从老龄健康视角评估医养结合试点政策[[1]](#footnote-1)

陈飞 陈琳

摘要：发展医养结合养老服务是我国积极应对人口老龄化问题的重要举措，已有文献从诸多视角探讨了医养结合的实践模式及服务效率，但少有文献关注医养结合对老年人健康福利的影响及作用机制。而未来，医养结合如何更好地满足老年人的健康养老需求、进一步提高医养资源的利用效率变得愈加重要。文章基于中国健康与养老追踪调查数据（CHARLS）和中国家庭追踪调查数据（CFPS），利用双重差分法评估了医养结合试点政策对老年人健康的影响及内在机制。研究发现，开展医养结合养老服务显著改善了老年人的身体健康和心理健康。其中，加强老年医疗保障、促进日常预防保健和提供长期养老照料是内在作用机制，不同机制因素发挥作用的情形存在差异。异质性分析表明，医养结合养老服务对女性和高龄老年人心理健康的改善效应更为显著。此外，医养结合养老服务在改善教育水平较低和农村户籍老年人身心健康方面更具优势，促进了健康公平。结论认为，在完善我国社会化养老服务体系中，应进一步关注医养结合在改善老龄健康、促进健康公平方面的重要作用。

关键词：医养结合 老年人健康 养老支持 政策评估

一、引言

构建居家社区机构相协调、医养康养相结合的养老服务体系是我国积极应对人口老龄化的重要举措。在健全社会化养老服务体系中，医养结合作为其中的重要环节，在提高医养资源的利用效率，满足老年人多样化的健康养老需求方面尤为重要。第七次人口普查数据显示，相较于2010年，2020年我国60岁以上人口占比上升5.44%，65岁及以上老龄人口占比13.50%，老龄化水平已经达到同等发展水平国家的最高值。面对老龄化速度加快、人口预期寿命延长，老年群体将面临由于空巢独居、慢性疾病以及精神压力等因素带来的更多健康风险，这将导致未来我国老年人的医养需求快速增长且趋于多元化（葛延风等，2020）。对于老年人而言，生活照料服务和医疗卫生服务是最重要的两种需求，但目前我国在推进社会化养老服务体系中，医疗部门和照料部门的分割以及不同层级服务机构服务供给的分散，制约着老年医养服务的全面提供和服务效率。与此同时，65岁及以上老年人的实际医疗需求又推动着医疗费用的持续增长（封进等，2015）。因而，如何利用现有资源对不同部门、不同层级的医疗服务与养老服务进行整合，兼顾保障老年人健康和控制医疗费用，实现“老有所养、老有所医”是未来我国社会化养老服务体系建设完善的方向。为此，自2013年开始，中央及各部委从顶层设计到方案落实，推出了一系列指导落实和深化完善医养结合养老服务建设的相关政策。特别是，2016年在全国范围内确立了90个国家级医养结合试点城市，要求各试点城市积极探索医养结合新型养老服务模式，充分发挥示范引领作用。具体来说，医养结合在服务实践中包含了医疗服务、养老服务以及两者的相互结合，是一项实现以医疗服务供给和养老服务需求为核心，多种实践模式并行的多层次健康养老服务（高鹏等，2022）。其中“医”是核心，包括疾病诊断、治疗、预防保健与康复护理，“养”是基础，包括生活照料、精神慰藉与综合服务。已有研究证实，医养结合作为一种新型养老服务模式在缓解医疗资源供给矛盾、降低社会养老成本等方面发挥着重要作用。

在健康经济学领域，健康作为一种特殊的人力资本，既可以直接为个体带来效用，又可以提高个体获得更多效用的能力。值得关注的是，“老龄健康”资本无论对于老年个体效用，还是家庭子女的整体效用乃至整个社会福利水平都是非常重要的（王俊等，2012）。在世界卫生组织倡导的健康老龄化理念下，健康不仅包括身体健康，也包括心理健康，维护“老龄健康”不仅需要提高老年人的内在能力（体力功能和心理功能），也需要改善外部环境（居住环境和社会支持）。根据健康老龄化理论，良好的生理、心理健康和社会适应能力不仅有助于提高老年人的生命质量、减轻子女的养老和医疗负担，而且有助于最大程度地减轻人口老龄化对社会经济发展的消极影响。而最大程度地延长老年人的健康余寿，实现健康老龄化，是降低我国未来养老负担的关键。那么，现阶段我国开展的医养结合养老服务，作为一项优化老年人外部环境的措施，能否满足老年人的健康养老需求，从而提高老年人的健康水平？现有文献在考察医养结合如何影响老年人健康方面，多为针对某省份或城市的局部研究，从全国范围评估医养结合试点政策的研究相对较少。尤其是从老年人身体健康和心理健康维度评估医养结合试点政策，以及政策发挥作用的内在机制方面的讨论，仍存在可以进一步完善的空间。而健康结果及实现途径不仅关系到老年人自身的健康福祉，对于进一步提升医养资源的利用效率，推动医养结合养老服务在全国有序开展具有现实意义和研究价值。

鉴于此，本文在借鉴Huang & Zhang（2021）的数据组合研究思路基础上，使用中国健康与养老追踪调查数据（CHARLS）和中国家庭追踪调查数据（CFPS），重点考察医养结合养老服务对老年人身体健康和心理健康的影响。第一，本文运用双重差分方法对医养结合试点政策进行评估，研究发现，开展医养结合养老服务可以显著改善老年人的身体健康和心理健康，该结论经过事件研究法、PSM-DID等方法验证后依然稳健。第二，验证了医养结合养老服务对老年人健康的作用机制，包括老年医疗保障机制、日常预防保健机制和长期养老照料机制。第三，医养结合养老服务的健康效应呈现异质性特征，不同年龄阶段、性别、教育水平和户籍类型的老年群体从中受益不同。第四，本文还采用了安慰剂检验、随机筛选控制组、证伪检验等多种方式进行了稳健性估计。

本文可能的边际贡献在于：第一，本文将我国2016年设立两批医养结合城市试点作为一项准自然实验，使用CHARLS和CFPS数据，运用双重差分方法和多种稳健估计方法，实证检验了医养结合试点政策对老年人身心健康的影响。由现有文献针对某地区较为局部的测评转向更加全局多维的评估，在识别策略和研究设计方面弥补了现有文献的不足。第二，本文从理论角度讨论了医养结合养老服务影响老年人身心健康的作用途径，实证检验了老年医疗保障机制、日常预防保健机制和长期养老照料机制发挥作用的具体情形，在机制分析层面对现有研究文献进行了边际补充。第三，本文的政策建议具有一定现实意义，在未来医养融合中，可以重点加强对失能、残疾和高龄等行动不便老年群体的医疗服务保障，注重对慢性疾病的预防管理和老年疾病的早期干预，以初级医疗服务和长期照料服务相结合为出发点，提高老年人对医养结合养老服务的利用效率。

二、文献综述

随着全球人口老龄化问题的加剧，健康作为衡量老年人生活质量的重要方面，引发了社会和学术界的广泛关注。老年人健康的决定因素包括许多方面，不同于自然科学的视角，经济学家通常根据Grossman健康需求理论（Grossman，1972）将老年人健康状况归结为使用医疗服务和长期护理服务的结果。在一般的健康生产模型中，收入、教育、健康行为、营养摄入和环境条件是影响个体健康水平的因素，而在“老龄健康”的生产函数中，婚姻、家庭、护理、养老照料以及医疗服务则是相对重要的变量（王俊等，2012）。

在医疗保障方面，一支文献提供了扩大医疗保险覆盖、增加医疗服务供给有助于改善老年人健康的相关证据。其中，黄枫和甘犁（2010）研究表明，相较于没有医疗保险的老年群体，享受医疗保险老年人的医疗支出更高、预期寿命也更长，医疗支出对健康的边际效应较高。李亚青等（2022）对农村老年人的研究发现，医疗保险通过提高老年人的安全预期和生活满意度，对精神健康具有显著的促进作用。对于医疗服务供给，Lavy et al（1996）研究认为医疗资源可及性越强，居民获取医疗服务越便利，对健康的提升作用越强。尤其是对于行动不便的老年群体，医疗机构距离较远会耽误老年人及时就医，对健康产生负面影响（Lee et al，2012）。除医疗服务可及性，多样化的医疗服务种类也影响着老年人的健康，如政府进行医疗救助、提供免费疫苗等健康干预措施，在维护和改善老龄健康方面发挥着重要作用（Levy & Meltzer，2008）。

在养老照料方面，一些研究认为居住安排、照料模式与老年人健康结果密切相关。一方面，养老照料影响着老年人的健康结果。刘宏等（2011）研究表明，经济与居住均独立的老年夫妻具有较高的健康水平和主观幸福感，而依靠子女供养或政府补助的独居养老模式对老人健康和幸福最不利。国外相关研究表明，相较于只与配偶居住，传统多代同堂的养老居住模式对老年人身体健康具有保护作用（Tannistha et al，2015）。在心理健康方面，家庭提供的非正式护理可降低老年人患抑郁症的风险（Barnay & Juin，2016）。也有研究认为，相较于家庭照料，机构照料在长期护理过程中的费用更低，并且在改善老年人日常生活活动能力（ADL）方面的成效更好（Chiu et al，2010）。另一方面，老年人健康水平影响着照料需求与照料选择。宗庆庆等（2020）研究发现，健康改善降低了老年人的照料利用概率，尤其是社会照料需求明显降低，而对家庭照料的作用则不显著。

