

劳动力转移影响粮食生产韧性的 理论机制与实证检验

曾福生,蔡林军

(湖南农业大学 经济学院,湖南 长沙 410128)

摘要: 在测度粮食生产韧性的基础上,利用2008—2021年中国省际面板数据,选择固定效应模型与中介效应模型,实证检验了农业劳动力非农转移对粮食生产韧性的影响及其可能机制。研究表明,农业劳动力非农转移能显著提升粮食生产韧性。机制验证发现,农业劳动力非农转移主要通过推动农地适度规模经营来提高粮食生产韧性。异质性分析发现,在粮食主产区和地形起伏较小的北方地区,农业劳动力非农转移对粮食生产韧性的提升作用更为显著。据此,应鼓励农业劳动力非农转移,建立并完善农地流转市场交易体系,推动农地适度规模经营和农户种粮收益上升,以有效提升粮食增产、提质与增效的内源动力和韧性水平。

关键词: 粮食安全;劳动力转移;粮食生产韧性;种粮收益

中图分类号: F326.11

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2024)05-0084-11

一、引言

提高粮食生产韧性不仅是保障国家粮食产能和粮食安全的核心任务,更是实现农业与农村现代化的必然要求^[1-2]。农业劳动力非农转移作为二元经济结构背景下的显著特征,正推动粮食生产规模与劳动力结构发生深刻变革。从近十年数据看,无论是粮食播种面积,还是粮食人均产量均稳定增加,这种现象产生的原因是因为农业劳动力非农转移不影响粮食生产韧性,还是因为劳动力非农转移给粮食生产韧性带来的有利因素与不利影响中,积极因素抵消了不利影响。因此,开展劳动力非农转移与粮食生产韧性的联动研究,已经成为近年来学术关注的重要主题。

目前,学术界关于农业劳动力非农转移对粮食生产的影响尚未取得较为一致的结论。部分学者认为,劳动力非农转移将粮食生产中劳动力投入减少^[3],造成耕地无人耕种、农地撂荒现象,从而阻碍粮食生产^[4]。同时劳动力转移造成从事粮食生产的劳动力老龄化^[5-6],危及我国粮食安全。在丘陵山区,粮食生产成本高收益低,农户作为生计理性和经济理性的利益主体,在比较收益低下、种粮收益萎缩等因素驱动下,从事“非粮化”生产是其必然选择^[7],进而给粮食生产带来一定的不利影响^[8]。然而,劳动力非农转移也可能对粮食生产具有积极的正向作用,粮食生产中劳动力投入减少并不一定会真正给粮食生产或粮食安全造成威胁,农户完全可以找到种植结构与要素替代间的最优组合来应对劳动力资源的不足^[9]。其次,粮食生产属于土地密集型产业,劳动力非农转移为农业机械化作业创造了条件,相较于人力劳作的局限性,机械化可以打破粮食生产各环节的人力和资金约束为粮食生产注入新动能^[10],对粮食生产效率具有较大的促进作用^[11]。

收稿日期:2024-06-05

DOI:10.7671/j.issn.1672-0202.2024.05.008

基金项目:国家社会科学基金项目(17CJY040);湖南省社会科学基金项目(21JD020)

作者简介:曾福生(1964—),男,湖南祁阳人,湖南农业大学经济学院教授,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: zefusheng@163.com

现有研究为本文提供了较好的研究基础,但仍须进一步讨论。粮食生产是集资本、土地、劳动力等生产要素的资源密集型产业,现有研究更多聚焦于农业劳动力非农转移对粮食播种面积、人均产值等单一方面的影响。同时,在探讨农业劳动力非农转移影响粮食生产的效应时,大多数研究主要验证二者存在线性关系,而少有从劳动力非农转移的全过程出发,采用分阶段检验。鉴于此,本文的边际贡献在于:第一,通过构建具有本国特色的粮食生产韧性指标综合评价体系,将劳动力非农转移与粮食生产韧性纳入统一分析框架,探究农业劳动力非农转移对粮食生产韧性的影响;第二,选择中介效应模型和门槛模型,进一步解构农业劳动力非农转移影响粮食生产韧性的作用机制,以期为政府部门政策制定提供理论依据。

二、理论分析与研究假说

(一) 农业劳动力非农转移作用于粮食生产韧性的直接效应

现有研究认为劳动力非农转移最直接的影响是推动农户工资性收入增加,进而对农户总收入具有显著的促进作用^[12-13]。农户作为经济理性和生计理性的行为主体,非农收入增加对其在粮食生产过程中将产生双重效应,具体表现为:一方面,农户会提高对有机化肥、农用机械等新质要素和优质种子的购买。例如,唐林等研究认为,农户非农收入与农业机械投入存在显著的正向关系,非农收入越高,农业机械投入也会随之上升^[14]。另一方面,农户会加大对粮食生产区域硬化面积的投入资本进而推动区域交通体系完善,释放生产要素活力^[15]。粮食生产作为典型的资源密集型产业,随着分工不断深化、产业链持续拉长,对资金将有更大需求,农业劳动力转移获得的非农收入能为农户在粮食生产过程中的流动性约束注入新动能。基于此,本文提出假说1。

