

【农民问题】

零散用工与农地流转

——基于非农劳动力市场供需结构匹配的视角

赵小松¹ 郭阳² 徐志刚^{1*}

(1.南京农业大学 经济管理学院, 南京 210095; 2.江苏大学 管理学院, 镇江 212013)

摘要:农地流转是提高农地资源配置利用效率和实现粮食安全的重要保障,但近年来陷入瓶颈期且呈现明显的地区分化。既有研究多从家庭分工与机械替代角度讨论农地流转水平滞后于农村劳动力转移规模的问题,而区域非农劳动力市场供需结构匹配对农村异质性劳动力的非农转移也有一定影响。从农户家庭劳动力充分非农转移是农地充分流转的先决条件这一微观逻辑出发,理论分析非农劳动力市场供需结构匹配对农地流转的影响与理论逻辑,并实证检验本地零散用工市场发展对农地流转率的影响,以及农地资源禀赋条件的调节作用。结果表明:本地零散用工市场发展对农地流转规模扩大有促进作用,但受到农地资源禀赋条件的制约,即农业生产条件越差的地区本地零散用工市场发展对农地流转的促进作用越小;同时,本地零散用工市场发展会降低农地耕种强度。因此,进一步推动农地流转市场发展的关键在于通过零散用工市场发展来解决农村留守劳动力非农就业问题。

关键词:农地流转;零散用工;劳动力市场;梯次性;资源禀赋

中图分类号:F301 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2024)05-0108-13

一、引言

中国人地关系紧张,通过农地流转提高资源配置效率关乎国家粮食安全与农业高质量发展,但近年来农地流转市场的发展陷入瓶颈期且呈现明显的地区分化。截至2021年底,全国转出承包耕地的农户数量与面积为7586万户、5.86亿亩^①,分别占全国承包农户数量和耕地面积的34.3%和37.3%,农地流转市场发展初具规模。据统计,流转农户的数量在2009年至2018年呈加速增长趋势,年均增幅达到10.7%;自2018年开始增速明显放缓,年均增幅仅为1.6%;同时,流转面积在2006年至2018年的年均增幅达到21.8%,之后的年均增幅仅为2.8%,农地流转在经历了快速增长后于近年来进入瓶颈期,由陷入“内卷化”困境而导致的“小农复制”现象十分突出^[1]。同时,农地市场发展的地区差异呈现扩大趋势,以河北、河南、陕西、山西为代表的传统农业省份农地流转率整体低于全国平均水平且停滞不前,其中差距幅度由2011年的4.5%加深至8.9%;而以江苏、浙江、北京、上海等为代表的经济发达省份整

收稿日期:2024-05-09

基金项目:国家社会科学基金重大项目“我国三大平原‘资源-要素-政策’相协调的粮食和生态‘双安全’研究”(20&ZD094)

作者简介:赵小松,男,南京农业大学经济管理学院博士生;郭阳,男,江苏大学管理学院讲师;徐志刚(通信作者),男,南京农业大学经济管理学院教授。

① 农户家庭承包地流转面积的统计,资料中2019年及之前将耕地转让与互换面积计入流转面积,而2020年后未计入流转面积。为保持统计口径一致,2020年及之后的流转面积中加入了耕地转让面积与互换面积。下同。

体流转水平优于全国平均水平且持续增长,其优势幅度由2011年的28.6%增至2021年的33.8%,农地流转市场发展的地区分化明显。

农村劳动力非农转移被认为是推动农地流转市场发展的关键,但农地市场发展放缓期间农村劳动力转移并未减速。农村劳动力非农就业不仅极大地改善了劳动力过剩问题,也促进了其他农业生产要素的配置^[2],尤其是高度稀缺的农地资源。大量研究显示,农村劳动力外出务工显著促进了农户的农地流转意愿与流转面积^[3],一方面外出务工导致家庭农业生产缺乏足够劳动力,为了避免农地荒芜,理性的农民工家庭通常会选择将农地流转出去;另一方面为增加家庭收入,经营主体会选择转入农地以扩大经营规模,农地供需双方追求效用最大化的行动促进了农地流转交易的形成和市场繁荣^[4]。伴随着农村劳动力非农转移规模的加速扩大,农地流转市场发展却陷入停滞,由此带来了以下问题,农村劳动力非农转移推动农地流转动力的消退的原因是什么?

一直以来,大量研究与政策关注农业劳动力非农转移的整体性问题,而对农户家庭劳动力转移的梯次性及其不同阶段对农地流转的影响与差异关注不足。从宏观层面看,农村劳动力从农业部门向非农部门流动和农业劳动力数量的减少带来农地要素的重新分配,一方面体现在农户家庭内部劳动力之间的转移,即家庭“留守”劳动力经营农地的平均面积增加;另一方面是农户之间的转移,即农户将承包农地流转给其他农户经营,从而形成农地流转市场。劳动要素的流动是农地要素市场形成的基础,扩大非农就业市场促进劳动要素流动是进一步推动农地流转市场发展的必要条件^[5-6]。然而,从微观层面来看,农户家庭不同质量的劳动力流动并非随机,往往以青壮年、教育程度高的个体优先,中老年、文化程度低的个体随后,呈现梯次性特征。农户家庭部分劳动力转出非农就业后,一方面带来家庭农业劳动力平均耕地面积的增加,提高了留守农业劳动力的工资率,缩小其从事农业生产的收入与潜在非农就业收入的差距,在一定程度上制约了留守劳动力向非农转移;另一方面低质量劳动力受自身人力资本水平的限制,难以参与收入较高的全职非农就业,且兼顾照料家庭使其参与非农工作的时间与收入都受到一定限制,农业经营是较为普遍的选择。因此,农村劳动力的梯次转移决定了推动农地流转市场发展的关键在于解决“留守”低质量劳动力的非农就业问题。

