

城乡居民基本医保整合对农村劳动力非农就业的影响研究

董克用* 沈国权 秦菁霞

中国人民大学公共管理学院 北京 100872

【摘要】目的:评估城乡居民基本医保整合对农村劳动力非农就业的影响。方法:基于中国家庭金融调查 2011—2019 年面板数据,运用多期双重差分模型分析城乡居民基本医保整合对农村劳动力非农就业概率和非农就业质量(工资收入、工作稳定性)的影响及作用渠道,并考察不同整合模式的异质性效果。结果:第一,城乡居民基本医保整合显著提高了农村劳动力的非农就业概率和质量;第二,城乡居民基本医保整合通过缓解家庭流动性约束、提高健康人力资本水平以及拓宽就业地域选择三种作用渠道促进农村劳动力非农就业;第三,相比于“一制多档”,“城乡一档”整合模式的政策效果更优。结论与建议:城乡居民基本医保整合对于释放农村剩余劳动力潜能、提高劳动力配置效率具有积极作用。建议加快向“城乡一档”模式过渡,并进一步完善城乡居民基本医保制度。

【关键词】城乡居民基本医保整合;农村劳动力;非农就业

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2025.03.009

The impact of urban-rural resident health insurance integration on non-agricultural employment of rural labor

DONG Ke-yong, SHEN Guo-quan, QIN Jing-xia

School of Public Administration and Policy, Renmin University of China, Beijing 100872, China

【Abstract】 Objective: To assess the impact of urban-rural health insurance integration on the non-agricultural employment of rural labor in China. Methods: Using CHFS data (2011—2019) and a DID model, this study analyzed the impact on non-agricultural employment probability and quality (wage income, job stability) and examined the effect of different integration models. Results: The integration of urban and rural health insurance significantly increases the probability and quality of non-agricultural employment among rural labor. This effect operates through three key mechanisms: easing household liquidity constraints, improving health-related human capital, and expanding job search scope. Moreover, the “unified urban-rural tier” model proves more effective than the “one-system-multi-tiers” model in promoting non-agricultural employment and enhancing job quality. Conclusion: The integration positively contributes to improving rural labor allocation efficiency and mobilizing surplus rural labor capacity. Policy recommendations include accelerating the adoption of the “unified urban-rural tier” model and further refining the urban-rural resident health insurance system.

【Key words】 Urban-rural health insurance integration; Rural labor; Non-agricultural employment

1 问题提出

当前,我国面临劳动力供给不足和农村劳动力剩余的结构矛盾。一方面,自 2010 年以来,我国劳动年龄人口数量和比例进入下降通道,劳动力要

素稀缺性上升,刘易斯转折区间结束^[1],劳动力不足制约经济的可持续增长。另一方面,我国农村劳动力仍存在大量剩余,由于当前制约劳动力自由流动的因素尚未彻底消除^[2],一些弱势农村劳动力没有实现充分和稳定的非农就业,农村劳动力配置效率

* 基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(21JZD035)

作者简介:董克用(1953 年—),男,教授,博士生导师,主要研究方向为医疗保障制度。E-mail: dongk@ruc.edu.cn

通讯作者:沈国权。E-mail:2019100343@ruc.edu.cn

存在较大提升空间。从微观层面看,农村劳动力参与非农就业是提升收入水平的重要途径,具有明显的减贫效应^[3],同时有助于提高市民化程度,为下一代创造良好条件^[4]。从宏观层面看,农村劳动力从低效率的农业部门转移到生产效率相对更高的非农部门有助于缩小城乡发展差距^[5],从而推进区域协调发展,实现共同富裕^[6]。党的二十届三中全会将“完善就业优先政策”作为重要任务,2025年《政府工作报告》明确要求“脱贫人口、农民工等重点群体就业保持稳定”。在经济结构转型和人口数量红利消退的双重压力下,提高农村劳动力非农就业的概率与质量是释放人口质量红利、优化劳动力配置效率的必然选择。

长期以来,我国基本医疗保险制度存在显著的城乡二元分割,不仅导致医疗资源分配不公和健康不平等^[7],也阻碍了农村劳动力流动和城乡统一劳动力市场的形成^[8-10]。自2009年起,我国部分城市陆续开展城乡居民基本医保整合试点,2016年1月,国务院印发《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》(国发[2016]3号),正式启动全国范围内的整合工作,并于2020年底基本完成。城乡居民基本医保整合通过统一覆盖范围、筹资政策、保障待遇、医保目录、定点管理和基金管理,打破了基本医保制度的城乡分割格局,并且改善了农村居民健康结果,为促进农村劳动力非农就业创造了有利条件。