假说1:劳动力非农转移对粮食生产韧性的提升具有促进作用。

(二) 农地流转在农业劳动力非农转移作用于粮食生产韧性的中介效应

农业劳动力非农转移通过促进农地自由流转,为农户适度规模化、集约化经营和农业机械化开展创造了良好条件,为粮食生产带来了规模经济。相关研究指出,农地经营规模与种植结构“非粮化”呈现显著负相关关系,农地经营规模面积越大,种粮效应越显著^[16]。农业劳动力外流在一定程度上会减少从事粮食生产劳动力,理性农户会增加农业机械投入和粮食生产劳动力雇佣服务,以缓解劳动力供给约束;而农地流转契合粮食产业结构合理化和高级化发展的需要,有效推动农户适度规模化经营、农机设备高效运转和粮食增产增收的有机结合,破解了耕地撂荒、农业劳动力供需不匹配的现实难题,在推动粮食生产要素资源合理化配置的同时,也为粮食生产集约化、技术化、高效化及绿色化等多重目标的高质量发展奠定了良好基础。此外,农业劳动力非农转移中存有部分季节性转移现象,这部分劳动力在农忙时会流回农村从事农业生产,对粮食生产不会产生消极影响^[17]。基于此,本文提出假说2。

假说2:劳动力非农转移通过促进农地流出推动区域粮食生产韧性提升。

(三) 农业劳动力非农转移作用于粮食生产韧性的区域异质性

大农业生产属于我国粮食生产的典型特征之一。何谓“大”,是因为我国南北方在气候条件、资源禀赋、种植结构、作物特性和产业结构等方面差异显著。相较于北方地区,南方地区受地形约束,耕地“细碎化”现象明显,开展机械化作业成本较高,不利于农地规模化经营,对粮食生产具有不利影响。例如,钟甫宁等基于农户要素替代视角的研究发现,在不适宜机械化开展的丘陵山区,劳动力非农转移对粮食生产的促进作用会被消弱^[18];马俊凯等认为耕地“细碎化”将加大农户种植结构“非粮化”占比^[19]。与此同时,南方地区经济发展迅速,经济作物需求足畅销快,可能引致粮食生产的“懈怠效应”^[7],进而对粮食生产造成效率损失。基于此,本文提出假说3。

假说3:农业劳动力非农转移对粮食生产韧性的影响存在南北方异质性。

三、模型构建、变量说明与数据来源

(一) 模型构建

通过理论分析与研究假设可知,劳动力非农转移对粮食生产韧性具有直接影响和间接影响双重效应,因此,本文首先运用面板双固定效应模型,探析劳动力非农转移对粮食生产韧性影响的直接效应;其次采用中介效应模型分析劳动力非农转移通过助推农地流转促进粮食生产韧性影响的中介效应;最后考虑到劳动力非农转移可能对粮食生产韧性水平存在非线性影响,为进一步验证二者间的非线性函数关系,以农业劳动力非农转移为门限变量,构建如下门限回归模型进行相关计量检测。

$$AG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NATR_{it} + \alpha_2 \sum_{i=1}^n X_z + e_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$AIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 NATR_{it} + \beta_2 \sum_{i=1}^n X_z + e_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$AG_{it} = \delta_0 + \delta_1 NATR_{it} + \delta_2 AIS_{it} + \delta_3 \sum_{i=1}^n X_z + e_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$AG_{it} = \eta_0 + \eta_1 NATR_{it} (NATR \leq \gamma_1) + \eta_2 NATR_{it} (\gamma_1 < NATR \leq \gamma_2) + \eta_3 NATR_{it} (NATR > \gamma_2) + \eta_4 \sum_{i=1}^n X_z + e_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,被解释变量 AG_{it} 是使用熵值法测度出的粮食生产韧性水平综合指数得分,具体而言,包括抵抗能力、恢复能力、引领能力等三个一级维度; $NATR_{it}$ 表示农业劳动力转移情况,为核心解释变量及门槛变量; AIS_{it} 表示农地流转; X_z 表示省域经济发展水平、农民专业合作化程度、产业结构状况、财政支农水平及农产品生产价格水平等可能影响区域粮食生产韧性的控制变量。此外, γ_i 为待估计的门槛值,向量组 α 、 β 、 δ 、 η 为待估计的参数, e_i 、 ε_{it} 分别代表个体固定效应和随机扰动项。

(二) 变量描述和数据说明

被解释变量设定为粮食生产韧性水平(AG)。从粮食生产韧性的内涵分析来看,仅从粮食播种增量角度难以全面考察粮食生产韧性的内在特征。为此,根据理论分析和假设,在参考蒋辉^[20]、郝爱民^[21]等学者研究的基础上,本文从多维度多层次角度出发,采用综合指标体系法构建粮食生产韧性水平的评价体系,即通过构建粮食生产韧性的抵抗力、恢复力和引领力三个一级指标,与生产条件水平、经济基础状况、设施配置水平、科技进步、绿色治理能力和环境安全六个二级指标的综合指标评价系统,以测度我国不同时间序列上的粮食生产韧性水平状况。(见表1)