在应对人口老龄化过程中，如何满足老年人的医疗护理及养老照料需求，实现老有所养、老有所医已逐渐成为健康老龄化的目标。随着医养结合养老模式的出现，越来越多学者开始关注医养结合养老服务对老年人健康的影响。首先，在研究内容上，一类文献侧重于对身体健康方面的探讨，其中，国外学者Rice et al（2009）研究表明，医养结合长期护理服务可以有效改善老年人日常生活活动功能（ADL）和工具性日常生活活动功能（IADL）。以患者为中心的社区综合护理服务，减少了老年人对医院急诊服务的需求，改善了慢性阻塞性肺病和慢性心力衰竭患者的健康结果（Bird et al，2010）。高鹏等（2022）研究认为，社区居家形式的医养结合服务提高了老年人的健康自评水平和慢性病改善程度，并且提升了老年人的医疗服务利用水平。另一类文献着重考察了心理健康和主观幸福感，国内这类文献多为针对某区域的调查分析。部分研究认为医养结合模式丰富了老年人的精神世界，对于平稳心情、改善抑郁症状具有积极影响（王水莲等，2021；王亚琨等，2022）。但也有研究认为，医养结合养老机构虽然改善了养老生活的硬件条件，但未能满足老年人的心理健康需求，老年人的总体幸福感得分较低（何燕等，2017）。其次，在研究方法上，McClellan et al（2020）运用双向固定效应模型检验了美国医疗补助健康之家项目对使用者总体健康的影响。张红凤等（2023）基于双重差分法，得出了社区居家医养结合服务可以提高老年人的总体幸福感和健康幸福感，但在情绪幸福感提升方面并不明显的结论。

学者对医养结合养老服务如何影响老年人健康进行了细致研究，但从政策评估视角讨论医养结合对老年人影响的文献较少，而我国为推进医养结合养老服务的落实，出台了一系列政策措施，这些政策的效果如何也引起了国内学者的广泛关注。在为数不多的文献中，马超等（2019）基于CHARLS数据，使用双重差分方法评估了青岛市长期护理保险试点政策，研究表明长护险有效节约了医疗费用支出，并且这样的医疗费用控制没有以损害老年人健康福利为代价，反而改善了老年人的精神健康状况，减少了身体疼痛的概率。这也从另一个方面说明，以长护险带动的医养结合养老服务对于优化我国预防和康复护理体系，减少过度医疗以及促进健康老龄化具有重要价值。王贞和封进（2021）对长护险补贴的研究表明，居家护理补贴改善了被护理者健康，降低了患者医疗服务的利用并减少了医疗支出，机构护理补贴改变了医疗资源的配置，这从侧面论证了医养结合养老服务的健康绩效。蔡伟贤等（2021）的研究也表明，长期护理保险试点政策的实施减轻了家庭经济负担，为失能老年人的照护模式提供了更多选择。

综合来看，现有文献对本文准确评估医养结合试点政策做出了较大贡献，但仍然存在可以进一步完善的空间。一方面，国内文献对2016年国家级医养结合试点政策的关注相对较少，特别是从老龄健康视角，考察医养结合养老服务对老年人身心健康的具体作用渠道方面，有待深入分析。另一方面，现有文献评估医养结合养老服务实施效果的文章多局限于某区域的个案分析，缺乏针对全国范围较大样本的实证研究。鉴于此，本文梳理总结了我国医养结合试点的政策背景与理论基础，使用CHARLS和CFPS数据，运用双重差分法定量分析医养结合试点政策对老年人健康的影响及作用渠道，并从性别、年龄、教育和户籍角度，探讨医养结合养老服务对老年人健康的异质性影响。

三、政策背景与理论基础

（一）政策背景

现阶段，我国老年人患慢性病和失能残障的比例较高，而目前现有的医疗服务体系并不能适用于老年人的健康特征。以“疾病治疗”为中心、相对分割的医疗服务体系、以及不完善的康复照料体系使老年人不得不依赖门诊或住院服务，造成医院医疗资源的浪费与患者健康福利的损失。与此同时，我国大多数养老机构仅提供简单的生活照料服务，出于风险规避和缺乏专业医疗护理技术等原因，对失能、失智老年群体拒之门外，而这类老年群体恰恰需要专业化的医养服务，现有养老机构服务的实际覆盖人群具有结构性缺陷。因而，推进医养结合是优化老年健康和养老服务供给的重要举措，是积极应对人口老龄化、增强老年人获得感和满意度的重要途径。

2013年9月6日国务院印发《关于加快发展养老服务业的若干意见》，明确指出要将“积极推进医疗卫生与养老服务相结合”作为加快发展养老服务业的主要任务之一，并针对医养结合的开展形式、服务内容提出了明确要求。该政策文件预示着我国医养结合由自发探索进入了国家治理层面，对于实现医养融合发展，提高老年人生活品质，推进经济社会持续健康发展具有重要意义。2015年，《关于推进医疗卫生与养老服务相结合的指导意见》再次强调了医养结合的重要性，提出下一阶段的重点任务是建立健全医疗卫生机构与养老机构合作机制、支持养老机构开展医疗服务、推动医疗卫生服务延伸至社区及家庭。在面对老龄化速度加快，失能、半失能老年人口大幅增加的现实背景下，医疗卫生与养老服务相结合逐渐成为满足老年人医疗与养老叠加需求、实现健康养老的有效手段。

为加快推进“十三五”时期医疗卫生体制改革，健全医疗保障体系以及健康中国建设，医养结合试点工作于2016年正式启动。国家卫生计生委联合民政部于6月和9月先后确立了90个城市（区），作为国家级医养结合试点实验城市。要求各试点城市结合实际，统筹各方资源，积极探索地方医养结合的不同模式。试点城市的确立，对于进一步突破养老与医疗的割裂状态，在保障老年人健康的前提下，合理配置医疗资源与养老资源，实现医疗服务体系与老年照料体系良性互动具有重要现实意义。在试点政策的推动下，我国医养结合养老服务事业迈入了新发展阶段，各地区围绕如何满足老年群体的医养需求进行了规划设计和操作落实，不同形式的医养结合模式在各地区出现。如山东省提出通过家庭医生签约实现居家服务医养结合，通过一站式服务平台实现社区服务医养结合。江苏省将中医药融入医养结合服务的全过程，明确向居家、社区提供中医养生保健服务，在养老机构开设中医药特色科室等重点工作任务。在各地区的努力探索下，我国医养结合工作有序推进，多种形式的医养结合服务模式逐渐形成，主要包括以下四种类型：医疗卫生机构与养老机构签约合作、医疗卫生机构开展养老服务、养老机构依法开展医疗卫生服务、医疗卫生服务延伸到社区和家庭。不同类型的医养结合模式，以最大程度方便老年人看病就医，加强老年病预防和早期干预、提升长期养老照护能力为目标。

在试点政策的推动下，各具特色的医养结合服务为满足老年人日益增长的多层次、多样化健康和养老服务需求提供了重要依托。根据国家卫健委数据统计，截至2020年底，我国医养结合机构数量达到5857家，比2017年增长了59.4%，医疗卫生机构与养老服务机构建立签约合作关系的有7.2万对，是2017年的6.1倍。国家级医养结合试点城市为全国各地区提升医养结合服务能力，积极应对人口老龄化提供了实践参考。

（二）理论基础

1.医养结合养老服务为满足老年人健康养老需求提供了重要载体。健康需求理论认为个体的健康资本存量由先天因素和后天因素共同决定，在个体的一生中，健康资本存量会出现折损，健康折旧率会随年龄的增长而提高，为了维持健康资本存量，个体需要增加对健康的投资以维持良好的健康状况。尤其是当个体进入老年阶段，健康资本存量会随着折旧率的加速增大而减少，老年个体可以通过增加体育锻炼、接受医疗卫生或健康保健服务、获得来自家庭与社会的支持等方式对健康进行投资，以生产健康资本，维持身心健康水平（Grossman，1972）。而发展医养结合作为老年人获取医疗资源与养老资源的新途径，为老年人对自身健康进行投资，获取及时便捷的医疗保健与照料服务，从而增加健康资本存量提供了载体。老年人的健康资本存量不仅体现在生理健康方面，同时也体现在心理健康方面。相关研究证实，老年人通过购买家庭护理服务，其整体健康状况得到了改善，尤其是当政府增加对家庭护理项目的公共资助后，老年人居家护理服务需求大幅增加（Stabile et al，2006）。在身体健康方面，医养结合养老服务通过提供专业护理服务，共享管理病情信息，进行健康教育，传播健康知识等方式，减少了老年人对医院急诊服务的需求，并且改善了患者的身体健康结果（Bird et al，2010）。在心理健康方面，互联网技术支持下的医养护理服务加强了患者与养老机构和医疗机构专业人员的沟通，及时作出诊疗决策，在提升老年人心理安全感方面具有重要价值（Chouvarda et al，2015）。基于上述理论分析，本文提出研究假说1：

假说1：医养结合养老服务为老年人健康养老提供了载体，有助于改善老年人的身体健康和心理健康。

2.医养结合养老服务影响老年人身心健康的微观机制。为系统分析医养结合养老服务对老年人身心健康的影响，本文基于医养结合模式的服务特点和现有理论研究文献，从三个方面讨论其可能的传导路径。

其一，医养结合养老服务为老年人及时获得医疗资源提供了保障。不同于传统的医疗卫生服务，医养结合模式下“医”的重点在于能否及时为老年人提供医疗保障服务，以解决看病不便的后顾之忧。在不同类型的医养结合服务中，居家和社区医养结合养老服务秉承“就地老化”和“整合照料”的理念。通过提供家庭病床、上门巡诊、家庭医生签约等多种服务，为行动不便尤其是失能老年人就医带来了便利，在减少患病风险、缩短就医时间等方面实现了养老就医的最大化便利（张红凤等，2023）。此外，医疗机构与养老机构的签约合作模式，通过增加就诊绿色通道、建立双向转诊机制，可以大幅缩减老年人往返医院、护理机构、养老机构之间的时间成本，在为老年人提供连续、全流程的医疗卫生服务方面具有重要价值。根据健康需求理论，医疗服务可及性与便利性与老年人健康有着密切的联系。理论上来说，医疗资源可及性越强，居民获取医疗服务越便利，对健康的提升作用越强（Lavy et al，1996）。对于老年群体，医疗服务可及性不直接影响健康水平，但可以通过对医疗服务的使用，满足老年人的健康需求来发挥作用（Mooney，1999）。相关研究表明，居住地离医疗机构的距离会显著影响老年人的就医行为，较远的距离会降低失能或残疾等行动不便老年人就医的可能性，导致治疗的延误以及健康的恶化（Lee et al，2012；Nemet & Bailey，2000）。March et al（2015）研究表明，在社区内提供专业医疗护理服务和健康干预措施，可以有效降低老年人心血管疾病风险，预防跌倒，帮助老年人在面临疾病威胁时建立有效的心理防御机制，在维护身心健康方面具有积极作用。基于上述理论分析，本文提出研究假说2：

