

返乡创业试点政策的劳动生产率提升效应

——基于CFPS微观数据的实证考察

曹壹帆,陈慧杰*,李雪颖



(南京农业大学经济管理学院,江苏南京 210095)

摘要 在中国农村由“打工经济”逐步向“创业经济”转变的背景下,利用中国家庭追踪调查(CFPS)2012—2020年的数据,从微观农户视角,考察了返乡创业试点政策对农户劳动生产率的影响。研究发现,试点政策能够显著提高农户劳动生产率,该结论在通过一系列稳健性检验后依然成立。细分劳动生产率类别发现,试点政策通过促进非农就业显著提高了农户非农劳动生产率;对农户农业劳动生产率而言,试点政策的影响并不显著。其原因在于,试点政策在通过促进土地流转正向影响农业劳动生产率的同时,又通过降低务工人力资本对农业劳动生产率产生了负面影响,正反效应形成了抵消。异质性分析发现,相较于东部地区,试点政策对中西部地区农户劳动生产率的促进作用更强;相较于高收入农户,试点政策对低收入农户非农劳动生产率的促进作用更强。据此,提出推广完善返乡创业试点政策,加大中西部地区返乡创业的扶持力度,进一步推广返乡创业试点政策中的益贫性措施的建议。

关键词 返乡创业;农户劳动生产率;非农就业

中图分类号:F323 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)02-0056-11

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwxb.2025.02.005

提升劳动生产率是推动农民收入持续增长的重要动力。改革开放初期,农村改革走在前列,农民收入因为农业生产率的快速提高而飞速增长^[1]。而后,随着重工业优先发展战略的不断推进,工农劳动生产率差距不断增大。消除劳动力流动障碍,促进农村剩余劳动力外出非农就业成为党和政府提高农民劳动生产率,促进农民增收重要手段。然而,随着经济不断发展、产业结构不断调整,沿海发达城市对于农民工的容纳能力逐渐降低。尤其是在2008年金融危机发生后,沿海地区逐步出现“腾笼换鸟”和“机器换人”的发展态势,“劳动力回流”的现象日益显现。此时,推动外出务工可能不再是促进农民劳动生产率提高、实现农民增收的最优政策路径选择。在此背景下,一些地方政府开始转变思路,化被动为主动,从“打工经济”逐步转向“创业经济”。2015年,国家发展改革委员会同有关部门印发了《关于结合新型城镇化开展支持农民工等人员返乡创业试点工作的通知》,正式拉开返乡创业试点政策(下文简称为“试点政策”)^①的序幕。

该试点政策先后于2016年2月、2016年12月和2017年10月分三批组织341个县(市、区)开展支持农民工等人员返乡创业试点工作^②,旨在以返乡促入乡,以创业带就业,通过推动农民工“回流潮”转向“创业潮”来激发输出地经济发展的内生动力。就具体措施来看,试点政策主要针对返乡创业场地短缺、基础设施不完善、公共服务不配套以及融资难融资贵、证照办理环节多等突出问题,通过简化创业流程、降低返乡创业成本以及提高创业农户人力资本等方式来推动返乡创业。相关数据显

收稿日期:2024-08-16

基金项目:国家自然科学基金项目“独木不成林:现代农业中小农经营规模变动的区域性外部经济研究”(72073066)。

*为通讯作者。

① 需要指出的是,本文后续谈及的“试点政策”均指代“返乡创业试点政策”。

② 资料来源于中华人民共和国国家发展和改革委员会,https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201711/t20171102_962582.html。

示,截至2020年,试点地区已有280多万人返乡开展创业活动,增加市场主体约225万个,带动就业人数约为980万^①。那么,由此衍生出一个重要的问题是,从推动农民“外出打工”到吸引农民工“返乡创业”,返乡创业试点政策是否会对当地农户劳动生产率产生积极影响?如果会,对于农业劳动生产率和非农劳动生产率产生的影响是否一致?其间的具体作用机制又是什么?回答上述问题,对于国家完善返乡创业相关政策、优化劳动力资源配置具有重要意义。

与本文相关的研究主要有两支。一是返乡创业试点政策的影响效应研究。现有研究多从宏观视角,探究返乡创业试点政策对地方产业发展、经济增长以及农民增收等方面影响。例如,魏滨辉等运用县域层面的数据研究发现,试点政策能够显著促进县域产业结构升级^[2]。黄祖辉等研究发现,试点政策有效促进了返乡创业,从而推动了县域经济的增长^[3]。此外,试点政策能够吸引要素流入以及推动地区非农产业发展,从而对当地农民收入水平产生积极影响^[4]。二是农户劳动生产率的影响因素研究。基于传统经济学理论,劳动生产率的驱动因素大致可归为三类,分别为产业结构升级与转型^[5],科技进步与资本深化^[6-7],以及人口与劳动力结构变动^[8]。具体到中国农户层面,提高农户劳动生产率的有效路径主要包括农业技术进步、农业技术效率改善、农民人力资本积累和家庭剩余劳动力的有效转移等^[1,9-10]。一些学者基于刘易斯二元经济理论^[11],认为非农就业能够有效提高中国农户劳动生产率^[12]。但分劳动生产率类别来看,非农就业对于农业劳动生产率和非农劳动生产率的影响并不相同。对于非农劳动生产率而言,农民从生产率较低的农业转到生产率较高的其他非农产业,会使其非农劳动生产率有效提高^[13]。对于农业劳动生产率而言,有学者认为非农就业会降低务农劳动力的人力资本水平,从而对农业生产效率产生负面影响^[14];也有学者认为非农就业带来的收入增长有助于加大农业生产投资,从而对农业生产效率产生正面影响^[15]。此外,土地流转作为推动农业技术进步以及非农就业的必要前提,部分研究认为有效的土地流转会对农户劳动生产率产生积极影响^[1,16]。

