL 值表征, ADL 值可以全面反映个体在日常生活中的自理能力, 由问卷中有关身体客观机能的 20 个问题组成<sup>③</sup>。参照章丹等 (2019) 的赋值方式, 若答案为“没有困难”, 则赋值为 1, 若答案为“有困难仍可以完成”“有困难, 需要帮助”“无法完成”, 则赋值为 0, 最后加总所有项目分值得到 ADL 值。ADL 值越高, 说明个体的自理能力越强, 健康水平越好。

如前文所述, 医疗服务空间可及性会通过改变个体就医行为影响健康状况。结合已有文献和数据可得性, 本文另选取近一月门诊就诊 (近一年住院) 次数、近一月门诊 (近一年住院) 自付费用、近一月门诊 (近一年住院) 总费用等作为就医行为的代理变量 (姚兆余和张蕾, 2013; 熊跃根和黄静, 2016), 以分析空间可及性健康效应的影响机制。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为最优距离法测度下的门诊可及性和住院可及性, 分别指个体门诊就医和住院就医时所需要经过的距离、所花费的时间或费用。现有空间可及性的衡量方法包括最优距离法、两步移动搜寻法 (two-step floating catchment area method) 和引力模型 (gravity-based model) 等 (Radke and Mu, 2000)。基于数据可得性和方法可操作性, 本文选用恰好适用于农村地区的最优距离法测度空间可及性 (Guagliardo, 2004; 邓睿, 2022)。农村地区医疗资源相对缺乏, 可选择的医疗机构有限, 患者大概率会选择周边较近的医疗机构就诊。相反, 在城市地区可能存在多家与患者距离相近的医院, 导致最佳距离法的计算结果很难反映实际情况。

<sup>①</sup>因 2020 年数据未包含医疗服务空间可及性的题项, 故未采用。

<sup>②</sup>本文选取对问题“目前您的户口类型”回答为“农业”的样本为研究对象。

<sup>③</sup>因篇幅所限, 问卷中衡量日常生活能力 (ADL 值) 的 20 个问题未予展示, 可在中国知网或本刊官方网站查看本文附录。

具体地, 2011年、2013年和2015年的空间可及性用去医院所花费的时间衡量; 由于2018年问卷不再包含该问题, 故该年空间可及性使用个体门诊就医和住院就医时所需要经过的距离度量。为便于分析, 首先, 本文对单程时间或距离取倒数, 使得变量数值与可及性程度同向变化。为统一4期数据中的可及性衡量标准, 本文根据样本均值将可及性分为高、低两组, 可及性高组赋值为1, 可及性低组赋值为0。其次, 为了更细致地反映空间可及性在个体间的差异, 本文借鉴由商务部等13部门联合发布的《全面推进城市一刻钟便民生活圈建设三年行动计划(2023—2025)》<sup>①</sup>中提出的15分钟生活圈标准, 构建门诊可及性的第二个代理变量, 即前往门诊需要花费几个“15分钟”作为可及性指标(下文简称“15分钟指标”)。为使变量数值与可及性同向变化, 同样对该指标取倒数<sup>②</sup>。最后, 本文把住院可及性也进一步细化, 针对2011年、2013年和2015年样本, 取住院单程所用小时数的倒数作为第二个代理变量, 以期在将住院可及性分为高、低两组的基础上更加精确地测度变量。

3. 控制变量。除了本文关注的核心解释变量, 影响居民健康和医疗服务利用的因素还包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、收入水平等(Busch and Duchovny, 2005; 余央央和封进, 2018)。参考相关研究(Andersen, 1995), 本文将影响医疗服务利用与健康控制变量归纳为先决变量、使能变量和需求变量3类。其中, 先决变量包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况等; 使能变量包括家庭人均年收入(回归中取自然对数)、是否参加医疗保险(包括新农合、城乡居民医保和其他医疗保险类型)等; 需求变量为“是否吸烟”以反映个人习惯(程令国和张晔, 2012)。

此外, 为了更准确地衡量居民健康水平和日常就医行为受空间可及性的影响程度, 本文也将“门诊是否为急诊”和“住院是否为大病”作为控制变量。这主要基于以下两点考量。第一, 急诊和大病的处置效果往往会对健康产生较大冲击, 需要加以控制以反映健康水平的突然改变(通常表现为突然下降), 降低误估空间可及性健康效应的可能性; 第二, 在大病的就医决策中, 医院质量而非空间可及性是影响就医选择的主要因素。也就是说, 本文通过控制这两个变量, 控制了突发疾病和重大疾病对健康水平的外生冲击, 同时也间接控制了个体对医院质量的主观评价。更为重要的, 在个体对医院质量的主观评价之外, 反映医院诊疗水平的客观指标是医院级别。本文采用“门诊机构类型”和“住院机构类型”两个虚拟变量控制不同级别的医院。如果医疗机构是社区保健中心、乡镇医院、保健站或疗养院, 则将机构类型赋值为1, 代表基层医疗机构和较低水平的医疗服务; 反之, 如果医疗机构是综合医院、专科医院或中医医院, 则将机构类型赋值为0, 代表大型医院和较高质量的医疗服务。具体变量赋值情况及描述性统计结果见表1。此外, 本文还在实证分析中控制了地区(省份)虚拟变量和年份虚拟变量。

<sup>①</sup>参见《商务部等13部门办公厅(室)关于印发〈全面推进城市一刻钟便民生活圈建设三年行动计划(2023—2025)〉的通知》, [https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202307/content\\_6891466.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202307/content_6891466.htm)。

<sup>②</sup>本文仅针对前3期样本构建该指标。为避免计算倍数四舍五入为0而无法取倒数, 本文将倍数取整后加1, 再取倒数。例如, 若个体去医院所花费的时间为5分钟, 该指标计算方式为 $1/[(5/15)+1]=1$ 。