假说2：医养结合养老服务通过提供及时、便捷的医疗保障服务，从而有助于改善老年人的身体健康和心理健康。

其二，医养结合养老服务为促进老年人健康预防与保健提供了契机。随着时代的变迁，老年人的养老需求逐渐多元化，对健康服务与生活品质的要求日益提高。医养结合模式区别于家庭养老和机构养老的另一个特点在于，可以经常性地为老年人提供多元化的预防保健服务，如慢性病防治、老年病预防与早期干预、养生保健等服务项目。老年人是慢性疾病的高发群体，并且多种慢性疾病共存的情况较为普遍（葛延风等，2020）。在人口转变和流行病学转型的推动下，慢性疾病已成为威胁我国老年人生命健康的主要疾病因素。相关研究表明，慢性疾病不仅会因疼痛而损害老年人的躯体健康，而且还会因其长期性和难以治愈性影响到老年人的心理健康，使老年人产生心理丧失感和挫败感（王会光、阳方，2021）。因而，为实现老有所医，医养结合模式下“医”的更高层次目标在于，通过提供日常预防保健服务，促进老年人以健康的状态享受养老生活。在医养结合养老服务中，预防保健类服务作为一项“治未病”的服务，可以满足老年人较高层次的健康养老需求，在帮助老年人增强身体素质、延长健康年龄、提高生活体验方面具有重要价值。Hallberg & Kristensson（2010）研究表明，提供必要的健康干预及预防保健服务，可以减轻家庭或非正式照料者的压力，增加老年人的医疗保健消费，对于维护老年人身体功能具有积极影响。在心理健康方面，Bando et al（2007）研究发现，社区提供的预防保健服务可以有效改善身体较为虚弱老年人的认知功能，降低抑郁程度。基于上述理论分析，本文提出研究假说3：

假说3：医养结合养老服务通过促进老年人进行日常预防保健，从而有助于改善身体健康和心理健康。

其三，医养结合养老服务为老年人获取长期养老照料提供了平台。相较于其他群体，在影响老龄健康的众多因素中，照料的作用愈发重要，家庭照料不仅可以减少老年人的健康风险，而且在减少老年人就医障碍方面具有重要作用（Van Houtven & Norton，2004）。研究表明，老年人在照料模式选择中存在啄序偏好，家庭会首先动用内部照料资源，然后再使用社会照料（宗庆庆等，2020）。然而，随着经济社会发展和大规模的人口流动，老年人与子女同住的比例逐渐下降，同为照护服务需求者的配偶所提供的养老支持是十分有限的（王琼，2016）。在照料成本方面，考虑到家庭成员照料劳动的实际价值，如果老年人失能残障程度较高，家庭非正式照料的成本可能高于机构提供的正式照料（Chiu et al，2000）。因而，对于家庭内部照料资源较少的老年群体，医养结合养老服务在“养”方面的重点是提供长期的生活辅助照料，包括日常生活饮食、康复护理、功能训练等方面，以弥补家庭照料的不足。相关研究表明，增加正式照料护理服务供给提高了老年人对其使用率，与非正式照料护理形成了良性互补，改善了老年人的自评健康（Stabile et al，2006）。在心理健康方面，医养结合养老照料服务通过为缺少家庭照料支持的老年人提供帮助，缓解了老年人的孤独感和负面情绪（Muramatsu et al，2010）。基于上述理论分析，本文提出研究假说4：

假说4：医养结合养老服务为老年人获取社会化长期照料服务提供了选择，弥补了家庭内部照料资源不足，从而有助于改善身体健康和心理健康。

四、研究设计与数据描述

（一）模型设定

我国于2016年6月和9月分别确定了第一批50个和第二批40个国家级医养结合试点城市，这为评估医养结合养老服务对老年人健康的影响提供了一个准自然实验。由于该政策发生时间较晚，现有微观数据样本仅到2020年，处理期数据样本较短，因此本文所研究的医养结合试点政策对老年人健康的影响为短期效应。基于DID方法的回归模型设定如下：

$Health\_{ict}=β\_{0}+β\_{1}Treat\_{c}•Post\_{t}+β\_{2}X\_{ict}+β\_{3}X\_{ct}+μ\_{t}+μ\_{c}+ε\_{ict}$ （1）

其中，$Health\_{ict}$为$c$城市个体$i$在$t$年的身体健康和心理健康，身体健康采用自评身体健康进行度量，根据CFPS问卷，将自评健康回答为“非常健康”、“很健康”和“比较健康”赋值为1，“一般”和“不健康”赋值为0；根据CHARLS问卷，将自评健康回答为“极好”、“很好”和“好”赋值为1，“一般”和“不好”赋值为0，由此构建了自评健康好或满意的虚拟变量。心理健康使用抑郁量表（CES-D）加总得分进行衡量，为统一度量口径，对不同数据库各年份CES-D量表得分进行了标准化处理[[2]](#footnote-2)。$Treat\_{c}$为城市$c$是否处于处理组的虚拟变量，当个体所在地级市为医养结合试点城市时，取值为1，否则为0。$Post\_{t}$是试点政策实施时间的虚拟变量，2016年及之后年份取值为1，之前年份取值为0。

根据已有研究文献，本文控制了个体及城市特征变量，用$X\_{ict}$和$X\_{ct}$表示。个体特征变量包括年龄、性别、受教育年限、婚姻状况、户籍类型、养老保险、医疗保险以及个人总收入。年龄和性别是老年人健康的重要影响因素，一般而言，个体的身体机能会随着年龄增长而逐渐衰退，不同性别老年人的健康水平也会存在一定差异（Fichera & Gathergood，2016），因而需要控制年龄和性别特征。教育对老年人身心健康具有重要促进作用：一方面，受教育程度高的个体可以支配更多的经济资源进行健康投资，如购买医疗保险和服务（Cutler & Lleras-Muney，2010）；另一方面，教育能影响个体对健康的认知和健康行为，从而影响身心健康，因此，需要控制个体的受教育年限。婚姻状况是影响老年人心理健康的重要因素，研究表明丧偶增加了农村老年人精神抑郁（李琴等，2022）。本文根据个体当前婚姻状态，在婚赋值为1，同居、未婚、离婚、丧偶赋值为0，生成虚拟变量进行控制。参与养老保险和医疗保险是老年人获取经济支持和医疗保障的重要来源，研究表明领取养老金能改善老年人的精神健康，降低抑郁程度（Chen et al，2019）。因而，本文根据个体是否正在参加或已经领取养老保险生成虚拟变量，根据是否正在参加医疗保险生成虚拟变量加以控制。良好的经济基础是维持健康的物质前提，本文进一步控制了个人总收入。在城市因素中，城市人口经济特征和医疗资源等环境因素不仅影响着城市医养结合养老服务的供给水平，而且也在一定程度上影响着老年人的健康状况。相关研究表明，城市社会环境与老年人健康的联系日益紧密（Steels，2015）。因此，本文选择了城市规模、人口密度、经济发展、医疗资源以及工业污染等因素加以控制，各变量的具体定义可参见表2。此外，本文进一步控制了时间固定效应$μ\_{t}$和城市固定效应$μ\_{c}$，$ε\_{ict}$为随机误差项，$β\_{1}$为重点关注的待估参数，所有实证结果均使用聚类在城市层面的稳健标准误[[3]](#footnote-3)。

使用双重差分法的一个重要前提是，在政策实施前处理组与控制组的差异需要满足共同趋势假设。本文采用事件研究法进行平行趋势检验，具体方法为生成年份虚拟变量与$Treat\_{c}$的交互项加入基准模型中。此外，该方法还可以对试点政策的动态效应进行实证检验，具体模型如下：

$Health\_{ict}=α\_{0}+\sum\_{k=-4}^{2}α\_{k}Treat\_{c}•Year\_{k}+ηX\_{ict}+λX\_{ct}+μ\_{t}+μ\_{c}+ε\_{ict}$ （2）

其中，$Year\_{k}$代表年份虚拟变量，$k$的取值为-4、-3、-2、-1、0、1、2，分别代表2012年、2013年、2014年、2015年、2016年、2018年、2020年，2011年为基准年；$Treat\_{c}$仍然表示城市$c$是否为医养结合试点城市的虚拟变量；交互项系数$α\_{k}$表示$k$期处理组与控制组之间的差异，$α\_{0}$衡量的是试点政策当期对健康的影响，$α\_{-4}$至$α\_{-1}$为试点政策之前第4期至第1期的政策效果，$α\_{1}$和$α\_{2}$为试点政策之后第1期和第2期的政策效果。平行趋势假设要求试点政策实行之前处理组与控制组之间不存在显著差异，即$α\_{-4}$至$α\_{-1}$的系数估计值应不显著异于0。其他变量定义与式（1）相同。