基于此,本文考察了城乡居民基本医保整合对农村劳动力非农就业的政策效果、作用渠道及不同整合模式的效果差异。与既有文献相比,主要贡献在于:(1)采用2011—2019年长时段面板数据和多期双重差分模型,并使用Bacon分解方法检验多期双重差分模型的异质性处理效应和负权重的问题,尽可能提供干净、稳健的因果效应;(2)从就业概率和就业质量两个维度,评估城乡居民基本医保整合对非农就业的促进效应,丰富了关于城乡居民基本医保整合的研究文献。既有研究主要关注城乡居民基本医保整合对健康结果^[11-13]、医疗服务利用^[14-15]、医疗负担^[16-17]、就医行为^[18]以及劳动力流动^[19]的影响;(3)系统考察了城乡居民基本医保整合影响农村劳动力非农就业的具体作用渠道,以及不同整合模式的异质性效果,为进一步优化基本医保制度设计提供实证依据,也为促进农村劳动力非农就业提供政策思路。

2 理论分析与假设提出

农村劳动力非农就业是指具有农村户籍且具备

劳动能力的劳动年龄人口,在非农业部门从事经济活动以获取报酬或收入。根据就业搜寻理论,个体找到工作的概率是关于个体特征、找工作努力程度、劳动力市场松紧程度和就业政策等变量的函数。^[20-23]结合对已有文献的梳理,城乡居民基本医保整合预期会通过以下三种渠道影响农村劳动力的非农就业决策与结果。

2.1 缓解强流动性约束

强流动性约束会削弱劳动力的就业能力和就业质量。根据“手头现金假说”(Cash-in-hand hypothesis),面临强流动性约束的个体无法根据长期收入预期进行消费平滑,导致其在失业期间被迫压缩必要开支,例如减少交通、通讯和职业培训等求职相关投入^[24],可能会缩小工作搜寻的地理范围^[25]。不仅如此,由于面临强流动性约束的个体无法承担长期搜寻理想岗位的机会成本,从而会降低职业选择标准,更倾向于接受低质量或临时性工作。^[26]此外,强流动性约束会通过财务压力引发的认知负担削弱个体的信息处理能力,阻碍有效求职策略的制定。^[27]

医疗支出是农村家庭的重要经济负担,我国农村贫困边缘家庭仍然面临“因病致贫、因病返贫”的风险。^[28]城乡居民基本医保遵循“目录就宽不就窄、待遇就高不就低”的整合原则,有效减轻了农村家庭的医疗费用负担,缓解了家庭流动性约束^[16-17],使得农村劳动力可以投入更多资源和精力于求职活动,从而促进其非农就业。

2.2 提高健康人力资本

健康人力资本是劳动力参与就业市场和决定就业质量的重要因素。健康状况不佳会降低个体的潜在劳动生产率,并增加求职困难,削弱就业意愿。城乡居民基本医保整合通过提高医疗服务的利用率^[15]和医疗支出的可负担性^[17],改善了农村居民的健康状况^[11-12],提升了其健康人力资本。健康人力资本的提升使农村劳动力拥有更高的潜在劳动生产率,增强了其在劳动力市场上的竞争力。

2.3 拓宽就业地域选择

医疗保险权益便携性是影响劳动力流动的重要因素。我国基本医疗保险长期存在制度分设、管理分割和城乡有别的弊端,过去的新型农村合作医疗制度与城镇居民基本医疗保险制度在筹资标准、医保目录和报销比例等方面存在政策碎片化与权益可携性较差的问题,对于农村劳动力具有锁定效

应。^[8-10,29]城乡居民基本医保整合打破了原有的城乡分割格局,实现了市级层面政策的统一和医保关系的顺畅转移接续,提高了医保权益的便携性,降低了农村劳动力外出就业的交易成本,使其能够根据比较优势在更广阔的地域范围内选择就业机会^[19],从而增加了匹配优质工作岗位的可能性。

3 研究设计

3.1 数据来源

本文数据来自于西南财经大学开展的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS) 2011、2013、2015、2017 和 2019 年数据。CHFS 项目采用分层三阶段、与人口规模成比例(PPS)的概率抽样方法,调查样本分布于全国 29 个省(自治区、直辖市)、262 个县(区、县级市)。CHFS 拒访率低,人口统计学特征与人口普查数据具有较高的一致性,并采用多种措施控制抽样和非抽样误差,数据质量比较高、代表性好。^[30]在数据清洗过程中,本文筛选出农村户籍且年龄在 16~60 岁之间的劳动年龄人口,并剔除 5 529 条(占比 3.23%)非农就业情况、自评健康、家庭人均资产等关键变量存在缺失或异常的观测值。最终样本包含 165 852 条个体一时间层面的有效观测值。

