

返乡者的“效率悖论”：外出务工经历何以影响农业全要素生产率^{*}

胡 祎

(中国社会科学院农村发展研究所 北京 100005)

摘 要:大量农村劳动力返乡就业创业改变了农村固有的要素市场结构,对乡村产业振兴产生了深远而积极的影响。然而在农业方面,返乡者却遭遇了令人困惑的“效率悖论”:本应作为农业现代化生力军的返乡劳动力群体,其农业生产效率表现反而落后于留守农户,返乡者务工所积累的物质资本与人力资本,未能如预期般转化为农业效率的提升。本文利用中国劳动力动态调查数据对这一现象进行了实证分析发现,外出务工经历对农户农业全要素生产率具有显著的负向影响,究其原因:一是长期离农使返乡务农者短期内的务农专业性下降;二是偏低的务农收入和外出非农就业经历使返乡务农者更倾向于采取兼业形式,并将工作重心放在非农产业上。此外,以人力资本偏低的被动返乡者为主的返乡群体特征也加剧了这一问题。破解这一问题,一是要加大农业补贴力度,提高农业收益,激励返乡者从事专业化、商品化的农业生产;二是要加快发展农业社会化服务,以分工弥补返乡者农业技术的缺陷;三是要继续完善农地流转市场,让土地适度集中到少部分以务农为主的返乡者手中,实现返乡红利对现代农业的滋养。

关键词:劳动力流动;农业全要素生产率;返乡创业;外出务工;非农就业

一、引 言

提升农业全要素生产率,实现农业高质量发展,需要一批“懂技术、善经营”的高质量农业经营主体。近年来出现的大量农村劳动力返乡就业创业,为解决农业农村人才问题创造了契机。据农业农

strengthen the government's top-to-bottom coordination and planning guidance, enhance farmers' bottom-to-top digital capacity and e-commerce awareness, and strengthen the demonstration of excellent practices from individual to overall experiences and cooperative promotions. These recommendations aim to provide reference for farmers' income increase and high-quality development of rural e-commerce from the perspective of empowerment.

Keywords: E-commerce participation; Farmers' value chain power; Farmer's income increase

责任编辑:段艳艳

* 项目来源:国家社会科学基金青年项目“返乡创业改善农村初次分配的机制与对策研究”(编号:23CJL013)

村部数据,2012—2022 年全国返乡入乡创业人员累计达到 1220 万人,到 2025 年预计将超过 1500 万人^①。当前的返乡者中,从事农业生产经营的比重越来越高。中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamic Survey, CLDS)数据显示,2014—2018 年返乡者从事农业的比重从 37.83% 上升到 40.30%,未来计划务农的比重从 42.95% 上升到 47.07%。可见,返乡者正成为十分重要的一类农业经营主体,他们的农业经营行为和效率对中国农业高质量发展具有深远影响。

从理论上分析,农村劳动力返乡将通过资金反哺、技术扩散、风险抵御等渠道赋能农业生产(Taylor 等,2003)。但在现实中,返乡者在农业方面却遭遇了令人困惑的“效率悖论”:外出务工经历所积累的物质资本和人力资本,未能如预期转化为农业效率的提升,返乡者在农业生产效率上的表现反而不如留守农户。这一现象在多项研究中被观察到,例如,张凤兵等(2021)发现劳动力返乡降低了种植业尤其是粮食作物的土地和劳动产出率,张超等(2023)发现外出务工劳动力回流总体上使水稻生产技术效率出现下降。究其原因:一方面,农村劳动力外出大多从事非农工作,他们在非农部门积累的经验、技术等并不能直接转化为农业生产经营能力;另一方面,在务农收益偏低的情况下,部分返乡者并没有全心投入农业生产。趋势性的农村劳动力返乡究竟会如何影响农业效率,仍然是一个有待深入研究的问题。

过去返乡者务农的比重不高,因此学界对于这一问题的关注较少。部分学者认为,外出务工经历对于农户采用更加现代化的农业生产经营方式具有积极影响。例如,石智雷等(2011)基于湖北省回流劳动力的研究发现,外出务工经历提升了农户采用农业新技术的概率,使得粮食亩产有所上升;罗明忠等(2019)基于广东省韶关市和清远市农户的研究发现,务工经历提高了农户社会资本和资金的利用效率,促进了农业生产环节外包服务的使用;肖剑等(2022)基于 CLDS 数据的研究发现,外出务工经历提升了农户的信息获取能力和风险承担能力,使务农者表现出更加专业化的农业生产倾向;Qian 等(2016)对江西省农户的研究同样发现,外出务工经历使农户更倾向于使用资本密集型生产方式,农产品商品化程度更高。综上可知,外出务工经历有助于改变农户主观上的农业生产行为,使其趋向于现代化、商品化。但是,从反映客观结果的效率指标上看,依然缺少证据证明外出务工经历确实提升了农业生产效率。在少数对效率的研究中:石智雷等(2011)发现,外出务工使农户的粮食亩产上升了 18.7%,但劳均农业收入下降了 18.7%;张超等(2023)基于长江流域四省水稻种植户的研究发现,外出务工劳动力回流总体上使水稻生产技术效率下降了 14~15 个百分点。

如果将农户的家庭农业生产经营视为一类特殊的创业或自雇,那么国内外学界对于返乡创业绩效的大量研究则有了借鉴意义。相关研究认为,外出务工经历对返乡者的创业绩效存在正反两方面影响。在正面影响上,返乡者在外务工时积累的技术、资金、管理经验,增强了他们的信心和能力,有利于他们更好地经营企业(Marchetta,2012;Kveder 等,2013;王轶等,2020)。Lazear(2004)的创业“多面手”理论(Jack-of-All-Trades)表明,各方面能力均衡的人比专注于某一项技能的人更适合作为企业家。根据这一理论,返乡者丰富的工作经历将使他们比留守者有更高的农业生产效率。Démurger 等(2011)和 Mahé(2022)分别用中国安徽和埃及返乡者的数据证实,返乡者在外从事的工作类型越多,返乡后创业的概率越大,创业绩效越好。在负面影响上,长期外出会降低返乡者在家乡的个人声誉、人员关系和社会评价等,这些“软资本”缺失会对创业绩效产生不利影响(Wahba 等,2012;Wassink 等,2022)。也有研究表明,外出务工并不一定会削弱返乡者在家乡的社会资本,关键取决于个人对家乡社会网络的重视和维护程度(Lin 等,2019)。

^① 数据来源:中国政府网. 挖掘产业优势 推进乡村振兴, https://www.gov.cn/xinwen/2023-03/27/content_5748419.htm; 农业农村部. 明年返乡入乡创业者有望超 1500 万人, https://www.moa.gov.cn/xw/shipin/202412/t20241220_6468251.htm

总体来看,当前学界对于农村劳动力返乡如何影响农业效率的问题已进行了初步探索,但仍存在可拓展空间:首先,外出务工经历对农业生产效率影响的净效应在实证上仍存在争议。在中国农村的情境下,外出务工经历的正反两方面影响哪个更大,净效应如何,仍有待探讨。其次,外出务工经历影响农业生产效率的机制分析尚不完善。现有研究的分析框架中并未考虑务农收益偏低带来的目标扭曲问题,而这可能导致返乡务农者“能而不为”的情况。再次,对返乡者群体内部的异质性考虑不足。不同返乡动机、人力资本、工作经历的返乡者间行为差别很大,将其作为整体分析难以得出有针对性的结论和启示。鉴于此,本文利用 CLDS 中 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年的微观面板数据,实证分析外出务工经历对农户农业全要素生产率的影响,在一定程度上回答农村劳动力返乡如何影响中国农业高质量发展的问题。

本文边际贡献体现在三个方面:第一,基于 CLDS 大样本、广覆盖的面板数据,以农业全要素生产率反映农业生产效率水平,从微观效率角度回答农村劳动力返乡如何影响中国农业发展的问题。第二,在机制方面,同时考虑外出务工带来的务农专业性下降和非农就业倾向问题,以及宏观因素的影响,进一步完善外出务工经历影响农业生产效率的理论框架。第三,充分考虑到返乡务农者群体的内部差异,对不同类型、不同特征、处于不同环境下的返乡务农者区别分析,得出更加细致准确的结论。

二、现实背景与理论分析

(一) 农村劳动力返乡的现实背景

改革开放以来,中国的要素市场化改革不断深化,劳动力得以在城乡之间自由流动。虽然劳动力从农村流向城市、从欠发达地区流向发达地区是过去 40 多年的主要趋势,但劳动力的返乡和回流也从未间断。总体来看,改革开放以来,中国经历了四次规模较大的返乡潮:第一次是 1989—1991 年。迫于当时严峻的国内外形势,中国对经济领域进行治理整顿,严惩贪污腐败,经济发展速度随之放缓,大量农民工在城市就业无望,不得不返回家乡。第二次是 1998—2000 年。当时中国正处于国有企业改革和乡镇企业改制的关键阶段,大量城镇职工下岗,对进城农民工就业形成挤压,大量农民工失业,从而被迫返乡。第三次是 2008 年。全球性的金融危机导致中国出口型企业订单骤减,这些企业对农民工的就业吸纳能力大幅下降,许多农民工因此失业,被迫返乡。第四次是 2020 年。新冠疫情发生后,全球经济陷入停滞,中国农民工就业也受到严重影响,大量农民工被迫返乡(曹宗平,2021)。上述四次大的返乡潮,基本都是在宏观经济动荡背景下形成的农民工被动返乡。