表1 粮食生产韧性发展水平指标综合测算体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义	属性
抵抗力	生产条件	粮食作物播种面积(千公顷)	年度粮食播种面积	正
		复种指数(%)	农作物播种面积/耕地面积	正
	经济基础	耕地有效灌溉效率(%)	有效灌溉面积/耕地面积	正
		农村居民人均可支配收入(元/人)	限于篇幅,参考国家统计局	正
		第一产业总产值(亿元)	年度第一产业产值	正
恢复力	设施配置	粮食单位产量(公斤/人)	粮食总产量/年末人口数	正
		农村投递路线里程(公里)	农村邮路长度距离	正
	科技进步	农业机械化水平(万千瓦)	农用机械总动力	正
		农业机械化作业服务人员占比(%)	农业机械化服务人员数量/乡村从业人员数量	正
引领力	绿色治理	单位面积化肥使用量(千克每公顷)	农用化肥折纯量/耕地面积	负
		农药施用强度(千克每公顷)	农药施用量/耕地面积	负
	环境安全	地膜使用密度(千克每公顷)	地膜使用量/耕地面积	负
水土流失治理水平(千公顷)		水土流失治理面积	正	
		成灾率(%)	成灾面积/受灾面积	负

主成分分析法、变异系数法、熵权 TOPSIS 法及熵值法是目前常用测度粮食生产韧性水平的方法。为使模型结果尽可能准确需避免主观因素带来的不利影响,本文采用熵值法对粮食生产韧性水平进行测算。具体测算步骤如下:

1. 无量纲标准化:首先对正、负向指标进行对应的标准化处理,消除指标间因数量级和量纲的影响,实现数值越大则表示粮食生产韧性水平越高,其标准化矩阵记为 (x_{ij}^0) 。

2. 熵值法赋予各指标权重: $P_{ij} = x_{ij}^0 / \sum_{i=1}^m x_{ij}^0, e_j = -K \sum_{i=1}^m P_{ij} \ln P_{ij}, W_j = (1 - e_j) / (\sum_{j=1}^n (1 - e_j))$, 其中, P_{ij} 为j指标下i样本所占比重; e_j 为j指标的信息熵, $K = 1/\ln m$; W_j 为利用熵权法计算得到的j指标权重。

3. 测算粮食生产韧性发展指数: $f(\xi_i) = \sum_{j=1}^n W_j x_{ij}^0$

根据《中国农村统计年鉴》《中国农业机械工业年鉴》2008—2021年各指标数据,测度各省粮食生产可持续发展水平的时序动态水平。(见表2)

表2 各省(区、市)粮食生产韧性发展指数

省份	2008—2014	2015—2021	2008—2021	省份	2008—2014	2015—2021	2008—2021
河北	0.4185	0.5450	0.4817	湖北	0.3845	0.5513	0.4679
山西	0.2786	0.3306	0.3046	湖南	0.4071	0.5387	0.4729
内蒙古	0.4114	0.4729	0.4421	广东	0.3083	0.4122	0.3603
辽宁	0.3320	0.4229	0.3775	广西	0.2840	0.3782	0.3311
吉林	0.3223	0.3949	0.3586	海南	0.1913	0.2505	0.2209
黑龙江	0.4207	0.5018	0.4612	重庆	0.2514	0.3344	0.2929
江苏	0.4752	0.5725	0.5239	四川	0.3637	0.4948	0.4293
浙江	0.3230	0.3709	0.3469	贵州	0.2833	0.3939	0.3386
安徽	0.4059	0.5151	0.4605	云南	0.2934	0.3910	0.3422
福建	0.2494	0.3731	0.3113	陕西	0.3156	0.3781	0.3468
江西	0.3562	0.4638	0.4100	甘肃	0.2678	0.3332	0.3005
山东	0.4733	0.5972	0.5352	宁夏	0.2503	0.3064	0.2783
河南	0.4702	0.5631	0.5167	新疆	0.3020	0.3848	0.3434
均值	0.3400	0.4335	0.3867	均值	0.3400	0.4335	0.3867

表2展示了全国26个省(区、市)三阶段的粮食生产韧性发展水平指数。不难看出,全国粮食生产韧性水平平均指数从2008—2014年的0.3400提升至2015—2021年的0.4335,总体呈现上升趋势。各省、自治区和直辖市从时序来看后七年的粮食生产韧性平均水平相较于前七年均得到显著提升,表明我国在提出由传统大农业向现代大农业转型的战略背景下,各区域依托自身禀赋条件,通过大力推进粮食生产由粗放式向集约化、技术化及智慧化的现代粮食生产模式取得了积极成效。但值得注意的是,从个体维度来看,2008—2021年这一区间内仍有15个地区粮食生产韧性水平低于全国平均水平,粮食生产韧性水平表现出较大差异,如山东、江苏的粮食生产韧性平均水平分别为0.5352、0.5239,海南和宁夏分别为0.2209、0.2783,发展水平差异较大,可能的原因是:一方面,发展指数较高的省域其本身拥有更好的资源禀赋和经济基础优势;另一方面,发展指数较低的省域大多数还处于传统耕作模式,需打破各种壁垒加大机械化、智慧化在粮食生产各环节的投入。