综上来看,现有文献对返乡创业试点与农户劳动生产率的探究呈两条平行线,尚未将二者纳入统一的理论框架进行分析。此外,已有研究发现返乡创业试点政策具有“集聚效应”“就业效应”和“结构效应”等^[3],这些效应均会作用于农村家庭劳动力的非农就业决策上,从而可能对农户劳动生产率产生难以忽视的影响。基于上述分析,本文首先从理论层面分析了试点政策对农户劳动生产率所产生的影响效应。随后,使用宏观县域与微观中国家庭追踪调查(CFPS)2012—2020年的匹配数据进行实证检验。

相较于现有研究,本文贡献有以下三点:第一,丰富了农户劳动生产率的影响因素研究。现有研究普遍认为推动农村家庭劳动力非农就业是提高农户劳动生产率的重要途径^[1]。本研究在此基础上,发现返乡创业试点政策能够通过促进农户家庭劳动力的非农就业来提高农户劳动生产率,这在一定程度上丰富了农户劳动生产率的影响因素研究。第二,拓展了返乡创业试点政策的影响效应研究。现有文献多从宏观视角出发,探究试点政策对地方经济发展^[3]、产业结构^[2]等方面影响作用。本文从微观层面,探明了返乡创业试点政策对农户劳动生产率的作用机制,这是对返乡创业试点政策影响效应研究的有利补充。第三,为进一步完善返乡创业试点政策提供了理论支撑。本文探讨并检验了返乡创业试点政策对农户劳动生产率的作用机理,发现返乡创业试点政策对于不同地区以及不同收入层级的农户具有显著的异质性特征,这为进一步优化返乡创业试点相关政策,加速实现乡村动能转型提供了思路和借鉴。

一、理论分析

1.试点政策对农户劳动生产率的影响效应

现有研究普遍认为农业技术进步、农业技术效率改善、人力资本积累以及剩余劳动力的有效转

① 数据来源于央视网,<http://gongyi.cctv.com/shuangchuang2020/fgw/fxycy/index.shtml>.

移是提高农户劳动生产率的有效途径^[1]。结合中国人多地少的现实背景来看,当下促进农民增收的根本出路仍然是在“农外”,只有通过促进农村剩余劳动力非农就业,改善人地比例,提高农业机械化程度,才可能通过提高劳动生产率实现农民的长效增收^[17-18]。在承接地区产业转移和劳动力“常态化回流”背景下,试点政策通过金融支持、产业支持、创业培训、服务平台建设等政策工具,有效推动了农民工等外出人员返乡、入乡创业^[3]。进一步,由返乡创业引起的地区产业结构变化,会引发“库兹涅茨过程”,推动农村农户家庭的剩余劳动力从低生产率的农业转向更高生产率的非农产业^[19],从而提高农户劳动生产率。

具体来看,首先,试点政策通过“创业效应”和“集聚效应”增加了试点地的非农就业岗位。一方面,试点政策通过推动农民工、大学生和退役军人等人员返乡创业为试点地形成了大批量个体工商户和中小企业^[3],市场主体的增加能够为试点地创造大批量的非农就业岗位。另一方面,由于返乡新创企业多聚集于人口较为集中、基础设施较为便利的县城。这种集聚会加快地方餐饮、娱乐、通讯等行业的发展^[3],进一步为当地农民提供了更多非农就业机会。

其次,试点地增多的非农机会通过降低流动成本来促使农户家庭劳动力非农就业,从而提高农户的劳动生产率。在中国,农业生产的劳动生产效率长期低于其他产业,使得推动农民非农就业成为一条提高劳动生产率、促进农民增收的有效路径。但在城乡二元经济结构、地区发展不平衡等因素^[20]影响下,农民进城务工,从农业转向非农生产存在较高的流动成本^[21]。该流动成本主要包括两部分,一是与务工距离等呈正相关的迁移成本,包括交通成本、信息成本以及思念所导致的心理成本等^[20];二是放弃原本务农收入所产生的机会成本。自改革开放以来,中国基础设施建设^[20]、社会保障体系等日益完善,劳动力流动成本随之不断下降。虽已有诸多农村剩余劳动力在城市高工资的吸引下外出务工,实现农村劳动力的有效转移,但仍存在不少难以承受流动成本的农村剩余劳动力滞留农村,未能实现有效转移^[21]。据一些学者估计,到“十四五”末,中国仍有1.16~1.48亿农村劳动力需要转移就业^[22-23]。试点政策促使地方非农就业机会增加能够有效降低农民非农就业的流动成本。一方面,相较于到发达城市外出务工,就地、就近就业缩短了务工距离,极大程度上降低由交通成本、信息成本、心理成本等构成的迁移成本。另一方面,农民就地、就近非农就业有助于形成兼业模式^[24],这使得农民能够在非农就业的同时兼顾到家中原本农业生产,从而有效降低非农就业所产生的机会成本。由此可见,试点政策在很大程度上降低了农户家庭劳动力的流动成本,而要素流动成本的降低会促使要素从回报率相对较低的产业流向回报率相对较高的产业^[25]。换言之,试点政策通过增加地方非农就业岗位、降低劳动力转移成本来促使农村家庭剩余劳动力实现非农转移,从而对农户劳动生产率产生积极影响。

综上,本文提出以下研究假说:

H₁:返乡创业试点政策对于农户劳动生产率有显著的促进作用。

2. 试点政策对农户非农劳动生产率与农业劳动生产率的影响效应

对于非农劳动生产率而言,由前文分析可知,试点政策通过提供就地就近的非农岗位有效降低劳动力非农转移的流动成本,进一步推动农户家庭剩余劳动力非农就业,从而有效提高了农户的非农劳动生产率^[13]。而对于农户农业劳动生产率而言,试点政策可能会对农户农业劳动生产率产生正负两方面的影响。从正面影响来看,试点政策的“非农就业”效应可能会通过促进土地流转,扩大农地经营规模和加大农业投资来提高农户农业劳动生产率。具体地,首先,家庭劳动力的非农转移促使农户进行土地流转,从而降低土地分散化和细碎化带来的劳动效率损失^[14]。其次,家庭劳动力的非农转移有助于改善人地比例,扩大农地经营规模。在农地经营面积不变的前提下,非农就业导致的务工人数减少会扩大农户劳均农地经营规模。由于中国农业长期处于小农经营状态,经营规模的扩大将有助于农业劳动生产率的提高^[16,26]。再次,家庭劳动力非农就业带来的收入水平提高,有助于缓解家庭务工成员的资金约束,使其有更多的资金购买资本密集型农业生产要素^[15]以及应用新的农业生产技术^[14,27],从而通过增加农业投资来提高劳动生产率。从负面影响来看,试点政策降低了农户务

农劳动力的人力资本水平,从而对农户农业劳动生产率产生不利影响。长期以来,中国农村劳动力转移按“先男后女、壮年优先”的顺序进行,如若按人力资本水平进行排序,农村家庭劳动力转移按照由高到低的顺序依次进行^[28]。由此可见,试点政策的“非农就业”效应会推动农村家庭中人力资本较高的劳动力转入非农生产,导致务农劳动力的人力资本水平降低,从而对农户的农业劳动生产率产生负面影响。

综上所述,本文认为试点政策对农户非农劳动生产率会产生显著的促进作用,而对农户农业劳动生产率的影响既可能是正面,亦可能是负面的,综合效应需进一步检验。

二、研究设计

1. 样本选取和数据来源

为考察返乡创业试点政策对农户劳动生产率的影响效应,本文将收集整理的返乡创业试点县名单^①与中国家庭追踪调查数据(CFPS)在县域层面进行匹配^②。CFPS数据为两年一次的追踪调查数据,调查样本具有广泛代表性,数据指标涵盖了个人及家庭丰富的经济特征信息,能够满足本文的研究需要。在考虑返乡创业试点政策实施时间以及数据完整性、连续性的基础上,本文选取CFPS2012—2020年的农村受访农户作为研究对象。文中区县层面的相关数据,均来源于《中国县域统计年鉴》以及各个省份和城市的统计年鉴。

根据研究需要,对匹配后的数据进行如下几方面的清洗:①剔除相关指标缺失的样本;②剔除不属于农村和不是农业户口的样本;③考虑到北京、上海、天津和重庆4个直辖市的政策偏向性,剔除属于直辖市的样本;④以2012年为基期,使用各地区居民消费价格指数对所有与价格有关的指标进行平减;⑤对所有连续变量进行对数化处理。⑥对所有连续变量进行1%和99%的缩尾处理以消除极端值干扰。最终获得20383个样本。

2. 模型设定

由于返乡创业试点政策是分批次开展的,使用多时点双重差分模型评估返乡创业试点政策对农户劳动生产率的影响效应。具体模型设定如下:

$$lp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 policy_{it} + \alpha_2 CV_{it} + \alpha_3 \lambda_i + \alpha_4 \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, lp_{it} 表示*i*农户*t*年的农户劳动生产率, $policy_{it}$ 表示*i*农户*t*年所在县域是否实施返乡创业试点政策; CV_{it} 为本文的控制变量集; λ_i 表示个体固定效应,用来控制不随时间变化的农户个体特征; γ_t 表示时间固定效应,用来控制不随个体变化的时间因素,比如宏观经济波动等。同时,为控制序列相关性,本文使用个体层面的聚类标准误进行回归分析。

3. 变量选取及描述性统计

(1)被解释变量。本文被解释变量为农户劳动生产率,考虑到农户家庭可能既进行农业生产又进行非农生产,仅用农作物产出难以代表农户家庭总产出水平,由此,参照冒佩华等^[1]的做法,使用劳均收入(家庭总收入/家庭劳动力总数)来度量农户的劳动生产率。其中,家庭劳动力总数为农户家中年龄大于16岁且小于65岁的人数总和。

(2)解释变量。本文的解释变量为返乡创业试点政策。若农户所属区县当年6月之前被选入或者已被选入返乡创业试点地区,则赋值为1,否则赋值为0。

(3)控制变量。参照已有研究^[1,16],分别从农户家庭和地区层面引入控制变量。具体地,农户层面控制变量包括农户劳均年龄、劳均年龄的平方、劳均受教育程度、劳均家庭存款、劳均生产性固定资产以及劳均土地资产;地区层面的控制变量主要包括产业结构和经济水平。主要变量的描述性统计如表1所示。

① 资料来源于中华人民共和国国家发展和改革委员会,https://www.ndrc.gov.cn。

② 因CFPS未公开县域层面信息,本文限制类城市/区县数据的分析工作在北京大学中国社会科学调查中心机房进行。

表1 变量定义和描述性统计

N=20383

变量	度量方法	均值	标准差
农户劳动生产率	家庭收入/劳动力人数(元/人),取对数	9.191	1.045
返乡创业试点政策	返乡创业试点政策冲击:是=1;否=0	0.058	0.234
劳均年龄	劳动力年龄总和/劳动力人数	42.357	9.748
劳均年龄的平方	劳均年龄的平方	1889.097	878.477
劳均受教育程度	劳动力受教育程度总和/劳动力人数	2.313	1.055
劳均家庭存款	家庭存款/劳动力人数/(元/人),取对数	5.106	4.083
劳均生产性固定资产	固定资产/劳动力人数/(元/人),取对数	3.416	3.739
劳均土地资产	土地资产/劳动力人数/(元/人),取对数	7.487	3.408
产业结构	第三产业产值/地区生产总值	0.418	0.118
经济水平	地区生产总值/万元,取对数	13.904	0.997