## 公平视野下农村医疗服务空间可及性的健康效应

表 1		主要变量赋值情况及各年份均值				
变量	变量含义与赋值情况	全样本	2011 年	2013 年	2015 年	2018 年
健康水平						
自评健康水平	受访者对“您觉得您的健康状况怎么样？”的回答：很好=5，好=4，一般=3，不好=2，极不好=1	2.203 (0.958)	2.062 (0.913)	2.129 (0.948)	2.126 (0.971)	2.523 (0.932)
慢病情况	受访者患有 14 种慢性病中的一种或多种=1；无任何一种=0	0.743 (0.437)	0.820 (0.385)	0.830 (0.376)	0.731 (0.444)	0.586 (0.493)
日常生活能力	受访者对应单个题项回答：没有困难=1，其余情况=0；加总单项得分，即 ADL 值	13.280 (3.823)	13.470 (3.707)	13.530 (3.658)	13.200 (3.851)	12.910 (4.044)
医疗服务利用						
门诊就诊次数	受访者近一月的门诊就诊数（次）	2.136 (2.376)	2.113 (2.293)	2.230 (2.583)	2.051 (2.117)	2.137 (2.480)
门诊自付费用	受访者近一月门诊自付费用（元）	759.197 (4175.767)	547.444 (3825.610)	735.642 (4479.861)	889.265 (3874.731)	887.874 (4495.052)
门诊总费用	受访者近一月门诊总费用（元）	1146.909 (10104.600)	685.675 (4573.386)	1233.551 (16025.200)	1259.624 (5172.465)	1479.472 (8865.203)
住院次数	受访者近一年的住院次数（次）	1.538 (1.294)	1.431 (1.403)	1.499 (1.100)	1.510 (1.063)	1.650 (1.530)
住院自付费用	受访者近一年住院自付费用（元）	6889.155 (15086.230)	4859.652 (9707.523)	6234.102 (12185.920)	7459.619 (16364.160)	8042.705 (18069.090)
住院总费用	受访者近一年住院总费用（元）	11370.050 (21497.950)	6978.607 (12366.230)	10108.000 (16920.290)	11444.180 (19545.500)	14692.950 (285388.310)
核心解释变量						
门诊可及性	根据门诊可及性均值分组：可及性高=1，可及性低=0 (1+分钟数/15)的倒数	0.385 (0.487) 0.539 (0.345)	0.454 (0.498) 0.571 (0.349)	0.426 (0.495) 0.551 (0.342)	0.365 (0.481) 0.492 (0.340)	0.261 (0.439)
住院可及性	根据住院可及性均值分组：可及性高=1，可及性低=0 去住住院机构小时数的倒数	0.265 (0.441) 2.649 (4.281)	0.351 (0.478) 2.594 (3.086)	0.308 (0.462) 2.910 (5.236)	0.268 (0.443) 2.374 (3.762)	0.170 (0.375)
控制变量（先决变量）						
性别	受访者性别：男=1，女=0	0.428 (0.495)	0.436 (0.496)	0.428 (0.495)	0.423 (0.494)	0.427 (0.495)
年龄	受访者年龄（岁）	62.183 (10.017)	60.322 (9.864)	61.079 (10.090)	62.541 (9.828)	64.792 (9.697)

表1 (续)

受教育程度	受访者学历: 大专及以上=3, 高中、中专、职高、技校=2, 初中及以下=1	1.052 (0.229)	1.049 (0.223)	1.051 (0.225)	1.052 (0.229)	1.057 (0.238)
婚姻状况	受访者婚姻状况: 已婚=1, 未婚、丧偶、离异=0	0.831 (0.374)	0.854 (0.353)	0.845 (0.362)	0.825 (0.380)	0.802 (0.398)
控制变量 (使能变量)						
参加新农合	受访者是否参加新农合: 是=1, 否=0	0.889 (0.314)	0.928 (0.258)	0.926 (0.261)	0.885 (0.319)	0.813 (0.390)
参加城乡居民医保	受访者是否参加城乡居民医保: 是=1, 否=0	0.044 (0.206)	0.009 (0.090)	0.019 (0.140)	0.023 (0.150)	0.128 (0.335)
医疗保险	受访者是否购买医疗保险: 是=1, 否=0	0.933 (0.249)	0.959 (0.199)	0.972 (0.164)	0.830 (0.375)	0.976 (0.152)
家庭人均年收入	受访者家庭人均年收入 (元)	7721.524 (21838.590)	8127.848 (13792.550)	7208.639 (14103.830)	6496.278 (26746.840)	8895.465 (28794.810)
控制变量 (需求变量)						
是否吸烟	受访者是否有吸烟习惯: 是=1, 否=0	0.394 (0.489)	0.371 (0.483)	0.394 (0.489)	0.409 (0.492)	0.398 (0.489)
其他控制变量						
门诊是否为急诊	受访者近一个月就诊的门诊是否为急诊: 是=1, 否=0	0.035 (0.185)	0.022 (0.146)	0.030 (0.172)	0.045 (0.206)	0.048 (0.214)
住院是否为大病	医疗支出在收入中的占比超过40%: 是=1, 否=0	0.245 (0.430)	0.171 (0.377)	0.238 (0.430)	0.228 (0.420)	0.341 (0.474)
门诊机构类型	基层医疗机构=1, 非基层医疗机构=0	0.671 (0.470)	0.736 (0.440)	0.679 (0.470)	0.656 (0.475)	0.596 (0.490)
住院机构类型	基层医疗机构=1, 非基层医疗机构=0	0.237 (0.430)	0.319 (0.470)	0.257 (0.440)	0.213 (0.410)	0.199 (0.400)
观测值数		14932	3381	4079	3859	3613

注: ①括号中为标准差。②门诊 (住院) 自付费用、门诊 (住院) 总费用和家庭人均年收入在后文回归中均取自然对数。

### (三) 模型设定

为考察空间可及性对农村居民健康的影响, 本文设定基准模型如下:

$$y_i = a_0 + a_1GAH_i + a_2Z_i' + e_i \quad (1)$$

(1) 式中:  $y_i$  表示健康水平 (自评健康水平、慢病情况、日常生活能力) 和医疗服务利用情况 (门诊或住院次数、自付医疗费用和总费用);  $GAH_i$  表示医疗服务空间可及性;  $Z_i'$  表示一系列控制变量, 包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、是否吸烟、家庭人均年收入、门诊是否为急诊、住院是否为大病、年份与省份固定效应等;  $i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ) 为农村居民个体;  $e_i$  为随机扰动项;  $a_0$ 、

$a_1$ 、 $a_2$  为待估参数。

1. 基准回归。本文选取 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 4 期数据进行实证分析，在（1）式基础上设定模型如下：

$$y_{it} = b_0 + b_1 GAH_{it} + b_2 Z'_{it} + u_i + e_{it} \quad (2)$$

（2）式中： $y_{it}$  和  $GAH_{it}$  分别表示不同个体在不同年份的健康水平（医疗服务利用情况）和医疗服务空间可及性； $t$  为年份； $u_i$  为不可观测且不随时间变化的个体因素， $u_i$  与解释变量  $\{GAH_{it}, Z'_{it}\}$  的相关关系决定了选择随机效应模型还是固定效应模型； $u_i + e_{it}$  为复合扰动项； $b_0$ 、 $b_1$ 、 $b_2$  为待估参数。

2. 内生性问题。影响健康水平的因素有很多，医疗服务的空间可及性只是其中之一，且身体状况极差的个体也可能因为就诊需求而选择去医疗服务更为便利的地区居住，这些可能导致（2）式存在内生性问题。因此，本文采用工具变量法，选取“村庄道路硬化”和“村庄公交线路”作为医疗服务空间可及性的工具变量，并构建如下模型：

$$GAH_{it} = g_0 + g_1 IV_{it} + g_2 X'_{it} + e_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = d_0 + d_1 \widehat{GAH}_{it} + d_2 Z'_{it} + e_{it} \quad (4)$$

（3）式为第一阶段估计方程。（3）式中： $IV_{it}$  为选取的工具变量， $X'_{it}$  为一系列控制变量， $e_{it}$  为随机扰动项， $g_0$ 、 $g_1$ 、 $g_2$  为待估参数，其余符号含义同（2）式。（4）式为第二阶段估计方程。

