

老有所医与老有所依： 医养结合政策的代际经济支持效应^{*}

张 磊 邓紫琪

【摘 要】医养结合政策对于缓解中国人口老龄化背景下的养老问题具有重要意义。文章以 2016 年实施的国家级医养结合试点为政策冲击,基于 CHARLS 2013 年、2018 年和 2020 年的老年人面板数据,系统检验医养结合试点政策对子女向父母提供经济支持的总效应及其机制。研究发现:医养结合政策对代际经济支持的“挤入效应”强于“挤出效应”,使试点地区子女对父母的代际经济支持显著增加,同时实现“老有所医”和“老有所依”,但重大突发公共卫生冲击会使得政策效应暂时丧失;机制分析表明,医养结合政策可以促进子女就业收入增加,形成代际经济支持的“挤入效应”,同时医养结合政策促进老人健康收益提升、医疗消费减少,形成代际经济支持的“挤出效应”;异质性分析表明,医养结合试点政策在受儒家文化影响较大的地区作用相对更强,且对家户收入水平较高、与子女同住、女性、生活自理困难程度较高和高寿老人的影响更为显著。文章为理解医养结合政策对代际经济支持的“挤入效应”提供了可靠证据,为进一步优化医养结合政策、缓解老年人口养老难题提供了有益启示。

【关键词】医养结合 家庭养老模式 代际经济支持 人口老龄化 养老服务

【作 者】张 磊 湘潭大学商学院,教授;邓紫琪(通讯作者) 暨南大学经济学院,博士研究生。

一、引 言

近年来中国人口老龄化加速,处于深度老龄化向超级老龄化转变阶段^①,这给社会养老体系带来更加严峻的挑战。根据《2022 年度国家老龄事业发展公报》,2022 年末中

^{*} 本文为国家社会科学基金一般项目“中国消费现代化的理论逻辑、动态趋势及政策路径研究”(编号:24BJL004)和湖南省社会科学基金重大项目“湖南公共消费发展的现状问题、经验借鉴及优化建议”(编号:24ZWA48)的阶段性成果。

^① 按照联合国标准,一般把 65 岁及以上人口占总人口比例达到 20%称为超级老龄社会。

国 60 岁及以上人口占总人口比例达到 19.8%, 65 岁及以上人口占总人口比重达到 14.9%; 而 2021 年和 2020 年 65 岁及以上人口占比分别为 14.2%、13.5%。2020~2022 年, 中国 65 岁及以上老年人口每年增长 0.7 个百分点, 预计未来 10 年内中国 65 岁及以上人口占比将达到 20%, 成为超级老龄化社会。在社会养老保障体系尚未完全成熟、家庭人口结构急剧变化的背景下, 人口老龄化带来的养老问题日益突出。随着家庭服务的社会化、市场化以及社会保障制度的完善, 社会养老正在逐步替代部分家庭养老功能, 但由于文化价值、照料亲近度和精神慰藉等功能差异, 家庭养老在较长时期内依然是中国主要的养老模式。代际经济支持作为家庭养老的重要表现形式, 也是学术界关注的养老议题之一。党的二十大报告明确指出, 实施积极应对人口老龄化国家战略, 发展养老事业和养老产业, 优化孤寡老人服务, 推动实现全体老年人享有基本养老服务^①。

20 世纪 80 年代以来, 中国对社会养老保障制度进行了持续探索。到 2013 年, 中国已初步建立由“新农保”“城居保”等构成、实现全覆盖的居民养老保障制度, 但也存在养老服务和产品供给不足等问题。为探索养老新模式、加快养老服务业发展, 国务院于 2013 年 9 月下发《国务院关于加强发展养老服务业的若干意见》, 明确指出要推动医养融合发展, 卫生管理部门要支持有条件的养老机构设置医疗机构, 医疗机构要积极支持和发展养老服务, 探索医疗机构与养老机构合作新模式; 同年 10 月, 国务院发布《国务院关于促进健康服务业发展的若干意见》, 明确提出推进医疗机构与养老机构等加强合作, 在养老服务中充分融入健康理念, 加强医疗卫生服务支撑。此后, 医养结合领域以这两个文件为指导, 开始探索建立医疗与养老融合发展模式, 直至 2016 年, 医养结合政策开始试点。

医养结合政策通过将医疗资源嵌入养老服务、养老资源嵌入医疗服务、医养签约合作等模式, 将医养资源有机结合(陈岩、杨翠迎, 2023), 既包含预防保健、疾病治疗、康复护理、安宁疗护等医疗服务项目, 也涵盖助老服务、生活照护、精神关怀等基本养老服务功能(刘岚、齐良书, 2020)。本文深入研究医养结合政策对子女向老年父母提供经济支持的影响, 这对于促进养老资源优化配置、提高老年人口生活福祉具有重要意义, 同时也有利于完善社会保障体系建设、促进健康养老产业持续发展。

本文使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2013 年、2018 年和 2020 年 60 岁及以上老年人面板数据, 基于 2016 年实施的医养结合试点政策, 运用 PSM-DID 法排除选择偏差等内生性问题, 分别获得 2018 年和 2020 年医养结合政策试点对代际经济支持影响的平均效应, 并进一步探究政策的作用机制以及在不同群体间的异质性影响。本文主

^① 参见《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》。

要发现和边际贡献有以下几点。第一,以利他主义动机为基础,发现医养结合政策对代际经济支持的“挤入效应”强于“挤出效应”,医养结合政策可以强化子女对父母的经济支持。这意味着医养结合政策可同时实现“老有所医”与“老有所依”,弥补了现有研究中鲜见医养结合政策的代际经济支持效应评估的不足。第二,机制检验表明,医养结合政策通过促进子女就业收入增加、老人健康收益提升和医疗消费减少等渠道提升子女对父母的经济支持。这意味着医养结合政策能够同时提升两代人的获得感,为从医养结合政策视角促进子女的劳动力市场参与、完善老年人的健康和医疗服务提供了有益启示。第三,本文分别考察了试点政策在2018年和2020年的效果,发现2019年突发重大公共卫生事件使政策效果短暂丧失,从侧面印证了基本结论和机制的可靠性,并深入探讨了医养结合政策效果的异质性,丰富了研究结论。

二、文献综述和理论分析

(一) 文献综述

当代中国社会正处于经济转轨、社会转型、人口转变的重要过渡时期,养老模式也在发生变化。费孝通(1983)基于本土经验提出中国的代际关系呈双向的“反馈模式”,即父母对子女的抚养和子女对父母的赡养在家庭生命历程中形成互惠的世代均衡。从传统观念看,儒家文化中的“孝”是家庭养老文化的核心内容(李辉,2001),强化着子女承担的父母养老责任;从立法层面看,《中华人民共和国老年人权益保障法》第十三条明确规定,“老年人养老以居家为基础,家庭成员应当尊重、关心和照料老年人”;从实际经济来源看,老年人获得的外部经济支持主要来源于子女,农村老人对子女的依赖比城镇更强(国家卫生计生委家庭司,2015)。当前,子女的经济支持仍旧是父母养老的重要来源。