3.2 变量说明

本文的被解释变量是农村劳动力的非农就业情

况,包括非农就业概率与非农就业质量两个方面。其一是非农就业概率,本文采用虚拟变量进行测量,样本中的农村劳动力个体,若处于非农就业状态,则赋值为 1,若处于失业状态或农业就业状态,则赋值为 0。其中失业状态的判别标准是在调查时点未就业且正在积极寻找工作的农村劳动力个体。其二是非农就业质量,本文从收入水平和工作稳定性两个维度进行测度。在工资收入方面,采用农村劳动力的非农就业月工资收入作为衡量指标;在工作稳定性方面,选取农村劳动力在一年内的非农就业总月数作为衡量指标。

本文的解释变量是城乡居民基本医保整合,包括是否整合与整合模式两个维度。其一是根据各地区城乡居民基本医保整合的实施时点构建虚拟变量,将该地区在政策实施及以后的年份赋值为 1,实施前的年份赋值为 0;其二是根据整合模式的实施与否,采用同样方法分别构建“城乡一档”“一制多档”两个虚拟变量。

参考已有文献^[12,31],本文选取了若干个可能影响农村劳动力非农就业的控制变量:个体层面的人口学特征,包括年龄、性别、受教育程度和婚姻状况;家庭层面变量,包括家庭规模和家庭人均资产;城市层面变量,包括人均生产总值和每万人执业医师数。此外,中介效应分析所需使用的变量包括自评健康、流动决策、医疗总支出、医保报销额和家庭人均年收入(表 1)。

表 1 变量描述性统计

类别	变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	非农就业概率	非农就业 = 1; 农业就业或失业 = 0	0.43	0.50	0.00	1.00
	非农就业质量	月工资收入(元)	3 085.79	2 345.11	0.00	72 000.00
核心解释变量	城乡居民基本医保整合	实施整合 = 1, 未整合 = 0	0.55	0.50	0.00	1.00
	“城乡一档”模式	城乡一档 = 1, 未整合 = 0	0.38	0.44	0.00	1.00
	“一制多档”模式	一制多档 = 1, 未整合 = 0	0.16	0.29	0.00	1.00
个体变量	年龄平方	个体年龄(岁)取平方	2 066.68	1 136.77	256.00	4 225.00
	性别	男性 = 1, 女性 = 0	0.50	0.50	0.00	1.00
	受教育程度	0~8 表示文化程度逐级提高	1.99	1.40	0.00	8.00
	婚姻状况	已婚或同居 = 1, 未婚或离异等 = 0	0.83	0.38	0.00	1.00
	自评健康	0~4 表示健康水平逐级提高	2.33	1.09	0.00	4.00
	流动决策*	常住地非户籍所在地 = 1, 否则 = 0	0.20	0.40	0.00	1.00
	医疗总支出	医疗总支出(元)取对数	7.56	1.73	-3.51	14.86
	医保报销额	医保报销额(元)取对数	6.84	2.04	-4.69	13.79
家庭变量	家庭规模	家庭总人数(人)	4.48	1.99	1.00	13.00
	家庭人均年收入	家庭人均年收入(元)取对数	9.07	1.17	4.79	11.72
	家庭人均资产	家庭人均资产(元)取对数	10.98	1.34	7.18	14.28
城市变量	人均地区生产总值	上年度人均 GDP(元)取对数	10.82	0.60	9.04	12.22
	每万人执业医师数	每万人口执业医师数	26.57	13.71	7.06	82.92

注:* 农村劳动力市内流动、省内跨市流动和跨省流动比例分别为 27.71%、53.82% 和 18.48%, 与已有研究所发现的农村劳动力向省内中心城市聚集的特征相一致。^[32]

3.3 识别策略

本文利用各城市相继实施城乡居民基本医疗保险整合的准自然实验,使用多期双重差分模型识别城乡居民医疗保险整合对农村劳动力非农就业的影响:

$$Nonagri_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Integration_{jt} + \gamma X_{ijt} + \alpha_i + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt}$$

其中, $Nonagri_{ijt}$ 表示个体 i 在城市 j 及年份 t 的非农就业情况; $Integration_{jt}$ 为政策虚拟变量, 表示城市 j 在年份 t 是否实施城乡居民基本医保整合; X_{ijt} 为控制变量向量; α_i 为个体固定效应; δ_j 为城市固定效应; λ_t 为年份固定效应; ε_{ijt} 为随机扰动项。本文关注的核心系数为 β_1 , 它反映了城乡居民基本医保整合对农村劳动力非农就业情况的平均处理效应。

此外, 本文利用逐步回归法^[33] 检验中介效应是否显著, 采用广义结构方程 (Generalized structural equation modeling, GSEM) 估计直接效应和间接效应, 并使用 Stata 18.0 完成所有数据处理工作。