（二）数据来源与变量说明

本文的样本来源于2011年、2013年、2015年和2018年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据集以及2012年、2014年、2016年、2018年和2020年中国家庭追踪调查（CFPS）数据集。上述两项调查项目内容涉及的个体健康信息和人口特征信息基本一致。为容纳更多的个体观测信息，扩大实证检验的样本量，本文借鉴了Huang & Zhang（2021）对CHARLS和CFPS进行数据组合的处理方式，构建了用于实证分析的微观个体样本集。对于城市特征信息，数据来源于相应年份的《中国城市统计年鉴》。在数据处理方面，首先，剔除个体首次进入调查项目时年龄小于60岁的样本，以保证研究对象集中在60岁及以上的老年人群体。其次，由于医养结合第二批试点城市名单公布的时间为2016年9月，为涵盖更多政策实行后的有效样本，对于CFPS2016年数据，仅保留在9月份之后采访的样本信息，从而可以将2016年、2018年和2020年同时设定为处理期，以考察试点政策实施后的三期处理效应。最后，将微观数据库与城市层面数据以及90个试点城市名称进行匹配，最终得到了31545个有效样本观测值，其中处理组城市数量为43个，控制组城市数量为114个。表1给出了本文使用样本中医养结合试点城市（处理组）和非试点城市（控制组）的省份地域分布，表2给出了主要变量的含义说明及描述性统计。

表1 医养结合试点政策处理组和控制组的地域分布

|  |  |
| --- | --- |
| 处理组 | 控制组 |
| 北京、天津、上海、重庆、河北（3）山西（3）、内蒙古（1）、辽宁（3）黑龙江（2）、江苏（1）、浙江（2）安徽（1）、江西（2）、山东（3）河南（3）、湖南（3）、广东（4）广西（1）、四川（2）、贵州（1）陕西（1）、甘肃（3） | 河北（4）、山西（5）、内蒙古（2）辽宁（9）、吉林（4）、黑龙江（4）江苏（7）、浙江（4）、安徽（7）福建（2）、江西（1）、山东（10）河南（12）、湖北（5）、湖南（6）广东（12）、广西（5）、四川（4）云南（1）、陕西（4）、甘肃（6） |

注：括号内数字表示该省份中的城市数量。

表2 主要变量的含义说明及描述性统计

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量名称 | 变量含义（单位） | （1） | （2） | （3） | （4） |
| 全样本 | 处理组 | 控制组 |
| 均值 | 标准差 | 均值 | 均值 |
| 因变量 | 身体健康 | 自评身体健康 | 0.5147  | 0.4998  | 0.5488  | 0.5020  |
| 心理健康 | 抑郁量表得分 | 75.4471  | 22.8796  | 76.2450  | 75.1506  |
| 个体特征变量 | 年龄 | 年龄（岁） | 68.2675  | 6.6765  | 68.2347  | 68.2797  |
| 性别 | 男性=1，女性=0 | 0.5131  | 0.4998  | 0.5059  | 0.5157  |
| 受教育年限 | 受教育年限（年） | 3.9889  | 3.4555  | 4.6201  | 3.7544  |
| 婚姻状况 | 在婚（有配偶）=1，其他=0 | 0.7960  | 0.4029  | 0.8020  | 0.7938  |
| 户籍类型 | 城市户籍=1，农村户籍=0 | 0.2769  | 0.4475  | 0.3862  | 0.2363  |
| 养老保险 | 参加或领取养老保险=1，其他=0 | 0.6883  | 0.4632  | 0.7551  | 0.6634  |
| 医疗保险 | 有医疗保险=1，其他=0 | 0.9405  | 0.2365  | 0.9452  | 0.9388  |
| 个人总收入 | 个人总收入（元）取对数 | 5.0186  | 4.2539  | 5.5682  | 4.8143  |
| 城市特征变量 | 城市规模 | 各市年末常住人口（万人）取对数 | 6.1936  | 0.6065  | 6.6130  | 6.0377  |
| 人口密度 | 人口密度（人/平方公里）取对数 | 5.9521  | 0.9867  | 6.1879  | 5.8645  |
| 经济发展 | 人均地区生产总值（元/人）取对数 | 10.6536  | 0.6061  | 11.0059  | 10.5227  |
| 医疗资源 | 医院数量（个）取对数 | 5.1956  | 0.7195  | 5.5588  | 5.0606  |
| 工业污染 | 工业二氧化硫排放量（吨）取对数 | 10.1787  | 1.2513  | 10.4398  | 10.0816  |
| 机制变量 | 医疗满意度 | 整体就医条件及医疗水平的满意度 | 0.1689  | 0.3746  | 0.1632  | 0.1713  |
| 保健消费支出 | 家庭保健支出（元）取对数 | 0.7728  | 2.2170  | 0.9503  | 0.7179  |
| 社会化长期照料 | 有非亲属人员可进行长期照顾=1，否则=0 | 0.0256  | 0.1580  | 0.0275  | 0.0250  |

从表2统计结果来看，本文研究所使用样本的年龄均值为68.27岁，男性占比51.31%，整体受教育年限较低仅为3.99年，农村户籍老龄人口占比72.31%，参与或领取养老保险的老年人占比68.83%，拥有医疗保险的老年人数高达94.05%。初步来看，处理组老年群体的身体健康水平和心理健康水平相较于控制组更高。此外表1显示，处理组中包含了北京、天津、上海和重庆四个直辖市，其他处理组城市与控制组城市的地域分布特征也存在一定差异。为缓解试点城市的样本选择偏误、控制城市间行政级别和经济实力等固有特征因素的差异，本文将采用PSM-DID方法和控制基准因素与时间线性趋势等方法，进行多种稳健性估计。

五、实证结果

（一）基准回归结果

基于DID方法的主要结果见表3，第1、2列控制了城市固定效应和时间固定效应，第3、4列在此基础上控制了个体特征变量和城市特征变量。估计结果显示，所有回归结果的系数均显著为正，这表明开展医养结合养老服务对老年人身体健康和心理健康具有积极影响。医养结合试点政策显著提高了老年人自评身体健康好或满意的概率4.91%。对于心理健康，医养结合试点政策的效应大小约为2.60，即与控制组相比，医养结合政策使得试点城市老年人心理健康提升了2.60，根据处理组心理健康的均值76.25，老年人心理健康约提高了3.41个百分点。上述结果验证了研究假说1。从现实意义来看，开展医养结合试点产生的健康效应对于我国日益庞大的老年人口规模是显著的。老年群体健康状况的改善不仅可以提高自身养老生活质量，而且可以减轻子女的照料负担，增加成年子女的就业概率和工作时间（蒋承、赵晓军，2009），对经济社会发展产生积极的影响。

表3 基准回归结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） |
| 身体健康 | 心理健康 | 身体健康 | 心理健康 |
| $$Treat•Post$$ |  0.0411\*\*(0.0167) |  2.1912\*\*\*(0.7778) |  0.0491\*\*\*(0.0160) |  2.6028\*\*\*(0.8621) |
| 年龄 |  |  |  -0.0035\*\*\*(0.0006) |  -0.2712\*\*\*(0.0310) |
| 性别 |  |  |  0.0683\*\*\*(0.0069) |  3.5282\*\*\*(0.2878) |
| 受教育年限 |  |  |  0.0055\*\*\*(0.0010) |  0.3448\*\*\*(0.0460) |
| 婚姻状况 |  |  | -0.0021(0.0077) |  4.1703\*\*\*(0.3881) |
| 户籍类型 |  |  | 0.0162(0.0112) |  1.9314\*\*\*(0.4749) |
| 养老保险 |  |  | 0.0090(0.0080) |  0.9760\*\*(0.4601) |
| 医疗保险 |  |  | 0.0053(0.0116) |  1.9147\*\*\*(0.6052) |
| 个人总收入 |  |  |  0.0087\*\*\*(0.0009) |  0.7781\*\*\*(0.0629) |
| 城市规模 |  |  |  -0.1799\*\*\*(0.0634) | -2.0934(2.7896) |
| 人口密度 |  |  |  -0.0120\*\*(0.0049) | 0.1519(0.3624) |
| 经济发展 |  |  | 0.0430(0.0302) | 0.4620(1.5191) |
| 医疗资源 |  |  | 0.0173(0.0135) | 0.0356(0.6260) |
| 工业污染 |  |  | -0.0006(0.0075) | 0.7939\*(0.4048) |
| 城市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 31545 | 31545 | 31545 | 31545 |
| 调整的R2 | 0.0410 | 0.1187 | 0.0575 | 0.1743 |

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著，括号内为按城市聚类的稳健标准误，后表与此相同。

（二）平行趋势讨论

双重差分法的一个重要前提是，处理组与控制组需要满足平行趋势假设，即在试点政策公布之前，结果变量在处理组和控制组的发展趋势一致。本文首先采用事件研究法进行平行趋势检验，基于式（2）的估计结果由表4给出。对于身体健康，第1列估计结果表明，试点政策实施前年份（2012年、2013年、2014年和2015年）的虚拟变量与$Treat$交互项的系数估计值均不显著，而政策实施当年2016年、2018年以及2020年的虚拟变量与$Treat$交互项系数显著为正。对于心理健康，列（2）结果显示，试点政策实施前4年的交互项系数均不显著，而政策实施后2020年交互项系数显著为正，试点政策对心理健康的积极影响存在一定的滞后。上述结果基本可以说明，在没有政策干预的情况下，处理组与控制组样本在身体健康及心理健康方面的变化趋势保持平行，基本满足平行趋势假设。

此外，前文基准回归模型结果仅反映了试点政策对老年健康水平的平均影响，而事件研究法的估计结果可以反映政策的动态效应。表4结果显示，随着试点工作的开展，医养结合对老年人身体健康的影响较为明显，且随着时间的变化，政策效果更为显著。而对于心理健康，开展医养结合试点工作在初期对老年人的积极影响不明显，但随着时间的推进，政策效果也逐渐显现。这说明，在短期内，医养结合养老服务对老年人心理健康的政策效果相对较弱。这一结果也并不难理解，在中国的传统文化中，来自子女或亲属的照料仍是大部分老年人在心理上所期待的养老方式。尤其在农村地区，传统观念和薄弱的社会化养老服务体系使得家庭养老仍占重要地位（余央央、封进，2018）。受传统观念的影响，老年人对于目前正处于起步阶段的医养结合模式可能存在心理和认知上的障碍，而转变传统观念需要个体、家庭及社会的长期共同努力。因而，医养结合在短期内发挥改善老年人心理健康方面的作用相对较弱，但长期来看仍具有重要价值。未来需要国家及各级政府规范医养结合养老服务的运营，提高服务质量以提升老年人对医养结合模式的认知，推动医养结合养老服务向社区和家庭延伸，营造更为安全舒适健康的养老生活环境。