近年来,随着农村基础设施不断完善、营商环境持续优化,尤其是在中央层面《关于支持农民工等人员返乡创业的意见》《关于推动返乡入乡创业高质量发展的意见》等一系列政策鼓励下,越来越多在外务工、经商、学习的农村优秀人才主动返乡寻找发展机会,使得当前的农村劳动力回流体现出不同于以往的鲜明特征,主要体现在三个方面:一是返乡人才规模持续扩大。2016 年全国各类返乡入乡创业创新人员为 570 万人,2022 年达到 1220 万人,6 年间增长了 114.04%。二是返乡就业创业层次不断提高。统计显示,当前的返乡入乡创业项目中,55% 的项目运用了信息技术,85% 以上属于一二三产业融合项目,这些项目广泛涉及产加销服、农文旅教等诸多领域^①。三是经济效应愈加凸显。返乡入乡创业主体的持续涌现,以及各地农村创业示范园区的不断建立,为农村产业发展增添了活力,同时也为农民创造了更多本地就业机会,切实提高了农民收入水平。

(二) 外出务工经历影响农业全要素生产率的理论机制

厘清农村劳动力返乡如何影响中国农业生产效率,需要依次回答两个问题:一是劳动力返乡后是

^① 资料来源:中国政府网。去年返乡入乡创业创新人员超千万, https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/25/content_5595514.htm

否愿意从事农业,二是从事农业的返乡者是否具有更高的效率。对于第一个问题,前文已经说明,返乡务农者正成为中国十分重要的一类农业经营主体。本文重点探讨第二个问题:在当前农村环境下,具有外出务工经历的返乡务农者是否实现了更高的农业生产效率。本文认为,外出务工经历对农户的农业全要素生产率存在正反两个方向的影响,至于哪个方向的影响更大,则需要结合宏观环境特征做出判断。

1. 正面效应:人力资本积累与能力跃迁。与传统小农相比,现代化家庭农场具有生产规模大、专业化程度高、经营风险大、商品化程度高的特征,因此也对经营者的能力提出了更高要求,不仅要求他们了解农业技术,还要善于经营和管理。相较于留守务农者*,外出务工经历对返乡务农者来说相当于一种对人力资本的系统性投资,包括通用型人力资本提升和潜在农业专用型人力资本积累两部分(Becker,1962)。对于前者来说,城市工作经历显著提升了返乡者的认知能力(例如信息处理能力、学习能力等)、非认知能力(例如时间管理、纪律性等)、社会资本等(Heckman等,2012);对于后者来说,部分务工行业获得的技能(例如组织协调、成本核算等)具有可迁移性(Gibbons等,2004),这为以现代化方式经营农业从而实现较高的全要素生产率奠定了基础。实证研究发现,返乡务农者往往拥有更强的信息获取能力和风险承担能力(肖剑等,2022),更乐于采用新的农业生产技术和经营模式(罗明忠等,2019;Liu等,2022),具有更高的农业生产效率(石智雷等,2011)。

当前中国农业正经历从生存导向向市场导向、从碎片化向规模化、从经验型向技术型的转变(陈锡文,2014)。在此背景下,返乡者所具备的市场意识、管理潜能和风险承担意愿是留守务农者相对缺乏的关键要素。与传统小农相比,现代化家庭农场往往具有相当高的市场化水平,在一定程度上与微型企业十分相似(胡伟,2023),这对经营者的综合能力提出了更高要求。相较于留守务农者,返乡务农者在城市务工多年,其经历更多元、能力组合更均衡,更契合现代化家庭农场对经营者包括技术采纳、市场决策、风险管理、资源配置等在内的复合能力的刚性需求。根据创业“多面手”理论(Lazear,2004),返乡者显然是“各方面能力更均衡”的农业经营者,可以预期,返乡者的外出务工经历将对他们的农业全要素生产率产生积极影响。

2. 负面效应:技能错配、路径依赖与激励不足。外出务工经历对农户农业全要素生产率的负面影响主要体现在两个方面:第一,长期离农使返乡者务农专业性下降。农业是需要长期积累生产经验的行业,外出务工无疑阻断了这一积累过程。外出期间农业生产技术、品种、政策、市场规则持续更新,使返乡者在返乡务农初期与留守务农者形成了技术鸿沟。有研究表明,随着基因编辑等现代生物育种技术的突破和应用,农业生产技术每隔三五年就会有一次比较大的更新换代(金文成等,2023);同时,近年来各地的农业补贴政策、农业经营模式、农业社会化服务体系等也在持续变化。返乡者从事农业生产,需要重新投资于农业专用型人力资本,例如学习现代化作物种植技术、掌握农机操作技术、了解新型农业经营模式等,这个过程需要一定的学习成本和适应时间,在此期间他们的农业全要素生产率必然较低(苏芳芳等,2024)。对于经营规模较大和种植经济作物的农户来说,这个问题尤其突出。较大经营规模意味着需要更精确地掌握技术细节以控制成本费用,种植经济作物相较于种植粮食作物也需要更复杂的农业技术(郑志浩等,2024),经营规模越大、作物经济价值越高,对精准化、标准化、知识密集型生产管理的要求越高,返乡者初期面临的“技能约束”和决策失误风险就越大。但是,这种不利影响会随着返乡者连续务农时间的延长而减弱,并最终消失。凭借着外出务工积累的人力资本,返乡务农者能在一段不长的时间内快速提高务农专业性,达到与留守务农者一致甚至更高的生产效率。

* 在本文中,“留守务农者”概念与“返乡务农者”对应,特指没有外出务工经历,一直在家乡务农的农民

第二,外出务工经历使返乡者倾向于非农就业。返乡者从事农业,并不意味着他们会将农业作为主业,也可能只是发挥家庭农业提供基本口粮的功能。有研究表明,外出务工者返乡后,更倾向于继续从事在外务工时从事的行业,而非家乡的优势产业(Zhang 等,2021)。究其原因:一是存在职业路径依赖。理论上说,外出务工经历塑造了返乡者的职业认同、社会网络和比较收益预期,返乡后,他们从事建筑业、服务业、零售业等相对熟悉行业的边际转换成本更低、预期收入更稳定,对他们来说更有吸引力。二是存在农业目标偏移。对于部分返乡者来说,农业经营的目标并非利润最大化,而是保障家庭食物安全、利用闲置资源、维持社会保障或生活方式偏好(郑阳阳等,2019)。三是存在机会成本约束。在当前务农收入相对低于务工收入的背景下,将更多劳动力配置到非农部门对农户来说是理性选择,这无疑抑制了返乡者在农业上应用和深化人力资本的动力。综上可知,对于不以利润最大化为农业经营目标的返乡者,他们在外积累的各种资源就难以在农业中发挥出来。他们在进行农业生产决策时,会优先考虑如何生产出绿色、健康的农产品供给家庭,以及如何充分利用家庭“闲置”劳动力和零散劳动时间,而非成本最小化或产出最大化。可以预期,在这样的目标和行为下,他们的农业全要素生产率必然不高。

3. 宏观因素调节效应。根据上述分析可知,外出务工经历对农户农业全要素生产率存在正反两个方向的影响,其净效应很大程度上取决于宏观因素,尤其是农产品价格因素的影响。一方面,外出务工经历的正面效应要在务农收益较高的情况下才能有效发挥。根据激励理论,农产品相对价格是决定农业经营比较收益的关键信号。只有当务农收益显著且稳定地接近或超过非农就业机会时,才能有效激励返乡者将农业作为主业,并充分投入其积累的人力资本进行专业化、商品化、高效率生产,将家庭农场打造成为追求利润最大化的现代农业“企业”。相反,如果务农收益持续偏低,返乡者在保持较高效率的情况下依然难以获得可观收入,他们必然将工作重心放到非农产业上(朱满德等,2023)。在这样的情况下,外出务工经历的正面效应将难以实现。另一方面,农产品价格提升能有效抑制外出务工经历的负面效应。随着农产品价格提高,有利的价格环境将能补偿返乡者再学习成本、专用性投资风险和务农的机会成本,从而扭转其非农就业优先的倾向,促使其将人力资本优势应用于农业。与从事非农工作相比,务农具有工作时间灵活、便于照顾家庭、亲近自然环境、收获时获得巨大成就感等优势(邱生荣等,2015)。因此,只要返乡者的务农收入能大致达到非农就业的水平,就能激励他们以农业为主业,在生产经营过程中发挥人力资本优势,实现较高的农业生产效率。

总体来看,外出务工经历使返乡务农者具备潜在的提升农业全要素生产率的通用型人力资本优势,但面临农业专用型人力资本短期短缺、就业路径依赖和务农收益激励不足导致兼业化的多重现实约束。在农产品价格相对偏低的宏观环境下,外出务工经历对农户农业全要素生产率的负向效应将超过正向效应,导致返乡务农者的农业生产效率暂时性地低于相对专业度更高的留守务农者,这是返乡者“效率悖论”的根本成因。但是,这种效应是动态变化的。随着返乡者连续务农时间的延长和宏观环境的改善,其效率潜力有望逐步释放,从而使得净效应由负转正。综上,本文的理论分析框架如图 1 所示。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文实证分析所用数据来自 CLDS。之所以选择这套数据,主要基于两方面原因:第一,CLDS 数据具有较强的全国代表性。CLDS 采用多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样方法,样本覆盖全国 29 个省份,涉及全国 368 个社区、13501 个家庭和 16537 个劳动者。第二,CLDS 数据符合本文实证分析需求。CLDS 数据一方面对农户的农业生产投入产出数据有比较详细的记录,另一方面对