长远来看,土地流转最终是要通过促进城市化发展,促进农村人口向城镇的大规模转移来实现。但受限于城镇的劳动力吸纳能力,加之庞大的农村人口基数,农村人口的充分转移必然需要以后较长的一段时间。然而,当前随着农村劳动力持续转移,农村留守劳动力表现出“女性化”“老龄化”与“低文化”的特点^[7],这类人力资本较低的低质量劳动力的非农就业难度大,只有门槛低、灵活性强的本地零散用工市场更匹配其就业要求。因而,在推动非农就业发展的过程中,与低质量劳动力就业需求相匹配的本地零散用工规模的扩大是影响农户农地完全转出决策的重要原因。既有研究多从家庭分工与机械替代角度讨论农地流转水平滞后于农村劳动力转移规模的问题,忽略了非农转移梯次性与劳动力异质性的问题,尚未有从非农劳动力市场供需结构匹配视角分析本地零工市场发展水平对农户农地流转与利用行为的影响及其内在机制,更缺少系统规范的讨论。本文从家庭质量异质劳动力充分转移是农户农地充分流转先决条件的微观逻辑出发,基于非农劳动力市场供需结构匹配视角探讨零散就业对农户的农地流转与利用行为的影响,并进一步剖析本地零散用工市场发展对农地流转规模的影响与约束条件。本研究不仅在学术上有助于认识劳动力梯次性转移下非农就业与农地流转的关联,而且对于构建农村劳动力的多层次非农就业、进一步推动农地流转市场发展、提升农地资源利用效率和保障国家粮食安全也有重要的政策含义。

二、理论分析与研究假说

已有研究从不同视角分析了农村劳动力转移促进农地流转面临的约束条件。第一,基于家庭内部的劳动分工,有学者指出农户决策的基础是充分发挥家庭成员优势,将劳动力要素在农业与非农部门间分配,通过成员分工获得最大化的家庭收益。劳动力非农就业能够充分利用其专业技能与知识获得非农收入,农户是否转出农地、缩小或退出农业经营取决于剩余劳动力在农业部门获得的收入,受到家庭特征^[8]、初始资源禀赋^[9]、劳动者能力与技能水平^[10]、农业收入比较^[11]等因素的影响。部分家庭成员的非农就业并不必然带来农地完全转出,子代的迁移面临市民化的经济门槛与压力,安排父代成员留守农村形成代际分工的半工半耕模式,也是制约家庭农地转出决策的重要原因^[12]。第二,基于劳动力转移距离的差异,有学者认为农村劳动力非农转移,不仅在于劳动力的数量与质量,还表现为劳动力转移的距离。通常而言,转移距离往往直接与非农就业收入工资率和务农机会成本直接相关,在非农就业时间灵活性、农业生产季节性与地域性适应度的差异导致农地流转决策的不同,即非农就业距离与区域选择对农户农地资源配置决策的影响存在差异^[13]。研究发现往往是省外务工对农地转出的推动效果最大,省内务工较次,本地最差,且该影响存在年龄与区域的异质性^[14]。第三,基于农地的社会保障功能,农地不仅为农村劳动力转移失业提供保底机会,而且为农村老年人提供基本生计保障,尤其是农村社会养老保障水平普遍不高,以地养老的模式广泛存在^[15],这是制约农户参与流转积极性的重要因素之一。第四,基于机械替代劳动作业,农业生产机械化作业替代了人工,造成农业生产对劳动需求的大幅减少,因此农业劳动力非农转移并不一定会促进农地流转规模的扩大^[16]。

尽管学者从不同视角分析了农村劳动力转移对农地流转市场发展的影响,但并不足以解释农地流转市场发展水平滞后于农村劳动力转移规模的差距在逐步扩大,且呈现地区分化的原因。第一,农村劳动力在持续性转移过程中退出农地经营的农户数量占比大幅提高,农户分化在朝着促进流转的方向发展。农村劳动力转移往往高质量劳动力优先转移,带来劳动能力输出的比重远高于数量,2021年外出农民工数量占农村人口比重的55.2%,实际转移的劳动能力远超数量的占比。劳动力转移过程中家庭内部分工带来了农户分化,初期农户分化以“半工半耕”的兼业户为主,而进一步的劳动力转移将推动农户退出耕地经营,形成以退出户和兼业户并重分化特征。据统计,2016年退出农地经营的农户数量占转出户的比重仅为27.3%,而2021年退出户的占比达到49.8%,退出农地经营的农户数量占比大幅上升,意味着家庭内部分工形成兼业化的趋势走弱,所以家庭内部劳动分工并不足以解释农地流转市场快速发展后陷入瓶颈的问题。此外,随着交通基础设施的改善,提高了跨区就业的交通便利性并降低了交通成本,农村劳动力能够在更大区域范围选择非农就业,而这对农地转出具有促进作用。第二,农村居民农业收入占比大幅下降,农地的养老保障功能被削弱,其对农户转出决策的制约作用在逐步降低。尽管农村居民的农业收入大幅增长,但其占比由2000年的37.0%大幅降低至2022年的17.1%,农业收入在农户收入中的重要性逐步下降。与此同时,城乡居民养老保险覆盖面和保障水平逐年提高,传统农地的养老功能逐步被削弱。第三,广泛的农机跨区作业降低了地区之间农业机械化的差异,农业机械替代劳动对于当前农地流转市场发展的地区分化现象缺乏解释力。随着农业社会化服务市场快速发展,农机跨区作业降低了地区之间的农业机械化水平差异,理论上会缓解不同地区农地流转市场发展的差异,但实际却呈现地区分化且差距逐步扩大的趋势。既有研究从家庭分工与机械替代角度讨论农