（4）式中： $\widehat{GAH}_{it}$  为（3）式中  $GAH_{it}$  的预测值， $d_0$ 、 $d_1$ 、 $d_2$  为待估参数，其余符号含义与（3）式中相同。由于不同变量的连续性不同，本文参考相关研究（Roodman, 2011），使用条件混合过程（conditional mixed process, 简称 cmp）进行参数估计<sup>①</sup>。

有效的工具变量需满足外生性和相关性。“村庄道路硬化”表示村庄主要道路是否为柏油路或水泥路，“村庄公交线路”表示村庄的公交线路数量。就外生性而言，村庄道路硬化和村庄公交线路均为村庄层面的变量，相对于农村居民个体具有较强的外生性。也就是说，这两个变量只会通过医疗服务可及性影响居民健康。就相关性而言，村里硬化道路建设越好，公交越便利，个体出行就越方便，医疗服务空间可及性就越高，这一点在后文第一阶段的回归结果中也得到验证。由此，可以认为本文选取的工具变量外生且与变量  $GAH_{it}$  相关，符合工具变量的两点要求。

3. 调节效应。医保并轨以前，全民医保的现实问题是不公平、不经济、不便捷（郑功成，2015），医保并轨之后，制度安排和经济福利都向公平迈进了一大步，但“不便捷”的问题依旧存在，甚至可能会反过来消减对“不公平、不经济”的改善效果。基于此，本文也探究空间可及性对医保并轨健康效应的调节作用。

<sup>①</sup>该方法在 Stata17.0 软件中通过 cmp 命令实现，其优点在于可以灵活设置第一阶段和第二阶段的估计方法。

一方面，构建医保并轨的 PSM-DID 模型。医保并轨于 2016 年在全国推行，而不同省份有不同的实施时间。所以，从数据上看，大多数受访者在 2015 年参加新农合，其中有一部分个体在 2018 年转为参加整合后的城乡居民医保，而其余个体仍然参加新农合。这就产生了处理组和对照组：处理组的农村居民在 2015 年参加新农合，并在 2018 年参加城乡居民医保；对照组的农村居民在 2015 年和 2018 年都参加新农合。基于此，设定 PSM-DID 模型如下：

$$Health_{it} = q_0 + q_1 After_t + q_2 URRMI_i + q_3 After_t \times URRMI_i + q_4 Z'_{it} + e_{it} \quad (5)$$

(5) 式中： $Health_{it}$  代表个体  $i$  在时间  $t$  的健康水平； $After_t$  代表时间虚拟变量， $After_t=0$  表示实施城乡居民医保之前的时间（2015 年）， $After_t=1$  表示实施城乡居民医保之后的时间（2018 年）；处理变量  $URRMI_i$  是一个二元指标， $URRMI_i=1$  表示个体  $i$  参加了城乡居民医保， $URRMI_i=0$  表示个体  $i$  参加了新农合；变量  $After_t \times URRMI_i$  表示交互作用； $q_3$  反映本文所关注的医保并轨的健康效应； $Z'_{it}$  表示个体  $i$  在时间  $t$  的控制变量； $e_{it}$  为随机扰动项； $q_0$ 、 $q_1$ 、 $q_2$ 、 $q_3$  为待估参数。

另一方面，PSM-DID 模型只关注医保并轨对健康产生的影响，而无法反映不同空间可及性群体受该影响的差别；相比之下，PSM-DDD 模型旨在识别政策效果是否在不同群体、不同时间段或其他特定条件下表现出异质性，并揭示单一差异比较所可能忽略的复杂影响。因此，本文在 PSM-DID 模型中进一步引入可及性变量  $GAH_{it}$ ，构建 PSM-DDD 模型如下：

$$Health_{it} = \mu_0 + \mu_1 After_t + \mu_2 URRMI_i + \mu_3 GAH_{it} + \mu_4 After_t \times URRMI_i + \mu_5 After_t \times GAH_{it} + \mu_6 URRMI_i \times GAH_{it} + \mu_7 After_t \times URRMI_i \times GAH_{it} + \mu_8 Z'_{it} + e_{it} \quad (6)$$

(6) 式中： $\mu_4$  代表在低空间可及性样本中医保并轨的健康效应； $\mu_4$  与  $\mu_7$  之和代表在高空间可及性样本中医保并轨的健康效应； $\mu_7$  是调节效应，代表不同空间可及性群体在医保并轨健康效应上的差异； $e_{it}$  为随机扰动项； $\mu_0$ 、 $\mu_1$ 、 $\mu_2$ 、 $\mu_3$ 、 $\mu_4$ 、 $\mu_5$ 、 $\mu_6$ 、 $\mu_7$ 、 $\mu_8$  为待估参数；其他变量的含义与前文相同。

## 四、实证结果与分析

### （一）基准回归

表 2 展示了门诊可及性对农村居民健康影响的估计结果。

表 2 门诊可及性对农村居民健康影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	自评健康水平	慢病情况	日常生活能力	自评健康水平	慢病情况	日常生活能力
门诊可及性	0.147*** (0.024)	-0.018 (0.017)	0.222** (0.086)	-0.128 (0.129)	-0.115*** (0.039)	0.562** (0.251)
上一期健康水平				0.134 (0.112)	0.016 (0.011)	0.113 (0.083)

表2 (续)

门诊机构类型	0.042*	-0.019	0.023	0.248**	0.047*	0.109
	(0.025)	(0.020)	(0.091)	(0.100)	(0.025)	(0.184)
性别	0.179***		0.380***			0.347
	(0.034)		(0.125)			(0.239)
年龄	-0.007***	0.010	-0.059***	0.124**	0.053**	-0.058***
	(0.001)	(0.011)	(0.005)	(0.048)	(0.025)	(0.010)
受教育程度	0.066		-0.167			-0.577*
	(0.047)		(0.158)			(0.336)
婚姻状况	0.078**	-0.055	0.277**	-0.008	-0.173	0.344
	(0.034)	(0.053)	(0.137)	(0.278)	(0.134)	(0.249)
是否吸烟	-0.121***	0.067	-0.108	-0.204	0.155*	0.136
	(0.034)	(0.052)	(0.124)	(0.203)	(0.090)	(0.242)
医疗保险	-0.057	-0.005	0.134	-0.008	-0.020	0.302
	(0.047)	(0.035)	(0.170)	(0.189)	(0.041)	(0.311)
家庭人均年收入	0.039***	-0.001	0.053**	-0.008	0.001	0.037
	(0.006)	(0.005)	(0.022)	(0.024)	(0.005)	(0.041)
门诊是否为急诊	-0.029	0.016	-1.244***	-0.422	0.035	-0.730
	(0.064)	(0.048)	(0.266)	(0.265)	0.047*	(0.492)
常数项	1.808***	0.255	16.160***	-5.282*	-2.217	15.842***
	(0.137)	(0.629)	(0.505)	(2.831)	(1.512)	(0.952)
年份与省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	7508	7647	7643	2086	2040	2037
Hausman 检验 p 值	0.157	0.001	0.052	0.006	0.000	0.916
$p > \chi^2$	0.000	0.000	0.000	0.005	0.032	0.000