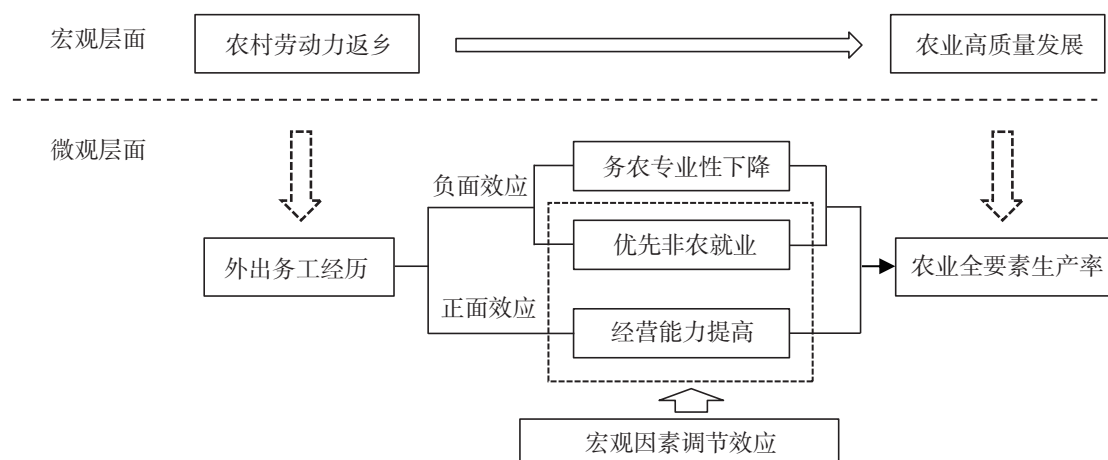


图1 理论分析框架

农户家庭中主要劳动力的迁移和工作经历也有记录,是当前国内可获得的大型微观数据库中最符合本文研究需求的数据。

本文主要使用 CLDS 中 2014 年、2016 年和 2018 年三轮调查的面板数据*,具体数据处理过程如下:首先,确定以农户家庭为分析单元,剔除城镇社区的样本;其次,考虑到本文关注农业全要素生产率,剔除完全不从事家庭农业生产的农户样本;再次,考虑到外出务工经历是劳动力层面的指标,农业全要素生产率是农户层面的指标,因此,通过家庭编号将家庭主事者个人信息与其所在家庭信息进行匹配。最后,基于家庭编号将三轮调查数据匹配合并,最终得到包含 5790 个农户层面观测值的非平衡面板数据。此外,由于在构建工具变量时需要用到滞后一期数据,本文也使用了 CLDS 中 2012 年的部分数据。

(二) 模型设定

1. 农户农业全要素生产率的测算模型。根据现有文献(Chari 等,2021;Adamopoulos 等,2022),从微观农户层面计算全要素生产率,一般设定经典的 C-D 生产函数为农业生产函数形式。在短期内,平均意义而言,农户对于土地、资本等投入要素的调整能力较弱,调整速度较慢,适宜采用 C-D 生产函数(Lin,1992;李谷成等,2010)。参考王璐等(2020)的做法,本文设定农户的农业生产函数如下:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} T_{it}^{\beta} L_{it}^{\gamma} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 为农户*i*在*t*年的农业总产出, A_{it} 为农户*i*在*t*年的农业全要素生产率, K_{it} 为资本投入, T_{it} 为土地投入, L_{it} 为劳动力投入。为提高农户层面农业全要素生产率的可比性,本文聚焦种植业生产,即只考虑农业生产项目包括菜园、果园、粮食作物和其他经济作物的农户,剔除农业经营项目中包括山林(经济林)、家庭畜禽养殖、牧业、渔业的农户**。

参照现有文献的普遍做法(朱喜等,2011;盖庆恩等,2017;王璐等,2020;Chari 等,2021),本文以(1)式的 C-D 函数为基础,使用面板数据固定效应模型估计农户的农业生产函数,具体如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln K_{it} + \beta \ln T_{it} + \gamma \ln L_{it} + \lambda_v + \delta_t + \lambda_v \times \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

* CLDS 数据库是目前仅有的既关注劳动力流动和就业的过往经历,又关注家庭农业生产情况的大型公开微观数据库。虽然只更新到 2018 年,但其调查指标对于本文研究具有不可替代性

** 此类农户占比相对较低,在所有从事农业的农户样本中占比为 20.82%

其中, λ_v 和 δ_i 分别代表省份和年份固定效应, ε_{it} 为残差项, 其他变量定义同 (1) 式。在估计要素弹性的基础上, 本文通过如下方程计算农户的农业全要素生产率:

$$\ln TFP_{it} = \ln Y_{it} - \hat{\alpha} \ln K_{it} - \hat{\beta} \ln T_{it} - \hat{\gamma} \ln L_{it} \quad (3)$$

其中, $\ln TFP_{it}$ 为农户的农业全要素生产率, $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\gamma}$ 分别代表 α 、 β 、 γ 的估计值, 其他变量定义同 (1) 式。

在具体的指标选择上, 本文参考现有研究做法 (朱喜等, 2011), 并结合 CLDS 数据特点, 设定如下: (1) 农业总产出。农业总产出以农户家庭种植业总体毛收入衡量, 既包括农户实际售卖获得收入的部分, 也包括农户家庭自给自足消费的部分。(2) 资本投入。资本投入以农户农业经营的总成本衡量, 主要包括农户购买种子、农药、化肥、服务等费用, 即中间投入费用。(3) 土地投入。土地投入以农户实际耕种土地面积衡量, 实际耕种面积 = 承包地面积 + 租入面积 - 租出面积 - 弃耕面积。(4) 劳动力投入。劳动力投入以农户家庭实际从事农业生产 (年从事农业生产时间超过 3 个月) 的劳动力人数衡量。

2. 估计外出务工经历对农户农业全要素生产率影响的模型。本文构建双向固定效应模型来检验外出务工经历对农户农业全要素生产率影响, 具体模型如下:

$$\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Migrate}_{it} + \varphi X_{it} + \lambda_v + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, Migrate_{it} 为农户家庭主事者的外出务工经历; β_1 为外出务工经历对农业全要素生产率的影响, 是本文关心的核心参数; X_{it} 为控制变量; 其他变量含义与前文同。

(三) 变量说明

1. 被解释变量。本文的核心被解释变量为农户的农业全要素生产率 (TFP)。全要素生产率是反映生产效率的重要综合性指标, 高全要素生产率的经济主体能够用更少的资源投入生产出更多的产品和服务。具体测算方式如 (3) 式所示。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为家庭主事者的外出务工经历。基于 CLDS 问卷中的问题“您是否有外出务工 (跨县流动半年以上) 经历”生成二元变量“外出务工经历”, 若回答“是”则变量赋值为 1, 回答“否”则赋值为 0。考虑到也有部分农民并未远离家乡, 而是到县城务工, 因此本文还基于问卷中的问题“您是否有到本县 (区) 其他乡镇 (目前居住乡镇之外) 连续务工时间超过半年以上的经历”生成二元变量“跨乡镇务工经历”, 若回答“是”则变量赋值为 1, 回答“否”则赋值为 0。

3. 控制变量。参考朱诗娥等 (2024) 的研究, 本文从家庭主事者个体层面、农户家庭层面和村庄层面选择控制变量。个体层面控制变量包括家庭主事者的性别、年龄和受教育年限; 家庭层面控制变量包括家庭的劳动力数量、农业固定资产和土地规模; 村庄层面控制变量包括村庄的地形、人均收入和交通情况。此外, 考虑到村庄层面是否提供统一的农业服务也会影响农户的农业生产效率, 因此本文还控制了村庄的农业服务情况。各变量具体定义情况及描述性统计结果如表 1 所示。

(四) 对内生性的讨论

本文面临的内生性问题主要来源于两个方面: 第一, 自选择偏误。农民是否有外出务工经历, 并不是随机的, 而是农民的自选择行为。选择外出务工的农民可能本身能力更强, 选择留守务农的农民可能本身更善于农业经营, 因此, 农民在农业全要素生产率上的差异可能来源于一些难以观测的因素 (例如能力、性格等)。第二, 遗漏变量。虽然本文在基准模型中已尽可能纳入影响农户农业全要素生产率的因素, 但仍可能遗漏一些同时影响农民外出务工经历和农业全要素生产率的变量。鉴于此, 本文采用工具变量法来控制内生性, 以期得到更加可靠的回归结果。

基于前人的研究经验, 结合数据可得性, 本文拟采用村庄层面整体外出务工经历作为工具变量。

同时,为了更好地保证工具变量的外生性,本文对该工具变量的取值做滞后一期处理,即采用上一期的村庄层面外出务工率作为农户个体是否有外出务工经历的工具变量。工具变量“上期外出务工率”即除样本农户自身外,村庄内其他农户样本中家庭主事者有外出务工经历比例的滞后一期值。具体计算公式如下:

$$Migrate_IV_{i,t} = \begin{cases} \frac{m_{v,t-1}}{n_{v,t-1}} & \text{if } Migrate_{i,t-1} = 0 \\ \frac{m_{v,t-1}}{n_{v,t-1}} & \text{if } Migrate_{i,t-1} = 1 \end{cases} \quad (5)$$