随着家庭结构的变迁和人口老龄化加剧,中国老年人的家庭代际经济关系发生了新的变化。同时,社会养老对传统的家庭养老存在一定程度的替代(张川川、陈斌开,2014),从家庭养老向社会养老过渡是中国养老发展的必然趋势。随着社会养老模式的转变,“养老资源的提供者”和“养老职能的承担者”分离,“机构养老”并不必然等于“社会养老”,“居家养老”也并不必然等于“家庭养老”(穆光宗,2000),社会养老政策对家庭养老的影响趋于复杂化。例如,在医养结合政策的具体实施过程中,家庭养老和社会养老的因素皆有。

与本文政策评估相关的文献可以归为两类。一是关于医养结合养老服务模式的讨论。大量文献从理论上对医养结合模式的内涵、特征、优势和困境等进行分析,鲜见文献实证考察医养结合模式的具体效果及其对老年人福利的影响,少量文献评估了医养结合政策对民营养老机构服务效率(刘桂海,2020)、老年人社会参与(吴宗辉、王澳,2024)、老年人医疗支出(孙菊、韩文晶,2023)的影响。二是关于代际经济支持的影响因素研究。

既有文献主要关注老年人及子女个体特征(Mulder 等,2009;孙鹃娟等,2023)、社会救助与福利保障制度等对代际经济支持的影响,尚无文献直接将医养结合政策与代际经济支持联系起来。已有的关于养老保险等社会保障制度对代际经济支持影响的研究提出了“挤入效应”和“挤出效应”(刘西国,2015)。“挤入效应”论认为,社会保障的完善促使子女增加对父母的代际经济支持(王翌秋、陈青霞,2017);“挤出效应”论则认为,代际经济支持和社会福利水平之间存在替代关系,社会保障的获得会降低代际经济支持(陈华帅、曾毅,2013)。

综上所述,医养结合政策对家庭养老及经济资源配置,尤其是对代际经济支持的影响,仍有待进一步探索。

(二) 理论分析与研究假设

子女向父母提供经济支持是家庭养老的重要形式之一,即使在养老保障相对健全的社会,代际经济支持也是养老体系中不可或缺的部分。代际经济支持的行为动机主要有两种理论解释:服务交换和利他主义(Wu 等,2014)。服务交换动机论认为代际经济支持是为了交换某种服务,例如老年父母整理家务或照顾孙辈等劳务(江克忠等,2013);利他动机论主张个体不仅关心自己的利益,而且关心其他家庭成员的福利,家庭内部的转移支付是为了改善转移接受方的生活状况。以不同动机假设为条件,同一外部因素对代际经济支持的影响可能存在差异。考虑到医养结合政策的服务对象主要是 60 岁及以上生活自理有困难的老人,他们可能难以提供孙辈照料、家务劳动等服务交换,故本文以利他主义动机论为研究框架,分别从医养结合政策对代际经济支持的“挤入效应”和“挤出效应”视角探讨具体的作用机制^①。

1. 医养结合政策对子女提供代际经济支持的“挤入效应”

较重的家庭照料负担不利于子女劳动收入的提升。在当前工资水平持续上升和家庭照料成本提高的背景下,子代仍旧是多数失能老人照料的主要提供者(刘二鹏、张奇林,2018),而家庭照料这种非正式照料服务的成本不直接以货币的形式体现。Fast 等(1999)认为,家庭照料存在“隐性成本”(Hidden Cost),照料提供者放弃的劳动就业机会就是照料的机会成本之一。大量研究表明,为老年失能父母提供“密集的”非正式照料会减少子女的劳动参与和工作时间(陈璐等,2016),从而对子女形成“收入惩罚”(Wage Penalties),即相较于没有照料行为的子女,为老人提供照料的子女收入更低。

医养结合政策可以减轻子女的家庭照料负担,促进其增加劳动参与和收入,进而提

^① 本文还以 Diamond(1965)提出的世代交叠模型(Overlapping Generation Model)为基础,将机制变量以及与国家医养结合政策强度有关的代际经济支持变量引入模型,对家庭代际经济支持决策进行模型推导。受篇幅限制,理论模型未予展示,备索。

升子女的经济赡养能力。医养结合政策通过整合医疗和养老资源,将医疗、康复、保健和生活照料融为一体,为生活自理有困难的老人提供综合、经济、便利、专业的正式照料服务。这种正式照料服务对非正式家庭照料的替代效应,能有效减轻家庭照护者的负担(Arntz 等,2011),解放家庭劳动力。医疗条件改善有助于平滑父辈健康状况变化对子女劳动供给的冲击(张永峰、路瑶,2022),而医养结合政策能够同时改善老年人的医疗与养老环境,帮助子女从繁重的家庭照料任务中解脱出来,重新融入劳动力市场,从而增加其劳动收入。外出工作的子女为了弥补在父母精神慰藉方面的缺失,期望老年父母能够享有更加愉悦与安宁的晚年生活,更有能力与意愿增加对父母的代际经济支持(田北海、徐杨,2020)。由此,本文提出研究假设 1:医养结合政策可以通过缓解子女的“收入惩罚”,促进子女劳动就业收入增加,从而形成代际经济支持的“挤入效应”。

2. 医养结合政策对子女提供代际经济支持的“挤出效应”

医养结合政策能够提升父母健康收益和降低医疗消费支出,从而减少父母对子女代际经济支持的需求。一方面,健康需求理论认为,健康是一种特殊的人力资本,对其投资可以有效地产出健康时间,进而带来收益(Grossman,1972)。“老龄健康”资本不仅对老年个体效用至关重要,还影响到家庭及子女整体的效用水平。从代际经济支持视角来看,健康的父母对子女经济支持的需求往往比身体状况较差的父母更少。另一方面,父母的医疗支出也是影响其代际经济支持需求的直接因素,医疗消费支出相对较多的父母期望得到更多的经济支持。因此,健康收益提升和医疗支出下降是医养结合政策形成代际经济支持“挤出效应”的重要机制。居家和社区医养结合模式在社区内提供的医疗巡诊、家庭病床、居家医疗服务等医疗卫生服务,对维护老年人身心健康具有积极作用(March 等,2015;Chan 等,2008);同时,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,可大幅缩减老年人往返医院、护理机构、养老机构之间的时间和经济成本(陈飞、陈琳,2023)。总的来说,医养结合增强了医疗资源的可及性和便利性,对提升老年人健康水平、降低医疗和养老的服务成本具有积极影响。健康状态改善和医疗支出减少的老年人出于对子女的爱护和体谅,希望减轻子女的经济负担,倾向于不接受超出其实际需要的较高经济支持。由此,本文提出研究假设 2:医养结合政策通过促进父母健康收益提升、医疗消费支出下降,形成代际经济支持的“挤出效应”。