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②(2)列和(5)列汇报的是门诊可及性对慢病患病概率的边际效应，后续表格中以慢病情况为因变量的检验结果也均汇报边际效应。③括号中为稳健标准误。④根据Hausman检验p值，(1)列、(3)列和(6)列汇报的是随机效应模型的估计结果，(2)列、(4)列和(5)列汇报的是固定效应模型的估计结果。⑤表中观测值数为门诊样本数；前3列因变量缺失情况不同，故观测值数也有所不同；后3列因涉及上一期健康水平，观测值数有所减少。

表2(1)~(3)列是门诊可及性划分为高、低两档的估计结果，(4)~(6)列是以15分钟生活圈标准划分门诊可及性的回归结果。(1)~(3)列显示，在其他条件不变的情况下，高门诊可及性可以使农村居民的自评健康水平和日常生活能力分别显著提升0.147和0.222。考虑到当期健康水平受基础健康水平的影响，本文引入上一期健康水平作为控制变量<sup>①</sup>，同时将可及性替换为15分钟指标

<sup>①</sup>为避免扰动项二阶自相关对回归结果的影响，当被解释变量为自评健康水平时，上一期健康水平的代理变量为“上一期是否患有慢性病”；在其余情况下，上一期健康水平的代理变量均为“上一期自评健康水平”。

进行回归。(4)~(6)列显示,在增加滞后变量和改变门诊可及性测度方式的情况下,门诊可及性的提高会显著提升日常生活能力,同时使慢性病患病情况显著减少。也就是说,不论采用何种赋值方式,门诊可及性均表现出显著的正向健康效应。假说 H1 得到初步证实。

住院可及性的健康效应估计结果见表 3。(1)~(3)列是将住院可及性划分为高、低两档的估计结果,(4)~(6)列将核心解释变量替换为住院可及性的第二个代理变量,并将上一期健康水平引入模型。结果显示,对于住院样本,高可及性依旧可以显著提升个体的自评健康水平和日常生活能力,具备正向健康效应。

表 3 住院可及性对农村居民健康影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	自评健康水平	慢病情况	日常生活能力	自评健康水平	慢病情况	日常生活能力
住院可及性	0.091*** (0.034)	0.005 (0.030)	0.311 (0.266)	0.009* (0.005)	0.021 (0.053)	0.049** (0.020)
上一期健康水平				-0.051 (0.078)	0.002 (0.025)	0.131 (0.724)
常数项	1.877*** (0.191)	1.214* (0.631)	14.201** (5.534)	2.701*** (0.387)	2.612 (1.994)	50.673* (27.990)
观测值数	4521	4719	4719	1083	1687	1100
Hausman 检验 p 值	1.000	0.002	0.000	0.625	0.027	0.000
$p > \chi^2$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量同表 2,并将“门诊是否为急诊”替换为“住院是否为大病”,也控制了年份和省份固定效应。④根据 Hausman 检验 p 值,(1)列和(4)列汇报的是随机效应模型回归结果,(2)列、(3)列、(5)列和(6)列汇报的是固定效应模型回归结果。⑤表中为住院样本。其中,(1)~(3)列因为变量缺失情况不同,故观测值数不同;(4)~(6)列因涉及上一期健康水平变量,观测值数有所减少。

## (二) 内生性问题处理

虽然面板数据本身能够控制一些不随时间变化的个体特定不可观测因素,从而在一定程度上缓解内生性问题,但谨慎起见,本文仍从导致内生性问题的 3 类主要因素——遗漏变量、测量误差和双向因果——入手,进一步解决可能存在的内生性问题。

首先,针对遗漏变量问题,本文层层递进完善控制变量。第一,本文已经在经典控制变量的基础上,将样本区分为门诊样本和住院样本以控制疾病严重程度;第二,在两种就诊类型内部进一步控制门诊是否为急诊和住院是否为大病等变量,区分不同子样本内部的疾病紧急程度和严重程度;第三,正如表 2 和表 3 中的做法,在回归模型中加入上一期健康水平作为滞后变量,以进一步解决遗漏变量问题。正如前文所述,考虑可能遗漏的变量后,回归结果仍支持假说 H1。

其次,受访者回答的空间可及性可能存在测量误差,他们对时间的记忆和对距离的主观感受可能

有误。基于此，笔者不仅基于其回答设置可及性指标，还将样本整体可及性分为高、低两组，并进一步按照 15 分钟生活圈进行档次划分，以解决由测量误差导致的内生性问题。回归结果同样支持假说 H1。

最后，针对可能由双向因果带来的内生性，本文采用工具变量法加以纠正。具体地，工具变量选用“村庄道路硬化”和“村庄公交线路”，并进行两阶段回归。上文已从理论上论述了所用工具变量的相关性和外生性，此处将通过回归结果进一步检验工具变量的有效性。本文采用工具变量的 *cmp* 估计方法解决基准回归可能存在的内生性问题，结果如表 4 所示。第一阶段回归结果显示，村庄道路硬化和村庄公交线路都对门诊（住院）可及性具有正向影响，且在 1% 的水平上显著，即不存在弱工具变量的问题，满足工具变量的相关性要求。同时，过度识别检验结果 *p* 值分别为 0.456、0.737、0.828、0.184、0.976 和 0.368，故接受原假设，认为工具变量与扰动项不相关，为外生变量。校正内生性偏误后，从表 4 回归结果可知，门诊可及性和住院可及性的提高均会显著提升农村居民健康水平，尤其是门诊可及性的提高可以显著提升农村居民的自评健康水平和日常生活能力，降低他们的慢性病发病率。同时，住院可及性的提升也在 10% 的水平上显著提升了个体的日常生活能力。这验证了门诊可及性和住院可及性提高有助于改善农村居民健康水平的结果，假说 H1 得到验证。

表 4 使用工具变量法的空间可及性对农村居民健康影响的回归结果

变量		自评健康水平		慢病情况		日常生活能力	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
门诊样本	门诊可及性		0.590*** (0.195)		-0.428** (0.181)		0.409*** (0.136)
	村庄道路硬化	0.228*** (0.037)		0.163*** (0.039)		0.168*** (0.038)	
	村庄公交线路	1.259*** (0.040)		1.275*** (0.040)		1.274*** (0.040)	
	弱工具变量检验 F 值	23.334		21.816		21.816	
	过度识别检验 p 值	0.456		0.737		0.828	
	观测值数	7642		7643		7643	
	$p > \chi^2$	0.000		0.000		0.000	
住院样本	住院可及性		0.191 (0.178)		-0.334 (0.233)		0.381* (0.196)
	村庄道路硬化	0.238*** (0.051)		0.237*** (0.051)		0.240*** (0.051)	
	村庄公交线路	0.171*** (0.034)		0.169*** (0.034)		0.175*** (0.034)	
	弱工具变量检验 F 值	31.724		30.652		30.652	
	过度识别检验 p 值	0.184		0.976		0.368	

表4 (续)