其中, $Migrate_IV_{i,t}$ 表示工具变量“上期外出务工率”, $m_{v,t-1}$ 表示农户*i*所在村庄*v*在*t*-1期时家庭主事者有外出务工经历的农户数量, $n_{v,t-1}$ 表示农户*i*所在村庄*v*在*t*-1期时农户样本总量, $Migrate_{i,t-1}$ 表示农户*i*在*t*-1期时家庭主事者的外出务工经历。

表 1 主要变量定义与描述性统计结果

变量	定义及赋值	全样本	返乡务农样本	留守务农样本	差值
农业全要素生产率	根据上文(3)式测算	5.7612	5.7095	5.7725	-0.0630 *
外出务工经历	家庭主事者是否有跨县务工半年以上的经历;有=1,无=0	0.2012	1.0000	0.0000	1.0000 ***
性别	家庭主事者性别:男=1,女=0	0.8653	0.9274	0.8518	0.0756 ***
年龄	家庭主事者年龄(岁)	52.6677	49.1878	53.4234	-4.2356 ***
受教育年限	家庭主事者受教育年限(年)	7.1005	7.7957	6.9495	0.8462 ***
家庭劳动力	家庭劳动力数量(人)	4.5661	4.8490	4.5047	0.3443 ***
农业固定资产	家庭农业生产相关固定资产原值(万元),包括拖拉机、大型农机具和用于农业生产的牲畜	0.3312	0.2959	0.3449	-0.0490
土地规模	家庭实际经营的农地规模(亩)	11.7279	10.6452	11.9630	-1.3178 *
村庄地形	村庄地形:平原=1,丘陵=2,山区=3	1.7608	1.8470	1.7421	0.1049 ***
村人均收入	村户籍人口人均年收入(万元)	0.8407	0.8127	0.8468	-0.0341
村交通情况	村庄距离县城距离(公里)	27.4046	28.1986	27.2321	0.9665
统一灌溉排水	村庄是否实行统一灌溉排水:是=1,否=0	0.4032	0.4093	0.4018	0.0075
提供机耕服务	村庄是否提供机耕服务:是=1,否=0	0.3562	0.3425	0.3592	-0.0167
统一防治病虫害	村庄是否统一防治病虫害:是=1,否=0	0.3693	0.3972	0.3633	0.0339 **
统一购买生产资料	村庄是否统一购买生产资料:是=1,否=0	0.0866	0.0831	0.0873	-0.0042
实行种植规划	村庄是否实行种植规划:是=1,否=0	0.2505	0.2604	0.2484	0.0120
农业技术培训	村庄是否组织农民进行农业生产技术培训:是=1,否=0	0.6989	0.7335	0.6914	0.0421 ***

注:表中展示的都是均值。差值一列展示的是外出务工样本与非外出务工样本均值之差,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,下同。农业固定资产和土地规模两个变量,表中展示的是原值,后文回归分析中采用的是其对数值

从理论上分析,本文选择村庄层面的上期外出务工率作为工具变量,符合对工具变量相关性和外生性的要求。从相关性的角度分析:一方面,中国的农村劳动力外出务工具有典型的社会网络特征

(Démurger 等,2011),单个农民的外出务工决策很大程度上受到村内外务工氛围的影响,在一个劳动力普遍外出务工的村庄中,单个劳动力外出务工的概率必然更大。另一方面,在劳动力市场不够完善、就业信息流通不畅的情况下,亲友介绍是中国农民寻找外出就业岗位的重要方式,村庄内外出就业的人越多,单个劳动力找到合适工作的机会就越大,他们具有外出务工经历的可能性也越大。可见,村庄层面的上期外出务工率与农民个体的外出务工经历是高度相关的。

从外生性的角度分析:一方面,从逻辑上来说,个体农户的农业全要素生产率不会对村庄层面的外出务工率,尤其是上期外出务工率,产生直接影响(Zhang 等,2021)。虽然由于地形、气候、土地等原因,个体农户的农业全要素生产率与村庄平均的农业全要素生产率正相关,但村庄层面的农业全要素生产率不会影响到村庄层面的上期外出务工率,因为在中国当前务工收入远高于务农收入的大环境下,农民不大可能因为当地比较适合进行农业生产而放弃外出务工机会。另一方面,村庄层面的上期外出务工率主要通过影响个体农民的外出务工经历,进而影响到他们所在家庭的农业全要素生产率,而没有其他的直接影响途径。

四、回归结果分析

(一) 农户农业全要素生产率测算结果

根据(2)式估计得到的农户农业生产要素弹性结果如表 2 所示。其中,前三列为分年度样本的估计结果,最后一列为全样本的估计结果。结果显示,各年度样本和全样本的要素弹性估计系数均在 1% 的统计水平上显著。全样本的估计结果中,土地、劳动力和资本的要素弹性分别为 0.2402、0.2083 和 0.3393,进一步的检验在 1% 的统计水平上拒绝了农户生产函数为规模报酬不变的假设($F = 37.65$)。这一结果与近年来基于中国农户微观数据测度的结果,尤其是基于农业农村部固定观察点大样本微观数据测算的结果一致(朱喜等,2011;盖庆恩等,2017;王璐等,2020),说明本文基于此要素弹性测算的结果能够比较准确地反映样本农户的农业 TFP。在估计要素弹性的基础上,本文基于(3)式计算得出样本农户的农业 TFP。

表 2 农户农业生产要素弹性估计结果

变量	2014 年样本	2016 年样本	2018 年样本	全样本
土地	0.2325 ***	0.2866 ***	0.2014 ***	0.2402 ***
劳动力	0.1414 ***	0.2315 ***	0.2592 ***	0.2083 ***
资本	0.3352 ***	0.3458 ***	0.3357 ***	0.3393 ***

(二) 基准回归结果

基于(4)式的回归结果如表 3 所示。(1)~(3)列中依次加入了家庭主事者个体特征、农户家庭特征、村庄特征作为控制变量,并控制了省份和年份固定效应。表 3 结果显示,“外出务工经历”始终在 1% 的水平上显著,系数为负且比较稳定,说明家庭主事者拥有外出务工经历对家庭农业 TFP 产生了负向影响。这初步表明,在本文研究的时间窗口内,外出务工经历对农户农业 TFP 的负向效应超过了正向效应,宏观环境的制约导致外出务工带来的通用型人力资本优势未能在农业领域充分发挥。

控制变量的估计结果显示,家庭主事者为男性、受教育程度高,家庭农业固定资产多、土地规模大,所在村庄地形平坦、经济发展水平高的农户农业 TFP 更高;家庭主事者年龄越大,家庭农业 TFP 越高,但这种效应存在递减趋势。上述结果与预期基本相符,与现有研究的结论也比较一致(钱忠好等,2020)。

表 3 基准回归结果

变量	(1) 农业 TFP	(2) 农业 TFP	(3) 农业 TFP
外出务工经历	-0.1116 *** (0.0359)	-0.1006 *** (0.0361)	-0.0987 *** (0.0361)
个体特征	已控制	已控制	已控制
家庭特征	未控制	已控制	已控制
村庄特征	未控制	未控制	已控制
省份和年份固定效应	已控制	已控制	已控制
F 值	23.5198	16.3665	12.8128
调整 R ²	0.0580	0.0620	0.0660
观测值	5790	5790	5790

注:括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。下同

(三) 工具变量回归结果

考虑到基准回归结果可能受到内生性的影响,本文将村庄层面的“上期外出务工率”作为工具变量,进行 2SLS 回归,结果如表 4 所示。(1)~(8)列为逐步加入家庭主事者个人特征、农户家庭特征、村庄特征和农业服务特征的估计结果,与基准回归相似,2SLS 回归中也控制了省份和年份固定效应。从表 4 结果可以看出,在逐步加入控制变量的情况下,核心解释变量的估计结果比较稳健,都在 5%的水平上显著为负,再次表明家庭主事者的外出务工经历对家庭农业 TFP 产生了负向影响。对比分析发现,核心解释变量“外出务工经历”系数估计值的绝对值在 2SLS 回归中更大(1.8204>0.0987),说明在不考虑内生性的情况下,外出务工经历对农业 TFP 的负向影响被低估了。这也验证了前文对内生性的分析,即农民的外出务工决策受到个人能力等不可观测因素的影响,有外出务工经历的农民往往能力更强,能力更强这一因素中和了一部分外出务工经历对农业 TFP 的负面效应。2SLS 的第一阶段回归结果显示,村级层面的“上期外出务工率”与农户家庭主事者的“外出务工经历”高度相关,弱工具变量检验 F 统计量基本都大于 10 这一经验判断标准,说明不存在弱工具变量问题。

表 4 工具变量 2SLS 回归结果

变量	(1) 外出务工经历	(2) 农业 TFP	(3) 外出务工经历	(4) 农业 TFP	(5) 外出务工经历	(6) 农业 TFP	(7) 外出务工经历	(8) 农业 TFP
外出务工经历		-2.0123 ** (0.8786)		-2.0281 ** (0.9608)		-1.7879 ** (0.8682)		-1.8204 ** (0.9068)
上期外出务工率	0.1417 *** (0.0457)		0.1303 *** (0.0451)		0.1320 *** (0.0427)		0.1317 *** (0.0445)	
个体特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭特征	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄特征	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农业服务特征	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
省份和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
弱工具检验 F 值	19.1108		13.0821		11.5877		8.2238	
观测值	5764	5764	5764	5764	5764	5764	5530	5530