地流转水平滞后于农村劳动力转移规模的问题,但忽略了非农转移梯次性与劳动力的异质性问题。

农村劳动力的梯次转移决定了推动农地流转市场发展的关键在于解决“留守”低质量劳动力的非农就业问题。在家庭效用最大化目标下,通过成员分工能够获得最大化的家庭收益^[17]。由于自然、社会等多方面的原因,家庭成员的劳动能力有高低之分,高质量劳动力的个体在非农就业市场中不仅捕获就业机会的能力更强,而且非农就业获得的劳动工资水平更高。相对于低质量劳动力,高质量劳动力非农转移能够获得更高的非农就业收入。因而,农户家庭劳动力非农转移决策中往往是高质量劳动力优先、低质量劳动力随后,呈现梯次转移的特征。随着农村劳动力持续转移,非农转移中“掐尖效应”导致留守劳动力的技能水平低、文化程度不高、工作强度适应性差,能够从事的行业与工作类型十分有限,非农就业选择的范围与空间愈来愈小。市场分割理论认为,劳动力市场并不是一个完全的市场,农村劳动力转移面临的劳动力市场不仅存在城乡差异导致的城乡劳动力市场分割,集中体现在大量农民工所在就业岗位的劳动强度大、时间长、条件差、环境恶劣、以体力技能为主,而且存在能力差异导致的内部劳动力市场分割,体现在农民工中的青壮年群体往往集中于制造业和建筑业行业,而年龄较大、缺乏技能的农民工多从事低层次的脏、累、差、险的就业岗位与工种。依据不同劳动力市场特征,可以将劳动力市场划分为正规就业市场、灵活就业市场、零散用工市场等,其中,零散用工市场(典型的如临时工、派遣工、季节工、承包工、劳务工和小时工等)有临时性、季节性、弹性工作时间、场地不确定、技能要求低等特点。这些特征不符合青壮年劳动力的就业需求,因而零散就业占比的增加并不会显著提升其兼业的概率。当前农村留守劳动力呈现“女性化”“老龄化”与“低文化”的特点,这类人力资本较低的低质量劳动力的非农就业选择范围小,只有门槛低、灵活性强的零散用工市场与其有较好的匹配,为农户劳动力充分非农转移创造了条件。

此外,本地零散用工市场发展对农地流转市场的供给与需求具有不同的影响机制。从农地供给侧来看,本地零散用工市场为农户充分非农转移创造了条件,有助于农户完全转出从而增加农地供给。农户家庭高质量与低质量劳动力根据自身的人力资本水平选择不同的就业类型,低质量劳动力技能水平差、教育程度低等特征难以获取全职就业机会,而本地零散用工市场具有临时性、弹性工作时间和技能要求低的特征,为低质量劳动力获得非农就业机会创造了条件。农户家庭劳动力完全转向非农就业,促进农户将承包农地流转给其他农户进而增加农地市场总供给。从农地需求侧来看,本地零散用工市场发展促进了农业劳动影子工资的上涨,不仅提高了农地转入户参与农业经营的劳动力机会成本,而且增加转入户经营中潜在的雇工成本,会带来转入户流转与生产决策的调整:第一,面对非农就业较高的预期收益,放弃扩大经营规模,转变为兼业化生产模式,在保证农业生产的前提条件下参与非农就业,甚至选择转出农地外出打工,而这会带来农地市场上转入需求的减少。第二,转入户继续扩大农业经营规模,并通过更多的机械投入替代人工,以弥补雇工工资上涨带来的潜在损失,这会增加市场上的农地转入需求。本地零散用工市场发展对农地市场总需求的影响取决于以上两种效应的综合。当然,农地转入户采用机械替代的效率会受到农地资源禀赋条件的影响^[18],进而导致不同区域零散用工市场的发展对农地市场总需求影响存在异质性。

根据以上分析,本文提出如下研究假说:本地零散用工市场发展对农地流转规模的扩大具有促进作用,但受到农地资源禀赋条件的制约,农业生产条件越差的地区本地零散用工市场发展对农地流转的促进作用越小。

三、模型设定、数据来源与变量选择

(一) 计量经济模型设定

为了检验上文提出的研究假说,本文构建计量模型考察本地零散用工市场发展对农地流转市场的影响,模型设定如下:

$$Land_{it} = \beta_0 + \beta_1 Infor_emp_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \pi_t + \varepsilon_{it}$$

其中, $Land_{it}$ 代表省份*i*在时期*t*的农地流转市场发展程度; $Infor_emp_{it}$ 代表省份*i*在时期*t*本地零散用工市场发展程度; X_{it} 代表一组影响农地流转的控制变量,包括地区户均耕地面积、乡村老龄化程度、人口受教育水平、劳动力外出务工比例、农村人均可支配收入、粮食种植比例、农业机械动力水平、灌溉比例等; μ_i 代表地区非观测效应,用于控制省级层面不随时间变化的不可观测因素; π_t 代表时间非观测效应,用于控制随时间变化的不可观测因素; ε_{it} 代表随机扰动项。

尽管计量经济模型中控制了一组可能影响农地流转市场发展的变量、地区与时间固定效应,依然可能存在同时影响本地零散用工市场发展和农地流转的因素被遗漏,即可能存在遗漏变量导致的内生性问题。因而,进一步选择各省“规模以上工业企业数量占企业数量比例”作为工具变量,有两点考量:第一,零散就业是非正规就业的重要组成部分,本地规模以上工业企业越多表明地区经济发展水平越高,而非正规就业与地区经济发展水平呈正相关关系^[19-21],即规模以上工业企业数量占比与零散用工市场发展密切相关^①。第二,规模以上工业企业数量占比并不会直接影响农户农地流转决策。因而,选择各省规模以上工业企业数量占企业数量比例作为工具变量满足其相关性与外生性的基本要求。