核心解释变量设定为农业劳动力非农转移(NATR)。目前相关部门关于农业劳动力非农转移的宏观数据尚未公布,本文参考张红丽^[22]的经验做法采用农业劳动力转移比表征农业劳动力非农转移情况,即用乡村从业人数和第一产业从业人数的差与乡村从业人数的比值来测算。此外,将乡村从业人员与第一产业从业人员之间的差值剩余作为农业劳动力非农转移的度量指标也是学者们常用的方法,为了验证本文结论的可信度,在稳健性检验中本文用此方法替代第一种测算方式。

中介变量设定为农地流转(AIS)。学界衡量农地流转的指标较多,本文参考王笏旭^[23]表征农地流转的方式,用家庭承包耕地流转总面积(农地转出总面积)测度农地流转,具体而言,流转总面积主要包括三个部分,即入股面积、转包(出租)面积和其他形式流转面积。

相关研究发现,粮食生产韧性水平除受劳动力转移及农地流转的影响之外,还受到地区经济发展、农业资源禀赋、粮食要素价格等因素影响,故考虑将其纳入计量模型作为控制变量,其中控制变量具体包括经济发展水平、财政支农水平、农产品生产价格水平、农民专业合作社化程度及产业结构状况。(见表3)

表3 相关变量含义与测度

变量	变量名称及符号	定义
被解释变量	粮食生产韧性水平(AG)	熵值法测算得到粮食生产韧性水平取对数
解释变量	农业劳动力转移(NATR)	((乡村从业人员-第一产业从业人员)/乡村从业人员)取对数
中介变量	农地流转(AIS)	家庭承包耕地流转总面积取对数
控制变量	经济发展水平(GDP)	人均GDP取对数
	财政支农水平(DR)	(农林牧渔财政支出/农林牧渔总产值)取对数
	农产品生产价格水平(UR)	农产品生产价格指数取对数
	产业结构水平(IC)	((第二产业增加值+第三产业增加值)/地区生产总值)取对数
	农民专业合作社化水平(FC)	农村每万人拥有农民专业合作社数量取对数

(三)数据来源与描述性统计

本文变量数据主要来自于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农业机械工业年鉴》及各省份统计公报,样本时间段设定为2008—2021年,对于个别缺失数据采用线性插值法予以补齐;其中为了有效缓解异方差问题对模型估计结果带来的不利影响,本文对指标数据进行了对数转换。此外,考虑到研究内容为粮食生产韧性,故将粮食产量极小的北京、上海、天津、西藏及青海5个省(区、市)进行了剔除,最终研究对象为26个。各变量的描述性统计如表4所示。

从变量的描述性统计表可知,粮食生产韧性水平的均值、标准差分别为-0.9860和0.2715,表明粮食生产韧性水平在不同省、区、市之间差异显著。

表4 变量的描述性统计表

变量	最小值	最大值	均值	标准误
AG	-1.9249	-0.4275	-0.9860	0.2715
NATR	-5.8430	-0.0982	-1.3294	0.8730
AIS	2.5594	8.6588	6.7041	1.1389
GDP	8.6428	11.3616	10.2259	0.5091
DR	-3.1786	-0.9861	-1.9789	0.4412
UR	4.4590	4.8414	4.6517	0.0674
IC	-0.2890	-0.0305	-0.1173	0.0499
FC	-0.0502	5.1668	3.3534	1.1546

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果分析

为验证研究假设的真伪,探究农业劳动力非农转移影响粮食生产韧性的效应程度及方向,以农业劳动力非农转移作为核心解释变量,以粮食生产韧性水平作为被解释变量,利用我国26个省、自治区和直辖市2008—2021年的全部样本数据进行面板回归。在对模型进行参数估计之前,为避免伪回归现象,首先采用LLC检验法对各指标数据时序的平稳性进行检验,结果表明变量不存在单位根,拒绝原假设;为了使实证结果具有可信度,在开展面板数据回归前还须对变量是否存在协整关系进行检验,Kao检验法和Pedroni检验法是其常用方法,本文选择Pedroni检验法对变量进行检测,结果显示变量间协整关系存在,可以对模型展开面板估计。对于模型(1)的参数估计选用何种方法,经检验(Hausman test)发现,选择随机效应模型将会产生有偏估计,故应采用固定效

应模型对“农业劳动力非农转移-粮食生产韧性”的相关变量进行参数估计。实证检验结果如表5所示,第(1)列是仅对被解释变量与核心解释变量进行估计的一元回归结果,第(3)列是纳入控制变量且对“年份-省份”进行双向固定的回归结果,可知 NATR 对应的估计系数为正值,并且保持在1%和5%水平下显著,回归估计结果均稳健。可能的原因是:农户工资性收入在劳动力非农转移的推动下得以显著提升,农户收入上升除了会增加对良种良机的购买,还会促使其他粮食生产性投入增多,例如农户会加大对农田周边的水土流失整理和农业基础设施建设,增加采用农业社会化服务项目等。因此,劳动力非农转移获得的非农收入,推动了粮食生产过程中抵御能力、恢复能力和引领能力各层次系统间的相互联动,从而促使粮食生产韧性水平实现提升。至此,假设1得以实证检验。