(四) 稳健性分析

1. 调整农业 TFP 测算方法。现有研究对微观层面农业 TFP 的计算方法并不统一,主要体现在生产函数形式的设定和固定效应的选择上,不同学者基于各自的研究对象和数据特征有不同的做法(盖庆恩等,2017;Chari 等,2021;Adamopoulos 等,2022)。因此,本文尝试调整这两个方面的设定,以检验本文结论的稳健性。

在生产函数设定上,本文参照朱喜等(2011)的做法,将资本投入定义为农户的农业经营总成本。然而,也有学者将资本投入定义为农业固定资产价值,将农业经营总成本视为中间投入(李谷成等,2010;王璐等,2020)。为避免生产函数形式设定的差异影响到对农户农业 TFP 的估计,本文尝试调整农户农业生产函数形式,引入土地投入、劳动力投入、资本投入*和中间投入四个要素,重新估算农户农业 TFP,并以重新估算出的农业 TFP 作为被解释变量进行回归分析。具体回归结果如表 5 的(1)~(3)列所示。

在固定效应的选择上,本文参照王璐等(2020)的做法,控制了村庄层面的固定效应。然而,本文样本量相对较小,控制村庄层面固定效应导致模型自由度下降过大,因此本文也参照盖庆恩等(2017)、Chari 等(2021)的做法,控制省级层面的固定效应,重新估计农业 TFP 并进行回归分析。具体回归结果如表 5 的(4)~(6)列所示。

表 5 结果显示,在调整农户农业 TFP 计算方法的情况下,“外出务工经历”的系数依然显著为负,说明对农户农业生产函数设定和固定效应选择上的差异并未对本文核心结论产生重大影响。

表 5 调整农业 TFP 测算方法的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	引入四类投入要素			控制省级固定效应		
	农业 TFP	外出务工经历	农业 TFP	农业 TFP	外出务工经历	农业 TFP
外出务工经历	-0.1067*** (0.0366)		-1.8249** (0.9082)	-0.1040*** (0.0361)		-1.7155* (0.8780)
上期外出务工率		0.1317*** (0.0445)			0.1317*** (0.0445)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	5556	5530	5530	5556	5530	5530

注:(1)(4)列为固定效应模型估计结果,(2)(3)(5)(6)列为在固定效应模型基础上使用工具变量法的估计结果

2. 更换核心解释变量。为验证本文的核心结论是否受到农民外出务工经历定义方式的影响,本文进行如下稳健性检验。有的村庄所在县域产业比较发达,这些村庄内的农民不需要离开本县就能找到合适的工作,而这些非农工作经历同样能通过前文所述机制影响到他们的农业 TFP。鉴于此,本文构建一个新的核心解释变量“上期跨乡镇务工经历”,并代入模型回归,回归结果如表 6 所示。结果显示,将核心解释变量调整为“上期跨乡镇务工经历”后,该变量依然显著,且系数与基准回归结果相比变化不大。这说明,在对农民外出务工经历的定义上,采用“跨县”还是“跨乡镇”的标准对本文核心结论的影响不大。

* 由于本文数据涉及的时间较短,因此对资本投入量的计算没有使用永续盘存法,而是使用了农业固定资产原值

表 6 调整核心解释变量的回归结果

变量	(1) 农业 TFP	(2) 跨乡镇务工经历	(3) 农业 TFP
跨乡镇务工经历	-0.1188 *** (0.0364)		-1.8793 ** (0.9403)
上期跨乡镇外出务工率		0.1259 *** (0.0447)	
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份与年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	5556	5530	5530

注:(1)列为固定效应模型估计结果,(2)(3)列为在固定效应模型基础上使用工具变量法的估计结果。(2)(3)列中 2SLS 估计使用的工具变量为村级层面的“上期跨乡镇务工率”,其构建方法与前文所述工具变量“上期外出务工率”类似

3. 内生转换模型估计。虽然前文已通过工具变量法对内生性问题进行处理,但考虑到工具变量的选择很难做到完美,因此本文还通过内生转换模型来做进一步的稳健性检验。内生转换模型能够通过估计内生变量的选择方程,在一定程度上减少自选择偏误造成的影响(Maddala, 1983)。具体估计结果如表 7 所示。以“外出务工经历”为分组变量时,处理组的平均处理效应(简称 ATT)为-0.9948,对照组的平均处理效应(简称 ATU)为-0.5412;以“跨乡镇务工经历”为分组变量时,ATT 为-1.0460,ATU 为-0.4592;处理效应的估计结果都在 1%的水平上显著。上述估计结果虽然在系数大小上与基准回归有一定差异,但均在 1%的水平上显著,且系数符号稳定为负,说明虽然外出务工经历对农户农业 TFP 影响的大小还有待讨论,但肯定存在负向影响。

表 7 内生转换模型估计结果

以“外出务工经历”为分组变量	有外出务工经历的样本(观测值=981)			无外出务工经历的样本(观测值=4549)		
	处理组	(伪)控制组	ATT	(伪)处理组	控制组	ATU
	5.7166	6.7114	-0.9948 ***	5.2371	5.7783	-0.5412 ***
以“跨乡镇务工经历”为分组变量	有外出务工经历的样本(观测值=1104)			无外出务工经历的样本(观测值=4426)		
	处理组	(伪)控制组	ATT	(伪)处理组	控制组	ATU
	5.7078	6.7538	-1.0460 ***	5.3229	5.7821	-0.4592 ***

4. 工具变量近似外生下的稳定性检验。近年来,越来越多的计量经济学家开始放松传统工具变量估计的模型设定,讨论近似外生工具变量下的稳健推断方法(Conley 等,2012;Kraay,2012)。本文参照 Conley 等(2012)的思路,将严格的排他性约束替换为工具变量对于被解释变量存在一定的影响,假定其参数具有某个取值范围或先验分布,然后根据参数的先验信息构造出回归系数的置信区间,以检验在工具变量非完全外生时估计结果的稳健性。基于 Conley 等(2012)的方法,在置信区间集合方法(UCI)下对本文核心解释变量系数置信区间的估计结果如图 2 所示。

图 2 显示,在伽马(γ)的最小值和最大值分别为-0.1 和 0.1 时,外出务工经历对农户农业 TFP 影响系数的 95%置信区间为[-2.5017, -0.2267],未包含 0 和正值。这一结果说明,即使本文选择的工具变量存在轻微内生性,也不会对本文的核心结论产生特别大的影响。

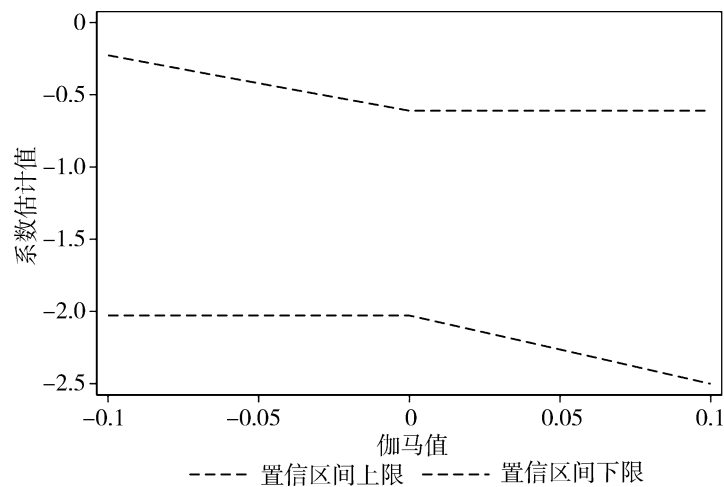


图 2 工具变量近似外生条件下核心解释变量影响系数的 95%置信区间

五、机制分析

(一) 外出务工使返乡者务农专业性下降

在工业化、数字化赋能农业发展的环境下,农业生产经营方式和技术更新快。外出务工使返乡者长期远离一线农业生产,当他们返乡回归农业时,过去的农业经验已经不再适用。与留守务农者相比,他们对新型农业技术(例如农作物新品种、农药、化肥)、现代化农业经营方式(例如农业社会化服务、生产托管)、最新的农业支持政策(例如农业补贴、农业保险)的掌握程度较低,这可能导致他们展现出农业 TFP 偏低的特征。

如果上述机制存在,即长期离农导致务农专业性下降是返乡务农者农业 TFP 偏低的重要原因,那么随着他们返乡后连续务农时间延长,这种影响将会逐渐减小,因为经过一段时间地适应和学习,他们将重新掌握最新的农业技术、政策和经营模式,长期离农导致的技术缺口将被逐渐抹平。为此,本文以连续务农时间是否超过 5 年为标准,将家庭主事者有外出务工经历的农户分为两组,再将这两组农户与家庭主事者没有外出务工经历的农户分别组成两个新的子样本,进行 2SLS 回归,通过观察连续务农时间不同的两组有外出务工经历农户与没有外出务工经历农户在农业 TFP 上差异的大小,来判断这种机制是否存在。为了让这种差异体现得更加明显,本文还将农户依据经营规模的均值(11.7279 亩)分为两组,分别进行上述回归。分组的回归结果如表 8 的(1)~(4)列所示。结果显示,对于规模较小的农户,无论务农时间有多长,外出务工经历对农业 TFP 都没有显著影响;对于规模较大的农户,如果务农时间超过 5 年,则外出务工经历对农业 TFP 的负向影响有所下降。这在一定程度上说明,务农专业性下降的机制确实存在,且主要作用在经营规模较大的农户群体上。