为进一步考察不同资源禀赋特征条件下本地零散用工市场发展对农地流转影响的差异,在原模型中加入资源禀赋特征变量与本地零散用工市场发展变量的交互项,构建模型如下:

$$Land_{it} = \beta_0 + \beta_1 Infor_emp_{it} + \beta_2 Hill_{it} + \beta_3 Infor_emp_{it} * Hill_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \pi_t + \varepsilon_{it}$$

式中, $Hill_{it}$ 代表省份*i*在时期*t*的资源禀赋特征。其他变量的设定与上文一致。

本章主要基于省级层面的宏观统计数据进行估计,对于面板数据可通过固定效应模型或随机效应模型来进行参数估计。本文首先进行 Hausman 检验,检验模型中的解释变量与非观测效应的相关性,然后根据结果选择模型进行参数估计,若相关则使用固定效应估计,否则使用随机效应估计。

(二) 数据来源与变量选取

1. 农地流转市场发展。关于被解释变量 $Land_{it}$ 的测度,需要各省市的流转耕地面积、农作物播种面积与耕地总面积。其中,各省市的耕地面积和农作物播种面积来自《中国统计年鉴》(2011—2021);各省市流转耕地面积来自《中国农村经营管理统计年鉴》(2011—2018)和《中国农村政策与改革统计年报》(2019—2020)。

2. 本地零散用工市场。关于核心解释变量 $Infor_emp_{it}$ 的测度,首先需要界定零散就业的范围,参考国际劳工组织关于非正规就业的定义:经济活动未被纳入正式的制度架构,存在规模小、收入低、逃漏税、组织性差等特点^[22],根据就业时间的灵活性与劳动关系的稳定性界定零散用工,将打零工与未签订劳动合同者定义为零散就业者;同时,考虑到非农自主经营的劳

① 东部沿海及沿长江两岸的发达省份非正规就业比重较高,而海南、西藏、新疆、青海、甘肃、宁夏等经济欠发达省份由于较低的城镇化率以及较少个体或私营经济,非正规就业分布较少。

动者通常需要具备较高的能力与素质,零散用工不包含非农自主经营的劳动者^①。本文采用北京大学中国社会科学调查中心开展的中国家庭追踪调查(CFPS)测度各省零散用工市场发展,CFPS调查在全国31个省份开展,重点关注中国家庭居民的经济与非经济福利,包括家庭关系与家庭动态、经济活动、教育获得、人口迁移与就业、身心健康等主题。本文使用2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2020年调查数据,由于奇数年份的数据缺失,在数据处理时选择等距插值法进行补充,即采用已有数据对缺失年份的本地零散用工市场发展程度进行插值。此外,零散用工有较强的区域性特征,招工对象往往以本地人为主,因为外地人要面对较高的生活成本,他们更追求稳定与高薪工作,零散就业对其缺乏吸引力,故在CFPS数据中零散就业者的比例能在较大程度上反映本地的零散用工市场发展。

3. 农地资源禀赋条件。关于核心解释变量 $Hill_{it}$ 的测度,参考郑旭媛^[23]的研究选择坡度在15°及以下农地面积与农地总面积之比。坡度等级耕地面积数据来源于Landsat TM30m卫星遥感影像数据。

4. 控制变量。本文各省(市)粮食作物播种面积、每10万人拥有高中及以上人口数量、农村居民人均可支配收入、耕地灌溉面积、规模以上工业企业数量、第二产业企业数量来自《中国统计年鉴》(2011—2021);农村常年外出就业人口数、农村总劳动力数来自《中国农村经营管理统计年鉴》(2011—2018)和《中国农村政策与改革统计年报》(2019—2020);乡村65岁以上人口数量、乡村人口数、外出务工人口数、耕地面积、农户数量、农业机械总动力来自《中国农村统计年鉴》(2011—2021)。

模型中各变量的定义与描述性统计分析如表1所示。

表1 变量定义与描述性统计

	变量名称	变量与赋值	均值	标准差
被解释变量	农地流转率	耕地流转面积与耕地面积之比(%)	30.43	16.67
	农地耕种强度	农作物播种面积与耕地面积之比(%)	1.278	0.441
核心变量	本地零散用工市场发展	非农就业者中零散就业者的比例(%)	57.03	12.88
	地区农地资源禀赋条件	坡度在15°以下的耕地面积与耕地面积之比(%)	92.54	9.70
控制变量	户均耕地面积	耕地面积与农户数量之比(亩/户)	6.45	5.45
	乡村老龄化程度	乡村65岁以上人口数量与乡村人口数之比(%)	11.35	3.28
	人口受教育水平	拥有高中及以上学历人口占比(%)	15.40	3.01
	外出务工人口占比	农村常年外出就业人口数与农村总劳动力数之比(%)	31.29	8.99
	农村人均可支配收入	农村居民人均可支配收入(元)	12122.10	5522.90
	粮食种植比例	粮食作物播种面积与农作物播种面积之比(%)	64.92	13.86
	农业机械动力水平	农业机械总动力与耕地面积之比(千瓦/亩)	0.53	0.26
	耕地可灌溉面积占比	耕地灌溉面积与耕地面积之比(%)	42.48	15.79
	规模以上企业占比	规模以上工业企业数量与第二产业企业数量之比(%)	10.41	4.03