综上所述,由于医养结合政策能够促进子女就业收入增加、父母健康收益提升以及医疗消费下降,同时形成代际经济支持的“挤入效应”和“挤出效应”。医养结合政策的实施效果若能辐射到作为家庭照料模式重要组成部分的代际支持方面,将对缓解老龄化社会的养老问题具有重要作用。因此,本文进一步提出研究假设 3:当医养结合政策的“挤入效应”强于“挤出效应”时,子女向父母提供的代际经济支持最终会显著增加。

三、研究设计

(一) 数据及变量说明

1. 数据来源及处理

本文研究医养结合试点政策对生活自理有困难的老人代际经济支持的影响。根据国务院《关于进一步推进医养结合发展的指导意见》,医养结合养老服务重点面向“居家失能(含失智)、慢性病、高龄、残疾等行动不便或确有困难”的老年人。国家于 2016 年先后分两批设立 90 个国家级医养结合试点市(区)^①,试点政策数据来源于此。

本文使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2013 年、2018 年和 2020 年的微观个体面板数据^②。本文选择 2013 年而非 2011 年或 2015 年作为事前时点,主要是因为:一方面,2013 年《国务院关于加强发展养老服务业的若干意见》出台,这是国家层面首次系统部署养老服务业发展,标志着“养老改革元年”,2013 年及之前的养老业发展相对缺乏活力,受养老相关政策干预较少,且 2011 年可匹配的平衡样本量较少;另一方面,国务院 2015 年推进了医养结合试点遴选工作,部分城市特别是事后入选试点城市,可能进行一些前期的基础工作以期入选,若选取 2015 年作为事前时点,那么处理组可能在事前就接受了处理,从而导致估计偏差。

本文对原始样本进行了如下处理。第一,遵循世界卫生组织标准,将老年人界定为 60 岁及以上人群,删除年龄低于 60 岁的样本。第二,本文主要关注“居家失能(含失智)、慢性病、高龄、残疾等行动不便或确有困难”的老年人,根据 CHARLS 问卷询问受访者是否在日常生活活动能力(ADL)和工具性日常生活活动能力(IADL)方面有困难,将 ADL 和 IADL 所有题项中任何一项有困难定义为日常生活自理有困难,并剔除掉日常生活自理没有困难的样本。第三,根据中国传统代际亲子关系的“反馈模式”(费孝通,1983),即父母先抚养子女、子女再赡养父母,且未满 18 岁或求学中的子女不具备赡养父母的条件和能力,本文剔除“年满 18 周岁且未在上学的子女人数”为 0 的老年人样本。经过上述处理,本文以 2013 年为政策前时点,使用倾向得分匹配(PSM)处理后的 2013 年样本分别匹配 2018 年和 2020 年(政策后时点)样本,形成两套面板数据,分析医养结合试点分别在 2018 年和 2020 年的平均政策效应^③。

① 试点城市名单来源于中国政府网转发的《第一批国家级医养结合试点单位名单公布》(国卫办家庭函〔2016〕644 号)及《卫生计生委关于确定第二批国家级医养结合试点单位的通知》(国卫办家庭函〔2016〕1004 号)文件。受篇幅限制,具体试点名单未予展示,备索。

② 有关数据介绍,见官网 <https://charls.pku.edu.cn/>。

③ 在本文中,PSM-DID 仅需两期面板数据,因此在以 2013 年为政策前时点的前提下,分别以 2018 年和 2020 年为政策后时点,匹配两套面板数据考察政策效果。

2. 变量说明

第一,本文使用被访老年父母在过去一年从所有子女处获得的金钱支持和实物总价值来衡量代际经济支持。第二,根据 2016 年设立的国家级医养结合试点城市名单,本文将居住在试点城市的老人定义为处理组,居住在非试点城市的老人定义为控制组,进而探讨相对于控制组,处理组老人获得的代际经济支持是否受到医养结合试点政策的影响。第三,本文参考相关文献(胡仕勇、石人炳,2016),控制了以下变量:子女人数、老人婚姻状况、老人性别、家户收入、老人受教育程度、老人年龄、是否有慢性病、老人近期工作状态,变量定义见表 1。

表 1 控制组和处理组主要变量在事前和事后时点的均值

变 量	变量说明及赋值	2013 年		2018 年		2020 年	
		控制组	处理组	控制组	处理组	控制组	处理组
代际经济支持	过去一年,父母从子女处获得的财物总价值(元),回归时取对数 ^①	2814	2945	3697	3860	4659	5102
子女人数	年满 18 周岁且未上学子女数(个)	3.677	3.593	3.766	3.701	3.558	3.400
婚姻状况	老人在婚=1;非在婚=0 ^②	0.489	0.500	0.437	0.408	0.537	0.520
性别	老人男性=1;女性=0	0.355	0.242	0.350	0.234	0.332	0.240
家户收入	过去一年家户总收入(元)	3902	3834	14677	15746	17730	22240
受教育程度	老人受教育年限(年) ^③	2.421	3.049	2.564	2.955	2.593	3.557
年龄	老人年龄(岁)	71.523	71.407	74.685	75.090	74.964	75.070
慢性病	是否患慢性病,是=1;否=0	0.313	0.363	0.545	0.517	0.438	0.511
工作状态	老人近期是否参与工作,是=1;否=0	0.036	0.038	0.030	0.015	0.049	0.027
样本量		741	182	835	201	882	225

表 1 还对比展示了处理组和控制组主要变量在事前(2013 年)和事后(2018 年、2020 年)的均值。以 2018 年为例,老年人样本的平均年龄为 75 岁左右,男性约占 30%,每位老人平均有近 4 名成年非在校子女,约 40%的老人处于在婚状态,平均家户收入约为 15 000 元,平均受教育程度不足 3 年,超过 50%的老年人患有慢性病,几乎所有老年人不再工作。这些人口统计特征与世界卫生组织及国家统计局公布的中国老年个体统计特征基本相似。此外,处理组和控制组的代际经济支持的均值在政策前后存在明显差异,与 2013 年相比,2018 年和 2020 年处理组的代际经济支持分别增加 915 元和 2 157 元,而控制组分别增加 883 元和 1 845 元。就处理组相对控制组的代际经济支持变动幅

① 为不损失样本量,变量值为 0 时,加 1 再取对数。
② 在婚是指处于婚姻维系状态,非在婚是指没有处于在婚状态,包括分居、离异、丧偶、从未结婚。
③ 考虑到匹配样本受教育程度变量缺失较多,为减少样本损失,本文选用 2011 年基线调查对各年样本的受教育程度变量进行补充。