住院样本	观测值数	4711	4714	4714
	$p > \chi^2$	0.000	0.000	0.000

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量同表2，同时也控制了年份和省份固定效应。④考虑到2018年问卷中空间可及性用距离而非时间衡量，故仅采用前3期数据进行IV回归。回归结果与表4不存在明显差异。

### (三) 稳健性检验

1.使用空间可及性滞后变量。个体是否患有慢性病是健康水平的重要指标，而空间可及性发挥其健康效应需要经过一段时间，即当期健康水平的提升可能是由上一期空间可及性提高所致。尤其是对于慢性病，较高的空间可及性有助于个体获得更高效、便捷的健康知识宣教、体检、预防和提前干预等服务，从而降低罹患慢性病的风险。基于此，本文进一步实证检验上一期空间可及性对自评健康水平、慢病情况和日常生活能力的影响，表5中的方案A为该滞后健康效应的估计结果。由方案A可知，门诊可及性的提高通过两期调查之间2~3年的时间，使个体的自评健康水平和日常生活能力分别提升了0.111和0.341，同时慢性病患病概率降低了5.8个百分点。对于住院样本，高可及性也使慢性病的患病概率显著降低。假说H1得证。

表5 空间可及性健康效应的稳健性检验回归结果

变量		门诊样本			住院样本		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		自评健康水平	慢病情况	日常生活能力	自评健康水平	慢病情况	日常生活能力
方案A	上一期门诊(住院)可及性	0.111*** (0.048)	-0.058*** (0.021)	0.341* (0.180)	0.068 (0.071)	-0.054* (0.033)	0.142 (0.318)
	当期门诊(住院)可及性	0.140*** (0.049)	-0.050*** (0.022)	0.251 (0.194)	0.107 (0.082)	-0.057 (0.037)	0.204 (0.352)
	观测值数	1559	1587	1587	698	736	736
	$p > \chi^2$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
方案B	以“去医院的单程花费”测度门诊(住院)可及性	0.118*** (0.029)	-0.061** (0.026)	0.219*** (0.072)	0.235*** (0.084)	-0.071 (0.059)	1.332*** (0.345)
	观测值数	2660	718	2683	1820	425	1830
	$p > \chi^2$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量同表2，同时也控制了年份和省份固定效应。④门诊样本和住院样本在方案A中的空间可及性均采用以均值分组的可及性指标。

2.更换解释变量。通常情况下，去医院花费的金额越多，其空间可及性越低。基于此，本文取“去医院的单程花费”的自然对数的倒数代表空间可及性。限于问卷内容，该变量只存在于2011年、2013年和2015年3期数据中，回归结果汇报于表5中方案B。由方案B回归结果可知，不论是高门诊可

及性还是高住院可及性，都可以显著提高个体的自评健康水平和日常生活能力；同时，高门诊可及性还在 5% 的显著性水平上使慢性病患者概率降低了 6.1 个百分点，这属于积极的长期健康效应，对于稳定和提升人力资本、实现健康老龄化都具有积极意义。假说 H1 得证。

综上所述，假说 H1 在多种稳健性检验后依旧成立，即医疗服务空间可及性的提高不仅会产生显著的健康改进效应，而且这一效应还在长期内有效。也就是说，机会公平的提高确实在均值上产生了健康水平的上升。

#### （四）异质性分析：机会公平与健康不平等

空间可及性的健康改进效应在不同群体间的差异显著吗？问题的答案涉及从机会公平到结果公平的演化。结果更加公平至少可以表现为 3 种形式。一是整体健康水平的分布更加平均；二是不同群体的健康增量间不存在显著差异，即增量公平；三是不同群体的健康增量存在显著差异，但差异方向为“损有余而补不足”，即令原先健康水平较低的群体获得更大的健康改进效应。为解释这一问题，本部分进行异质性分析<sup>①</sup>。

1. 不同收入群体的异质性。本文按照收入的均值设置高收入群体虚拟变量，并在基准回归中引入高收入群体和门诊（住院）可及性的交乘项；同时，将样本按收入均值分为高收入群体、低收入群体两组，进行分组回归并检验组间系数差异的显著性。在门诊样本中，两种不同方法均显示，相较于低收入群体，门诊可及性的健康效应在高收入群体中更高。在含交乘项的回归中，高收入群体比低收入群体的可及性健康效应高 0.08 分；在分组回归中，虽然二者的空间可及性健康效应均为正向，验证了假说 H1，但高收入群体自评健康效应高于低收入群体 0.08 分，且组间差异显著，即高收入群体更多受益于门诊可及性的提高。究其原因，门诊可及性在高收入群体表现更明显可能是因为该群体具备更宽松的预算约束，在提升门诊可及性使服务更容易获得时，很多之前虽然有资金但没时间治疗的轻症，就可以得到更好的医治。而对于低收入群体，门诊可及性提高虽然降低了“小病拖”的可能性并使其健康水平显著提升，但毕竟他们还受到就医费用的预算约束，所以门诊可及性提高的作用小于高收入群体。

与门诊样本中的结论相反，住院可及性的健康效应在高收入群体中更低。在含交乘项的回归中，高收入群体比低收入群体的可及性健康效应（以日常生活能力测度）平均低 0.75 分。在分组回归中，两组系数的组间差异显著，且高收入群体的健康效应不具备统计学上的显著性；低收入群体则表现为日常生活能力在 1% 显著性水平上提升 0.70 分。这一现象可能来自两个方面原因。一方面，对于高收入群体，其住院行为的发生主要受疾病严重程度和医院服务质量的影响，空间可及性对其影响甚微。另一方面，对于低收入群体及其所在地区，提升住院可及性不仅可以促进医疗机构的合理布局和服务水平的提升，还可以降低住院成本。这将有助于释放低收入群体被抑制的医疗需求，进而显著改善其健康水平。具体来讲，低收入群体周边本应该提供住院服务的乡镇卫生院常常因建院时间久远、医疗设备陈旧、医生学历水平有限、医技人员缺乏等原因，只能履行基本公共卫生服务的 14 项职能，没有场

<sup>①</sup>因篇幅所限，相关结果未予展示，可在中国知网或本刊官方网站查看本文附录。

所、人力和技术提供住院服务。在这种情况下，村民只能去县级医院住院，住院可及性亟须提升。更进一步，较差的住院可及性意味着较远的距离、较多的路程花费、长时间的误工成本以及长途跋涉求医问药的心理压力。这些预算约束和畏惧情绪都会进一步阻碍低收入群体住院就医（杨园争和邓婷鹤，2021）。因此，相对于高收入群体，提高住院可及性可以在更大程度上降低农村低收入群体的路程花费、时间成本、误工成本和心理成本，可以在“小病方便治”的基础上，让农村低收入群体享受到“大病不用扛”的更趋公平的健康服务。住院可及性提升以“补短板”的方式促进健康公平，更有助于完成从机会公平到结果公平的演化。应更加关注农村地区的住院可及性，优化乡镇卫生院空间布局，提升服务能力。