考虑到《中国农村经营管理统计年鉴》(2011—2018)与《中国农村政策与改革统计年报》(2019—2020)中各地区耕地流转面积未统计西藏、香港、澳门和台湾四个地区的数据,因而本文在统计相关指标时并未包含以上四个地区,最终获得了30个省份2010—2020年的330个样本数据用于实证分析。

^① 在后文的实证分析部分,进一步将非农自主经营者中年收入小于5万元的个体定义为零散就业者(识别小商小贩),即通过放宽零散用工的定义进行稳健性检验。

四、实证结果

(一) 零散用工市场发展与农地流转率的交叉检验

如表2所示,分别根据地区零散就业者占比、耕地坡度在 15° 以下的面积占比与全国中值比较分为两组,分组统计了不同零散用工市场发展水平与农地资源禀赋地区的农地流转率差异,并进行了t检验。统计数据显示,高零散就业占比地区的农地流转率均值为37.42%,显著比低零散就业占比地区高13.98%,且两者t检验的统计量在1%的统计水平上显著。同时,农地流转率在不同耕地禀赋特征地区存在显著差异,其中,在耕地坡度在 15° 以下的面积占比较高组,高零散就业占比地区的农地流转率较低零散就业占比地区高出16.01%,这一比例显著大于耕地坡度在 15° 以下面积占比较低组的9.66%。以上零散用工市场发展与农地流转率的交叉检验结果表明:农地流转率在零散用工市场发展程度较高与较低的组之间、在地区农地资源禀赋较好和较差的组之间均存在显著差异。进一步的关系有待实证分析检验。

表2 零散用工市场发展与农地流转率的交叉检验

变量	分组	低零散就业占比(%)	高零散就业占比(%)	差异的t检验
	整体样本	23.44	37.42	13.98***
农地流转率	15° 以下耕地面积占比较高组	26.31	42.31	16.01***
	15° 以下耕地面积占比较低组	21.28	30.94	9.66***

注:*** $p < 0.01$ 。

(二) 本地零散用工市场发展对农地流转率的影响

表3汇报了本地零散用工市场发展对农地流转率影响的回归结果。由于Hausman检验结果表明随机效应估计量有偏,本文汇报了固定效应模型(FE)的估计结果。列(1)中仅控制本地零散用工市场发展的时间固定效应,结果显示省内非农就业者中零散就业者的比例每增加10%,农地流转率将显著提升0.8%,即本地零散用工市场发展对农地流转率有明显的促进作用。然后,依次控制农地特征(农地资源禀赋条件和户均耕地面积)、地区人口学特征(乡村老龄化程度、人口受教育水平、外出务工人口占比、农村人均可支配收入)、农业生产条件(粮食种植比例、农业机械动力水平、耕地可灌溉面积占比),如列(2)一(4)所示,所有模型的拟合优度F检验统计量均达到了1%的显著性水平,表明所有模型的整体拟合程度较好;同时所有回归的 R^2 值均在0.8左右,表明模型的解释变量对被解释变量有较高的解释程度。参数拟合结果表明了本地零散用工市场发展对农地流转率存在正向显著的影响,即本地零散用工市场发展带来了更多的非农就业机会,促进了更多的农村家庭劳动力,尤其是低质量劳动力转移至非农部门就业,这将挤占农业劳动投入,普通农户会选择将农地流转给规模经营户以获得地租收入,进而带来农地流转率的上升。

控制变量方面,农业资源禀赋对农地流转率存在正向显著的影响,可能是因为耕地坡度越小、越平坦的地区,越有利于机械化作业和规模化经营(同时也发现农业机械动力水平对农地流转率存在正向显著的影响),且地租越高,农户更倾向于将农地转出以获取高地租。户均耕地面积对农地流转率存在显著的负向影响,可能的原因是户均耕地面积越大的地区,能够提供更好的生产条件和更高的农业效益,降低了农户转出农地的意愿。老龄化程度和外出务工人口占比对农地流转率存在正向显著的影响,即农业劳动力数量越少的地区,农地流转率越高。粮食种植比例对农地流转率存在正向显著的影响,可能是因为粮食种植比例高的地区,规模效应更为明显,规模户更愿意转入农地。

表 3 本地零散用工市场发展对农地流转率的影响 (N=330)

变量	农地流转率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
本地零散用工市场发展	0.082*(0.047)	0.091**(0.043)	0.083*(0.045)	0.109**(0.041)
农地资源禀赋条件		0.657**(0.318)	0.103**(0.044)	0.083*(0.043)
户均耕地面积		-2.081*** (0.280)	-1.782*** (0.279)	-1.378*** (0.254)
乡村老龄化程度			0.593*** (0.199)	0.206** (0.102)
人口受教育水平			-0.310 (0.239)	-0.246 (0.213)
外出务工人口占比			0.303** (0.126)	0.200* (0.115)
农村人均可支配收入			0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
粮食种植比例				0.620*** (0.074)
农业机械动力水平				0.155** (0.062)
耕地可灌溉面积占比				-0.091 (0.060)
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.761	0.800	0.818	0.858

注:括号内为相应的标准误;* p<0.1,** p<0.05,*** p<0.01。

(三) 稳健性检验

按照全国均值将本地零散用工市场发展分为两组(大于平均值=1,小于平均值=0),替换模型中的关键解释变量进行回归,结果如表4中第(5)列所示,显示本地零散用工市场发展对农地流转率存在正向显著的影响。