4 实证结果

4.1 描述性分析

表 2 基于参保类型和就业类型两个维度, 对

农村劳动力群体特征进行了分析。第(1)(2)列分别为新农合、城乡居民基本医保两个参保组别的特征。从性别结构看, 两组性别比十分均衡, 男女比均为 1:1; 但城乡居民基本医保参保组在教育水平和健康状况上要高于新农合参保组; 尤其是城乡居民基本医保参保组的家庭人均年收入显著高于新农合参保组, 前者为 18 868.03 元, 后者为 14 674.63 元; 并且城乡居民基本医保参保组的非农就业比例略高于新农合参保组。第(3)(4)(5)列进一步比较了农业就业组、非农就业组和失业组的特征。可以看出, 农业就业组平均年龄为 50.05 岁, 明显高于非农就业组的 39.14 岁和失业组的 42.64 岁; 非农就业组在受教育程度和健康状况上均优于其他两组, 家庭人均收入也最高; 非农就业组的流动概率为 29%, 显著高于农业就业组的 6% 和失业组的 11%。还可以发现, 我国存在相当规模的人力资本水平较高却未就业的农村劳动力群体, 可能受限于本地就业机会不足、流动成本过高或家庭照料责任等因素, 难以充分发挥其人力资本价值。

表 2 农村劳动力群体特征事实

变量	参保类型		就业类型		
	(1) 新农合	(2) 城乡居民基本医保	(3) 农业就业	(4) 非农就业	(5) 失业
性别	0.50	0.50	0.47	0.63	0.33
年龄(岁)	44.48	44.33	50.05	39.14	42.64
教育水平	1.79	2.06	1.39	2.39	2.05
健康状况	2.24	2.38	2.03	2.63	2.19
流动概率	0.16	0.18	0.06	0.29	0.11
家庭人均年收入(元)	14 674.63	18 868.03	11 238.62	23 111.23	16 025.71
非农就业比例	0.39	0.40	—	—	—
样本量	101 392	38 284	52 405	72 048	41 069

4.2 回归结果

表 3 报告了双重差分模型回归结果。列(1)(3)(5)分别考察了城乡居民基本医保整合对非农就业概率和非农就业质量的影响。实证结果表明, 城乡居民基本医保整合实施后, 农村劳动力非农就业概率提高约 1.76 个百分点; 非农就业月工资收入增加约 222.15 元; 年工作月数增加约 0.32 个月, 均在 1% 水平上显著, 证实了该政策对于促进农村劳动力非农就业的积极效应。

列(2)(4)(6)进一步分析了不同整合模式的异质性效应。结果显示, 相较于“一制多档”, “城乡一档”整合模式的政策效果更佳。具体而言, “城乡一档”模式使农村劳动力非农就业概率提高 1.84 个百分点; 非农就业月工资收入增加 280.87 元; 非农就业年工作月数增加 0.33 个月, 均在 1% 水平上显著。相比之下, “一制多档”模式虽能显著提升非农就业概率 1.57 个百分点; 增加年工作月数 0.30 个月, 但对工资收入的影响则不显著。

表 3 基准回归结果

变量	非农就业概率		非农就业质量(收入)		非农就业质量(稳定性)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城乡居民基本医保整合	0.017 6*** (0.005 9)		222.150 9*** (72.125 5)		0.318 7*** (0.094 2)	
“城乡一档”模式		0.018 4*** (0.006 1)		280.874 8*** (74.087 7)		0.327 4*** (0.096 8)
“一制多档”模式		0.015 7** (0.006 8)		82.736 6 (82.563 0)		0.298 3*** (0.107 8)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	73 910	73 910	15 342	15 342	18 513	18 513
Adj. R ²	0.538 1	0.538 1	0.598 8	0.598 8	0.593 2	0.593 2

注:(1)括号中为聚类在城市层面的标准误;(2)***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;(3)针对非农就业质量的回归均限定于非农就业的子样本中。

4.3 稳健性检验

4.3.1 平行趋势检验

使用双重差分模型进行识别的前提是,处理组城市和控制组城市在城乡居民基本医保整合之前并不存在系统性差异,或者即便存在,两组的变动趋势是一致的。为验证双重差分模型的适用性,本文采

用事件研究法进行平行趋势检验。检验结果如图1所示,在政策实施前,处理组和对照组的非农就业概率、非农就业工资收入和非农就业稳定性差异均不显著,两组趋势基本平行;而在政策实施后,处理组的非农就业概率、非农就业工资收入和非农就业稳定性有显著提高,且随时间推移系数持续显著。