三、实证分析

1. 基准回归结果

表2汇报了本文的基准回归结果,其中,列(1)为在控制时间和个体固定效应情况下,返乡创业试点政策与农户劳动生产率的单变量回归结果,返乡创业试点政策的回归系数在1%的水平上显著为正。列(2)和列(3)依次为加入家庭层面和地区层面控制变量的回归结果,返乡创业试点政策的回归系数依旧在1%的水平上显著为正,且回归系数值波动较小。这说明,相较于非试点地区而言,返乡创业试点政策对试点地农户劳动生产率产生了显著的促进作用。从作用大小来看,由列(3)的结果可知,返乡创业试点政策的实施导致试点地农户劳动生产率水平提高了约10.3%。据此,假说H₁得到验证。

2. 稳健性检验

(1)平行趋势检验。实验组与对照组应在政策实施前存在一致的变化趋势是运用双重差分法进行估计的重要前提。为对这一前提假设进行检验,本文参照Boler等^[29]的方法进行平行趋势检验。具体模型设定如下:

$$lp_{it} = \beta_0 + \sum_{s=-3}^2 \beta_s policy_s + \delta CV_{it} + \phi \lambda_i + \varphi \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,β_s捕捉了“返乡创业试点县”和“非返乡创业试点县”在时间趋势上的差异。当s=0时,表示政策实施当期,s取负数表示政策实施前s期,取正数表示政策实施后s期。β₀为截距项,其余变量与模型(1)保持一致。

表3汇报了平行趋势检验的回归结果,在政策实施前,每一个时间窗口返乡创业试点政策的回归系数都为负,且均不显著。政策实施后第一期的回归系数为0.127,在5%的水平上显著。上述结果表明,返乡创业试点政策实施前,试点地区与非试点地区具有共同的变化趋势,且试点政策对农户劳

表2 基准回归结果

N=20383

变量	(1)	(2)	(3)
	农户劳动 生产率	农户劳动 生产率	农户劳动 生产率
返乡创业试点政策	0.104*** (0.038)	0.101*** (0.037)	0.103*** (0.037)
劳均年龄		0.050*** (0.009)	0.049*** (0.009)
劳均年龄的平方		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
劳均受教育程度		-0.000 (0.011)	-0.000 (0.011)
劳均家庭存款		0.031*** (0.002)	0.031*** (0.002)
劳均生产性固定资产		0.025*** (0.003)	0.025*** (0.003)
劳均土地资产		0.034*** (0.003)	0.034*** (0.003)
产业结构			0.157 (0.154)
经济水平			0.058 (0.043)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.119	0.162	0.162

注:***、**、*分别表示变量在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为农户层面的聚类标准误。下文同。

动生产率产生了显著的促进作用。

(2)安慰剂检验。尽管本文结论通过了平行趋势检验,但仍有其他随机因素可能会影响到农户劳动生产率。为进一步检验基准回归结果并非由随机因素所导致,本文随机生成一个与试点政策实际冲击地区数量相同的“伪实验组”,重新构建返乡创业试点政策变量,并重复500次随机过程,以此进行安慰剂检验。理论上而言,由于新的返乡创业试点冲击是随机抽取的,那么,新的返乡创业试点政策并不会对农户劳动生产率产生影响。重复了500次随机生产过程,并在图1汇报了随机生成处理组的估计系数的分布情况。可以看出,随机生成返乡创业试点政策的估计系数集中分布在0值附近,符合正态分布,且真实样本中试点政策系数估计值(0.103)远远偏离其分布范围,属于异常值。上述结果表明本文基准回归结果并非偶然因素导致的,即返乡创业试点政策对农户劳动生产率的促进作用是比较稳健的。

(3)样本选择问题。虽然返乡创业试点政策作为外生冲击事件已经在很大程度上缓解了内生性问题,但考虑到返乡创业试点县的选择并非完全随机,而是通过县政府自主申报,上级政府部门筛选确定的方式来进行的,这在一定程度上增加了政策评估的噪音。为缓解样本选择偏差对基准回归结果的影响,本文使用倾向得分匹配倍差法(PSM-DID)进行回归分析。

具体地,参照已有研究^[3,30],首先,按照是否为返乡创业试点县进行分组,将位于返乡创业试点县内的样本作为处理组。其次,将县域内人均行政地域面积^①和前文所述的控制变量集作为匹配变量,用1对1最近邻匹配、Kernel核匹配和半径匹配的方法,为处理组找寻特征相似的对照组。最后,在此基础上进行双重差分。回归结果汇报于表4,列(1)(2)和(3)分别为1对1最近邻匹配、Kernel核匹配和半径匹配后进行回归的结果,其中返乡创业试点政策的回归系数均显著为正,这说明通过PSM缓解可能存在的样本选择偏误后,返乡创业试点政策对于农户劳动生产率的促进作用依旧显著,这与基准回归结果相一致。

表3 平衡趋势检验结果 N=20383

变量	农户劳动生产率
政策实施前三期	-0.078(0.066)
政策实施前两期	-0.005(0.054)
政策实施当期	0.050(0.045)
政策实施后一期	0.127**(0.055)
政策实施后两期	0.272*(0.152)
控制变量	已控制
个体固定效应	已控制
时间固定效应	已控制