度来看,医养结合试点政策可能会提升家庭中的代际经济支持,但真实的政策效果还需要严谨的因果识别。

(二) 模型设定

对于每一个城市,只能观测到实施政策试点或未实施政策试点一种状态下的结果,因此需要构造反事实(非观测状态)结果来识别政策的因果效应。医养结合试点政策本质上是一种非随机实验,若简单地将非试点城市的结果作为反事实会带来选择性偏差,为此,本文采用倾向得分匹配法(PSM)为每个处理组样本匹配到特定的控制组样本,在既定的可观测特征变量下,使处理组个体和控制组个体尽可能相似,从而使准实验接近随机。PSM 在估计倾向得分时只能依赖可观测变量,而忽视了依旧可能导致选择有偏的不可观测变量(Dehejia,2005)。对此,Heckman 等(1998)提出将 PSM 与双重差分法(DID)结合使用,利用面板数据消除不可观测变量(包括不随时间发生变动的因素以及随时间同步变化的因素的共同冲击)的影响。本文使用PSM-DID 法控制可观测和不可观测因素的影响,有效矫正选择偏差。具体而言,使用倾向得分匹配(PSM)处理后的 2013 年数据分别匹配 2018 年、2020 年数据,形成两套面板数据,以获得医养结合试点在 2018 年和 2020 年的平均政策效应。根据 PSM-DID 的基本原理,实证过程分为两步:第一步,使用政策发生前^①的样本数据,运用 PSM 为每一个医养结合试点城市(处理组)的老年人匹配综合特征最接近的非试点城市的老年人;第二步,以匹配成功的非试点城市老年人作为控制组,运用 DID 模型进行因果效应估计。两步模型分别为:

$$\text{logit}(treat_i=1|T=0)=\alpha_0+\alpha_1X_i+u_i \tag{1}$$

$$\ln y_{it}=\beta_0+\beta_1(D_i\times T_t)+\beta_2X_{it}+year_t+city_i+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

式中,两步模型所用控制变量相同,下标 i 表示老年人个体, t 表示时间, $t \in \{2013,2018,2020\}$ 。PSM 模型的被解释变量 $treat_i$ 为“是否为医养结合试点城市”,是则取值为 1,否则为 0,用 Logit 模型预测个体接受医养结合试点政策处理的概率,在共同支持假设和平衡性假设下进行样本匹配,本文使用近邻 1:2 匹配法。DID 模型的被解释变量 $\ln y_{it}$ 为老年人获得代际经济支持金额的对数值;核心解释变量为医养结合试点政策($D_i \times T_t$), D_i 是匹配成功后的政策处理变量,处理组取 1,控制组取 0, T_t 表示政策实施前后,政策实施前取 0,政策实施后取 1; X_{it} 为控制变量。为排除不随时间和地区变化的不可观测变量的影响,模型中加入了年份固定效应($year_t$)和城市固定效应($city_i$)。医养结合试点政策对父母获得代际经济支持的平均处理效应即为式(2)中的关键解释变量系数 β_1 ,若 β_1 显著大于 0,表明医养结合政策可以增加子女向父母提供的经济支持,即“挤入效应”强于“挤出效应”。

^① 倾向得分匹配要在政策发生之前,因为在政策发生之后,处理组和控制组已经发生了分化。

四、实证分析

(一) 医养结合试点的政策效应

医养结合试点政策对子女向父母提供代际经济支持的影响的基准结果如表 2 所示。模型 1 为不加入控制变量的简单 OLS 回归结果,模型 2 为加入控制变量、未加入固定效应的多元 OLS 回归结果,模型 3 和模型 4 是以 2018 年为政策后时点的 PSM-DID 回归结果^①,模型 5 和模型 6 是以 2020 年为政策后时点的 PSM-DID 回归结果。

模型 1 的结果表明,医养结合试点政策对代际经济支持影响的平均政策效应为 0.364。模型 2 考虑其他可观测变量的影响后,平均政策效果降至 0.332。为控制不随时间和城市变动的不可观测变量的影响,模型 3 至模型 6 进一步加入城市和年份固定效应,采用 PSM-DID 模型进行回归。其中,模型 3 以 2018 年为政策后时点,使用满足共同支撑假设样本进行回归,结果显示医养结合试点政策在 2018 年的平均政策效应为 0.497,且具有较好的统计显著性。模型 4 进一步使用严格满足平衡性的近邻匹配样本回归,医养结合试点的平均政策效应提升至 0.729,即医养结合试点政策使日常生活有困难的老年人获得的代际经济支持的对数显著增加 0.729,在控制组 2013 年代际经济支持均值水平下,若实施医养结合政策可以使老人所获年度代际经济支持增加约 3 019 元^②。由此,假设 3 得到验证,即医养结合试点政策对代际经济支持的“挤入效应”强于“挤出效应”,总体表现为使试点城市生活自理有困难的老人代际经济支持增加。

表 2 中模型 5 至模型 6 的结果表明,医养结合试点政策在 2020 年的影响不显著。2016~2020 年,国家持续推进医养结合模式的探索,每年至少发布一项相关政策文件,特别是 2019 年发布的《关于深入推进医养结合发展的若干意见》明确强调,试点地区需持续发挥其示范引领作用,因此,这一阶段医养结合政策的支持力度并未出现明显减弱。2020 年政策效果不显著的可能原因在于,2019 年末暴发的重大公共卫生事件对高度依赖社区、养老机构和医疗机构协同配合的医养结合服务模式产生了较大冲击。严格的防疫措施虽保障了老年人的健康安全,但也在一定程度上影响到医养结合服务的质量及其供给的连续性,使得政策影响代际经济支持的传导机制失灵,进而导致政策效果短暂不显著。

① PSM-DID 法通常选用倾向得分匹配成功的样本进行第二步 DID 回归分析,但也有部分文献直接选择满足共同支撑假设的样本(李青原、肖泽华,2020),前者比后者满足的假设条件更为严格,但后者比前者保留了更多样本。因此,本文同时汇报共同支撑样本和近邻匹配样本的 PSM-DID 回归结果。

② 令 $\ln y_2$ 为控制组受到政策处理的代际经济支持的对数(反事实), $\ln y_1$ 为控制组实际代际经济支持的对数(令其等于 2013 年的均值水平,即 $y_1=2814$),政策效应推导如下: $\ln y_2 - \ln y_1 = \beta_1 \rightarrow y_2 = e^{\beta_1} y_1 = e^{0.729} \times 2814 \approx 5833 \rightarrow \Delta y = y_2 - y_1 = 3019$ 。