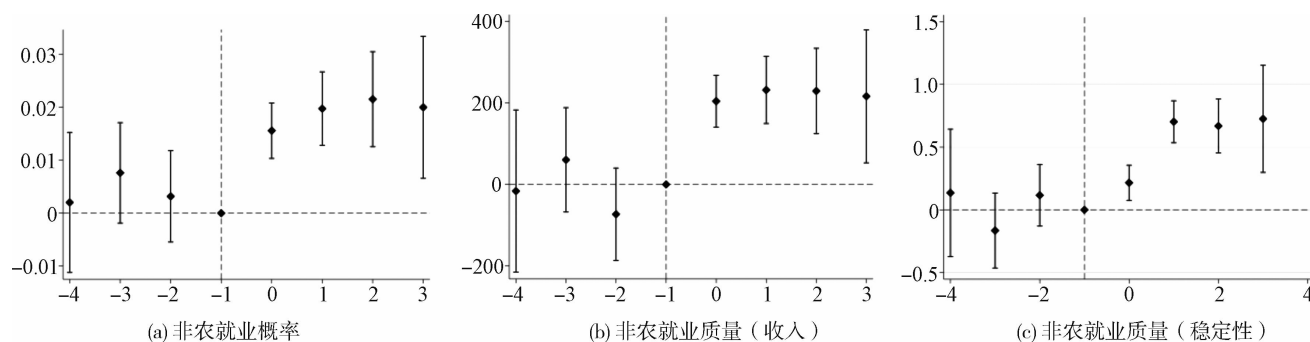


图1 平行趋势检验结果

4.3.2 多期 DID 的 Bacon 分解

考虑到不同地区城乡居民基本医保整合时点存在差异,使用多期双重差分模型进行估计可能面临异质性处理效应和负权重的问题。^[34]为此,本文采用 Bacon 分解方法,将整体处理效应分解为不同实施时点组别比较的加权平均。表4结果表明,城乡居民基本医保整合对不同时期接受处理群体的影响存在一定差异,但未出现异常的负权重问题,验证了结果的稳健性。分解结果进一步表明,城乡居民基本医保整合的启动时间对政策效果有重要影响,在本文的研究区间内,整合工

作启动越早或始终处于整合状态的地区,其政策效果更好。

4.3.3 其他稳健性检验

为确保结论的可靠性,本文还开展了以下稳健性检验:(1)安慰剂检验。通过随机分配政策实施时点,进行500次模拟,得到的伪处理效应均值接近于零且不显著,表明基准回归结果不是由随机因素或模型设定偏误导致的;(2)平衡面板检验。使用2013、2015和2017年的连续观测样本构建平衡面板,回归结果与基准结果保持一致,表明调查样本的退出并未受到非随机因素的影响(表5)。

表4 Bacon分解结果

比较类型	非农就业概率		非农就业质量(收入)		非农就业质量(稳定性)	
	系数	权重	系数	权重	系数	权重
早期 vs 后期	0.024 7	0.102 3	398.521 6	0.119 8	0.398 2	0.110 5
后期 vs 早期	0.017 6	0.148 9	298.634 5	0.132 4	0.297 8	0.123 1
始终 vs 时变	0.018 9	0.402 1	231.327 4	0.378 6	0.341 2	0.391 4
时变 vs 从未	0.009 8	0.346 7	199.573 3	0.369 2	0.153 4	0.375 0

注: Bacon分解将总处理效应分解为四种成分: (1) 早期处理组与后期处理组未处理区间的比较; (2) 后期处理组与早期处理组未处理区间的比较; (3) 始终处理组与时变处理组未处理区间的比较; (4) 时变处理组与从未处理组的比较。

表5 其他稳健性检验结果

变量	安慰剂检验			平衡面板检验		
	(1) 非农就业 概率	(2) 非农就业 质量(收入)	(3) 非农就业 质量(稳定性)	(4) 非农就业 概率	(5) 非农就业 质量(收入)	(6) 非农就业 质量(稳定性)
城乡居民基本医保整合	0.002 1 (0.004 5)	32.459 1 (29.762 1)	0.042 7 (0.051 2)	0.018 3*** (72.125 5)	231.867 4*** (75.3842)	0.3352*** (0.0978)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	73 910	15 342	18 513	25 072	4 391	4 852
Adj. R ²	0.514 2	0.576 3	0.562 5	0.528 8	0.616 1	0.575 4

注: ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

4.4 中介效应检验

表6报告了中介效应检验结果。列(1)(2)检验了城乡居民基本医保整合对于缓解家庭流动性约束的作用,结果显示,城乡居民基本医保整合显著降低了家庭医疗支出负担;列(3)(4)检验了城乡居民基

本医保整合对于提高健康人力资本的作用,结果表明城乡居民基本医保整合改善了农村劳动力的健康状况;列(5)(6)检验表明,城乡居民基本医保整合提高了农村劳动力的跨区域流动概率,从而拓宽了其就业地域选择。