表4 事件研究法的估计结果

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | （2） |
| 身体健康 | 心理健康 |
| $$Treat•Year\_{2012}$$ | 0.0139(0.0330) | 0.8285(1.7646) |
| $$Treat•Year\_{2013}$$ | -0.0247(0.0262) | -1.9029(1.4319) |
| $$Treat•Year\_{2014}$$ | 0.0502(0.0330) | -0.8599(1.6027) |
| $$Treat•Year\_{2015}$$ | 0.0395(0.0300) | 0.3710(1.4934) |
| $$Treat•Year\_{2016}$$ |  0.1485\*\*(0.0711) | 0.7164(2.5013) |
| $$Treat•Year\_{2018}$$ |  0.0597\*\*(0.0237) | 1.5135(1.5221) |
| $$Treat•Year\_{2020}$$ |  0.0856\*\*\*(0.0314) |  4.2894\*\*(1.7468) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 城市固定效应 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 31545 | 31545 |
| 调整的R2 | 0.0577 | 0.1745 |

注：基准年为2011年。

为克服医养结合试点城市和其他城市在政策干预前变动趋势存在的差异，本文采用基于倾向得分匹配的DID方法和控制基准因素与时间线性趋势这两种策略，进一步使样本和模型满足平行趋势假设，缓解估计结果可能出现的偏误。

其一，基于倾向得分匹配的DID方法。以城市是否为医养结合试点城市的虚拟变量作为被解释变量，选择2016年的城市层面控制变量作为解释变量进行logit回归，得到该城市进入处理组的概率值即倾向得分值。为满足共同支撑假设，仅保留倾向得分取值范围在[0.0200，0.8676]的城市样本对基准模型进行重新估计。在具体估计过程中使用核匹配估计法，检验医养结合试点对于改善老龄健康的作用是否稳健。此外，匹配前后平衡性检验结果表明，协变量的标准化偏差由匹配前58.50下降为5.80，总偏误被降低，伪R2值由匹配前的0.20下降为0.004，这表明匹配后协变量在处理组与控制组之间不存在显著差异，本文基于倾向得分的DID方法是合理的。估计结果见表5第1、2列，在经过倾向得分匹配后，$Treat•Post$的系数依然显著为正，这说明，前文的结论是相对稳健的。

其二，控制基准因素与时间线性趋势。医养结合试点城市的地域分布并不是完全随机，在90个试点城市中，省会城市和直辖市为27个，占试点城市总量的30%。这意味着，医养结合试点城市名单与城市固有的经济政治特征、医疗资源实力等基准因素相关，整体实力较强的城市更容易作为先行试点城市。而城市间固有的特征差异，会随着时间的趋势对个体健康产生不同的影响，造成估计结果的偏差。鉴于此，本文借鉴Lu et al（2017）和宋弘等（2019）的研究方法，在基准回归式（1）中加入基准因素与时间线性趋势$Trend$的交互项，基准因素使用该城市是否为直辖市、是否为省会城市、是否为副省级城市作为代理变量，估计结果见表5列（3）（4）。结果表明，在控制基准因素与时间线性趋势的基础上，$Treat•Post$的系数依然显著为正。这表明，从线性角度控制城市间固有特征差异后，估计结果依然稳健。

表5 基于倾向得分匹配的DID方法和控制基准因素与时间线性趋势方法的估计结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） |
| 基于倾向得分的DID | 控制基准因素与时间线性趋势 |
| 身体健康 | 心理健康 | 身体健康 | 心理健康 |
| $$Treat•Post$$ |  0.0436\*\*(0.0170) |  2.9815\*\*\*(0.8678) |  0.0423\*\*(0.0170) |  2.6702\*\*\*(0.8488) |
| $Trend•$是否为直辖市 |  |  |  0.0118\*(0.0064) | -0.4162(0.4202) |
| $Trend•$是否为省会城市 |  |  | -0.0016(0.0056) | 0.2585(0.2285) |
| $Trend•$是否为副省级城市 |  |  | 0.0002(0.0047) | -0.1064(0.2214) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市、时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 29699 | 29699 | 31545 | 31545 |
| 调整的R2 | 0.0583 | 0.1762 | 0.0575 | 0.1743 |

（三）稳健性检验

1.安慰剂检验。为进一步检验本文结论是否由地区、时间层面不可观测因素驱动，本文通过随机分配试点城市进行安慰剂检验。具体而言，首先从全样本157个城市中随机选择43个城市作为处理组，假设这43个城市开展了医养结合试点工作，其他城市为控制组。其次，进行500次随机抽样分配处理组城市，并按照式（1）进行回归估计。图1报告了500次随机分配后估计系数的分布及相应P值。从图中可以看出，估计系数分布集中在零点附近，且大多数估计值的P值大于0.1，而本文的真实估计值（垂直实线）在图中远离零点，可以看作为异常值。这表明，本文的估计结果是非偶然得到的，不太可能由地区、时间层面不可观测因素驱动或受其他政策和随机性因素的干扰。

2.随机筛选控制组。在前文基准回归设定中，处理组城市数量为43个，控制组城市数量为114个，处理组与控制组样本比例差别较大，可能由此导致估计结果出现偏误。因而，针对处理组样本量比例较小的问题，本文借鉴马超等（2019）的研究方法，从控制组中每次随机抽取43个城市作为新的控制组，仍以真实试点城市作为处理组按照式（1）进行回归，重复抽样500次。图2刻画了随机筛选控制组后回归系数的密度分布，从中可以看出，本文对身体健康和心理健康的基准回归系数（垂直实线）与相应密度函数的中位数非常接近，这验证了本文结论不受处理组样本量比例较小的影响。

P值

P值

身体健康的回归系数

心理健康的回归系数

图1 安慰剂检验

数

注：横轴表示进行500次随机分配的$Treat•Post$的估计系数，圆圈是估计系数的P值，垂直实线是基准回归的系数估计值，水平虚线是显著性水平0.1。

概率密度

概率密度

图2 随机筛选控制组后的回归系数密度分布

注：小叉号表示对控制组进行500次随机抽样后回归的系数，曲线为拟合的概率密度，垂直实线代表基准回归的系数估计值。

身体健康的回归系数

心理健康的回归系数

3.证伪检验。医养结合作为一项专门针对老年群体的养老服务，应该仅对老年人健康产生影响。本文选择年龄处在18~59岁之间的非老年群体样本对式（1）进行重新估计，该方法借鉴了Bailey & Goodman-Bacon（2015）的研究思路，反向验证医养结合试点政策对老龄健康的积极影响。具体而言，若使用18~59岁非老年群体样本重新估计后，$Treat•Post$的系数估计值仍显著为正，则说明开展医养结合试点对非老年群体的健康状况同样产生积极影响，以此判定前文的结论不可信；若$Treat•Post$的系数估计值不显著，则证明医养结合试点政策仅对60岁及以上老年群体具有正向影响，从而增强前文结论的可信性。

4.控制家庭因素。在现实生活中，家庭特征因素也会对老年人身心健康产生影响，比如子女的生活质量、子辈的赡养行为和家庭收入水平。为进一步排除家庭层面遗漏变量可能引起的偏差，本文选择子女教育水平、健在子女数量以及家庭人均收入作为家庭特征因素加以控制。其中，子女教育水平通过计算受访者所有子女的平均学历水平得出，在一定程度上反映子女的生活质量。使用健在子女数量作为子辈赡养行为的代理变量。采用对数化后家庭人均收入反映家庭收入水平，家庭人均收入通过家庭总收入除以家庭人口规模计算得出，其中家庭总收入包括工资性收入、经营性收入、转移性收入、财产性收入和其他收入。证伪检验和控制家庭因素的估计结果见表6。

表6 证伪检验和控制家庭因素的估计结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） |
| 证伪检验 | 控制家庭因素 |
| 身体健康 | 心理健康 | 身体健康 | 心理健康 |
| $$Treat•Post$$ | 0.0052(0.0176) | 1.0476(0.8584) |  0.0487\*\*\*(0.0158) |  2.6359\*\*\*(0.8942) |
| 子女教育水平 |  |  |  0.0201\*\*\*(0.0031) |  0.4474\*\*\*(0.1467) |
| 健在子女数量 |  |  |  0.0148\*\*\*(0.0023) |  0.9497\*\*\*(0.1170) |
| 家庭人均收入 |  |  |  0.0082\*\*\*(0.0017) |  0.9552\*\*\*(0.1124) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 45891 | 45891 | 31545 | 31545 |
| 调整的R2 | 0.0834 | 0.1605 | 0.0603 | 0.1824 |

表6估计结果表明，列（1）（2）证伪检验的估计结果不显著，说明医养结合试点政策对于非老年群体的身心健康没有显著的影响，反向验证了医养结合试点政策的确有助于提高老年群体的身心健康水平。列（3）（4）结果表明，$Treat•Post$的系数估计值大小及显著性水平较基准回归结果变化不大，控制家庭特征因素后基准结果依然稳健。