2.不同年龄段的异质性。当前农村老龄化程度高，老年人已成为农业生产、抚育孙代、参与乡村治理的重要力量，有必要特别关注老年农民群体的医疗服务利用行为和健康水平。本文将样本分为65岁及以上的老年人群体和65岁以下的中年人群体两组，并进行分组回归；同时设置老年人群体虚拟变量。从含交互项的回归结果中可知，门诊可及性的提高会产生正向的健康效应，同时老年人群体的自评健康水平显著低于中年人群体；更为重要的是，老年人群体因可及性提高而产生的健康改进效应在5%的显著性水平上低于中年人群体。这一点在分组回归中也得到了验证：高可及性可以使老年人群体的自评健康水平显著提升0.11分，但可以使中年人群体的自评健康水平显著提高0.21分，增量是老年人群体增量的两倍，且二者差异显著。这就可能扩大中年人群体与老年人群体间的健康不平等程度。

这可能是因为，中年人群体多为家中的主要劳动力，低可及性下就医的机会成本远高于老年人群体，而空间可及性的提高可以有效降低其就医的机会成本，释放其医疗需求。这更有助于中年人群体及时治愈小病，提升自评健康水平。老年人的就医行为不仅受空间可及性影响，还部分依赖于陪伴就医者。因此，老年人群体的可及性健康效应虽为正，但小于中年人群体。

3.不同居住模式的异质性。若陪伴就医者会影响老年人的就医行为，那么，独居群体也会受陪伴就医者的影响吗？这在空巢化程度和“光棍”率不断上升的农村颇具意义。含交互项的回归结果显示，高门诊可及性对非独居群体日常生活能力的改善作用显著优于独居群体。这一结论在分组回归中也得到了验证。在独居群体中，可及性的健康改进效应虽为正但不显著；而在非独居群体中，高可及性可以在1%的显著性水平上将日常生活能力提升0.33分，且两组间的差异显著。这是因为，限制独居群体医疗服务利用行为的因素不仅是空间可及性，还包括在情感和行动上缺失就医陪伴者。即使离医疗机构较近，也可能会因为无人陪伴、行动不便而减少就医，“小病扛、大病拖”，对健康十分不利。

4.不同区域的异质性。医疗卫生资源在区域间分布的不均匀是健康不平等中探讨的重要议题<sup>①</sup>。那么，空间可及性的健康改进效应在不同医疗水平的区域间是否有差异呢？在门诊样本和住院样本中，

<sup>①</sup>导致这一现象的有宏观因素，也有微观因素。宏观上，医疗服务质量受当地经济社会发展情况制约，通常经济状况好的省份、县域都会有更多的财政资金投入，其医疗服务水平普遍高于其他地区，产生区域优势。而在微观上，高水平的医疗从业人员会流向经济条件好的区域和发展平台高、上升空间大的医院。在两方面影响交织之下，很可能会导致经济发展水平滞后的西部地区尤其是西部农村地区在医疗服务水平上的不足。

对西部地区和西部以外的其他地区（下文简称“其他地区”）进行分组回归。在门诊样本中，西部地区的医疗服务空间可及性虽然同其他地区一样表现出显著的健康改进效应，但组间系数差异显著性结果显示，西部地区门诊可及性的健康改进效应在 10% 的水平上显著低于其他地区。在住院样本中，这一差异越发显著：西部地区的住院可及性不再具备正向的健康效应，而在其他地区却依旧展现显著的健康改进效应。这可能是因为，对于住院而言，可及性的健康效应需要与医疗服务水平的提高一起发挥作用，即单纯提高空间可及性的健康改进效应有限。由于宏观和微观的双重原因，西部地区的医疗服务质量可能未能与空间可及性同步提升，从而导致可及性的健康效应被大大削弱。

## 五、进一步讨论：机制分析

### （一）空间可及性的替代效应、收入效应与增益效应

医疗服务空间可及性对健康的影响主要通过改变个体的就医行为来实现，具体体现在就医次数和医疗费用的变化两个方面。本文选择门诊就诊次数、门诊自付费用、门诊总费用、住院次数、近一年住院自付费用和住院总费用这 6 个变量代表医疗服务利用情况，用工具变量法检验空间可及性对居民就医行为的影响<sup>①</sup>。

回归结果说明，高空间可及性可以显著提高农村居民门诊就诊次数，降低医疗支出。这就改变了个体“小病拖，大病扛”的不良就医习惯，农村居民在生小病时就能及时就医，降低了小病发展成大病的风险，对改善农村居民健康起到正向作用。除此之外，住院的医疗花费往往要高于门诊医疗花费，一次大病住院很可能使农村居民“因病致贫”或“因病返贫”。高空间可及性使就医尤其是住院的费用降低，可以减轻患病个体的焦虑和不安情绪，愉悦的心情和更宽松的预算约束也有助于健康水平进一步提升。假说 H2 中的替代效应和收入效应得证。

### （二）空间可及性对医保并轨健康效应的调节效应

农村医疗保障制度不断发展完善，从五保制度到新农合，再到城乡居民医保，公平程度不断提高。然而，这种制度改进的健康效应依旧会受到空间可及性等现实因素的影响。为探讨空间可及性对医保并轨健康效应的调节作用，本文利用 2015 年和 2018 年数据构建了两期平衡面板数据，并运用 PSM-DID 模型检验医保并轨是否提高了个体的自评健康水平；在此基础上，进一步在 PSM-DID 模型中引入空间可及性变量，利用 PSM-DDD 模型检验不同空间可及性群体在医保并轨健康获益上的差异。

从表 6（1）列中全样本的 PSM-DID 模型结果可知两点：一是城乡居民医保有显著的健康改进效应；二是医保并轨这一体现机会公平的制度改进，的确比新农合在更大程度上改善了农村居民的健康水平，从而可以更好地缩小健康在城乡间的不公平。（2）～（5）列分别是高门诊可及性样本、低门诊可及性样本、高住院可及性样本和低住院可及性样本的 PSM-DID 回归结果。可以看到，医保并轨能够显著提高高门诊可及性子样本的自评健康水平，而在低可及性子样本中，医保并轨的作用则不再

<sup>①</sup>因篇幅所限，相关结果未予展示，可在中国知网或本刊官方网站查看本文附录。

显著。也就是说，高门诊可及性使医保并轨的健康改进效应得以显著发挥，而低可及性则削弱了医保并轨在促进居民健康公平上的积极作用，大大降低了政策效果。假说 H2 中的增益效应得以验证。