表6 中介效应检验结果

变量	医疗负担		自评健康		流动概率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城乡居民基本医保整合	-0.041 1*** (0.013 6)		0.064 7*** (0.013 8)		0.008 6** (0.004 4)	
“城乡一档”模式		-0.042 9*** (0.014 1)		0.078 7*** (0.015 8)		0.009 0** (0.004 6)
“一制多档”模式		-0.040 3** (0.016 4)		0.059 1*** (0.014 1)		0.007 2 (0.005 2)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	55 799	55 799	73 864	73 864	73 313	73 313
Adj. R ²	0.495 8	0.495 8	0.699 9	0.699 9	0.512 7	0.512 7

注: (1) 家庭医疗负担使用家庭医疗支出占家庭收入的比例衡量,反映医疗费用对家庭流动性的约束程度。(2) 城乡居民基本医保整合对农村劳动力市内流动的促进作用最为显著。受篇幅限制,本文并未报告分流动类型的检验结果,若读者有兴趣,可向作者索取。(3) ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表7报告了城乡居民基本医保整合通过不同中介变量影响农村劳动力非农就业的广义结构方程估

计结果。从直接效应来看,城乡居民基本医保整合对农村劳动力非农就业概率、工资收入和工作稳定

性均存在显著的正向影响,系数分别为 0.0121、165.8674 和 0.2413,均在 1% 水平上显著。从间接效应来看,医疗负担、自评健康和流动概率三个中介变量的间接效应路径均在 1% 水平上显著,表明城乡居民基本医保整合通过多重渠道促进了农村劳动力非农就业。

进一步来看,提高健康人力资本是最主要的作用渠道,然后依次为缓解融资约束和拓宽就业地域选择。在对非农就业的影响中,提高健康人

力资本渠道发挥了最主要的作用,通过改善自评健康产生的间接效应占总效应的比重最高,约为 46.02% (0.0081/0.0176);其次是缓解流动性约束渠道,通过降低医疗负担产生的间接效应约占总效应的 31.25% (0.0055/0.0176);最后是拓宽就业地域选择渠道,通过提高流动概率所产生的间接效应约占总效应的 15.91% (0.0028/0.0176)。在对非农就业质量的影响中,同样可观察到类似的规律。

表 7 广义结构方程估计结果

中介变量	效应	非农就业概率		非农就业质量(收入)		非农就业质量(稳定性)	
		系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
医疗负担	直接效应	0.012 1	<0.004	165.867 4	<0.002	0.241 3	<0.001
	间接效应	0.005 5	<0.008	56.283 5	<0.012	0.077 4	<0.015
自评健康	直接效应	0.009 5	<0.006	138.472 6	<0.003	0.187 9	<0.005
	间接效应	0.008 1	<0.005	83.678 3	<0.007	0.130 8	<0.008
流动概率	直接效应	0.014 8	<0.001	196.327 5	<0.001	0.283 5	<0.001
	间接效应	0.002 8	<0.032	25.823 4	<0.068	0.035 2	<0.072

注:本文使用 Sobel 方法检验各路径的显著性(P 值)。

5 结论与讨论

本文利用在全国范围内逐步推广的城乡居民基本医保整合的准自然实验,结合 2011—2019 年 CHFS 关于农村劳动力就业情况相关数据,使用多期双重差分模型对城乡居民基本医保整合如何影响农村劳动力非农就业进行了系统的分析。具体而言,本文将农村劳动力非农就业分为非农就业概率和非农就业质量两个方面,其中非农就业质量使用工资收入、工作稳定性进行衡量。研究还考察了城乡居民基本医保整合影响农村劳动力非农就业的作用渠道以及不同整合模式的异质性效果。根据研究结果,可以得出以下三个基本判断。

第一,城乡居民基本医保整合显著提高了农村劳动力非农就业概率及质量,对于释放农村剩余劳动力具有积极作用。从经济意义来看,考虑到样本中农村劳动力非农就业比例的平均水平为 43%,1.76 个百分点的提升相当于原非农就业比例的 4.09%,若将这一效应推广到全国约 2.8 亿的农民工^①,则城乡居民基本医保整合可能促进了约 0.11 亿农村劳动力实现非农就业转移。在工资收入方

面,222.15 元的月度增长相当于样本中非农就业农村劳动力平均月收入的 7.20%,对于提升农村家庭收入水平具有显著意义。此外,城乡居民基本医保整合增加了非农就业年工作月数约 0.32 个月,在一定程度上提高了工作的稳定性。

第二,城乡居民基本医保整合通过缓解农村家庭流动性约束、提高农村劳动力健康人力资本以及拓宽就业地域选择,破除了阻碍农村剩余劳动力非农就业的社会经济因素。研究发现,提高健康人力资本是最主要的中介渠道,城乡居民基本医保整合显著改善了农村劳动力的健康状况,进而增强其劳动生产率 and 市场竞争力;缓解流动性约束渠道次之,城乡居民基本医保整合通过降低医疗费用负担,缓解了农村家庭的流动性约束,使农村劳动力能够投入更多资源用于求职活动;拓宽就业地域选择渠道则通过提高医保权益便携性,消除了阻碍农村劳动力流动的制度性因素,扩大了其就业范围和选择空间。