5.数据来源检验。为检验CFPS和CHARLS数据组合方式的稳健性，本文首先在基准回归式（1）中加入数据来源虚拟变量$Data$与所有控制变量和城市虚拟变量的交互项，该方法可以控制不同数据来源之间的差异，重新回归后结果见表7列（1）（2）。从中可以看出，系数依然显著为正，估计值大小与基准回归结果差别不大。其次，分别使用CFPS和CHARLS数据集，根据基准模型式（1）进行回归估计。表7列（3）-（6）结果显示，基于CFPS样本对身体健康的回归系数显著性有所降低，但心理健康的回归系数依然在1%显著性水平上显著为正，基于CHARLS样本对身体健康和心理健康的估计系数均显著为正。上述检验结果可以证明，本文基于CFPS和CHARLS两套数据进行组合得到的基本结论是稳健的。

表7 基于不同数据来源的检验结果

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 控制不同数据来源差异 | CFPS | CHARLS |
| 身体健康 | 心理健康 | 身体健康 | 心理健康 | 身体健康 | 心理健康 |
| $$Treat•Post$$ |  0.0464\*\*\*(0.0157) |  2.4244\*\*\*(0.8193) | 0.0356\*(0.0193) |  2.4252\*\*\*(0.6194) |  0.0810\*\*\*(0.0192) |  2.6321\*\*(1.1036) |
| $Data•$控制变量 | 控制 | 控制 |  |  |  |  |
| $Data•$城市虚拟变量 | 控制 | 控制 |  |  |  |  |
| 城市固定效应 |  |  | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 31545 | 31545 | 16119 | 16119 | 15426 | 15426 |
| 调整的R2 | 0.0551 | 0.1751 | 0.0597 | 0.2404 | 0.0743 | 0.1407 |

（四）机制检验

为进一步论证医养结合试点政策对老年人身体健康和心理健康的因果效应，讨论机制因素发挥作用的具体情形及作用大小。本文通过核心解释变量对机制变量进行回归，并结合分样本回归的方式，检验医养结合养老服务影响老年人健康的作用渠道。

1.老年医疗保障机制。不同于传统的医疗卫生服务，医养结合模式下“医”的重点在于能否及时为老年人提供医疗保障服务，以解决看病不便的后顾之忧。本文采用受访者对整体就医条件及医疗水平的评价衡量医疗保障水平，其中就医条件包括医、药、就诊、住院等条件，也包括求医的路程远近，交通便利程度；医疗水平则体现服务质量。具体度量方式为，若受访者对就医条件和医疗水平的评价为很满意、满意、很好、好则赋值为1，否则赋值为0。首先，将核心解释变量对医疗满意度进行回归，表8第1列结果显示，医养结合试点政策显著提高了老年人的医疗满意度。其次，按照受访者是否有活动障碍[[4]](#footnote-4)为标准划分两类样本进行分组回归，表8列（2）（3）结果显示，相较于无活动障碍的老年人，医养结合试点政策更为显著地提高了有活动障碍老年人的医疗满意度。这间接说明，有活动障碍老年人的日常行为能力较差，潜在的医疗服务需求较高，而医养结合养老服务通过提供家庭医生签约服务、开辟就诊绿色通道等方式，减少了就医障碍，及时便捷地满足了老年人的医疗服务需求。此外，由于医疗满意度变量信息只在CFPS数据库中出现，为进一步提供论据支持，本文使用CHARLS数据加以佐证。根据受访者是否失能或残疾划分样本进行分组回归，其中失能变量根据Chatterji et al（2015）的做法，采用日常生活活动（ADL）和工具性日常生活活动（IADL）进行测量[[5]](#footnote-5)。表8列（4）-（7）的结果显示，医养结合试点政策对失能或残疾老年人的身心健康具有显著影响，对非失能且非残疾老年人的影响不显著。这进一步佐证，对于那些行动不便、就医障碍较大的老年群体，医养结合养老服务通过提供及时、便捷的医疗保障服务，从而在改善老年人健康过程中发挥了重要作用。表8估计结果验证了假说2。

表8 老年医疗保障机制检验

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） |
| CFPS | CHARLS |
| 医疗满意度 | 身体健康 | 心理健康 |
| 全样本 | 有活动障碍 | 无活动障碍 | 失能或残疾 | 非失能且非残疾 | 失能或残疾 | 非失能且非残疾 |
| $$Treat•Post$$ | 0.0367\*(0.0200) | 0.1254\*\*\*(0.0417) | 0.0242(0.0199) | 0.1172\*\*\*(0.0261) | 0.0262(0.0253) | 3.9050\*\*(1.7528) | 0.8858(1.5010) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 16119 | 2865 | 13253 | 7488 | 7938 | 7488 | 7938 |
| 调整的R2 | 0.0616 | 0.0679 | 0.0634 | 0.0690 | 0.0765 | 0.1702 | 0.0678 |

2.日常预防保健机制。前文理论基础中提到，医养结合模式区别于家庭养老和机构养老的另一个特点在于，可以经常性地为老年人提供多元化的预防保健服务，如慢性病防治、老年病预防与早期干预、养生保健等多种服务。本文采用对数化后的受访者家庭保健消费支出，作为日常预防保健强度的代理变量，其中保健消费具体包括健身锻炼及产品器械、保健品等相关支出。首先，将核心解释变量对保健消费支出进行回归，表9第1列结果显示，医养结合试点政策显著增加了老年人的家庭保健消费支出。其次，由于老年人是慢性疾病的高发群体，并且多种慢性疾病共存的情况较为普遍，因而，本文根据患慢性病的数量划分两类样本进行分组回归。表9列（2）（3）结果显示，相较于未患慢性病的老年人，医养结合试点更为显著地增加了患两种及以上慢性病老年人的保健消费支出。这说明，由于患慢性病老年人的日常保健需求较高，实施医养结合试点政策通过提供预防保健类服务，间接促进了老年人进行日常预防保健。此外，表9列（4）-（7），以身心健康为被解释变量，同样根据患慢性病数量大于等于2为标准进行分组回归。结果显示，医养结合试点政策对于患两种及以上慢性病老年人身心健康的影响系数相对更大、更显著。这进一步证实，医养结合养老服务通过促进老年人进行日常预防保健，及时发现疾病隐患、控制疾病发展这一路径，改善了身体健康，增强了老年群体面对疾病时的治愈信心和乐观心态。表9估计结果验证了假说3。由于CFPS未能提供个体患慢性病数量这一数据信息，因而表9估计结果仅使用了CHARLS数据。

表9 日常预防保健机制检验

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） |
| CHARLS |
| 保健消费支出 | 身体健康 | 心理健康 |
| 全样本 | 未患慢性病 | 患慢性病数量$\geq $2 | 未患慢性病 | 患慢性病数量$\geq $2 | 未患慢性病 | 患慢性病数量$\geq $2 |
| $$Treat•Post$$ | 0.3443\*(0.2013) | 0.2684\*(0.1581) | 0.6880\*\*(0.3329) | 0.0673\*\*\*(0.0193) | 0.1324\*\*\*(0.0456) | 1.5149(1.6267) | 2.1710\*\*(0.9650) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 14796 | 8130 | 3198 | 8130 | 3198 | 8130 | 3198 |
| 调整的R2 | 0.0664 | 0.0734 | 0.0547 | 0.0833 | 0.0695 | 0.1064 | 0.1079 |

3.长期养老照料机制。对于家庭内部照料资源较少的老年群体，医养结合养老服务在“养”方面的重点是为老年人提供长期的生活辅助照料，包括日常生活饮食、康复护理、功能训练等方面，以弥补家庭照料的不足。本文根据CHARLS问卷相应问题构建了社会化长期照料变量，该变量测量了受访者在日常生活方面，是否有非亲属人员可以提供长期照料[[6]](#footnote-6)。首先，将核心解释变量对社会化长期照料变量进行回归，表10第1列结果显示，医养结合试点政策显著增加了老年人对社会化长期照料服务的选择。其次，由于居住安排与照料资源密切相关（Mommaerts，2018），老年人是否与子女同住在一定程度上反映了家庭内部的照料资源禀赋，因而，本文按照是否与子女同住划分两类样本进行分组回归。表10列（2）（3）结果显示，在不同居住安排下，医养结合试点政策对社会化长期照料均具有显著正向影响，但在未与子女同住样本中系数估计值更大。表10列（4）-（7）估计结果表明，医养结合试点政策对未与子女同住老年人的身心健康具有显著正向影响，对与子女同住老年人的影响不显著。上述结果表明，对于家庭内部照料资源不足的老年群体，医养结合养老服务为其获取社会化长期照料服务提供了选择，从而在维护身心健康方面发挥重要作用。表10估计结果验证了假说4。此外，由于社会化长期照料变量仅由CHARLS提供，因而表10前3列回归估计仅使用了CHARLS数据。

表10 长期养老照料机制检验

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） |
| CHARLS | CFPS、CHARLS |
| 社会化长期照料 | 身体健康 | 心理健康 |
| 全样本 | 未与子女同住 | 与子女同住 | 未与子女同住 | 与子女同住 | 未与子女同住 | 与子女同住 |
| $$Treat•Post$$ | 0.0347\*\*(0.0158) |  0.0359\*(0.0195) |  0.0273\*(0.0143) | 0.0601\*\*\*(0.0209) | 0.0241(0.0231) | 3.2116\*\*\*(0.8521) | 1.8964(1.3810) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 15426 | 11087 | 4339 | 20287 | 11258 | 20287 | 11258 |
| 调整的R2 | 0.0145 | 0.0173 | 0.0038 | 0.0596 | 0.0565 | 0.1558 | 0.2192 |