表 2 基础回归及 PSM-DID 回归结果

	简单 OLS	多元 OLS	PSM-DID			
			共同支撑样本	近邻匹配样本	共同支撑样本	近邻匹配样本
			(2018)	(2018)	(2020)	(2020)
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
医养结合政策	0.364 ^{**} (0.153)	0.332 ^{**} (0.167)	0.497 [*] (0.294)	0.729 ^{**} (0.332)	0.272(0.310)	0.380(0.336)
子女人数		0.394 ^{***} (0.048)	0.412 ^{***} (0.050)	0.494 ^{***} (0.089)	0.451 ^{***} (0.055)	0.583 ^{***} (0.087)
婚姻状况		0.460 ^{***} (0.148)	0.421 ^{***} (0.155)	0.298(0.215)	0.452 ^{***} (0.126)	0.682 ^{***} (0.212)
性别		-0.205(0.168)	-0.302 [*] (0.173)	-0.205(0.287)	-0.333 ^{**} (0.158)	-0.381(0.271)
家户收入		0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)
受教育程度		0.020(0.025)	0.030(0.025)	0.000(0.042)	0.038(0.023)	0.024(0.034)
年龄		0.005(0.010)	-0.007(0.011)	0.004(0.016)	-0.009(0.010)	-0.005(0.016)
慢性病		0.190 [*] (0.113)	0.120(0.124)	0.207(0.183)	0.061(0.115)	0.044(0.143)
工作状态		-0.022(0.334)	0.009(0.367)	0.399(0.529)	-0.097(0.340)	0.350(0.541)
城市固定效应	否	否	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是	是	是
观测值	1959	1956	1953	1003	1990	1027
调整 R ²	0.001	0.053	0.112	0.148	0.135	0.156
F 值	5.666	8.681	8.945	4.637	10.933	7.254

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号内数值为城市层次聚类标准误；下同。

（二）稳健性检验

1. 共同支撑和平衡性检验

本文对近邻匹配样本的匹配效果进行了共同支撑检验和平衡性检验。共同支撑检验考察处理组和控制组的倾向得分分布区间能在多大程度上重合,重合域即共同支撑域。若共同支撑域只是全部匹配样本的较小子集,那么所得政策效应仅是子集效应。从图中可以看出,没有样本落在共同支撑域之外,倾向得分在处理组和控制组中有足够大的重合区域,所得政策效应具有较好的有效性。此外,PSM 样本还需满足条件独立分布假设,即试点政策对匹配后的样本而言是条件随机的,其平衡性检验要求所有特征变量在匹配后分布不存在系统性差异。为此,本文提供了处理组和控制组匹配前后均值差异的标准化偏差和 t 检验结果(见表 3),结果显示,所有特征变量匹配后的标准化偏差均小于 10%,且 t 检验均无法拒绝不存在系统性差异的原假设(匹配后 t 检验相伴概率均大于

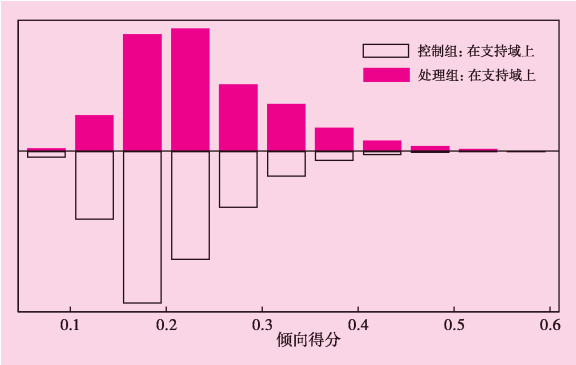


图 共同支撑检验结果

表 3 平衡性检验结果

可观测变量	均值		标准化	标准化偏差	t 检验	
	处理组	对照组	偏差(%)	减小幅度(%)	t 值	相伴概率
子女人数						
匹配前	3.047	3.236	-12.700	97	-2.780	0.006
匹配后	3.047	3.042	0.400		0.070	0.944
婚姻状况						
匹配前	0.618	0.643	-5.100	70	-1.130	0.259
匹配后	0.618	0.625	-1.500		-0.260	0.792
性别						
匹配前	0.324	0.407	-17.400	71	-3.760	0.000
匹配后	0.324	0.299	5.100		-0.920	0.356
家户收入						
匹配前	4605	4578	0.200	-102	0.040	0.964
匹配后	4605	4550	0.400		0.070	0.946
受教育程度						
匹配前	4.020	3.159	23.000	77	5.140	0.000
匹配后	4.020	3.820	5.300		0.880	0.377
年龄						
匹配前	67.75	67.20	5.300	78	1.160	0.246
匹配后	67.75	67.87	-1.200		-0.200	0.841
慢性病						
匹配前	0.325	0.319	1.400	-11	0.310	0.757
匹配后	0.325	0.318	1.600		0.270	0.784
工作状态						
匹配前	0.057	0.047	4.400	50	0.980	0.327
匹配后	0.057	0.052	2.200		0.380	0.707

0.1)^①。上述检验结果验证了样本的条件独立分布假设,表明匹配后的处理组和控制组样本间不存在系统性差异,其分布具有较好的一致性。本文还考察了匹配前后两组样本倾向得分的密度分布,结果反映出较好的匹配效果^②。

2. 更换匹配方法、控制潜在遗漏变量和排除竞争性效应

首先,更换匹配方法。基准回归使用的是近邻 1:2 匹配法。为提高匹配质量,保证条件随机假设的可靠性,本文进一步使用近邻 1:1 匹配法,仅为处理组匹配得分最接近的一个(得分相同则会匹配两个)

控制组样本,试图更接近“两个无差异的样本仅存在政策处理的不同”这一理想状态;同时,本文还提供了半径匹配、核匹配方式下的回归结果。更换匹配方式的结果如表 4 模型 7 至模型 9 所示,医养结合试点的政策效应依然显著为正。

其次,控制潜在遗漏变量。尽管在基准回归中加入了城市固定效应,控制了不随时间变动的城市特征的影响,但某些随时间变动的城市特征可能与试点政策相关,从而对代际经济支持的估计结果产生影响。因此,本文进一步控制城市经济发展(人均 GDP)、医疗资源(人均医院和卫生院数)、医疗保障(人均财政医疗卫生支出)三个城市特征变量,^③

① 本文还对匹配模型(Logit 模型)的解释变量进行了平衡条件的整体检验。匹配后 R² 大幅下降,且匹配后的所有变量整体不显著,通过平衡条件的整体检验。受篇幅限制,该结果未予展示,备索。
② 受篇幅限制,匹配前后两组样本倾向得分的密度分布图未予展示,备索。
③ 感谢审稿专家关于将城市特征等作为潜在的内生性来源予以考虑的建议。

结果如模型 10 所示,政策效果依旧显著为正。

最后,排除竞争性效应。国家在医养结合试点同年(2016 年)还开展了长期护理保险制度试点、居家和社区养老服务改革试点,并在医养结合试点次年(2017 年)实施了安宁疗护试点政策。长护险制度是为长期失能人员的基本生活照料和与基本生活密切相关的医疗护理提供资金或服务保障的社会保险制度,可作为医养结合模式运行的重要保障;居家和社区养老服务改革是以居家为基础、社区为依托、机构为补充的多层次养老服务体系建设,其中融入了医养结合服务模式的思想;安宁疗护主要是为疾病终末期或临终患者提供身体、心理、精神等方面的照料和人文关怀等服务,是医养结合模式的服务内容之一。为排除上述试点的竞争性效应,本文采取两种方式进行稳健性检验:一是考虑到以上试点政策与医养结合试点政策相辅相成,将其视为医养结合政策的重要补充,进而将实施了上述试点的城市^①也并入处理组;二是为获得“干净的”医养结合试点政策效果,将实施上述任一试点的所有城市样本剔除^②。两种方式所得结果分别见模型 11 和模型 12,进一步验证了基准结论稳健可靠。