考虑到自营劳动者通常需要具备较高的能力和素质,在基准回归中计算本地零散用工市场发展时并未包含自营劳动者,进一步将自营劳动者中年收入小于5万元的个体定义为零散就业者(识别小商小贩),即放宽零散用工的定义进行稳健性检验。表4中第(6)列的回归结果显示,省内非农就业者中零散就业者的比例每增加10%,农地流转率将显著提升1.4%。

尽管模型中控制了一组可能影响农地流转的变量、地区固定效应和时间固定效应,仍然可能遗漏同时影响本地零散用工市场发展和农地流转的因素,即基准回归结果可能存在遗漏变量导致的内生性问题,因而选择“各省规模以上工业企业数量占企业数量比例”作为工具变量进行稳健性检验。其中,第一阶段的回归结果显示,规模以上工业企业占比与本地零散用工市场发展存在正相关性,即规模以上工业企业数量占比越高的地区,本地零散用工市场发展水平越高。同时,Wald检验对应的p值小于0.01,拒绝本地零散用工市场发展是外生的假设,即基准回归模型存在内生性问题。表4中第(7)列汇报了工具变量第二阶段的估计结果,在处理了本地零散用工市场发展的内生性问题之后,本地零散用工市场发展对农地流转率依然存在正向显著的影响。省内非农就业者中零散就业者的比例每增加10%,则农地流转率将显著提升1.3%,与上文分析结论一致。

表 4 本地零散用工市场发展对农地流转率的影响:稳健性检验 (N=330)

变量	分高低分组	放宽定义	工具变量(IV)
	(5)	(6)	(7)
本地零散用工市场发展 (分高低两组)	0.120*(0.061)		
本地零散用工市场发展 (放宽零散就业定义)		0.139*** (0.036)	
本地零散用工市场发展 (工具变量)			0.128** (0.059)
农地禀赋条件	0.104*(0.049)	0.121** (0.049)	0.152(0.134)
户均耕地面积	-1.403*** (0.256)	-1.356*** (0.255)	-0.319*** (0.096)
乡村老龄化程度	0.216** (0.103)	0.199** (0.082)	0.186* (0.105)
人口受教育水平	-0.242(0.213)	-0.242(0.213)	-0.444(0.473)
外出务工人口占比	0.196*(0.115)	0.195*(0.115)	0.377** (0.157)
农村人均可支配收入	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.004* (0.002)
粮食种植比例	0.613*** (0.074)	0.625*** (0.074)	0.905*** (0.266)
农业机械动力水平	-0.149(1.638)	-0.025(1.623)	-0.714(3.445)
耕地可灌溉面积占比	-0.090(0.061)	-0.087(0.060)	-0.156(0.136)
时间虚拟变量	控制	控制	控制
R ²	0.858	0.858	0.369

注:括号内为相应的标准误;* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

(四) 本地零散用工市场发展、资源禀赋条件与农地流转

考虑到不同资源禀赋特征条件下本地零散用工市场发展对农地流转影响的差异,进一步在模型中引入资源禀赋变量与本地零散用工市场发展程度的交互项。回归结果见表 5。

表 5 本地零散用工市场发展、资源禀赋条件与农地流转率 (N=330)

变量	零散用工 1	零散用工 2	工具变量
	(8)	(9)	(10)
本地零散用工市场发展	0.014(0.041)	-0.003(0.038)	0.022(0.047)
零散就业劳动力占比×农地资源禀赋条件	0.008*** (0.002)	0.009*** (0.003)	0.011** (0.005)
农地资源禀赋条件	-0.742** (0.423)	-1.005* (0.579)	-0.865* (0.446)
户均耕地面积	-0.876*** (0.286)	-0.903*** (0.291)	-0.790** (0.392)
乡村老龄化程度	0.289(0.180)	0.275(0.181)	0.303(0.186)
人口受教育水平	-0.179(0.209)	-0.162(0.211)	-0.167(0.213)
外出务工人口占比	0.238** (0.113)	0.264** (0.115)	0.244** (0.115)
农村人均可支配收入	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
粮食种植比例	0.558*** (0.075)	0.559*** (0.076)	0.547*** (0.082)
农业机械动力水平	0.246(1.593)	0.203(1.600)	0.316(1.608)
耕地可灌溉面积占比	-0.094(0.059)	-0.097(0.059)	-0.095(0.059)
时间虚拟变量	控制	控制	控制
R ²	0.864	0.863	0.864

注:括号内为相应的标准误;* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

表 5 中第(8)列的估计结果显示,本地零散用工市场发展与农地禀赋交互项的系数显著为正,说明本地零散用工市场发展对农地流转率的影响在耕地禀赋好的地区更大。进一步放

宽本地零散用工市场发展,即将自营劳动者中年收入小于5万元的个体定义为零散就业者(识别小商小贩),第(9)列的结果依然显示本地零散用工市场发展与农地禀赋交互项的系数显著为正。第(10)列进一步采用“各省规模以上工业企业数量占企业数量比例”作为工具变量处理本地零散用工市场发展的内生性问题,结果依然类似。上述结果表明,较好的农地资源禀赋条件,如农地平整连片能够为规模经营提供良好的基础,放大了本地零散用工市场发展对农地流转率的影响,验证了研究假说。