（五）异质性分析

1.个体性别。目前我国女性的平均预期寿命较男性长5岁左右，高龄女性的身体状况和寡居模式加重了老年女性对公共服务和社会支持系统的依赖（胡湛、彭希哲，2018）。因而，不同性别的老年群体对医养结合养老服务的需求可能存在差异。女性老年人在个人收入和获取社会支持等方面的能力相对较差，可能更需要医养结合养老服务为其提供生活及情感支持，而男性老年人则更倾向于获得维持身体健康方面的外界支持（Ko et al，2019）。那么，医养结合养老服务能否满足不同性别老年群体的健康养老需求？图3中A组估计结果表明，医养结合养老服务对不同性别老年人的身体健康均产生了显著正向影响，对于改善女性老年群体心理健康的作用更强。这说明，医养结合养老服务作为一种社会支持，不仅可以满足男性老年人对改善身体健康的养老需求，而且在维护女性老年人身体健康的基础上，为其提供精神支持，并在改善心理健康方面发挥着更为重要的作用。

2.年龄阶段。随着人口平均预期寿命的提高，我国高龄老年人口规模逐渐增大，根据胡湛和彭希哲（2018）的测算，2025年老年人口结构将开始出现明显的高龄比例增高、低龄比例降低。而高龄老年人大多体弱多病，通常需要家庭和社会向其提供更多的养老支持和医疗帮助。那么，现阶段的医养结合养老服务，能否满足不同年龄阶段老年人的差异化健康养老需求？鉴于此，本文基于余央央和封进（2018）对高龄老年人的划分标准，按照年龄是否大于等于75岁划分两类样本，通过分组回归的方式考察医养结合对不同年龄阶段老年群体的异质性影响。图3B组结果显示，医养结合养老服务更有助于改善高龄老年人的心理健康，对身体健康的影响不显著。对于非高龄老年群体，医养结合养老服务对身体健康和心理健康均产生了显著的影响。这说明，现阶段医养结合养老服务基本可以满足75岁以下老年人的健康需求。而75岁以上高龄老年人，由于身体机能加速老化，身体健康状况往往较差，医养结合养老服务在提供养老照料和医疗帮助的基础上，有效改善了心理健康，但对其身体健康的改善效果较弱。

3.教育程度。教育也是影响老年人健康的重要因素。从预算约束角度来看，个体拥有更高的教育水平意味着可以获得更高的收入，将更多的经济资源用于提高生活水平和享受医疗保健服务，进而改善健康状况（Cutler & Lleras-Muney，2010）。从效率提升角度来看，教育可以影响个体的健康认知和健康行为，较高的教育水平能够使个体获得对复杂治疗方案的理解和执行能力，以及更好的疾病自我管理能力（Smith & Goldman，2010）。那么，对于低教育程度的老年人，在获取医养结合服务和体验服务的过程中是否存在认知障碍，从而削弱医养结合养老服务对健康的改善作用？考虑到全样本的平均受教育程度较低，本文将老年人分为小学及以下和初中及以上两组样本，通过分组回归的方式来考察医养结合试点政策对不同教育特征老年群体的影响。图3C组结果显示，医养结合养老服务更有助于改善低教育程度老年人的身心健康状况。这说明，一方面，较低教育程度老年群体原本的健康存量较低，因而健康改善的空间更大，由教育程度引起的认知障碍并未影响医养结合养老服务对健康的改善作用。另一方面，医养结合养老服务在改善老年人身心健康状况的同时，降低了由教育引起的健康不平等程度，间接缩小了不同教育程度老年人之间的健康差距。

4.户籍类型。长期以来，我国户籍制度不仅是人口登记的一种方式，而且可以看作管理者授予城市居民享受各项公共服务权利的政策工具（Chen et al，2019），这就造成了居民享受公共服务与获取城市户籍密切相关。而伴随着农村劳动力迁移，在未富先老、社会保障相对薄弱的农村地区，老年照护难题尤为突出。农村老龄人口陷入照护依赖境地而又处在低收入水平者，属于最需要公共支持的群体（朱玲等，2020）。在此背景下，医养结合作为社会性养老支持服务的一种类型，是否会对不同户籍老年群体产生异质性影响，能否及时有效满足农村户籍老年群体在医疗服务和养老照护方面的现实需求？鉴于此，本文按照受访者当前户籍类型对样本进行分组回归，估计结果见图3D组。从中可以看出，开展医养结合养老服务更有助于改善农村户籍老年群体的身心健康，尤其是心理健康，户籍身份并未影响农村老年人从中获得健康福利。在我国，随着城市化进程的推进与大规模人口流动，农村老年人经常面临子女不在身边照料的现实处境，患病未能及时就医和长期受孤独等负面情绪干扰，会严重影响身心健康。而开展医养结合养老服务，由专业人员提供生活、精神及医疗方面的帮助，不仅可以使老年人及时获得医疗救助，同时有助于增强农村老年群体在面临疾病威胁时的信心与安全感。未来应积极探索建立覆盖全国城乡的长期护理保险制度，提高老年个体及家庭支付能力，释放医养结合养老服务需求。

对身体健康 的分组回归

系数估计值与95%置信区间

系数估计值与95%置信区间

对心理健康的分组回归

图3 异质性分析估计结果

注：图中字母含义，男性（*men*）、女性（*women*）；年龄小于75岁（*age*\_l）、年龄大于等于75岁（*age\_h*）；小学及以下（*edu\_*l）、初中及以上（*edu\_h*）；城镇户籍（*urban*）、农村户籍（*rural*）。

六、结论与建议

我国正处于应对人口老龄化和完善社会化养老服务体系的关键阶段，研究医养结合养老服务对老年人健康的影响及内在机制，对构建居家社区机构相协调、医养康养相结合的养老服务体系具有重要意义。本文基于2011年、2013年、2015年和2018年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据以及2012年、2014年、2016年、2018年和2020年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，利用双重差分法（DID）实证检验了医养结合试点政策对老年人健康的影响。研究发现，开展医养结合养老服务显著改善了老年人的身体健康和心理健康，平均而言，提高了自评身体健康好或满意的概率4.91%，提高了心理健康水平3.41个百分点。进一步，本文使用事件研究法、PSM-DID方法、控制基准因素与时间线性趋势、安慰剂检验、随机筛选控制组、证伪检验、控制家庭因素和数据来源检验等多种方式，对上述结论进行了稳健性估计。机制分析表明，现阶段医养结合养老服务，通过为老年人提供及时、便捷的医疗保障服务，促进老年人进行日常预防保健，提供社会化长期养老照料服务，从而产生健康效应。异质性分析表明，在心理健康方面，女性和高龄老年人从医养结合养老服务中获益更多。相较于较高教育水平和城市户籍的老年人，医养结合养老服务更有助于改善较低教育水平和农村户籍老年人的身心健康状况，这间接降低了由教育和户籍因素引起的老龄人口健康不平等程度。

本文的政策含义在于：第一，我国目前医养结合养老服务供给水平较低，服务质量及专业化程度参差不齐，未来应加快医养结合试点工作的推进，发挥好国家级试点地区对其他非试点地区的示范引领作用，将医养结合养老服务推广至全国，扩大其对老龄人口的健康效应。同时，要积极探索建立以社会互助共济方式筹集资金的社会保险制度，重点推进长期护理保险制度的建立与完善，提高老年人对医养结合养老服务的支付能力。第二，在未来医养融合发展过程中，可以重点加强对失能、残疾和高龄等行动不便老年群体的医疗服务保障，通过上门巡诊、家庭医生签约、就诊绿色通道等服务形式，实现养老就医的最大化便利。也要加大对老年人早期健康干预的投入，注重对慢性疾病的预防管理，促进老年人进行日常养生保健。重点支持基层社区养老及卫生机构开展此类服务，将初级医疗服务和长期照料服务进行结合，为居家老年人提供便捷的医疗服务和长期健康管理，缓解现阶段医疗负担过重的压力。第三，发挥医养结合养老服务在提供长期养老照料方面的作用，为家庭内部照料不足的老年人提供专业化的长期照料服务，增强社会照料与家庭照料的技术互补，提高社会照料服务质量。此外，进一步扩大医养结合养老服务的覆盖范围，提高服务可及性和均等化程度，在兼顾保障老年人健康和控制医疗费用的基础上，促进健康公平。

参考文献：

蔡伟贤 吕函枰 沈小源，2021：《长期护理保险、居民照护选择与代际支持——基于长护险首批试点城市的政策评估》，《经济学动态》第10期。

封进 余央央 楼平易，2015：《医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角》，《中国社会科学》第3期。

高鹏 杨翠迎 周彩，2022：《医养结合与老年人健康养老》，《财经研究》第4期。

葛延风 王列军 冯文猛 张冰子 刘胜兰 柯洋华，2020：《我国健康老龄化的挑战与策略选择》，《管理世界》第4期。

何燕 覃日英 全旭红，2017：《不同医养结合机构老年人总体幸福感调查及其影响因素研究》，《中国全科医学》第29期。

胡湛 彭希哲，2018：《应对中国人口老龄化的治理选择》，《中国社会科学》第12期。

黄枫 甘犁，2010：《过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分析》，《经济研究》第6期。

蒋承 赵晓军，2009：《中国老年照料的机会成本研究》，《管理世界》第10期。

李琴 赵锐 张同龙，2022：《农村老年人丧偶如何影响健康？——来自CHARLS数据的证据》，《南开经济研究》第2期。

李亚青 王子龙 向彦霖，2022：《医疗保险对农村中老年人精神健康的影响——基于CHARLS数据的实证分析》，《财经科学》第1期。

刘宏 高松 王俊，2011：《养老模式对健康的影响》，《经济研究》第4期。

马超 俞沁雯 宋泽 陈昊，2019：《长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗》，《中国工业经济》第12期。

宋弘 孙雅洁 陈登科，2019：《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》，《管理世界》第6期。

王会光 阳方，2021：《慢性病会影响老年人的老化态度吗？——基于CLASS数据的实证分析》，《南方人口》第3期。

王俊 龚强 王威，2012：《“老龄健康”的经济学研究》，《经济研究》第1期。

王琼，2016：《城市社区居家养老服务需求及其影响因素——基于全国性的城市老年人口调查数据》，《人口研究》第1期。

王水莲 陈丽敏 张云逸，2021：《医养结合型养老机构入住老人生存质量》，《中国老年学杂志》第7期。

王亚琨 许佳瑞 吴茜茜 张晓华 朱迎春 白寿军，2022：《医养结合综合干预对上海郊区老年慢性肾脏病患者生活质量和精神状态的影响》，《上海交通大学学报（医学版）》第7期。

王贞 封进，2021：《长期护理保险对医疗费用的替代效应及不同补偿模式的比较》，《经济学（季刊）》第2期。

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。

张红凤 王宇 黄璐，2023：《医养结合对老年人主观幸福感的影响研究》，《经济与管理评论》第3期。

朱玲 何伟 金成武，2020：《农村劳动力转移与养老照护变迁》，《经济学动态》第8期。

宗庆庆 张熠 陈玉宇，2020：《老年健康与照料需求:理论和来自随机实验的证据》，《经济研究》第2期。

Bailey, M.J. & A.Goodman-Bacon(2015), “The war on poverty’s experiment in public medicine: Community health centers and the mortality of older Americans”, *American Economic Review* 105(3):1067-1104.