表 4 更换匹配方法、控制潜在遗漏变量和排除竞争性效应回归结果

	更换 PSM 匹配方法			控制潜在 遗漏变量	考虑同一时期其他政策试点	
	邻近 1:1 匹配	半径匹配	核匹配		试点城市并入处理组	剔除试点城市
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
医养结合政策	0.893 ^{**} (0.352)	0.497 [*] (0.294)	0.497 [*] (0.294)	0.786 ^{**} (0.335)	0.681 ^{**} (0.322)	0.750 ^{**} (0.342)
增加城市特征	否	否	否	是	否	否
观测值	808	1953	1953	938	1003	771
调整 R ²	0.129	0.112	0.112	0.101	0.148	0.158
F 值	3.813	8.945	8.945	2.858	4.705	3.057

注:本表所有回归均控制了控制变量(与表 2 模型 2 至模型 6 一致)、城市固定效应、年份固定效应,后表同。

五、进一步分析

(一) 机制检验

本文接下来对医养结合试点政策影响代际经济支持的三种机制进行检验。首先,医养结合政策融合了家庭养老和社会养老的特征,在家庭照护方面可节省子女的照料时间,使其有更多外出工作的机会并延长工作时间,缓解因家庭照料造成的“收入惩罚”,促进子女劳动收入增加,从而形成代际经济支持的“挤入效应”。为检验医养结合政策对

① 需调整为处理组的城市:承德市、宁波市、安庆市、上饶市、荆门市、成都市、济南市。
 ② 需剔除城市:北京市、天津市、安庆市、成都市、承德市、广州市、荆门市、宁波市、青岛市、上海市、上饶市、苏州市、杭州市、重庆市、齐齐哈尔市、南昌市、济南市、长沙市、威海市、昆明市、海东市、洛阳市。

子女劳动就业收入的影响,本文用所有成年子女前一年总收入之和衡量子女收入^①,并以此作为结果变量进行回归。其次,从健康资本(Grossman, 1972)角度出发,更好的健康状况会为老年人带来资本收益,从而减少其对代际经济支持的需求。最后,医养结合发展有利于节省医疗支出成本,进而减少对子女代际经济支持的需求。老人健康收益增加与医疗消费下降共同形成代际经济支持的“挤出效应”。本文用 Barthel 健康指数^②衡量健康收益,用老人的医疗支出与保健支出之和作为医疗消费^③,分别将二者作为结果变量,检验医养结合政策对健康收益和医疗消费的影响。

表 5 展示了匹配条件更严格的近邻匹配样本的机制检验结果。从模型 13 可以看出,医养结合试点政策对子女收入的影响显著为正,说明该政策使子女收入显著提升,缓解了子女由于家庭照料产生的“收入惩罚”。收入水平提高的子女在“期望父母能够享有更加愉悦、富足的晚年生活”这一利他动机驱使下,会倾向于给予父母更多的经济支持,这一结论得到田北海和徐杨(2020)等研究的支持,即成年子女外出工作带来的增收效应强化了不受空间限制的代际经济支持。由此,医养结合试点政策通过使子女增收形成了代际经济支持的“挤入效应”。模型 14 和模型 15 的结果显示,医养结合政策对老人健康收益影响不显著^④,对医疗消费支出有显著的负向影响,表现为试点地区老人的医疗消费支出减少。医疗支出减少的老年人出于对子女的爱护和体谅,会倾向于不接受超出其实际需求的较高经济支持,这一观点与于大川等(2020)的结论一致,即医疗保障的经济和健康绩效改善了老年人的经济和健康状况,使子女对父母的经济供养水平下降。

表 5 机制检验结果(政策后时点为 2018 年)

	子女收入	老人健康收益	老人医疗消费
	模型 13	模型 14	模型 15
医养结合政策	22984.72 [*] (12093.970)	2.103(1.766)	-0.677 ^{**} (0.321)
观测值	1003	1003	883
调整 R ²	0.143	0.133	0.139
F 值	11.548	6.043	9.622

(二) 重大突发公共卫生事件冲击的影响

本文进一步探讨了 2019 年重大突发公共卫生事件冲击对医养结合政策的系统性影响。本文参照前文设置 2020 年与

① 理论上,在检验子女收入机制时应使用劳动就业收入,但 CHARLS 数据在问询父母时,仅提问了子女的总收入区间,并未对收入类型进行细分,故本文只能用子女总收入作为劳动就业收入的代理变量。由于所获子女收入数据是区间值,本文定义各档收入的中位数近似为子女收入,其中最高档“高于 30 万”取值为 30 万。因此本文构建的子女收入变量实际是离散变量,在回归中不宜采取对数形式,由此造成的较大回归系数属于正常现象。

② 用 Barthel 指数评定量表对 ADL 和 IADL 的各相关题项打分,总分为 100,分数越高表示日常生活活动能力越好,健康状况越佳,越不需要依赖他人。

③ 在回归中取对数(消费为 0 时,加 1 后取对数)。

④ 但其经济意义较大。统计上不显著可能是由于样本量不够大,且健康收益难以在短期内见效。

“挤入效应”相关的子女收入变量、与“挤出效应”相关的老人医疗消费变量。由于 2020 年 CHARLS 数据库缺乏相关日常活动问项,无法构造衡量老人健康收益的 Barthel 健康指数,故用“老人自评健康”^①替代。机制检验结果如表 6 所示。可以发现,2020 年医养结合政策影响代际经济支持的所有机制变量均不显著,说明在重大突发公共卫生事件期间,劳动力市场和群体健康都遭受巨大冲击,短期内劳动力就业承受较大的下行压力(赵忠,2023),疫情对医疗服务数量和效率也产生了不利影响,使得患者医疗费用水平提高(袁磊等,2023)。因此,在突发重大公共卫生冲击的短期内,医养结合政策对子女收入增加、老人健康状况改善以及医疗消费减少的影响程度有限,进而使医养结合政策对代际经济支持的影响及机制暂时失效。

表 6 机制检验结果(政策后时点为 2020 年)

	子女收入 模型 16	老人自评健康 模型 17	老人医疗消费 模型 18
医养结合政策	8017.069(11987.260)	0.561(0.372)	-0.202(0.365)
观测值	1027	626	932
调整 R ²	0.155		0.062
F 值	7.755		4.458