我国经济水平与人口结构的地区差异明显,可能导致本地零散用工市场发展与资源禀赋特征对农地流转的影响效应有所分化,本文将进一步从经济发展水平、人口老龄化程度与区域粮食生产战略定位三个维度进行异质性分析。其中,以人均GDP测度经济发展水平,将样本划分为经济发展水平较低地区(低于省中值)和较高地区(高于省中值);以65岁以上人口数量占比测度老龄化程度,将样本划分为老龄化程度较低地区(低于省中值)和较高地区(高于省中值);以是否为粮食主产区分析区域粮食生产战略定位,将样本划分为非主产区和主产区^①,异质性分析结果如表6所示。第一,在经济发展水平较高地区,本地零散用工市场发展与资源禀赋条件的交互项对农地流转率的正向影响更显著。第二,在老龄化程度较高地区,本地零散用工市场发展与资源禀赋条件的交互项对农地流转的促进作用更突出。第三,相对于粮食非主产区,本地零散用工市场发展与资源禀赋条件交互项对粮食主产区农地流转的促进效果更好,可能的原因是在经济水平较高、老龄化程度高的区域及粮食主产区,本地零散用工市场发展有助于劳动力参与非农就业及农业劳动时间的减少,进而促进土地转出,且地区资源禀赋条件会强化该促进作用,进而导致农地流转市场发展的地区异质性。

表6 本地零散用工市场发展、资源禀赋条件对农地流转影响的异质性分析

变量	经济发展水平		老龄化程度		粮食产区	
	低	高	低	高	非主产区	主产区
本地零散用工市场发展	0.008 (0.077)	0.048 (0.058)	0.003 (0.060)	0.042 (0.067)	0.034 (0.042)	0.149* (0.088)
零散就业劳动力占比×农地资源禀赋条件	0.004 (0.003)	0.010** (0.004)	0.003 (0.003)	0.010** (0.004)	0.005** (0.002)	0.013* (0.007)
农地资源禀赋条件	0.441 (0.893)	-1.579* (0.849)	-1.089 (0.804)	-1.234 (0.989)	-1.350*** (0.467)	2.405 (2.301)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	165	165	161	169	187	143
R ²	0.835	0.904	0.801	0.907	0.870	0.926

注:括号内为相应的标准误;*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

(五) 进一步讨论:零散用工市场发展对农地利用强度的影响

考虑到本地零散用工市场发展给农村劳动力提供更多的非农就业机会,这会挤占农业劳动投入,普通户还可能会放弃部分农业生产经营,甚至彻底撂荒,这可能导致农地耕种强度的下降。为此,我们进一步考察本地零散用工市场发展对农地利用强度的影响。表7汇报了零散用工市场发展对农地利用强度影响的固定效应模型估计结果。其中,第(11)列仅控制本地零散用工市场发展和时间固定效应,结果显示省内非农就业者中零散就业者的比例每增加

① 粮食主产区包括黑龙江、河南、山东、四川、江苏、河北、吉林、安徽、湖南、湖北、内蒙古、江西、辽宁13个省。

10%, 农地利用强度将显著降低 0.05%, 即本地零散用工市场发展带来了农地利用强度的下降; 第(12)—(14)列逐步控制农地禀赋特征、地区人口学特征、农业生产条件, 模型拟合结果均显示本地零散用工市场发展对农地利用强度存在负向显著的影响, 即本地零散用工市场发展在促进农地流转的同时, 带来了农地耕种强度的明显下降^①。

表7 本地零散用工市场发展对农地利用强度的影响

变量	农地利用强度			
	(11)	(12)	(13)	(14)
本地零散用工市场发展	-0.005** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)
农地资源禀赋条件		0.060*** (0.023)	0.046* (0.024)	0.031** (0.014)
户均耕地面积		0.028** (0.012)	0.017** (0.008)	0.016** (0.007)
乡村老龄化程度			-0.009 (0.009)	-0.001 (0.005)
人口受教育水平			0.003 (0.011)	-0.001 (0.006)
外出务工人员占比			-0.017*** (0.006)	-0.009*** (0.003)
农村人均可支配收入			-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
粮食种植比例				0.006*** (0.002)
农业机械动力水平				1.082*** (0.046)
耕地可灌溉面积占比				-0.012*** (0.002)
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.187	0.207	0.246	0.764

注: 括号内为相应的标准误; * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

五、结论与政策建议

在当前劳动力转移并未减速的背景下, 农地流转速度却逐渐放缓, 需要重新审视非农就业与农地流转之间的关联。本研究从家庭质量异质劳动力充分转移是农户农地充分流转的先决条件这一微观逻辑出发, 基于非农劳动力市场供需结构匹配的视角, 理论分析本地零散用工市场发展对农地流转的影响, 重点突出梯次转移模式下家庭不同质量劳动力非农就业的异质性及对农地流转决策影响的差异, 然后利用统计数据实证检验本地零散用工市场发展对农地流转率的影响以及农地资源禀赋条件的调节作用。主要研究结论包括: 第一, 本地零散用工市场发展对农地流转存在正向显著的影响, 即本地零散用工市场发展带来了更多的非农就业机会, 导致更多的农村家庭劳动力, 尤其是低质量劳动力转移至非农部门就业, 这挤占了农业劳动投入, 普通农户会选择将农地转移给规模经营户以获得地租收入, 带来农地流转率的上升。第二, 本地零散用工市场发展对农地流转的影响受到农地资源禀赋条件的制约, 地形坡度整体越低的地区, 本地零散用工市场发展促进农地流转的作用越大。第三, 本地零散用工规模扩大会降低农地耕种强度。

以上结论的理论含义在于: 本地零散用工市场发展为家庭中难以参与非农就业的低质量劳动力提供了非农就业机会, 带来了家庭内部劳动力分配格局的调整, 进而影响了家庭的农地流转决策, 但这一作用会受到地区农业生产条件的制约。而从现实来看, 农村劳动力尤其是家庭中的低质量劳动力能否获得非农就业机会, 是进一步促进农地流转市场发展的关键,

^① 我们进一步采用“各省规模以上工业企业数量占企业数量比例”作为工具变量处理本地零散用工市场发展的内生性问题, 结果依然显示本地零散用工市场发展降低了农地利用强度。