控制变量的回归结果显示,地区经济发展水平(GDP)、财政支农水平(DR)及农民专业合作社水平(FC)估计系数分别是0.2858、0.0176和0.0051,且均通过了统计学检测,进一步表明农户收入增加、农村专业合作社平台搭建对粮食生产韧性确实存在显著的提升作用。可能的解释是:区域经济发展增快与财政支农力度加大,一方面能推动政府加快高标准农田建设进度及范围,另一方面可增加农户对良种良机的购买能力,在“良田”“良种”双重作用下实现粮食生产韧性的上升;农村专业合作社平台的搭建则为农户产粮的销路扩充了市场,减低了“谷贱伤农”的风险。农产品生产价格水平(UR)、产业结构状况(IC)估计系数为负符合经济预期,但均不显著。

表5 基准回归结果

变量	(1)AG	(2)AG	(3)AG	(4)AG
NATR	0.0223*** (2.8093)	0.0226*** (2.9234)	0.0214** (2.6691)	0.0211*** (2.7863)
GDP		0.4662*** (22.7171)	0.2858*** (2.8210)	0.2555*** (3.4936)
DR		0.0085 (0.6130)	0.0176* (2.0345)	0.0166* (1.8189)
UR		0.1998*** (4.3581)	-0.0065 (-0.0853)	-0.0075 (-0.0989)
IC		-0.3078 (-1.4720)	-0.1688 (-0.5369)	-0.1596 (-0.5468)
FC		0.0024 (1.5703)	0.0051*** (3.3263)	0.0051*** (3.3275)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	NO	YES	YES
常数项	-1.2039*** (-68.3544)	-6.6795*** (-27.2256)	-3.9134*** (-3.5953)	-3.6188*** (-4.4116)
样本量	364	364	364	364
R ²	0.8835	0.8695	0.8925	

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内显示为t值,下表同。

(二)中介效应模型回归

根据理论分析和假设,劳动力非农转移对粮食生产韧性具有间接影响,为进一步解构其内在关系,参考温忠麟中介效应检验法^[24]进行相关分析。具体而言,检验分三步进行,第一步,检验农业劳动力非农转移作用于区域粮食生产韧性的总效应及影响方向;第二步,检验农业劳动力非农转移对各省(区、市)农地流转情况影响方向及大小;第三步,验证中介效应。不妨假设农业劳动力转移影响农地流转的弹性系数为 λ ;在控制劳动力转移的影响后,农地流转对粮食生产韧性的影响系数为 φ ;农业劳动力转移对粮食生产韧性的总影响系数为 ν ;在控制农地流转的影响后,农业劳动力转移直接影响粮食生产韧性的系数为 τ 。其中 λ 与 φ 两数的乘积表示中介效应,间接效应 $\lambda * \varphi$ 与直接效应 τ 之和为总效应 ν 。

表6是中介效应模型的估计结果。其中第1列展示地是农业劳动力转移作用于粮食生产韧性的总效应及影响方向,可以看出 ν 为0.0214,通过了5%的显著性水平;第2列是农业劳动力转移对农地流转的影响结果,估计系数 λ 为0.1625,表明其他影响因素得以控制之后,农业劳动力转移对各省农地流转具有显著的促进作用;第3列是农地流转的中介效应,可以发现,将农业劳动力转

移和农地流转两个影响粮食生产韧性的因素置入同一模型分析框架时,农地流转的影响系数 φ 为 0.0135,劳动力转移对粮食生产韧性的直接影响系数 τ 为 0.0193,均通过了统计方法检验。比较直接效应与中介效应模型的回归结果可知,农业劳动力转移对粮食生产韧性的弹性系数由 0.0214 降为 0.0192;通过中介变量的传导机制进一步表明,农业劳动力转移对区域粮食生产韧性具有两种不同的作用途径:一方面,农业劳动力转移直接推动粮食生产韧性发展;另一方面,劳动力转移通过促进农地自由流转,为农户适度规模化、集约化经营和农业机械化开展创造良好条件,再一次推动区域粮食生产韧性发展。至此,假说 2 得以实证检验。

表 6 中介效应模型回归结果

变量	(1) AG	(2) AIS	(3) AG
NATR	0.0214** (2.6691)	0.1625** (2.2141)	0.0192** (2.5149)
AIS			0.0135* (1.7418)
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
常数项	-3.9134*** (-3.5953)	8.7537 (1.4417)	-4.0253*** (-3.8997)
样本量	364	364	364
R ²	0.8925	0.8330	0.8936

(三) 稳健性检验

1. 替换估计模型

受限因变量 Tobit 模型因其具用良好的估计性能,已被广泛应用于诸多经济学领域,考虑到本文的因变量(区域粮食生产韧性水平)存在取值上限 0,符合该模型估计的条件,因此,为进一步验证基准回归结果的稳健性,对模型(1)采用受限因变量 Tobit 模型进行重新估计。表 7 第(1)列是 Tobit 模型的估计结果,可知在更换计量模型之后所得结论与基准回归保持一致,即农业劳动力非农转移对粮食生产韧性存在正向影响。