表 6 医疗服务空间可及性对医保并轨健康效应调节作用的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	高门诊 可及性样本	低门诊 可及性样本	高住院 可及性样本	低住院 可及性样本	门诊样本	住院样本
2018 年	0.339*** (0.032)	0.124 (0.076)	0.432*** (0.048)	0.379*** (0.103)	0.420*** (0.054)	0.425*** (0.048)	0.424*** (0.054)
医保并轨	-0.065 (0.062)	-0.236* (0.128)	0.106 (0.094)	0.028 (0.207)	-0.039 (0.114)	0.089 (0.096)	-0.054 (0.113)
2018 年×医保并轨	0.165** (0.080)	0.472** (0.188)	-0.079 (0.123)	0.247 (0.281)	0.141 (0.135)	-0.318** (0.152)	0.0237 (0.226)
门诊（住院）可及性						0.314*** (0.056)	0.148* (0.081)
2018 年×门诊（住院） 可及性						-0.070 (0.126)	0.145 (0.136)
医保并轨×门诊（住院） 可及性						-0.285*** (0.082)	-0.137 (0.108)
2018 年×医保并轨×门诊 （住院）可及性						0.546** (0.218)	0.184 (0.301)
常数项	1.709*** (0.161)	1.850*** (0.379)	1.669*** (0.246)	1.823*** (0.554)	1.269*** (0.261)	1.665*** (0.205)	1.357*** (0.236)
观测值数	4525	899	1892	430	1643	2791	2073
R <sup>2</sup>	0.078	0.086	0.108	0.147	0.095	0.096	0.089

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量同表 2，同时也控制了年份和省份固定效应。④匹配变量为所有控制变量。⑤已通过不同群体间的平衡趋势检验，受篇幅所限，相关结果未予展示。

由于表 6（1）～（5）列的 PSM-DID 模型无法识别政策效果在不同群体间的异质性，本文进一步通过在 PSM-DID 模型中引入第三维度，即空间可及性变量，构建 PSM-DDD 模型，来揭示单一差异比较（是否参与并轨后的城乡居民医保）下可能忽略的复杂影响（即便都由新农合转向了并轨后的城乡居民医保，不同空间可及性也会使医保并轨对不同个体产生不同的健康效应），进而提高因果推断的精确性。PSM-DDD 回归结果如表 6（6）列和（7）列所示。清晰可见的是，相较于低门诊可及性群体，医保并轨的健康效应在高门诊可及性群体中发挥的作用更大。这一结果说明，医保并轨这一促进机会公平的制度安排并不会产生“均等”的作用，只有高门诊可及性群体才能显著受到其积极影响，产生健康改进效应。医保并轨作用的发挥要通过空间可及性的调节，假说 H2 中的增益效应得到验证。

## 六、结论与启示

本文利用 CHARLS 调查的 4 期数据，采用随机效应模型、固定效应模型、工具变量法、PSM-DID 和 PSM-DDD 等多种方法，实证检验了医疗服务空间可及性对农村居民的健康效应及其作用机理，得出如下结论。

第一，医疗服务空间可及性的提高作为促进医疗服务机会公平的重要手段，有效提升了农村居民的平均健康水平：医疗服务的空间可及性尤其是门诊可及性的提高不仅可以显著提升农村居民的自评健康水平和日常生活能力，还可以在长期降低慢性病患率。

第二，空间可及性健康效应的作用路径为替代效应、收入效应和增益效应。一方面，较高的空间可及性可以促进农村居民轻症及时就医，有效降低轻症发展成重疾的风险，从而降低医疗支出压力，改善健康状况。另一方面，空间可及性会通过增益效应影响医保并轨的实施效果，既可能放大健康不平等，也可能产生公平改进。

第三，空间可及性对不同群体和区域的健康改进程度差异显著。一方面，提高住院可及性更有利于低收入群体健康状况的改善和健康不平等的消减；另一方面，空间可及性的健康效应在老年人群体、独居群体和西部地区表现更弱。

本文结论对通过提高医疗服务空间可及性来提升农村居民健康水平、强化医保并轨政策效果、降低健康不平等程度有明确的指向。首先，要高度重视医疗服务空间可及性的多重健康效应，继续提升农村居民医疗服务利用的可及性水平。在农村医疗服务发展不充分、不平衡的情况下，提升空间可及性作为基础层次的机会公平改进，在基本公共服务均等化和智慧社会建设中依然具有重要作用<sup>①</sup>。

其次，要充分认识到空间可及性是医保并轨健康效应的“放大器”和“消减器”，高度重视二者的政策协同作用。医保并轨是参保机会公平和报销规则公平的进步，但需要通过空间可及性来推动结果公平的实现。有观点认为农村村卫生室意义不大，但笔者一直强调其至关重要的基础性作用（杨园争和邓婷鹤，2021）。这里再次强调，绝不能忽视农村最基层医疗服务的空间可及性，这对提升健康水平和发挥医保并轨的健康改进效应都十分重要。

再次，空间可及性健康改进效应的充分发挥需要配套手段。一方面，应着力提高西部地区医疗服务机构的服务质量，配合空间可及性的提高，产生更大规模的健康改进效应；另一方面，应配套更多有针对性的上门医疗服务和义工就医陪伴服务，尤其要鼓励和完善陪伴就医市场在农村的发展，推动老年人群体和独居群体对医疗服务的有效利用。

最后，充分利用住院可及性提高对低收入群体的健康改进效应，通过提升乡镇卫生院服务水平，缩小不同收入群体间的健康不平等。分级诊疗目标的实现不能只靠口号和阶梯制医保报销政策，还要

<sup>①</sup>有观点认为，数字技术不断赋能传统医疗产业，不应对空间可及性再投入过多政策注意力。然而，农村是数字技术的“洼地”，农民尤其是其中的低收入群体、老年群体和独居群体，可能同时还交叠了数字技术弱势群体和健康劣势群体的双重身份。他们对空间可及性的依赖程度在数字技术的冲击下可能不降反升。

切实提高乡镇卫生院的服务能力。在实践中要尤其关注医疗服务能力较差的乡镇卫生院，对其开展业务提升扶助，目标是使乡镇卫生院可以提供基本的住院服务，进而提高低收入群体的住院可及性，更好地满足其就医需求，最终达到分级诊疗和降低健康不平等的双重目标。

#### 参考文献

- 1.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，第120-133页。
- 2.代佳欣，2017：《可及性的概念、测度及影响因素研究：文献综述》，《学习与实践》第4期，第86-94页。
- 3.代佳欣，2020：《农民工基本医疗卫生服务可及性何以形成：基于“嵌入型”框架的分析》，《西南民族大学学报（人文社科版）》第10期，第233-240页。
- 4.邓睿，2022：《卫生服务可及性如何影响农民工主观生活质量？——基于流动人口健康重点领域专题调查的证据》，《中国农村观察》第2期，第165-184页。
- 5.范红丽、王英成、元锐，2021：《城乡统筹医保与健康实质公平——跨越农村“健康贫困”陷阱》，《中国农村经济》第4期，第69-84页。
- 6.胡宏伟、张小燕、赵英丽，2012：《社会医疗保险对老年人卫生服务利用的影响——基于倾向得分匹配的反事实估计》，《中国人口科学》第2期，第57-66页。
- 7.黄亚新、王长青，2022：《从失配到适配：农村医疗卫生服务可及性的逻辑转换》，《学海》第5期，第90-97页。
- 8.李华、俞卫，2013：《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》，《中国社会科学》第10期，第41-60页。
- 9.李明峰、何志超、陈鉴知，2016：《县域就医可达性及其与居民健康相关性研究——以福建省永泰县为例》，《广西师范学院学报（自然科学版）》第4期，第110-117页。
- 10.苗艳青，2008：《卫生资源可及性与农民的健康问题：来自中国农村的经验分析》，《中国人口科学》第3期，第47-55页。
- 11.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，第83-95页。
- 12.申悦、李亮，2021：《年龄分层视角下医疗设施可达性对居民就医行为的影响——以上海市崇明岛为例》，《人文地理》第2期，第46-54页。
- 13.石智雷、吴志明，2018：《早年不幸对健康不平等的长远影响：生命历程与双重累积劣势》，《社会学研究》第3期，第166-192页。
- 14.王婵、唐程翔、刘国恩、聂普焱，2024：《医生人力资本、就医可及性与医疗服务错配——基于某省医院微观数据的实证研究》，《经济学（季刊）》第1期，第136-153页。
- 15.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，第92-105页。
- 16.解垚，2011：《中国地区间健康差异的因素分解》，《山西财经大学学报》第8期，第11-24页。
- 17.熊跃根、黄静，2016：《我国城乡医疗服务利用的不平等研究——一项于CHARLS数据的实证分析》，《人口学刊》第6期，第62-76页。
- 18.杨园争、邓婷鹤，2021：《农村基层供求视域下的“三医”困局与应对》，《河北师范大学学报（哲学社会科学版）》第6期，第144-152页。