此外,如果对现代农业技术掌握不足和对新的农业经营模式不熟悉是返乡务农者短期内农业 TFP 偏低的重要原因,那么在村级层面开展农业服务应该能加速这一负面效应的缓解。为此,本文在模型中加入了外出务工经历与村庄层面农业服务变量的交互项,重新进行 2SLS 回归,结果如表 8 的(5)列所示。结果显示,外出务工经历与农业技术培训交互项的系数显著为正,说明在村级层面开展技术培训,能在一定程度上缓解外出务工经历对农户农业 TFP 的负面影响。上述结果表明,返乡初期对农业技术掌握不足和对农业经营模式不熟悉是返乡务农者农业 TFP 偏低的一个重要原因,外出务工积累的通用型人力资本转化为农业专用型人力资本需要一定的学习成本和时间过程。这同时也

说明,农业社会化服务能加快返乡务农者的技术追赶过程,减少通用型人力资本转化为农业专用型人力资本的成本和时间,从而更好地发挥返乡务农者在农业经营管理方面的优势。

表 8 对务农专业性下降机制的检验结果

变量	农业 TFP		农业 TFP		农业 TFP
	经营规模较小组		经营规模较大组		
	务农时间 <5 年	务农时间 ≥5 年	务农时间 <5 年	务农时间 ≥5 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
外出务工经历	-2.2797 (3.7078)	-1.5186 (1.3736)	-5.2326** (2.2680)	-4.1847* (2.3397)	-2.2875** (0.9044)
外出务工经历×农业技术培训					0.4498* (0.2719)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3494	3907	1238	1380	5530

注:(5)列的回归中,还加入了外出务工经历分别与统一灌溉排水、提供机耕服务、统一防治病虫害灾害、统一购买生产资料、实行种植规划的交互项,因为结果不显著,因此表中未展示

(二) 外出务工经历使返乡者优先从事非农产业

农民外出务工大多从事非农产业,且在农村务工收入往往高于务农收入,因此多数返乡者更倾向于利用在外积累的人力资本优势,在家乡附近从事熟悉的非农工作,或在部分参与家庭农业生产的情况下,兼顾其他非农工作。如果这种情况确实存在,那么家庭主事者有外出务工经历的农户的农业 TFP 更低就是可以理解的。因为家庭主事者往往是家庭中能力最强、经验最丰富、人力资本最高的成员,家庭主事者不从事农业而让其他成员从事农业,或者家庭主事者只是部分地参与农业,说明这个农户没有将家庭中高质量的劳动力投入到农业生产经营中,甚至可以预期,这个家庭对农业的重视程度也比较低,在其他要素(例如资本、技术)上的投入会比较少。

为验证这一机制,本文以“家庭主事者当前从事行业”和“家庭主事者是否兼业”*为被解释变量,以外出务工经历为核心解释变量,分别进行回归,结果如表 9(1)(2)列所示。结果显示,外出务工经历显著降低了务农家庭中主事者从事农业的概率;同时,对于主事者从事农业的家庭,外出务工经历显著提高了他们从事非农兼业的概率。总体来看,外出务工经历降低了务农家庭将家庭经营重心放在农业上的概率。

为了从结果的角度进一步验证上述机制,本文以“家庭农业收入占比”和“家庭农地经营规模”作为被解释变量,以外出务工经历为核心解释变量,分别进行回归,结果如表 9(3)(4)列所示。结果显示,家庭主事者有外出务工经历的农户,其家庭总收入中农业收入占比更低、农地经营规模更小。这进一步说明,外出务工经历使返乡者倾向于从事非农产业或兼业,家庭农业经营更多以自给自足的口粮和蔬菜供给为主。上述结果说明,对过去就业路径依赖和务农收益激励相对不足导致的兼业化,是部分返乡务农者的农业 TFP 偏低的重要原因。在存在目标偏移的情况下,部分返乡务农者追求的是

* “家庭主事者当前从事行业”变量定义方式为:主要工作为农业=1,主要工作为非农业=0。“家庭主事者是否兼业”变量定义方式为:兼业=1,不兼业=0

风险最小化、家庭食物安全、劳动时间灵活利用、特定消费偏好等,而这些收益无法在农业 TFP 上体现。这同时也说明,要发挥返乡务农者的通用型人力资本,就需要保持适度的农业收益,使更多返乡者的家庭农业经营实现从传统小农模式向现代家庭农场模式的转变。

表 9 对优先非农就业机制的检验结果

变量	(1) 家庭主事者 当前从事行业	(2) 家庭主事者是否兼业	(3) 家庭农业收入占比	(4) 家庭农地经营规模
外出务工经历	-0.5442* (0.3049)	0.5417* (0.2782)	-0.8343* (0.4410)	-2.6390* (1.3900)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	5246	4482	5530	5530

注:在对“家庭主事者是否兼业”的回归中,只纳入了家庭主业为农业的样本

(三) 进一步讨论:返乡务农者内部结构带来的影响

除外出务工经历本身对农户 TFP 的影响外,拥有外出务工经历的返乡者群体的内部结构也可能会放大这种影响。返乡者依据返乡动机大致可分为两类:一类是主动返乡者。对于这部分群体,返乡是他们在城市积累了人力资本、社会资本、资金等资源后,在政策鼓励和市场需求的引导下,结合自身比较优势和个人理想做出的主动选择;另一类是被动返乡者。对于这部分群体,返乡是他们在城市难以找到合适工作维持生存情况下的被迫选择(石丹渐等,2013)。被动返乡者,实际上是经过城市劳动力市场“筛选”后人力资本相对较低的群体,他们个人能力相对较弱,在城市积累的资源资本较少,即使返乡务农,也难以达到一个比较高的农业 TFP 水平。

CLDS 问卷对返乡者的返乡动机进行了调查,将返乡动机分为了“为了照顾家人”“回家乡也能获得较好的收入”“在外找不到好工作”“习惯了本地生活,不习惯外地生活”“生病、受伤等身体因素限制”五类,这五类返乡动机在返乡务农者群体中的比例分别为 34.31%、9.00%、11.19%、10.58% 和 24.21%*。对上述返乡动机进行归类,可将“回家乡也能获得较好的收入”定义为主动返乡,将其他四个类别定义为被动返乡(占比 80.29%)。可以发现,当前中国的返乡务农者群体中,被动返乡者是大多数,占到返乡务农者群体总量的 80.29%。

如果确实如理论分析一般,被动返乡者在城市并没有积累足够的资源资本,返乡后务农也难以实现更高的要素配置效率,那么这种被动返乡者占大多数的返乡务农者结构,无疑会放大外出务工经历对农户农业 TFP 的负向影响。为检验与主动返乡者相比,被动返乡者是否确实农业 TFP 更低,本文依照前文定义,将返乡务农者分为主动返乡者和被动返乡者两组,再将这两组农户与家庭主事者没有外出务工经历的农户分别组成两个新的子样本,进行 2SLS 回归,通过观察主动返乡者和被动返乡者这两组农户与没有外出务工经历农户在农业 TFP 上差异的大小,来判断这种影响是否存在,结果如表 10 所示。回归结果显示,在针对主动返乡者的回归中,外出务工经历变量不显著,说明主动返乡者与留守务农者在农业 TFP 上不存在显著差异;在针对被动返乡者的回归中,外出务工经历的系数在 10% 水平上显著为负,说明被动返乡者与留守务农者相比农业 TFP 更低。上述结果反映了劳动力流动的选择性和返乡动因的结构性差异对农业生产效率的影响。城市劳动力市场的筛选机制和返乡的

* 还有 10.71% 的返乡者返乡动机为“其他”

推力,共同导致了返乡务农劳动力群体内部的不均衡,部分被动返乡群体的人力资本低于留守农户群体,使得在平均水平上形成了看似矛盾实则符合市场逻辑的“效率悖论”。

表 10 不同返乡动机下外出务工经历对农户农业 TFP 影响的估计结果

变量	(1)	(2)
	农业 TFP 主动返乡	农业 TFP 被动返乡
外出务工经历	-29.3993 (45.9972)	-2.4205* (1.2804)
控制变量	已控制	已控制
省份和年份固定效应	已控制	已控制
观测值	3899	4332

六、如何改善外出务工经历的净效应

(一) 宏观层面:农产品价格的影响

根据前文理论分析,外出务工经历对农户农业 TFP 的净效应,主要取决于宏观因素尤其是农产品价格的影响。在农产品价格较高的情况下,外出务工经历提升农户经营能力的功能会得到增强,外出务工导致返乡者倾向于非农就业和返乡者大多是被动返乡的不利影响将会受到抑制,即外出务工经历能更好地发挥其对农业 TFP 的正向作用,同时减弱其负向作用。

从中国农业实践来看,粮食产品的价格相对较低,而蔬菜和瓜果类农产品价格相对较高。如果农产品价格影响外出务工效应发挥的机制确实存在,那么应该可以观察到,返乡从事粮食生产的农户农业 TFP 相对较低,而返乡从事蔬菜、瓜果种植的农户农业 TFP 相对较高。

鉴于此,本文根据农户是否种植蔬菜和瓜果,将样本农户分为粮食种植和果蔬种植两个子样本,分别进行回归,结果如表 11 所示。结果显示,外出务工经历使种植粮食的农户农业 TFP 显著下降,但对种植果蔬农户的农业 TFP 影响不显著。这在一定程度上间接验证了上述分析,即农产品价格会影响到外出务工经历对农业 TFP 影响的净效应,当农产品价格提高时,外出务工经历将更好地发挥其对农业 TFP 的正向作用。