2. 变换劳动力非农转移测算方法

借鉴郑晶、高孟菲等^[25]的经验做法,将各省农业劳动力非农转移情况用“乡村从业人员数量 - 农林牧渔业从业人员数量”进行表征,选用双向固定效应模型进行回归估计。表 7 第(2)列是相应估计结果,可见农业劳动力非农转移对粮食生产韧性的正向影响通过了 5% 的显著性水平,进一步验证了结论的稳健性。

3. 缩尾处理

极端值的出现将对回归结果产生偏误,从而严重影响研究的可信度,为避免这种不利影响,本文对各变量进行了缩尾处理,具体操作为将各指标 1% ~ 99% 之外的数据进行处理。表 7 第(3)列是对变量缩尾处理后得到的估计结果,可见劳动力非农转移对粮食生产韧性影响的弹性系数与基准回归结果一致,并通过了 1% 的显著性水平。

表 7 稳健性检验结果

变量	(1) AG	(2) AG	(3) AG
NATR	0.0212*** (3.5579)	0.0169** (2.3417)	0.0214*** (2.8614)
常数项	-3.6469*** (-5.5607)	-4.1508*** (-3.8205)	-3.5187*** (-3.0281)
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
样本量	364	364	364
R ²		0.8916	0.8923

(四) 区域异质性检验

1. 粮食功能区异质性

为进一步探讨农业劳动力非农转移对不同功能区粮食生产韧性的弹性影响是否存在异质性,本文按照粮食功能区的分类原则将26个省划分为主产区与非主产区两组样本单元,与基准回归估计方法一致选择固定效应模型展开实证检验,结果见表8。其中第(1)列是主产区农业劳动力非农转移对粮食生产韧性影响的实证结果,可以看出其弹性系数为0.0383,通过了统计学检验,表明劳动力转移对粮食生产韧性具有显著影响;第(2)列是非主产区省份农业劳动力转移对粮食生产韧性的回归结果,其影响系数为0.0090,未通过统计学检验,研究结果不显著。引致这种现象出现的可能解释是:其一,粮食主产区作为我国粮食产量供给的“压舱石”,具有土地空间广、基础设施齐、农业企业多、农户规模大等特征优势,农业劳动力转移为粮食生产带来较高的规模经济效应;其二,劳动力的非农转移能明显增加农村居民的工资性收入,从而促使农户加大对粮食生产过程中机械替代、化肥量投入、道路硬化建设等生产性支出;其三,相较于粮食非主产区,政府在对主产区的农业补助、技术支持、政策安排等方面具有倾斜性;此外,农业劳动力转移引起主产区与非主产区作物种植结构调整也是一个重要因素。由此可见,农业劳动力非农转移在不同功能区对粮食生产韧性的影响弹性存在异质性。

2. 南方与北方区域异质性

为进一步考察南北地区省份农业劳动力转移对粮食生产韧性的影响是否存在区域异质性,本文按照南北地理分界线的分类原则将26个省划分为北方地区与南方地区两组研究样本,计量模型估计结果见表8。第(3)列展示的实证结果是北方省份劳动力非农转移对粮食生产韧性的影响弹性,可以看出其弹性系数为0.0133,通过了5%的显著性水平检验,表明劳动力转移对粮食生产韧性具有显著影响;第(4)列是南方省份农业劳动力转移对粮食生产韧性影响的回归结果,其影响系数为-0.0238,在10%的水平上显著,表明劳动力转移对提升粮食生产韧性水平具有削弱作用。引致这种现象出现的可能解释是:北方地区得益于地形环境优势,政府对高标准农田建设的成果显著,农业劳动力非农转移为农户适度规模化、集约化经营创造条件的同时,也为机械化作业的高效运转提供了便利,从而推动粮食生产韧性水平的提升。与此相悖,南方地区受自然禀赋约束,耕地“细碎化”“荒漠化”较为明显,土地规模化经营成本高、收益少,机械化作业难度大、效率低。此外,南方地区经济发展迅速,经济作物需求足畅销快,可能引致粮食生产的“懈怠效应”等。这对粮食生产韧性均会产生消极影响。由此可见,劳动力非农转移能提升北方省份粮食生产韧性发展水平,但在南方省份表现出负向作用。至此,假说3得以实证检验。

表8 区域异质性检验结果

变量	(1) 主产区	(2) 非主产区	(3) 北方地区	(4) 南方地区
NATR	0.0383* (2.0420)	0.0090 [†] (1.0156)	0.0133** (3.0400)	-0.0238* (-2.0436)
常数项	-2.6215 [†] (-1.5769)	-3.8929*** (-3.1781)	0.2174 [†] (-0.2321)	-2.9659** (-2.8815)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	182	182	168	196
R ²	0.9105	0.8839	0.9214	0.9063

(五) 门槛模型回归

农业劳动力非农转移可能对粮食生产韧性的影响存在非线性关系。为确定非线性影响的门槛值,根据门槛理论,以农业劳动力转移作为门限变量,分别进行单一门槛和双重门槛有关检验。(见表9)根据回归结果,单一门槛值在5%的显著性水平下通过了统计学检验,双重门槛值未通过

表9 门槛效应检验

模型	F 值	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
单一门槛	21.30	0.0400	27.0165	20.1146	17.5678
双重门槛	10.55	0.3333	36.9607	27.5510	19.3141