第三,不同城乡居民基本医保整合模式具有异质性政策效果。研究发现,“城乡一档”整合模式无论在提高农村劳动力非农就业概率还是改善非农就

① 本文选取 2016 年国家统计局发布的农民工监测调查报告数据(2.8 亿)作为基数进行测算,主要基于以下两点考虑:一是 2016 年 1 月国务院正式颁布《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》(国发[2016]3 号),标志着全国范围内城乡居民医保整合工作的全面启动;二是 2016 年为从试点开始(2009 年)到全部完成整合(2020 年)的中位时点,能较好的代表受到政策影响的农民工数量。

业质量方面均表现出更优的政策效果,而“一制多档”模式虽然对促进非农就业和提高工作稳定性方面有一定的积极作用,但对提高工资收入的效果不显著。其原因在于,“城乡一档”模式既统一了城乡之间差异化的筹资标准、医保目录和报销比例,其“就高不就低”的原则又拉高了农村地区的医疗保障水平^[35],不仅消除了城乡居民基本医保的制度性差异,还能有效降低农村家庭医疗支出负担,进而改善农村劳动力健康结果,最终促进农村劳动力非农就业概率与质量的提升。

我国目前仍有江苏、浙江和四川等 8 个省份采取“一制多档”模式。建议加快推广“城乡一档”模式,深化城乡居民基本医保整合。值得注意的是,整合后农村居民和城镇居民缴纳相同的保费,但由于城镇居民收入水平较高,其医疗服务消费量也相对更高,可能引发“穷人补贴富人”的问题。^[36]为进一步增强基本医保制度的公平性,建议城乡居民基本医疗保险逐步向定比筹资模式转型,构建个人缴费与人均可支配收入相挂钩的机制。定比筹资模式能更有效缓解强流动性约束家庭的缴费负担,预计将对农村劳动力非农就业产生促进作用。

整合后的城乡居民基本医保已基本实现市级统筹,京、津、沪、渝 4 个直辖市和海南、宁夏、青海等少数省份实现了省级统筹。建议继续推动城乡居民基本医保省级统筹,此举有助于提高经济欠发达地区的保障水平,并增强制度的便携性^[37],从而更进一步减轻贫困家庭的医疗费用负担,拓宽农村劳动力就业地域选择,有望促进农村劳动力非农就业,提升劳动力资源配置效率。

本研究聚焦于城乡居民基本医保整合对农村劳动年龄人口非农就业的效应评估。值得指出的是,在我国人口结构快速老龄化的背景下,开发老龄人力资源,激活“初老群体”的劳动参与潜能,是破解人口红利消减困境的重要路径,对于开启第二次人口红利期具有重要的实践意义。因此,未来可以进一步探究城乡居民基本医保整合对农村低龄老人劳动力市场参与行为的政策效应及影响机制,以丰富这一领域的研究,并为人口老龄化背景下的医保制度优化提供政策参考。

作者贡献:董克用负责论文选题、研究设计及论文定稿;沈国权负责论文选题、数据收集与分析、论文撰写与修改;秦菁霞协助完成论文的撰写与修改。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 蔡昉. 刘易斯转折点:中国经济发展阶段的标识性变化[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 16-22.
- [2] 吴方卫, 卢文秀. 中国农村劳动力转移的推拉力量及其内在逻辑[J]. 中国农村观察, 2024(6): 2-19.
- [3] KIJIMA Y, MATSUMOTO T, YAMANO T. Nonfarm employment, agricultural shocks, and poverty dynamics: evidence from rural Uganda [J]. *Agricultural Economics*, 2006, 35(s3): 459-467.
- [4] 王卫东, 刘晓红, 白云丽, 等. 农村劳动力非农自雇佣会影响子女的认知能力吗: 来自中国教育追踪调查的证据[J]. 农业技术经济, 2023(1): 78-94.
- [5] 程名望, 贾晓佳, 俞宁. 农村劳动力转移对中国经济增长的贡献(1978~2015年):模型与实证[J]. 管理世界, 2018, 34(10): 161-172.
- [6] 黄季焜. 加快农村经济转型,促进农民增收和实现共同富裕[J]. 农业经济问题, 2022(7): 4-15.
- [7] 袁辉. 我国新型农村合作医疗制度:公平与合作视角的分析[J]. 农业经济问题, 2010, 31(7): 30-36.
- [8] 郑秉文. 中国社会保险“碎片化制度”危害与“碎片化冲动”探源[J]. 社会保障研究, 2009(1): 209-224.
- [9] 贾男, 马俊龙. 非便携式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究[J]. 管理世界, 2015(9): 82-91.
- [10] 于新亮, 申宇鹏, 李红波. 新农保非携带性对农村劳动力流动的锁定效应:兼论对新农合锁定效应的替代[J]. 中国农村观察, 2019(6): 109-126.
- [11] 曹鑫志, 谭晓婷. 城乡居民医保整合与农村中老年人健康:基于 CHARLS 数据的经验研究[J]. 农业技术经济, 2022(12): 56-70.
- [12] 洪灏琪, 宁满秀, 罗叶. 城乡居民医保整合是否抑制了农村中老年人健康损耗? [J]. 中国农村经济, 2021(6): 128-144.
- [13] 马超, 顾海, 孙徐辉. 城乡医保统筹有助于农业流动人口心理层面的社会融入吗? [J]. 中国农村观察, 2017(2): 41-53.
- [14] 马超, 顾海, 宋泽. 补偿原则下的城乡医疗服务利用机会不平等[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(4): 1261-1288.
- [15] 马超, 顾海, 孙徐辉. 医保统筹模式对城乡居民医疗服务利用和健康实质公平的影响:基于机会平等理论的分析[J]. 公共管理学报, 2017, 14(2): 97-109, 157.
- [16] 王海平, 洪灏琪, 宁满秀. 城乡居民医保整合缓解农村中老年人的贫困脆弱性吗[J]. 农业技术经济, 2023(7): 19-34.