(三) 异质性分析

首先,儒家文化差异。孝道作为儒家文化的理论根基,在儒家文化中具有重要地位。代际经济支持深受传统“孝”文化的影响,在受儒家文化影响较强的地区,医养结合政策效果可能更显著。本文参考金智等(2017)的做法,将 CHARLS 数据匹配所在区县的孔庙数量作为衡量儒家文化的变量,若孔庙数量不为 0,则认为是受儒家文化影响较强的地区,反之该地区受儒家文化影响较弱。本文使用近邻匹配样本进行回归,结果如表 7 模型 19 和模型 20 所示。儒家文化较强地区的政策效应显著为正,而儒家文化较弱地区的政策效应不显著。

其次,家庭收入差异。家庭收入水平是影响代际经济支持的重要因素。本文以总样本的家户收入均值为界,定义家户收入水平较高(含均值)和较低的两类家庭,分组回归结果如表 7 模型 21 和模型 22 所示。结果显示,医养结合政策降低了高收入家庭的代际经济支持,提高了低收入家庭的代际经济支持。结合前文的机制分析,这可能是由于高收入家庭的子女原本就有较高的收入,医养结合对子女收入的提升作用有限,使“子女收入提升”对代际经济支持的“挤入效应”弱于“医疗支出减少”的“挤出效应”,进而导致医养结合政策对高收入家庭中的代际经济支持下降。

再次,居住方式差异。不同的居住安排对子女的赡养行为也有不同的影响,与父母同住的子女可能为父母提供更多的经济支持(鄢盛明等,2001)。本文将至少与一个子女

① 该变量为虚拟变量,若老人认为自己的健康状况为“很好”“好”“一般”,则老人自评健康变量取值为 1;若认为自己的健康状况为“不好”“很不好”,则取值为 0。



同住定义为与子女同住,否则为与子女不同住,两种居住安排的回归结果如表 7 模型 23 和模型 24 所示。医养结合政策对与子女同住老人的代际经济支持有显著的正向影响,对与子女不同住老人的影响不显著,这可能是由于与子女同住的父母本身有更大的生活照料需求,而医养结合政策有助于减轻这部分子女的父母照料负担,促进其劳动就业收入增加,从而“挤入”对父母的经济支持。

表 7 异质性分析结果 I

	儒家文化		家庭收入		居住方式	
	影响较强	影响较弱	较高	较低	同住	不同住
	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24
医养结合政策	0.825 ^{**} (0.346)	0.681(1.144)	-0.816(0.517)	1.145 ^{***} (0.382)	0.859 ^{**} (0.384)	0.367(0.492)
观测值	766	237	225	739	639	359
调整 R ²	0.145	0.168	0.163	0.140	0.143	0.225
F 值	3.536	8.442	3.131	4.566	6.013	2.492

最后,本文还考虑了老人性别、日常活动困难程度、老人年龄^①差异对医养结合政策效果的影响(见表 8 模型 25 至模型 30)。结果显示,医养结合政策对女性、日常活动困难程度较高和高寿的老人代际经济支持的“挤入效应”更强。

表 8 异质性分析结果 II

	老人性别		日常活动困难		老人年龄	
	男性	女性	程度较高	程度较低	高寿	非高寿
	模型 25	模型 26	模型 27	模型 28	模型 29	模型 30
医养结合政策	0.817(0.636)	0.731 ^{**} (0.356)	1.902 ^{***} (0.609)	0.264(0.328)	1.188 ^{***} (0.431)	0.402(0.467)
观测值	255	743	365	632	469	507
调整 R ²	0.367	0.111	0.188	0.128	0.124	0.205
F 值	2.890	2.877	2.975	3.462	2.238	5.952

六、研究结论和政策启示

本文聚焦中国人口老龄化背景下的养老问题,考察医养结合政策对子女向生活自理有困难的老年父母提供经济支持的影响。本文根据 2016 年分两批实施的医养结合试点政策,采用 CHARLS 2013 年、2018 年和 2020 年数据,使用 PSM-DID 法排除选择性偏差,检验医养结合试点的平均政策效果及作用机制。研究发现:医养结合政策显著增加了试点城市生活自理困难老人的代际经济支持,且这一结论在考虑各种竞争性效应后依然成立。机制分析显示,医养结合政策可以促进子女就业收入增加,形成代际经济支持的

① 将日常活动困难项数高于和等于平均项数定义为日常活动困难程度较高,低于平均项数定义为日常活动困难程度较低;将年龄在 74 岁及以上定义为高寿老人,在 60~73 岁定义为非高寿老人。

“挤入效应”,同时促进老人健康收益提升、医疗消费减少,形成代际经济支持的“挤出效应”。异质性分析发现,政策对受儒家文化影响较大地地区的老人的政策效应相对更强,对家庭收入水平较高、与子女同住、女性、生活自理困难程度较高及高寿的老人的政策效果也更为显著。尽管重大公共卫生事件会暂时削弱政策效应,但本文整体上印证了医养结合政策在同时实现“老有所医”和“老有所依”方面的积极作用。

本文有以下政策启示。第一,医养结合政策不仅强化了社会养老功能,还显著提升生活自理困难老人的代际经济支持,加强了家庭养老职责。在经济、社会、人口三重转型的关键时期,医养结合政策对缓解人口老龄化带来的养老难题至关重要。建议进一步优化医养结合的顶层设计,实现政府主导下的多维协同,总结试点城市经验,完善政府、社区、养老和医疗机构、家庭多元参与的医养结合制度框架,提升服务体系质量和抗风险能力,促进“老有所医”与“老有所依”相结合,切实提高老年弱势群体的生活质量和幸福感。第二,子女对父母照料负担的加重,可能导致劳动参与率下降,影响社会劳动力供给。医养结合政策不仅可以满足老人的医疗与健康需求,还能减轻子女的照料负担,促进子女劳动参与,提升劳动力供给。政府应重视医养结合政策在劳动力市场的溢出效应,放大其积极影响,在家庭层面实现父母放心享受专业照料、子女安心劳动参与的双重收益。第三,重大公共卫生冲击对政策效应的影响揭示了医养结合制度体系在应对突发事件时的脆弱性。要进一步提升医养结合服务模式的应急管理能力,建立应急响应机制,例如增设临时医疗服务点、加强医护人员培训、利用远程医疗技术等手段,以减轻公共卫生冲击事件对老年人健康和服务供给的影响。第四,在儒家文化影响较弱的地区,政府可加强与社区合作,通过孝道教育讲座、传统文化体验等活动,增强家庭成员对老年人的经济和精神支持的责任感。第五,加大对低收入家庭的医养结合服务补贴力度,通过税收减免、就业培训等政策措施,提高低收入家庭成员的经济能力和就业水平,从而增强其提供代际经济支持的能力。第六,医养结合政策对代际经济支持的影响展现出显著的个体异质性,因而在推广与实施过程中,需注重因人制宜、循序渐进,基于不同的服务群体或个体环境差异,提供针对性的医养结合服务供给,以确保社会养老与家庭养老能够相辅相成,共同发挥最大效益。