统计学检验,表明门槛效应存在且仅存在一个门槛,由此可知在进行实证分析时选择第一门槛模型更具合理性。

表9结果表明存在单一门槛效应,因此需对门槛值进行估计,估计结果如图1所示。农业劳动力转移的门槛值为 -0.4059 ,对其进行对数转换,故为负值。总体表明(见表10),农业劳动力转移对区域粮食生产韧性水平发展具有显著差异,在小于门槛值的第一阶段,劳动力转移对粮食生产韧性的影响系数为 0.0230 ,通过了1%的显著性水平,在大于门槛值的第二阶段,劳动力转移对粮食生产韧性的影响系数为 -0.2841 ;这说明,农业劳动力转移对区域粮食生产韧性水平的影响存在倒“U”型特征,当劳动力非农转移量超过这一极值时将对粮食生产韧性带来不利影响,符合经济学直觉。

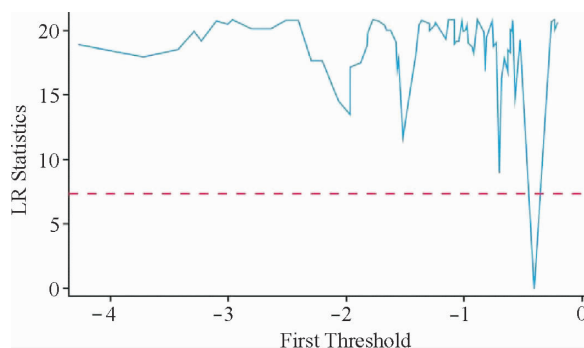


图1 农业劳动力非农转移的门槛值分布

表10 门槛模型估计结果

变量	粮食生产韧性水平(AG)
NATR(NATR ≤ -0.4059)	0.0230 *** (2.9742)
NATR(NATR > -0.4059)	-0.2841 *** (-3.8411)
GDP	0.4667 *** (24.8835)
DR	0.0086 (0.6157)
UR	0.1859 *** (4.0621)
IC	-0.3189 (-1.5636)
FC	0.0023 (1.5574)
常数项	-6.6227 *** (-29.7135)
样本量	364
R ²	0.8782

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文基于粮食生产韧性分析框架构建了抵抗力、恢复力与引领力3个维度14个指标的粮食生产韧性综合评价指标体系,在测度粮食生产韧性发展指数的基础上,利用我国2008-2021年26个省份的相关数据,选择固定效应模型、中介效应模型及面板门槛模型,实证检验农业劳动力转移影响区域粮食生产韧性的内在逻辑与路径。得出以下结论:(1)样本期内粮食生产韧性发展水平,从时间维度、空间维度均呈现上升趋势,农业劳动力非农转移有助于粮食生产韧性水平的提升且影响效果显著,在进行稳健性检验后,结论依旧成立;(2)劳动力非农转移通过促进农地自由流转,为农户适度规模化、集约化经营和农业机械化高效率运作创造了良好条件,进而促进区域粮食生产韧性水平提升,表现出显著的中介效应;(3)劳动力转移影响粮食生产韧性在粮食功能区、南方与北方地区存在明显异质性,对主产区的作用显著,而对非主产区的影响不显著,在北方地区具有促进效应,而在南方地区产生削弱影响;(4)劳动力转移影响区域粮食生产韧性水平存在单一门槛效应,在劳动力转移小于门槛值的第一阶段,其对粮食生产韧性水平具有促进作用,在大于门槛值的第二阶段,对粮食生产韧性水平产生不利影响。

(二) 政策建议

第一,推动农业劳动力资源合理配置,促进农户增产增收。助推农业剩余劳动力向非农产业部门转移既是粮食产业结构不断优化的需要,也是实现农业农村高质量发展的需要。农业劳动力非农转移为农户创造工资性收入的同时,也为农地流转和农地适度规模经营提供了良好基础。粮食生产属于典型的资源密集型产业,加大对劳动力合理供给、资本有效配置、土地适度规模和机械效率改进的有机联系与组合,是增强粮食生产韧性的关键。

第二,建立有效的农地流转政策,为农地适度规模经营提供有利保障。推进粮食生产由粗放型向集约型方式的高质量发展转变,需大力发展农用新装备、新技术和新模式等新质生产力在粮食生产过程中的参与度。规模化经营是粮食生产由传统模式转向现代模式的主要特征之一,而劳动力非农转移促进农地自由流转,是农户适度规模经营的先决条件,因此,应建立公开化、制度化的土地交易市场,确保农地流转的有序进行。

第三,加大对农机设备的研发和投入补贴,缓解地区资源约束,为粮食生产注入新动能。在受自然环境限制的丘陵地区和山区,确实存在部分土地“非粮化”和撂荒现象,这些地区种粮成本高收益低,农业机械使用率普遍较低。因此,应进一步加大对适用于丘陵和山区中小型机械的研发与投入,同时在一定程度上对丘陵、山区的种粮补偿机制加大补贴力度,减少粮食生产效率损失,释放粮食生产活力。