Bando, A. et al(2007), “Evaluation of preventive care program for cognitive function decline among community-dwelling frail elderly people: A pilot study(community health nursing report)”, *Journal of Japan Academy of Community Health Nursing* 9(2):87-92.

Barnay, T. & S.Juin(2016), “Does home care for dependent elderly people improve their mental health?”, *Journal of Health Economics* 45:149-160.

Bird, S.R. et al(2010), “An integrated care facilitation model improves quality of life and reduces use of hospital resources by patients with chronic obstructive pulmonary disease and chronic heart failure”, *Australian Journal Of Primary Health* 16(4):326-333.

Chatterji, S. et al(2015), “Health, functioning, and disability in older adults-present status and future implications”, *Lancet* 385(9967):563-575.

Chen, X. et al(2019), “Does money relieve depression? Evidence from social pension expansions in China”, *Social Science ＆ Medicine* 220:411-420.

Chen, Y. et al(2019), “Valuing the urban hukou in China: Evidence from a regression discontinuity design for housing prices”, *Journal of Development Economics* 141, no. 102381.

Chiu, L. et al(2000), “Cost analyses of home care and nursing home services in the southern Taiwan area”, *Public Health Nursing* 17(5):325-335.

Chiu, L. et al(2010), “Comparisons of the cost-effectiveness among hospital chronic care, nursing home placement, home nursing care and family care for severe stroke patients”, *Journal of Advanced Nursing* 33(3):380-386.

Chouvarda, I.G. et al(2015), “Connected health and integrated care: Toward new models for chronic disease management”, *Maturitas* 82(1):22-27.

Cutler, D.M. & A.Lleras-Muney(2010), “Understanding differences in health behaviors by education”, *Journal of Health Economics* 29(1):1-28.

Fichera, E. & J.Gathergood(2016), “Do wealth shocks affect health? New evidence from the housing boom”, *Health Economics* 25(S2):57-69.

Grossman, M.(1972), “On the concept of health capital and the demand for health”, *Journal of Political Economy* 80(2):223-255.

Hallberg, I.R. & J.Kristensson(2010), “Preventive home care of frail older people: A review of recent case management studies”, *Journal of Clinical Nursing* 13(S2):112-120.

Huang, W. & C.Zhang(2021), “The power of social pensions: Evidence from China’s new rural pension scheme”, *American Economic Journal: Applied Economics* 13(2):179-205.

Ko, H. et al(2019), “Gender differences in health status, quality of life, and community service needs of older adults living alone”, *Archives of Gerontology and Geriatrics* 83:239-245.

Lavy, V. et al(1996), “Quality of health care, survivial and health outcomes in Ghana”, *Journal of Health Economics* 15(3):333-357.

Lee, J.C. et al(2012), “Delay in seeing a doctor due to cost: Disparity between older adults with and without disabilities in the United States”, *Health Services Research* 47(2):698-720.

Levy, H. & D.Meltzer(2008), “The impact of health insurance on health”, *Annual Review of Public Health* 29(1):399-409.

Lu, Y. et al(2017), “Identifying FDI spillovers”, *Journal of International Economics* 107(C):75-90.

March, S. et al(2015), “Adult community health-promoting interventions in primary health care: A systematic review”, *Preventive Medicine* 76:S94-S104.

McClellan, C. et al(2020), “Integrated care models and behavioral health care utilization: Quasi-experimental evidence from medicaid health homes”, *Health Economics* 29(9):1086-1097.

Mommaerts, C.(2018), “Are coresidence and nursing homes substitutes? Evidence from medicaid spend-down provisions”, *Journal of Health Economics* 59(C):125-138.

Mooney, G.(1999), “The economics of health reconsidered by thomas rice”, *Health Economics* 8(2):181-182.

Muramatsu, N. et al(2010), “Functional declines, social support, and mental health in the elderly: Does living in a state supportive of home and community-based services make a difference?”, *Social Science & Medicine* 70(7):1050-1058.

Nemet, G.F. & A.J.Bailey(2000), “Distance and health care utilization among the rural elderly”, *Social Science Medicine* 50(9):1197-1208.

Rice, J.B. et al(2009), “A comparative analysis of medicaid long-term care policies and their effects on elderly dual enrollees”, *Health Economics* 18(3):275-290.

Smith, J.P. & D.Goldman(2010), “Can patient self-management explain the health gradient? Goldman and Smith(2002) revisited: A response to Maitra”, *Social Science & Medicine* 70(6):813-815.

Stabile, M. et al(2006), “Household responses to public home care programs”, *Journal of Health Economics* 25(4):674-701.

Steels, S.(2015), “Key characteristics of age-friendly cities and communities: A review”, *Cities* 47(4):45-52.

Tannistha, S. et al(2015), “Living arrangements and health of older adults in India”, *Journals of Gerontology: Series B* 70(6):937-947.

Van Houtven, C.H. & E.C.Norton(2004), “Informal care and health care use of older adults”, *Journal of Health Economics* 23(6):1159-1180.

**Policy Evaluation of Integration Care Based on the Perspective of Elderly Health**

CHEN Fei CHEN Lin

(Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, China)

**Abstract：**Integration service of medical care and endowment is a vital measure to deal with the aging population in China, the existing literature discusses the practice mode and service efficiency of integration care from many perspectives, but few literature focuses on the health of the elderly. In the future, it will become vital for integration care to better meet the needs of health care, and further improve the utilization efficiency of medical care resources. Based on CHARLS and CFPS data, we use difference-in-differences method to evaluate the impact of the pilot policy of integration service of medical care and endowment on the health and its internal mechanism. We find that integration service of medical care and endowment can significantly improve the physical and mental health of the elderly. Among them, strengthening elderly medical security, promoting daily preventive health care, and providing long-term elderly care are the internal mechanisms, and there are differences in the role played by different mechanism factors. Heterogeneity analysis shows that, integration service of medical care and endowment has a more significant effect on the mental health of female elderly and the oldest old. In addition, the health effect is more significant for the elderly with lower education and rural registered residence, which promotes health equity. The conclusion is that, we should pay more attention to the important role of integration care in improving the health and promoting health equity.

**Keywords**: Integrated Medical Care Services; Health of the Elderly; Elderly-care Support; Policy Evaluation

1. 陈飞，东北财经大学经济与社会发展研究院、经济学院，邮政编码：116021，电子邮箱：cfei2000@163.com；陈琳，东北财经大学经济学院，邮政编码：116021，电子邮箱：chenlin\_dufe@126.com。基金项目：国家自然科学基金面上项目“依托强化农地产权推进农村经济转型的理论解构、实证检验与路径选择”（72273108）；教育部人文社会科学研究项目“农村产业融合发展与相对贫困治理的逻辑关联、实证检验及推进路径研究”（22YJA790005）。感谢匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 关于CES-D量表：CFPS2014使用的是6题（Q601-Q606）CES-D量表，CFPS2012、2016使用的是20题（Q6011-Q60110、Q60111-Q60120、N401-N420）完整CES-D量表，CFPS2018、2020使用的是8题（N406-N420）CES-D量表。CHARLS数据采用的是10题（DC009-DC018）CES-D量表。对不同数据库各年份CES-D量表重新赋值后的加总得分进行标准化处理，得到心理健康变量的最终取值范围为[0,100]，分值越大代表心理健康状况越好。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 在基准模型设定中，本文未控制个体固定效应，原因在于，在CFPS和CHARLS追踪调查中，样本有很大一部分（约10%~15%）在各轮调查中被替换，此外，如果基准模型控制个体固定效应，可能会扩大由测量误差引起的衰减偏误。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 是否有活动障碍根据CFPS问卷问题进行度量：您是否能独立去户外活动、独立进餐、独立厨房活动、独立使用公共交通、独立购物、独立清洁卫生、独立洗衣，若至少有一项活动不能独立完成，定义为有活动障碍，若所有活动都可独立完成，定义为无活动障碍。 [↑](#footnote-ref-4)
5. CHARLS调查了受访者在以下6种ADL（包括穿衣、吃饭、洗澡、上下床、实用厕所、控制大小便）和6种IADL（包括做家务、做饭、购物、打电话、吃药和管钱）活动中是否有困难。回答为：“1.没有困难；2.有困难但仍可以完成；3.有困难，需要帮助；4.无法完成”，若受访者至少有一项ADL选择了2、3、4，或者至少有一项IADL选择了3、4，则定义为失能，否则定义为非失能。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 长期社会化照料变量根据CHARLS问卷问题进行度量：如果以后您在日常生活方面需要照顾，比如吃饭，穿衣，有亲人或朋友能长期照顾您吗，他/她是您的什么人？（可多选）如果受访者回答中包含雇佣人员、志愿者或者志愿机构人员、养老院人员、社区提供的帮助、其他人员等非亲属关系人员则赋值为1，否则赋值为0。 [↑](#footnote-ref-6)