参考文献:

1. 陈飞、陈琳(2023):《从老龄健康视角评估医养结合试点政策》,《经济学动态》,第10期。
2. 陈华帅、曾毅(2013):《“新农保”使谁受益:老人还是子女?》,《经济研究》,第8期。
3. 陈璐等(2016):《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》,《经济研究》,第3期。
4. 陈岩、杨翠迎(2023):《医养结合与老年健康管理服务利用——来自医养结合试点城市的经验证据》,《财经研究》,第12期。
5. 费孝通(1983):《家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动》,《北京大学学报(哲

- 学社会科学版)》,第 3 期。
6. 国家卫生计生委家庭司(2015):《中国家庭发展报告 2015》,北京:中国人口出版社。
7. 胡仕勇、石人炳(2016):《代际投入与农村老年人代际经济支持:代际合作与家庭效用》,《人口研究》,第 5 期。
8. 江克忠等(2013):《中国家庭代际转移的模式和动机研究——基于 CHARLS 数据的证据》,《经济评论》,第 4 期。
9. 金智等(2017):《儒家文化与公司风险承担》,《世界经济》,第 11 期。
10. 李辉(2001):《论建立现代养老体系与弘扬传统养老文化》,《人口学刊》,第 1 期。
11. 李青原、肖泽华(2020):《异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据》,《经济研究》,第 9 期。
12. 刘二鹏、张奇林(2018):《失能老人子女照料的变动趋势与照料效果分析》,《经济学动态》,第 6 期。
13. 刘桂海等(2020):《医养结合如何影响民营养老机构的服务效率?——来自北京市的证据》,《管理评论》,第 12 期。
14. 刘岚、齐良书(2020):《中国城市家庭代际支持及相关因素研究》,《西北人口》,第 4 期。
15. 刘西国(2015):《社会保障会“挤出”代际经济支持吗?——基于动机视角》,《人口与经济》,第 3 期。
16. 穆光宗(2000):《中国传统养老方式的变革和展望》,《中国人民大学学报》,第 5 期。
17. 孙菊、韩文晶(2023):《居家社区医养结合服务对老年人医疗费用的影响:效应测度与机制分析》,《江西财经大学学报》,第 5 期。
18. 孙鹃娟等(2023):《替代还是补充?居家养老服务对中国老年人代际支持的影响效应》,《人口研究》,第 6 期。
19. 田北海、徐杨(2020):《成年子女外出弱化了农村老年人的家庭养老支持吗?——基于倾向得分匹配法的分析》,《中国农村观察》,第 4 期。
20. 王翌秋、陈青霞(2017):《养老金收入对农村家庭代际转移的影响》,《金融经济研究》,第 5 期。
21. 吴宗辉、王澳(2024):《医养结合对老年人社会参与的影响研究——基于身心健康的多重中介效应分析》,《西南大学学报(社会科学版)》,第 4 期。
22. 鄢盛明等(2001):《居住安排对子女赡养行为的影响》,《中国社会科学》,第 1 期。
23. 于大川等(2020):《社会医疗保险介入与家庭代际经济交换:影响效应与作用机制》,《社会保障研究》,第 5 期。
24. 袁磊等(2023):《基于时间序列分析的重大突发公共卫生事件对医疗服务的影响研究》,《中国卫生统计》,第 5 期。
25. 张川川、陈斌开(2014):《“社会养老”能否替代“家庭养老”?——来自中国新型农村社会养老保险的证据》,《经济研究》,第 11 期。
26. 张永峰、路瑶(2022):《乌鸟私情,愿乞终养:父辈健康与子女劳动供给》,《财经研究》,第 5 期。
27. 赵忠(2023):《疫情下青年就业的问题分析与路径探究——评〈青年就业问题应对之道——基于公共卫生危机视角〉》,《人口与经济》,第 6 期。
28. Arntz M., Thomsen S.L.(2011), Crowding Out Informal Care? Evidence from a Field Experiment in Germany. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 73(3):398-427.
29. Chan H.T., Cheng S.J., Su H.J.(2008), Integrated Care for the Elderly in the Community. *International Journal of Gerontology*. 2(4):167-171.

30. Dehejia R. (2005), Practical Propensity Score Matching: A Reply to Smith and Todd. *Journal of Econometrics*. 125(1-2):355-364.
31. Diamond P.A. (1965), National Debt in a Neoclassical Growth Model. *The American Economic Review*. 55(5):1126-1150.
32. Fast J.E., Williamson D.L., Keating N.C. (1999), The Hidden Costs of Informal Elder Care. *Journal of Family and Economic Issues*. 20(3):301-326.
33. Grossman M. (1972), On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*. 80(2):223-255.
34. Heckman J., Ichimura H., Smith J., et al. (1998), Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. *Econometrica*. 66(5):1017-1098.
35. March S., Torres E., Ramos M., et al. (2015), Adult Community Health-Promoting Interventions in Primary Health Care: A Systematic Review. *Preventive Medicine*. 76:S94-S104.
36. Mulder C.H., Van der Meer M.J. (2009), Geographical Distances and Support from Family Members. *Population, Space and Place*. 15(4):381-399.
37. Wu X., Li L. (2014), The Motives of Intergenerational Transfer to the Elderly Parents in China: Consequences of High Medical Expenditure. *Health Economics*. 23(6):631-652.

Medical Care for the Elderly and Support for the Elderly: The Intergenerational Economic Support Effect of the Medical and Nursing Care Integration Policy

Zhang Lei Deng Ziqi

Abstract: The integrated medical and elderly care policy is crucial for addressing the challenges posed by China's aging population. Using panel data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) for 2013, 2018, and 2020, this article systematically examines the total effects and mechanisms of the pilot policy on intergenerational economic support from children to parents. The findings indicate that the policy's "crowding-in effect" on intergenerational support outweighs the "crowding-out effect", leading to a significant increase in intergenerational economic support in the pilot areas. It enhances both the availability of medical care and dependency support for the elderly, although major public health crises may temporarily undermine the policy's effectiveness. Mechanism analysis shows that the policy boosts adult children's employment income, thereby strengthening the "crowding-in effect", while also improving elderly health outcomes and reducing medical spending, which contributes to the "crowding-out effect". eterogeneity analysis reveals stronger effects in areas influenced by Confucian culture, with more pronounced impacts on households with higher income levels, those living with children, females, individuals with greater self-care difficulties, and the elderly living to advanced ages. This study provides valuable insights for optimizing integrated medical and elderly care policies to address the challenges of an aging population.

Keywords: Integration of Medical and Nursing Care; Family-Based Elderly Care Model; Intergenerational Economic Support; Aging Population; Elderly Care Service

(责任编辑:华 颖)