第四,着力培养新型农业科技人才,留住部分适龄农业劳动力,助推区域粮食产业高质量发展演进。增强粮食生产韧性和兴旺粮食产业需要知农爱农人才。粮食产业作为农业强国建设的重要组成部分,建立青年农民培养计划和新型农业科技人才方案,既是锻造粮食生产韧性实现粮食产业高质量发展的需要,也是实现未来农业可持续发展的有利支撑。

参考文献:

- [1]高鸣,宋嘉豪.以新质生产力全面夯实粮食安全根基的理论逻辑与现实路径[J].社会科学辑刊,2024(4):134-142.
- [2]何阳,段邵聪,肖慧敏.农地流转、耕地“非粮化”与粮食安全——兼论“谁来种粮”问题[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2024(4):74-82.
- [3]秦立建,张妮妮,蒋中一.土地细碎化、劳动力转移与中国农户粮食生产——基于安徽省的调查[J].农业技术经济,2011(11):16-23.
- [4]孙学涛.非均衡视角下的农村劳动力转移与农地效率提升[J].经济经纬,2021(5):41-50.
- [5]魏佳朔,高鸣.农业劳动力老龄化对种粮农户技术采纳的影响:以保护性耕作和优质种子为例[J].中国软科学,2023(12):49-58.
- [6]宦梅丽,侯云先.农机服务、农村劳动力结构变化与中国粮食生产技术效率[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(1):69-80+177.
- [7]李长松,周玉玺.水资源非农化与粮食生产脆弱性[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023(5):25-37.
- [8]李士梅,尹希文.中国农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响分析[J].农业技术经济,2017(9):4-13.
- [9]刘亮,章元,高汉.劳动力转移与粮食安全[J].统计研究,2014(9):58-64.
- [10]郑旭媛,徐志刚.资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J].经济学(季刊),2017(1):45-66.
- [11]王丽莉,吴京燕.迁移政策对农村人力资本投资的影响——来自中国户籍改革的证据[J].劳动经济研究,2022(5):3-22.
- [12]李谷成,李焯阳,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.
- [13]曾龙,付振奇.中国城乡收入差距对农业生产率的影响——基于农村劳动力转移与农村居民收入的双重视角[J].江汉论坛,2021(11):15-24.

- [14] 唐林,罗小锋,张俊飏. 购买农业机械服务增加了农户收入吗——基于老龄化视角的检验[J]. 农业技术经济, 2021(1):46-60.
- [15] 马晓河,杨祥雪. 城乡二元结构转换过程中的农业劳动力转移——基于刘易斯第二转折点的验证[J]. 农业经济问题, 2023(1):4-17.
- [16] 赵思诚,许庆,刘进. 劳动力转移、资本深化与农地流转[J]. 农业技术经济, 2020(3):4-19.
- [17] 程名望,黄甜甜,刘雅娟. 农村劳动力外流对粮食生产的影响:来自中国的证据[J]. 中国农村观察, 2015(6):15-21.
- [18] 钟甫宁,陆五一,徐志刚. 农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗? ——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J]. 中国农村经济, 2016(7):36-47.
- [19] 马俊凯,李光泗. 农地确权、要素配置与种植结构:“非粮化”抑或“趋粮化”[J]. 农业技术经济, 2023(5):36-48.
- [20] 蒋辉,陈瑶,刘兆阳. 中国粮食生产韧性的时空格局及其影响因素[J]. 经济地理, 2023(6):126-134.
- [21] 郝爱民,谭家银. 数字乡村建设对我国粮食体系韧性的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022(3):10-24.
- [22] 张红丽,李洁艳. 农业技术进步、农村劳动力转移与城乡收入差距——基于农业劳动生产率的分组研究[J]. 华东经济管理, 2020(1):67-75.
- [23] 王筋旭,李朝柱. 农村人口老龄化与农业生产的效应机制[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2020(2):60-73.
- [24] 温忠麟,张雷,侯杰泰等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5):614-620.
- [25] 郑晶,高孟菲. 农业机械化、农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响研究——基于中国大陆31个省(市、自治区)面板数据的实证检验[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2021(8):59-71.

Theoretical Mechanism and Empirical Verification of Impact of Labor Transfer on the Resilience of Grain Production

ZENG Fu-sheng, CAI Lin-jun

(School of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: Based on measuring the resilience of grain production, using inter provincial panel data from 2008 to 2021 in China, a fixed effects model and a mediation effect model were selected to empirically test the impact of non-agricultural labor transfer on grain production resilience and its possible mechanisms. The research results indicate that non-agricultural transfer of agricultural labor can significantly enhance the resilience of food production. Mechanism verification finds that non-agricultural transfer of agricultural labor mainly improves the resilience of grain production by promoting moderate scale operation of agricultural land. Heterogeneity analysis show that in the main grain producing areas and the northern regions without much fluctuations, the non-agricultural transfer of agricultural labor has a more significant effect on improving the resilience of grain production. Therefore, it is necessary to encourage the non-agricultural transfer of agricultural labor, establish a comprehensive trading system of agricultural land transfer market, promote moderate scale operation of agricultural land and increase farmers' income from grain cultivation, so as to effectively enhance the internal driving force and resilience level of increasing grain production, quality and efficiency.

Key Words: food safety; labor transfer; resilience of grain production; grain production income