- 19.姚兆余、张蕾, 2013: 《新型农村合作医疗制度模式对农民就医行为的影响——基于苏南三市的比较分析》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第95-102页。
- 20.余央央、封进, 2018: 《家庭照料对老年人医疗服务利用的影响》, 《经济学(季刊)》第3期, 第923-948页。
- 21.乐章、刘二鹏, 2016: 《医疗服务对农村老人失能状况的影响机制研究——基于 CLHLS 数据的经验分析》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第124-132页。
- 22.章丹、徐志刚、陈品, 2019: 《新农合“病有所医”有无增进农村居民健康? ——对住院患者医疗服务利用、健康和收入影响的再审视》, 《社会》第2期, 第58-84页。
- 23.郑功成, 2015: 《理性促使医保制度走向成熟——中国医保发展历程及“十三五”战略》, 《中国医疗保险》第12期, 第9-13页。
- 24.Andersen, R. M., 1995, “Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does It Matter?”, *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1): 1-10.
- 25.Andersen, R. M., 1968, “A Behavioral Model of Families’ Use of Health Services”, <https://docs.lib.purdue.edu/dissertations/AAI6902884>.
- 26.Al-Taiar, A., A. Clark, J. C. Longenecker, and C. J. M. Whitty, 2010, “Physical Accessibility and Utilization of Health Services in Yemen”, *International Journal of Health Geographics*, Vol. 9, 38.
- 27.Brabyn, L., and P. Beere, 2006, “Population Access to Hospital Emergency Departments and the Impacts of Health Reform in New Zealand”, *Health Informatics Journal*, 12(3): 227-237.
- 28.Buchmueller, T. C., M. Jacobson, and C. Wold, 2006, “How Far to the Hospital? The Effect of Hospital Closures on Access to Care”, *Journal of Health Economics*, 25(4): 740-761.
- 29.Busch, S. H., and N. Duchovny, 2005, “Family Coverage Expansions: Impact on Insurance Coverage and Health Care Utilization of Parents”, *Journal of Health Economics*, 24(5): 876-890.
- 30.Guagliardo, M. F., 2004, “Spatial Accessibility of Primary Care: Concepts, Methods and Challenges”, *International Journal of Health Geographics*, 3(1): 1-13.
- 31.O’meara, W. P., A. Noor, H. Gatakaa, B. Tsofa, F. E. McKenzie, and K. Marsh, 2009, “The Impact of Primary Health Care on Malaria Morbidity-Defining Access by Disease Burden”, *Tropical Medicine and International Health*, 14(1): 29-35.
- 32.Penchansky, R., and J. W. Thomas, 1981, “The Concept of Access: Definition and Relationship to Consumer Satisfaction”, *Medical Care*, 19(2): 127-140.
- 33.Peters, D. H., A. Garg, G. Bloom, D. G. Walker, W. R. Brieger, and M. H. Rahman, 2008, “Poverty and Access to Health Care in Developing Countries”, *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1136(1): 161-171.
- 34.Radke, J., and L. Mu, 2000, “Spatial Decompositions, Modeling and Mapping Service Regions to Predict Access to Social Programs”, *Geographic Information Sciences*, 6(2): 105-112.
- 35.Roodman, D., 2011, “Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with cmp”, *The Stata Journal*, 11(2): 159-206.
- 36.Wagstaff, A., 2002, “Inequality Aversion, Health Inequalities and Health Achievement”, *Journal of Health Economics*, 21(4): 627-641.

37. World Health Organization, 2000, "2000 Health Systems: Improving Performance", <https://www.who.int/publications/i/item/924156198X>.

38. Yamashita, T., and S. R. Kunkel, 2010, "The Association Between Heart Disease Mortality and Geographic Access to Hospitals: County Level Comparisons in Ohio, USA", *Social Science and Medicine*, 70(8): 1211-1218.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国社会科学院农村发展研究所;  
<sup>2</sup> 清华大学万科公共卫生与健康学院;  
<sup>3</sup> 浙江工商大学经济学院;  
<sup>4</sup> 中国农业大学经济管理学院)  
(责任编辑: 柳 荻)

## The Health Effects of Geographic Accessibility of Rural Medical Services from the Perspective of Equity

YANG Yuanzheng SHANGGUAN Shuangyue ZHENG Xiaodong FANG Xiangming

**Abstract:** Geographic accessibility is an essential aspect of accessibility to healthcare services, which is particularly crucial in underdeveloped and unevenly developed rural areas. Geographic accessibility to healthcare services is a significant factor influencing the equity of access to healthcare opportunities and alleviating health inequalities. This study uses panel data from four waves of the CHARLS survey conducted between 2011 and 2018, employing various methods such as random effects and fixed effects models, as well as instrumental variable method, PSM-DID, and PSM-DDD, to empirically analyze the impact of geographic accessibility to healthcare services on rural residents' health levels and the health effects of integrating rural health insurance schemes. The study yields the following conclusions. First, improving the geographic accessibility of healthcare services enhances rural residents' health levels through the substitution effect and income effect, and this conclusion remains robust even when considering the lag effect and replacing the explanatory variables. Second, more geographic accessibility to healthcare services reinforces the alleviating effect of integrating urban and rural health insurance system on health inequality through a gain effect. Third, the health improvement effect of outpatient accessibility tends to benefit higher-income groups more than low-income groups, whereas improving inpatient accessibility benefits more low-income groups. Fourth, the health improvement effects of geographic accessibility to healthcare services are weaker among the elderly, those living alone, and the farmers in western regions, potentially leading to new health inequalities, i.e. incremental inequalities, which require more targeted supporting measures to promote the evolution of primary healthcare governance from "more equitable opportunities" to "more equitable outcomes".

**Keywords:** Geographic Accessibility; Medical Services; Opportunity Equity; Health Improvement; Health Inequality