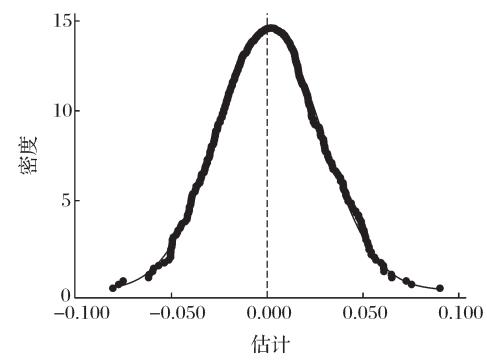


图1 安慰剂检验

表4 PSM-DID和稳健估计量的回归结果

变量	(1)1对1 农户劳动生产率	(2)Kernel核匹配 农户劳动生产率	(3)卡尺匹配 农户劳动生产率	(4)异质—稳健估计量 农户劳动生产率
返乡创业试点政策	0.169** (0.078)	0.105*** (0.040)	0.103** (0.041)	0.108** (0.047)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	4268	16964	15891	17853
R ²	0.189	0.155	0.157	

(4)DID双重稳健估计量。考虑到在多期DID使用双向固定效应模型进行因果推断时,需要满足严格外生性、无预期效应、单位处理变量值稳定以及处理效应同质性四个重要假设^[31]。当不满足处理效应同质性假设时,使用双向固定效应模型进行估计会产生严重的估计偏误^[32]。一方面,由于返乡创业试点县公布了3次,样本农户受返乡创业试点政策冲击在时间维度上存在异质性;另一方面,由

① 数据来源于各省市历年《统计年鉴》。

于每个农户样本特征各不相同,返乡创业试点政策对农户的影响可能存在个体维度的异质性。这意味着使用双向固定效应估计多期 DID 基准模型可能违背了处理效应同质性假设,进而可能导致基准回归结果不稳健。为检验样本农户处理效应异质性程度和检验双向固定效应估计量的稳健性。参照崔小勇等^[33]的做法,使用古德曼—培根分解检验处理效应异质性程度后,运用 Callaway 等^[34]的方法估计“异质—稳健估计量”。

古德曼—培根分解法将双向固定效应估计量拆分为多个 2×2 -DID 估计量,并分别计算每一个估计量的权重及其平均处理效应。表 5 汇报了进行平衡面板处理后的古德曼—培根分解结果。其中,99% 的 2×2 -DID 以“从未接受处理的组”作为控制组,以“较早接受处理的组”作为控制组的 2×2 -DID 所占权重较小,仅占 0.5%。以“较早接受处理的组”作为控制组的 2×2 -DID 平均处理效应符号与“从未接受处理的组”作为控制组的 2×2 -DID 平均处理效应符号相反。上述结果表明基准回归结果存在程度轻微的处理效应异质性问题。

进一步,考虑到样本农户受到政策冲击的时期不同,且为非平衡面板,使用 Callaway 等^[34]的方法估计“异质—稳健估计量”。表 4 第(4)列为所有处理组的平均处理效应,其估计值依旧在 5% 的水平上显著为正,与基准回归结果的估计值相近。上述结果表明,基准回归结果是稳健的。

(5) 其他稳健性检验。第一,为降低省份层面随时间变化的不可观测因素对基准回归结果的影响,进一步控制了省份与时间的交互效应。表 6 第(1)列表面显示试点政策的回归系数在 10% 的水平上显著为正。上述结果表明,在减小省份特征及其发展的潜在时间趋势对返乡创业试点政策效果的影响后,主要结论依然稳健。

第二,考虑到 2020 年疫情的发生对中国的经济环境造成了巨大冲击,外部经济环境的较大变动可能会对农民的创业与择业决策产生较大影响。为有效剥离这一外生冲击对基准回归的干扰,将 2020 年的样本予以剔除后再进行回归分析。回归结果汇报于表 6 第(2)列,其中,返乡创业试点政策的回归系数为 0.08,在 5% 的水平上显著为正。上述结果表明,在有效剥离新冠疫情带来的干扰后,基准回归结果依旧稳健可靠。

四、进一步分析

1. 劳动生产率分类检验

按照前文理论分析,试点政策会对农户非农劳动生产率产生正面的促进作用,而对农户农业劳动生产率而言,试点政策既可能产生正面影响,又可能产生负面影响。为检验理论分析的合理性,参照 Djido 等^[35]的思路,使用劳均工资性收入表示非农劳动生产率^①,使用务农劳均农业生产净值表示农户农业劳动生产率^②,并将其作为新的被解释变量进行回归分析,回归结果如表 7

表 5 古德曼—培根分解结果

	2×2-DID 控制组	权重	平均处理效应
以“从未接受处理的组”为控制组	0.990	0.144	
以“尚未接受处理的组”为控制组	0.005	0.243	
以“较早接受处理的组”为控制组	0.005	-0.206	

表 6 稳健性检验结果

变量	(1)		(2)	
	农户劳动生产率	农户劳动生产率	农户劳动生产率	农户劳动生产率
返乡创业试点政策	0.069*	(0.041)	0.080**	(0.040)
控制变量	已控制	已控制	已控制	未控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间*地区固定效应	已控制	已控制	未控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	20383		17590	
R ²	0.173		0.152	

表 7 分类别回归结果

变量	(1)		(2)	
	非农劳动生产率	农业劳动生产率	非农劳动生产率	农业劳动生产率
返乡创业试点政策	0.516*** (0.148)	0.026 (0.115)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	20383		9938	
R ²	0.068		0.119	