表 11 基于作物品种的分样本回归结果

变量	农业 TFP	
	粮食种植	果蔬种植
外出务工经历	-1.4192* (0.7556)	-1.2421 (1.5216)
控制变量	已控制	已控制
省份和年份固定效应	已控制	已控制
系数组间差异	0.1771	
观测值	3523	855

注:系数组间差异检验的 p 值采用费舍尔组合检验(抽样 500 次)计算得到。下同

(二) 中观层面:村庄发展环境的影响

从中观层面来看,返乡者所在村庄的发展环境对他们的农业 TFP 存在重要影响。村庄经济发展水平和村庄交通便捷程度是村庄发展环境的重要特征,前者反映了村庄产业发展水平和基础设施水平,后者影响到村庄与城市之间的要素流动。根据本文的理论分析,在农产品价格较高的情况下,村庄更高的经济发展水平和更便捷的交通有利于返乡务农者充分发挥其在外积累的人力资本、社会资本和资金优势,例如更方便地获得生产资料和技术指导,更便捷地购买农业社会化服务等,这有助于他们提高资源配置效率,提升农业 TFP。但在农产品价格较低的情况下,村庄经济发展水平和交通便捷度越高,越会对农户的农业 TFP 产生不利影响,因为产业和交通在支持农业发展的同时,也为当地村民的非农就业创造了更多机会。尤其是对于那些在城市积累了一定技能和经验的返乡者,在这样的情况下,反而会放大外出务工经历对农业 TFP 的负面影响。

鉴于上述分析,本文进一步检验在不同村庄发展环境下,家庭主事者外出务工经历对农户农业 TFP 影响的差异。首先,考察村庄经济发展水平的影响。本文以村庄人均年收入的中位数为标准,将全部样本村分为低收入村和高收入村两个子样本,分别回归,结果如表 12 的(1)(2)列所示;其次,考察村庄交通情况的影响。本文以村庄距离县城距离的中位数为标准,将全部样本村分为交通发达村和交通闭塞村并分别回归,结果如表 12 的(3)(4)列所示;最后,考察村庄经济发展水平和交通情况的综合影响。鉴于村庄地形会同时影响到村庄的经济发展水平和交通便捷程度*,本文根据村庄地形,将所有样本村分为平原村和丘陵或山地村两个子样本,分别回归,结果如表 12(5)(6)列所示。

表 12 结果显示,在高收入村、交通发达村,家庭主事者的外出务工经历对农户农业 TFP 的负向影响更大,这一结果与本文的预期相符,即在非农就业收入显著高于务农收入的情况下,产业发达、交通便捷的村庄为农民创造了更好的非农就业条件,放大了外出务工经历对农业 TFP 的负向影响。地形分样本的回归结果显示,在经济发展水平相对较高、交通相对便捷的平原村,外出务工经历对农业 TFP 的负向影响更大,再次证明了上述结论。上述分析表明,村庄发展环境的影响并不是绝对的,关键取决于宏观环境下务农收益与务工收益的对比。

表 12 基于村庄发展环境的分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农业 TFP		农业 TFP		农业 TFP	
	高收入村	低收入村	交通发达村	交通闭塞村	平原村	丘陵或山地村
外出务工经历	-3.3778*	-0.2629	-1.9689*	-1.9903	-2.0699***	-3.3144
	(1.9999)	(0.7348)	(1.1597)	(1.5262)	(0.6644)	(4.9643)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
系数组间差异	3.1149*		0.0214		1.2445	
观测值	2980	2550	3013	2517	2653	2877

(三) 微观层面:农户人力资本的影响

除宏观层面的农产品价格因素和中观层面的村庄发展环境因素外,农户的个体差异也可能影响到外出务工经历对农业 TFP 影响的净效应,尤其是农户家庭主事者的人力资本水平。人力资本理论

* 普遍来说,平原、丘陵和山地村庄,经济发展水平和交通便捷程度依次下降

表明,人力资本高的主体经营企业的能力更强(Becker,2009)。农户的家庭农业生产,一方面要求农户熟悉农业技术,另一方面也要求农户有一定的经营能力(罗必良,2020)。因此,从理论上分析,人力资本高的农户的农业 TFP 应该更高,这类农户的农业 TFP 即使受到家庭主事者外出务工经历的负向影响,这种影响也应该更弱。

本文从家庭主事者的受教育程度和外出务工省份数量两个维度衡量他们的人力资本。首先,受教育程度能够反映农民的知识文化水平,是衡量人力资本最重要的指标。当前在农村务农的农民文化程度普遍不高,样本中家庭主事者的平均受教育年限仅为 7.14 年。鉴于此,本文将样本农户分为“小学及以下学历”和“初中及以上学历”两个子样本,并分别回归,结果如表 13 的(1)(2)列所示。其次,外出务工省份数量可以反映农民经历的丰富程度,这也是农民人力资本构成的重要方面。创业“多面手”理论(Lazear,2004)认为,经历越丰富、能力越全面,创业和经营的能力越强。鉴于此,本文在基准回归模型中加入了“外出务工经历”与“务工省份数量”的交互项,回归结果如表 13 的(3)列所示。

表 13(1)(2)列结果显示,在“小学及以下学历”子样本中,外出务工经历不显著;在“初中及以上学历”子样本中,外出务工经历在 10%的水平上显著;但是,两个子样本中外出务工经历的回归系数差异检验 p 值为 0.2801,说明二者的差异不显著。(3)列结果显示,外出务工经历与务工省份数量的交互项在 10%的水平上显著,系数为正,说明丰富的务工经历能在一定程度上缓解外出务工经历对农业 TFP 的负向影响。上述结果说明,较高的人力资本确实有助于抑制外出务工经历对农业 TFP 的负面影响,且这种人力资本主要体现在农民外出务工经历的丰富程度上,而非学历上。

表 13 基于人力资本水平的分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	小学及以下学历	初中及以上学历	农业 TFP
外出务工经历	-2.8259 (2.0874)	-1.1311* (0.6195)	-4.0254* (2.3725)
外出务工经历×务工省份数量			1.0721* (0.6397)
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份和年份固定效应	已控制	已控制	已控制
系数组间差异		1.6948	
观测值	2719	2881	5530

七、结论与启示

在当前农业生产日益面临资源环境约束的情况下,以农业全要素生产率的提升作为农业持续增长主要动能,不仅关乎农业强国建设,更是破解资源禀赋与可持续发展矛盾的关键。然而,这一进程正遭遇令人困惑的“效率悖论”:本应作为农业现代化生力军的返乡劳动力群体,其农业生产效率表现反而显著落后于留守农户。当国家期待将返乡群体培育为“懂技术、善经营”的新型农业经营主体时,务工经历所积累的物质资本与人力资本,却未能如预期转化为农业效率提升的催化剂。

本文基于 CLDS 数据,对上述现象展开了实证分析。研究发现,外出务工经历对农户农业全要素

生产率具有显著的负向影响,这一结论在经过多种稳健性检验后依然有效。机制分析显示,产生上述现象主要有两方面原因:第一,长期离农使返乡务农者在短期内的务农专业性下降,但这一影响会在返乡者连续务农多年后趋于缓解和消失;第二,返乡者在外积累的非农工作经验和技能,以及当前偏低的务农收入,使得他们返乡后更倾向于以兼业的形式从事农业,并将大部分工作重心放到非农产业上,他们对家庭农业的重视程度较低,并没有将外出积累的各类资源资本应用到家庭农业经营上。此外,返乡群体的内部分化也值得重视。当前返乡群体中,主动返乡者只是少数,因各种原因不得不返乡的被动返乡者占比超过 80%,而被动返乡者相对人力资本水平更低,他们占大多数的返乡群体结构特征加剧了整体层面上外出务工经历对农业全要素生产率的不利影响。进一步分析发现,外出务工经历对农业全要素生产率的净效应,受到多个层面因素的影响。在宏观层面,农产品价格提高有利于提升外出务工经历对农业全要素生产率的正面影响。在中观层面,村庄发展环境的影响取决于宏观层面的农产品价格因素,只有在农产品价格较高时,村庄较高的经济发展水平和便捷的交通才能助力外出务工经历正面效应的发挥;但是,在任何情况下,村庄层面开展农业技术培训,都有助于抑制外出务工经历的负面效应。在微观层面,人力资本较高的返乡者能更好地发挥外出务工经历的正面效应,这种人力资本的差异主要体现在返乡者外出务工经历的丰富程度而非学历上。