- [17] 王海平, 宁满秀. 城乡医保整合政策对农村中老年人医疗负担的影响[J]. 中国卫生政策研究, 2022, 15(6): 9-16.
- [18] 马超, 赵广川, 顾海. 城乡医保一体化制度对农村居民就医行为的影响[J]. 统计研究, 2016, 33(4): 78-85.
- [19] 洪灏琪, 宁满秀. 医疗保险权益便携性是否降低了农村劳动力就业“锁定”:来自城乡居民医保统筹的准自然实验研究[J]. 农业技术经济, 2020(11): 83-95.
- [20] BECKER G S. Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education [M]. University of Chicago Press, 2009.
- [21] 唐珏, 谢强, 赵达. 提高失业保险金是否会延迟再就业[J]. 世界经济, 2024, 47(7): 153-178.
- [22] GRANOVETTER M S. The Strength of Weak Ties [J]. American Journal of Sociology, 1973, 78(6): 1360-1380.
- [23] DIAMOND P A. Aggregate Demand Management in Search Equilibrium [J]. Journal of Political Economy, 1982, 90(5): 881-894.
- [24] KAPLAN G, VIOLANTE G L, WEIDNER J. The Wealthy Hand-to-Mouth [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2014, 2014(1): 77-138.
- [25] AUTOR D H, HOUSEMAN S N. Do temporary-help jobs improve labor market outcomes for low-skilled workers? Evidence from “work first” [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010, 2(3): 96-128.
- [26] DYNARSKI S, GRUBER J, MOFFITT R A, et al. Can families smooth variable earnings? [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1997, 1997(1): 229-303.
- [27] MANI A, MULLAINATHAN S, SHAFIR E, et al. Poverty Impedes Cognitive Function [J]. Science, 2013, 341(6149): 976-980.
- [28] 岳崑, 王雄, 张强. 健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性[J]. 中国工业经济, 2021(10): 177-194.
- [29] 秦雪征, 郑直. 新农合对农村劳动力迁移的影响:基于全国性面板数据的分析[J]. 中国农村经济, 2011(10): 52-63,76.
- [30] 甘犁, 刘洋赫, 曾惜. 中国家庭金融调查(CHFS):数据库介绍及应用问题说明[J]. 调研世界, 2024(5): 12-16.
- [31] 张仁慧, 张瑜, 赵凯, 等. 农业生产托管何以促进农村女性非农就业[J]. 中国农村观察, 2024(6): 20-40.
- [32] 马草原, 李宇森, 孙思洋. 农民工“跨地区”流动性变化及产出效应分析[J]. 中国工业经济, 2023(9): 23-41.
- [33] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [34] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [35] 易沛, 张伟. 城乡居民医保制度整合标准的可持续性研究:基于“一制一档”与“一制多档”的比较[J]. 公共管理学报, 2018, 15(4): 80-90, 153.
- [36] 李珍. 迈向高质量全民统一覆盖的医疗保险制度[J]. 中国卫生政策研究, 2020, 13(1): 2-8.
- [37] 李珍. 基本医疗保险 70 年:从无到有实现人群基本全覆盖[J]. 中国卫生政策研究, 2019, 12(12): 1-6.

[收稿日期:2025-01-16 修回日期:2025-02-10]

(编辑 薛云)