① 非农劳动生产率=家庭工资性收入/家庭劳动力人数。

② 农业劳动生产率=(农副产品生产总值—农林牧渔生产总费用)/家庭务农总人数。

所示,列(1)为非农劳动生产率作为被解释变量的回归结果,返乡创业试点政策的回归系数在1%的水平上显著为正。这表明,返乡创业试点政策对农户非农劳动生产率产生了显著的促进作用。列(2)为农业劳动生产率作为被解释变量的回归结果,返乡创业试点政策的回归系数为0.026,但不具有统计意义上的显著性。可能的原因是,试点政策对农户农业劳动生产率产生的正面效应与负面效应相互抵消了。为进一步验证这一想法,接下来对相关作用路径进行实证检验。

根据前文理论分析可知,认为返乡创业试点政策通过促进家庭劳动力非农就业来提高农户非农劳动生产率,而非农就业进一步会通过土地流转、农地经营规模和务农人力资本降低等途径对农户农业劳动生产率产生或正或负的影响。基于此,从以下三方面进行实证检验:

(1)非农就业。由于CFPS问卷中未统计家庭非农就业人数,但在家庭总劳动力人数不变的情况下,非农就业人数的增加会导致务农人数的减少。基于这一思路,使用家庭务农人数占比(家庭务农人数/家庭劳动力人数)^①作为被解释变量进行实证分析。回归结果见表8第(1)列,返乡创业试点政策显著降低了家庭务农人数,换言之,返乡创业试点政策有助于家庭劳动力非农就业。上述结果在一定程度上证明了返乡创业试点政策通过促进非农就业来提高农户非农劳动生产率的理论逻辑。

(2)土地流转。前文理论分析认为返乡创业试点政策会促进农户农地流转,从而对农户农业劳动生产率产生积极影响。为此,将土地流转作为被解释变量进行回归。回归结果汇报于表8第(2)列,返乡创业试点政策的回归系数为0.029,在10%的水平上显著。该结果表明,试点政策显著促进了农户土地流转行为。在中国农地细碎化的背景下,通过土地流转,农户能够扩大经营规模,从而有效提高农业劳动生产率。上述结果在一定程度上证明了试点政策通过影响土地流转来促进农户农业劳动生产率提高的理论逻辑。

(3)务农人力资本。前文理论分析认为返乡创业试点会导致家庭务农人口人力资本降低,从而对农户农业劳动生产率产生不利影响。基于此,使用农户家庭务农人口的平均年龄来表示务农人口的人力资本,年龄越大表示务农人口的人力资本越低,反之越高。将务农平均年龄作为被解释变量进行回归分析,结果如表8第(3)列所示,试点政策导致农户务农人口的平均年龄显著提高,换言之,试点政策导致家庭务农的人力资本水平降低,从而可能会对农业劳动生产率产生负面影响。上述结果表明,试点政策既可以通过促进土地流转对农户农业劳动生产率产生正面影响,又可以通过降低务农人力资本对农户农业劳动生产率产生负面影响,两种效应可能正好相互抵消,从而导致试点政策对农户农业劳动生产率的影响并不显著。

2. 异质性分析

(1)区域发展差异。我国幅员辽阔,地区间经济资源禀赋、发展水平存在较大差异且农村劳动力大致以自西向东方向流动,可能导致在不同地区试点政策会对农户劳动生产率产生不同的影响效应。为此,将样本划分为东中部地区和西部地区两组进行回归分析。回归结果见表9,其中,第(1)列为主中西部地区样本的回归结果,其中,返乡创业试点政策的回归系数为0.134,在1%的水平上显著为正。第(2)列为主东部地区样本的回归结果,返乡创业试点政策的回归系数为0.032,远小于中西部地区组中的回归系数,且不具统计上的显著性。上述结果表明,相较于东部地区,在中西部地区,返乡创业试点政策对农户劳动生产率的促进效应更为显著。其原因可能是,相较于东部地区,中西部地区县域产业发展比较落后,人力资本流失也较为严重,这使得吸引人才返乡创业能够

表8 机制检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	务农人数占比	土地流转	平均务农年龄
返乡创业试点政策	-0.035** (0.015)	0.029* (0.015)	0.012* (0.007)
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
N	20383	19103	12981
R ²	0.193		0.101

^① 家庭务农人数通过统计CFPS问卷中“从事自家农业名单”人数所得。

带来更为明显“创业效应”和“集聚效应”,从而导致返乡创业试点政策对农户劳动生产率的促进作用更强。

表9 拓展性回归结果

变量	地区分组农户劳动生产率		收入分组非农劳动生产率	
	(1)中西部地区	(2)东部地区	(3)低收入组	(4)高收入组
返乡创业试点政策	0.134*** (0.047)	0.032 (0.060)	0.344* (0.194)	-0.022 (0.314)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	14021	6362	11100	5155
R ²	0.164	0.159	0.052	0.060