本文的研究结论具有丰富的政策含义。第一,应适度提高农业补贴,避免农产品价格过低,激励返乡者从事专业化、商品化的农业生产。本文研究表明,返乡务农者的农业全要素生产率偏低,并非是因为他们在外没有积累资源资本,而是由于务农收入偏低,他们将家庭经营的重心放到了非农产业上。因此,要让返乡者在农业上发挥人力资本优势,就要保持适度的农业收益,使更多返乡者的家庭农业经营从自给自足的传统小农模式转向以商品化、市场化为特征的现代家庭农场模式。第二,应充分认识到农业社会化服务对于激发返乡者农业生产经营潜力的重要作用。返乡者虽然在外积累了大量的人力资本、社会资本和资金,有实现高效率农业生产的潜力,但他们长期远离农业生产一线,对最新的农业生产技术、农业经营方式、农业支持政策不熟悉,这限制了其潜力的发挥。本文研究表明,在村级层面提供农业社会化服务能够有效提高返乡务农者的农业全要素生产率。因此,政府需要充分认识到农业社会化服务对于返乡务农者的重要意义,通过加强农业社会化服务体系建设,弥补返乡者在农业技术上的不足,充分发挥返乡务农者在农业经营管理方面的优势。具体来说:一是激活村集体经济组织功能,从村集体层面统一对接社会化服务组织,降低农户服务采购成本;二是优化服务供给模式,可在村级层面设计耕、种、防、收、销全流程套餐,使农户通过村级服务站实现一站式采购;三是建立村级服务经纪人制度,选聘熟悉农情的村民,经过培训认证后成为村级服务经纪人,负责服务的供需撮合、质量监管、技术代跑等,以提升服务质量。第三,应进一步完善农地流转市场建设,提高土地资源配置效率。本文研究发现,在当前农村环境下,返乡务农者大部分并未将家庭经营的重心放在农业上,但由于经营自家农地几乎“零成本”,因此很多返乡者以兼业的形式从事小规模、粗放型、自给型的家庭农业生产,从这个角度看,劳动力返乡阻碍了农地的适度规模经营。因此,未来应进一步健全土地流转机制,让不以农业为主的返乡者安心退出农业,将土地经营权适度集中到少部分以务农为主的高人力资本返乡者手中,将其培育为现代化的新型农业经营主体,让外出务工经历带来的各种资源和资本在农业中发挥作用,实现规模经济下的农业全要素生产率提高。

参 考 文 献

1. Adamopoulos, T., Brandt, L., Leight, J., Restuccia, D. Misallocation, Selection, and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China. *Econometrica*, 2022(3): 1261~1282
2. Becker, G. S. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. University of Chicago

- Press, 2009
3. Becker, G. S. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 1962(5): 9~49
 4. Chari, A., Liu, E. M., Wang, S. Y., Wang, Y. Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China. *The Review of Economic Studies*, 2021(4): 1831~1862
 5. Conley, T. G., Hansen, C. B., Rossi, P. E. Plausibly Exogenous. *Review of Economics and Statistics*, 2012(1): 260~272
 6. Démurger, S., Xu, H. Return Migrants; The Rise of New Entrepreneurs in Rural China. *World Development*, 2011(10): 1847~1861
 7. Gibbons, R., Waldman, M. Task-Specific Human Capital. *American Economic Review*, 2004(2): 203~207
 8. Heckman, J. J., Kautz, T. Hard Evidence on Soft Skills. *Labour Economics*, 2012(4): 451~464
 9. Kraay, A. Instrumental Variables Regressions with Uncertain Exclusion Restrictions: A Bayesian Approach. *Journal of Applied Econometrics*, 2012(1): 108~128
 10. Kveder, C. L. M., Flahaux, M. L. Returning to Dakar; A Mixed Methods Analysis of the Role of Migration Experience for Occupational Status. *World Development*, 2013, 45: 223~238
 11. Lazear, E. P. Balanced Skills and Entrepreneurship. *American Economic Review*, 2004(2): 208~211
 12. Lin, D., Zheng, W., Lu, J., Liu, X., Wright, M. Forgotten or Not? Home Country Embeddedness and Returnee Entrepreneurship. *Journal of World Business*, 2019(1): 1~13
 13. Lin, J. Y. Rural Reforms and Agricultural Growth in China. *The American Economic Review*, 1992(1): 34~51
 14. Liu, M., Zheng, W., Zhong, T. Impact of Migrant and Returning Farmer Professionalization on Food Production Diversity. *Journal of Rural Studies*, 2022, 94: 23~36
 15. Maddala, G. S. Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge University Press, 1983
 16. Mahé, C. Return Migration and Self-Employment; Is There a ‘Jack-of-All-Trades’ Effect. *Oxford Economic Papers*, 2022(1): 62~84
 17. Qian, W., Wang, D., Zheng, L. The Impact of Migration on Agricultural Restructuring: Evidence from Jiangxi Province in China. *Journal of Rural Studies*, 2016, 47: 542~551
 18. Taylor, J. E., Rozelle, S., De Brauw, A. Migration and Incomes in Source Communities; A New Economics of Migration Perspective from China. *Economic Development and Cultural Change*, 2003(1): 75~101
 19. Wahba, J., Zenou, Y. Out of Sight, Out of Mind; Migration, Entrepreneurship and Social Capital. *Regional Science and Urban Economics*, 2012(5): 890~903
 20. Wassink, J., Hagan, J. How Local Community Context Shapes Labour Market Re-entry and Resource Mobilisation Among Return Migrants; An Examination of Rural and Urban Communities in Mexico. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 2022(13): 3301~3322
 21. Zhang, S., Qiu, L., Zhao, D. Technological Diffusion, Migration and Entrepreneurship in China. *Journal of Asian Economics*, 2021, 75: 101322
 22. 曹宗平. 乡村振兴背景下农民工返乡问题的多维审视. *中州学刊*, 2021(8): 41~47
 23. 陈锡文. 构建新型农业经营体系刻不容缓. *中国合作经济*, 2014(1): 6~9
 24. 盖庆恩, 朱 喜, 程名望, 史清华. 土地资源配置不当与劳动生产率. *经济研究*, 2017(5): 117~130
 25. 胡 玮. 中国特色返乡创业问题研究: 框架、进展与展望. *北京工商大学学报(社会科学版)*, 2023(3): 120~134
 26. 金文成, 靳少泽. 加快建设农业强国: 现实基础、国际经验与路径选择. *中国农村经济*, 2023(1): 18~32
 27. 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据. *经济学(季刊)*, 2010(1): 95~124
 28. 罗必良. 小农经营、功能转换与策略选择——兼论小农户与现代农业融合发展的“第三条道路”. *农业经济问题*, 2020(1): 29~47
 29. 罗明忠, 唐 超, 邓海莹. 从业经历与农业经营方式选择: 生产环节外包的视角. *南方经济*, 2019(12): 68~81
 30. 钱忠好, 李友艺. 家庭农场的效率及其决定——基于上海松江 943 户家庭农场 2017 年数据的实证研究. *管理世界*, 2020(4): 168~181
 31. 邱生荣, 范水生, 陈文盛. 返乡青年职业转换与适应研究——以休闲农业经营者为例. *西北农林科技大学学报(社会科学版)*, 2015(2): 90~96
 32. 石丹渐, 赖德胜. 自我雇佣问题研究进展. *经济学动态*, 2013(10): 143~151
 33. 石智雷, 杨云彦. 外出务工对农村劳动力能力发展的影响及政策含义. *管理世界*, 2011(12): 40~54
 34. 苏芳芳, 盖庆恩. 谁能返乡再就业——来自回流人口工作分化的微观证据. *山西财经大学学报*, 2024(1): 1~14

35. 王 璐,杨汝岱,吴 比. 中国农户农业生产全要素生产率研究. 管理世界,2020(12):77~93
36. 王 轶,丁 莉,刘 娜. 创业者人力资本与返乡创业企业经营绩效——基于 2139 家返乡创业企业调查数据的研究. 经济经纬,2020(6):28~38
37. 肖 剑,罗必良. 中国农业现代化的重要议题:谁来改造传统农业?——来自农民工回流对农业专业化经营影响的证据. 改革,2023(8):82~100
38. 张 超,孙艺夺,胡瑞法. 外出务工劳动力回流会提高农业生产效率吗——以长江流域 1122 个水稻农户为例. 农业技术经济,2023(1):60~77
39. 张凤兵,王会宗. 劳动力返乡、要素配置和农业生产率. 华南农业大学学报(社会科学版),2021(3):73~84
40. 郑阳阳,罗建利. 农户缘何不愿流转土地:行为背后的解读. 经济学家,2019(10):104~112
41. 郑志浩,高 杨,霍学喜. 农户经营规模与土地生产率关系的再探究——来自第三次全国农业普查规模农户的证据. 管理世界,2024(1):89~108
42. 朱满德,程国强. 提高种粮积极性:中国粮食生产支持政策的完善与转型. 中州学刊,2023(12):61~69
43. 朱诗娥,杨汝岱,王 璐,吴 比. 中国农村土地流转与农业生产模式变迁. 管理世界,2024(1):76~88
44. 朱 喜,史清华,盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率. 经济研究,2011(5):86~98

The Efficiency Paradox of Returning Migrants: How Migration Experience Shapes Agricultural Total Factor Productivity

HU Yi

Abstract: The return of rural migrants has restructured factor markets and spurred rural industrial revitalization, yet agriculture faces an unexpected “efficiency paradox”: returning migrants underperform stay-behind farmers in agricultural total factor productivity (TFP) despite their accumulated material and human capital from off-farm work. Leveraging China Labor-force Dynamics Survey (CLDS) data, this study identifies a significant negative impact of off-farm work experience on agricultural TFP, driven by diminished farming expertise due to prolonged agricultural detachment, pluriactivity preferences prioritizing non-farm income, and the prevalence of low-skilled “passive returnees” constrained by urban labor market barriers. To resolve this paradox, we propose tripartite policy interventions. Firstly, the paper proposes to enhance agricultural subsidies to maintain agricultural profitability and incentivize returnees to engage in specialized, commercialized agricultural production; Secondly, the paper proposes to accelerate the development of agricultural socialized services to compensate for technical deficiencies through division of labor; Thirdly, the paper proposes to improve farmland transfer markets to facilitate moderate land concentration among returnees primarily engaged in agriculture, thereby realizing the nourishing effect of return-migration dividends on agricultural development.

Keywords: Labor migration; Agricultural TFP; Returning migrant entrepreneurship; Off-farm work; Non-farm employment

责任编辑:李 芸