(2)收入水平差异。虽然各地区返乡创业试点政策具体措施各不相同,但多数地方的具体措施都具有明显的益贫特征。例如,四川省绵阳市三台县人民政府办公室关于印发《三台县促进返乡创业三十条措施》的通知中明确指出“创办企业吸纳贫困家庭劳动力就业,签订1年以上劳动合同并参加社会保险的,从就业创业补助资金中按1000元/人给予一次性奖补。”^①古田县人民政府制定的《古田县支持农民工等人员返乡创业就业七十条扶持政策》中也指出对吸纳贫困家庭劳动力的企业进行奖补^②。由此可见,返乡创业试点政策对当地农户产生的“非农就业”影响可能具有益贫效应。为验证上述分析,按照CFPS问卷中家庭人均收入分位数^③的高低分组,将位于“最低25%”和“中下25%”的样本纳入低收入组,将位于“中上25%”和“最高25%”的样本纳入高收入组。考虑到具体措施主要影响的是农户非农就业,因此,此处将农户非农劳动生产率作为被解释变量进行分组回归。结果汇报于表9,列(3)为低收入组的回归结果,试点政策的回归系数为0.334,在10%的水平上显著为正。列(4)为高收入组的回归结果,试点政策的回归系数为-0.022,但不具统计意义上的显著性。上述结果表明,返乡创业试点政策显著提高了低收入农户非农劳动生产率,但对于高收入农户非农劳动生产率的影响并不显著。这在一定程度上表明返乡创业试点政策具有较好的益贫特征。

五、结论与政策

本文使用宏观县域层面统计数据与微观中国家庭追踪调查(CFPS)2012—2020年的数据进行匹配,利用双重差分法实证考察了返乡创业试点政策与农户劳动生产率之间的关系。研究发现,返乡创业试点政策对农户劳动生产率具有显著的促进作用,在进行平行趋势检验、安慰剂检验以及使用PSM-DID、DID双重稳健估计量等方法进行稳健性测试后,该结论依然成立。进一步分类考察试点政策对农户非农劳动生产率和农业劳动生产率的影响发现,试点政策通过促进家庭劳动力非农就业来提高农户非农劳动生产率;而对农户农业劳动生产率的影响并不显著,其原因可能是,试点政策通过促进土地流转对农户农业劳动生产率产生的正面效应与试点政策通过降低务农人力资本对农户农业劳动生产率产生的负面效应相互抵消了。异质性分析发现,相较于东部地区,在中西部地区实施试点政策对农户劳动生产率促进作用更强;相较于高收入农户而言,试点政策能够显著提高低收入农户的非农劳动生产率。

本研究具有以下几点政策启示。第一,推广完善返乡创业试点政策。一方面,本研究发现返乡创业试点政策能够有效推动农村家庭剩余劳动力非农就业,从而提高农户劳动生产率。因此,相关

① 数据来源于三台县人民政府,<http://www.santai.gov.cn/xxgk/zfwj/17623471.html>.

② 数据来源于古田县人民政府,http://www.gutian.gov.cn/zwgk/zcjd/wz/201903/t20190305_944464.htm.

③ CFPS问卷中,将家庭样本按人均收入水平高低分为四类,由高到低分别为“最高25%”“中上25%”“中下25%”和“最低25%”。

政府部门应进一步推广返乡创业试点政策,通过简化审批流程,提高服务效率等方式优化创业环境,同时要鼓励产业链延伸,通过支持本地特色产业链上下游企业集聚,以创业带动就业,充分发挥返乡创业在转换农村内生发展动能和促进农户持续增收中的重要作用。另一方面,目前试点政策尚未对农户农业劳动生产率产生积极影响。因此,政府部门需进一步完善试点政策,可通过设立农业创业专项基金、提供专项税收减免、技术设备补贴等政策来加强对农业生产类返乡创业的支持力度,从而在推动农业现代化发展的同时提高农民劳动生产率。第二,加大中西部地区返乡创业的扶持力度。试点政策在不同地区对农户劳动生产率的提升效应具有显著的异质性特征,对中西部地区农户劳动生产率的促进作用十分明显。因此,政府部门需因地施策,建立区域差异化支持体系,针对中西部地区农村人口规模大、资源禀赋多样的特点,实施更加偏向性的扶持政策。例如,通过专项财政转移支付,加大基础设施建设投入,完善交通、物流和数字通信网络,降低创业成本,提升创业环境竞争力。同时,政策实施应注重与区域特色产业的深度融合,例如支持发展特色农业、绿色能源或加工制造业,构建本地特色产业集群,利用区域优势,增强发展内生动力。第三,进一步推广返乡创业试点政策中的益贫性措施。返乡创业试点政策对低收入农户的非农劳动生产率提升效应十分明显,具有明显的益贫特征。因此,地方政府需完善企业吸纳低收入劳动力的激励政策,通过直接奖补、税收优惠等方式鼓励返乡创业企业吸纳贫困家庭劳动力,同时为低收入群体提供免费技能培训与专项补贴,增强其创业和就业能力,在推动返乡创业的同时,提高低收入群体的劳动生产率,降低返贫风险。

参 考 文 献

- [1] 冒佩华,徐骥,贺小丹,等.农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证[J].经济研究,2015,50(11):161-176.
- [2] 魏滨辉,罗明忠,曾春影.劳动力返乡创业与县域产业结构升级:理论线索与经验证据[J].中国农村经济,2023(10):26-48.
- [3] 黄祖辉,宋文豪,叶春辉,等.政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察[J].中国农村经济,2022(1):24-43.
- [4] 汤龙,陈享光,赵妍妍.返乡创业能提高农村居民收入吗——基于返乡创业试点政策的考察[J].农业技术经济,2024(7):111-128.
- [5] 惠炜,韩先锋.生产性服务业集聚促进了地区劳动生产率吗?[J].数量经济技术经济研究,2016,33(10):37-56.
- [6] 王昊,王昱,夏君诺,等.中国劳动生产率增长的再分解及国际经验比较[J].科学学研究,2017,35(8):1188-1197.
- [7] 王家庭,李艳旭,马洪福,等.中国制造业劳动生产率增长动能转换:资本驱动还是技术驱动[J].中国工业经济,2019(5):99-117.
- [8] 蔡昉.中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J].中国社会科学,2013(1):56-71.
- [9] ITO J. Inter-regional difference of agricultural productivity in China: distinction between biochemical and machinery technology[J]. China economic review, 2010, 21(3):394-410.
- [10] 匡远风.技术效率、技术进步、要素积累与中国农业经济增长——基于SFA的经验分析[J].数量经济技术经济研究,2012,29(1):3-18.
- [11] LEWIS A. Economic development with unlimited supplies of labour [J]. The manchester school of economic and social studies, 1954, 22(2):139-191.
- [12] ZHANG L, DONG Y, LIU C, et al. Off-farm employment over the past four decades in rural China [J]. China agricultural economic review, 2018, 10(2):190-214.
- [13] CUI B, TANG L, LIU J, et al. How does land transfer impact the household labor productivity in China? Empirical evidence from survey data in Shandong [J]. Land, 2023, 12(4):881.
- [14] 钱龙,洪名勇.非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析[J].中国农村经济,2016(12):2-16.
- [15] MOCHEBELELE M T, WINTER-NELSON A. Migrant labor and farm technical efficiency in lesotho [J]. World development, 2000, 28(1):143-153.
- [16] ZHANG J, MISHRA A K, ZHU P. Land rental markets and labor productivity: evidence from rural China [J]. Canadian journal of agricultural economics-Revue canadienne d'agroéconomie, 2021, 69(1):93-115.
- [17] 李谷成,李烨阳,周晓时.农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果?[J].中国农村经济,2018(11):112-127.
- [18] 韩广富,辛远.乡村振兴背景下农民农村实现共同富裕路径研究[J].贵州师范大学学报(社会科学版),2023(4):47-57.
- [19] 蔡昉.农业劳动力转移潜力耗尽了吗?[J].中国农村经济,2018(9):2-13.
- [20] 刘晓光,张勋,方文全.基础设施的城乡收入分配效应:基于劳动力转移的视角[J].世界经济,2015,38(3):145-170.
- [21] 张衡,穆月英.村集体经营性资产价值实现的农户增收和追赶效应:外生推动与内生发展[J].中国农村经济,2023(8):37-59.
- [22] 谢玲红.“十四五”时期农村劳动力就业:形势展望、结构预测和对策思路[J].农业经济问题,2021(3):28-39.

- [23] 高鸣.促进农村劳动力高质量充分就业:目标、困境与政策构想[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(3):1-10.
- [24] 郭庆海.小农户:属性、类型、经营状态及其与现代农业衔接[J].农业经济问题,2018(6):25-37.
- [25] 吴涵,郭凯明.双循环视角下要素市场化配置、产业结构转型与劳动生产率增长[J].经济研究,2023,58(9):61-78.
- [26] 罗必良.农地经营规模的效率决定[J].中国农村观察,2000(5):18-24.
- [27] GOODWIN B K, MISHRA A K. Farming efficiency and the determinants of multiple job holding by farm operators[J]. American journal of agricultural economics, 2004, 86(3):722-729.
- [28] 蔡昉,王美艳.农村劳动力剩余及其相关事实的重新考察——一个反设事实法的应用[J].中国农村经济,2007(10):4-12.
- [29] BOLER E A, MOXNES A, ULLTVEIT-MOE K H. R&D, International sourcing, and the joint impact on firm performance[J]. American economic review, 2015, 105(12):3704-3739.
- [30] 曹壹帆,肖亚成.从军经历对农户创业的影响——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证考察[J].中国农村观察,2024(2):69-93.
- [31] 刘冲,沙学康,张妍.交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择[J].数量经济技术经济研究,2022,39(9):177-204.
- [32] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing [J]. Journal of econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [33] 崔小勇,蔡昀珊,卢国军.增值税留抵退税能否促进企业吸纳就业?——来自2019年试行留抵退税制度的证据[J].管理世界, 2023,39(9):15-38.
- [34] CALLAWAY B, SANT ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J].Journal of econometrics, 2021,225(2):200-230.
- [35] DJIDO A I, SHIFERAW B A. Patterns of labor productivity and income diversification—Empirical evidence from Uganda and Nigeria[J].World development,2018,105:416-427.

The Effect of the Pilot Policy of Returnee Entrepreneurship on Labor Productivity: An Empirical Study Based on CFPS Micro-data

CAO Yifan, CHEN Huijie, LI Xueying

Abstract In the context of China's rural transition from a "migrant worker economy" to an "entrepreneurial economy" in rural areas, this study utilizes data from the Chinese Family Panel Studies (CFPS) spanning from 2012 to 2020 to examine the impact of the returnee entrepreneurship pilot policy on the labor productivity of rural households from a micro-household perspective. The results reveal that the pilot policy significantly enhances farmers' labor productivity, a conclusion that still holds after a series of robustness tests. Disaggregated analysis reveals that the pilot policy significantly improves farmers' non-agricultural labor productivity by promoting non-agricultural employment, while their effect on agricultural labor productivity remains statistically insignificant. This is attributed to the pilot policy simultaneously having a positive effect on agricultural labor productivity through promoting land transfers and a negative effect by reducing human capital invested in farming, resulting in a net offset of effects. Heterogeneity analysis indicates that the policy has a stronger positive effect on labor productivity in central and western regions than in eastern regions. Moreover, the policy's promotion of non-agricultural labor productivity is more significant for low-income farmers than for high-income farmers. Based on these findings, the study recommends expanding and refining the pilot policy, increasing support for entrepreneurial activities in central and western regions, and expanding the poverty-reducing measures within the pilot policy.

Key words returning home for entrepreneurship; labor productivity of farmers; non-farm employment

(责任编辑:王 薇)