政府相关部门需要多措并举推动农村劳动力的充分转移。

据此,提出以下三点政策建议:第一,增加职业技能培训,扩展低质量劳动力的就业范围。政府可以通过出台优惠政策,吸引劳动力参与多元化培训,并选择与培训机构合作,提供免费培训服务,或开发低息免息的专业培训项目,允许低质量劳动力获得工作收入以后再偿还培训费用。第二,借助数字化趋势,挖掘多类型的零散就业机会。可以借鉴信息技术在职业教育公共服务上的广泛应用,建立低质量劳动力的教育资源库与就业信息平台,目的以培养低质量劳动力的工作技能为核心,运用“互联网+”的大数据技术,打破城乡劳动力市场供求双方的信息壁垒,实现需求与供给的精准匹配。第三,关注照顾弱势群体,增强零散就业关系的社会保障。要对零散就业者的定义进行明确划分,改变以往正规与非正规的简单二分法,可以从设置工作时间门槛、收入分配标准和从事就业类型等情况综合进行区分;应当加强对零散就业者从事工作的职业教育与安全培训,并适当增加其保险意识与投入,制定具有针对性的保险种类,争取纳入全国统一的保险服务平台。第四,为土地流转创造条件,培育和发展流转中介组织和服务机构。积极培育土地流转中介服务组织,健全土地流转服务体系,充分发挥其在农村土地供给、需求主体之间的媒介和桥梁作用,协助供需双方签订合同;健全包括农村土地经营权流转服务中心、农村产权交易中心等在内的农村土地流转公开市场和信息平台,保障农村土地经营权流转交易公开、公正、规范运行。

参考文献:

- [1] 匡远配,陆钰凤.我国农地流转“内卷化”陷阱及其出路[J].农业经济问题,2018,39(9):33-43.
- [2] 熊景维,钟涨宝.农民工家庭化迁移中的社会理性[J].中国农村观察,2016(4):40-55.
- [3] 郑黎义.劳动力外出务工对农户农业生产的影响[D].杭州:浙江大学,2011.
- [4] 赵光,李放.非农就业、社会保障与农户土地转出——基于30镇49村476个农民的实证分析[J].中国人口·资源与环境,2012,22(10):102-110.
- [5] 黄枫,孙世龙.让市场配置农地资源:劳动力转移与农地使用权市场发育[J].管理世界,2015(7):71-81.
- [6] 许庆,陆钰凤.非农就业、土地的社会保障功能与农地流转[J].中国人口科学,2018(5):30-41.
- [7] 许荣,肖海峰.劳动力质量、生产规模与农牧户生产技术效率[J].中国农业大学学报,2020,25(3):183-191.
- [8] 张忠明,钱文荣.不同兼业程度下的农户土地流转意愿研究——基于浙江的调查与实证[J].农业经济问题,2014,35(3):19-24.
- [9] 李昊,李世平,南灵.中国农户土地流转意愿影响因素——基于29篇文献的Meta分析[J].农业技术经济,2017(7):78-93.
- [10] 顾天竹,纪月清,钟甫宁.城镇化、生活服务外包与低技能服务业扩张——基于吸纳农村劳动力转移角度的讨论[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021,21(2):136-147.
- [11] 黄国华.成本与市场双重约束下农村劳动力转移影响因素研究[J].中国农村观察,2010(1):34-40.
- [12] 苗海民,张顺莉,朱俊峰.农民工家属选择性迁移对土地流转的影响——基于中国流动人口动态监测调查数据的经验分析[J].中国农村经济,2021(8):24-42.
- [13] 檀竹平,耿鹏鹏,罗必良.转移距离、服务外包与农地流转——基于农业劳动力转移的农户证据[J].经济经纬,2022,39(3):35-44.
- [14] 李宁,蔡荣,李光勤.农户的非农就业区域选择如何影响农地流转决策?——基于成员性别与代际分工的分析视角[J].公共管理学报,2018,15(2):93-103.
- [15] 李成友,刘安然,袁洛琪,等.养老依赖、非农就业与中老年农户耕地租出——基于CHARLS三期面板数据分析[J].中国软科学,2020(7):52-64.
- [16] 许彩华,党红敏,余劲.农户非农就业的代际分工对农地流转行为的影响——基于农业生产服务外包的中介效应分析[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2022,22(1):141-150.

- [17] 钱忠好. 非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释[J]. 中国农村经济, 2008(10): 13-21.
- [18] 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, 16(1): 45-66.
- [19] 薛进军, 高文书. 中国城镇非正规就业: 规模、特征和收入差距[J]. 经济社会体制比较, 2012(6): 59-69.
- [20] 陈明星, 黄莘绒, 黄耿志, 等. 新型城镇化与非正规就业: 规模、格局及社会融合[J]. 地理科学进展, 2021, 40(1): 50-60.
- [21] 马林靖, 李培速, 伍亚红. 城镇化发展如何影响非正规就业? ——基于空间杜宾模型的省际面板分析[J]. 世界地理研究, 2022, 31(6): 1273-1284.
- [22] 吴要武. 非正规就业者的未来[J]. 经济研究, 2009, 44(7): 91-106.
- [23] 郑旭媛. 资源禀赋约束、要素替代与中国粮食生产变迁[D]. 南京: 南京农业大学, 2015.

(责任编辑: 宋雪飞)

Scattered Employment and Agricultural Land Transfer ——Based on the Non-agricultural Labor Market Supply and Demand Structure Matching Perspective

ZHAO Xiaosong GUO Yang XU Zhigang

Abstract: The transfer of agricultural land is an important economic guarantee for improving the allocation and utilization efficiency of agricultural resources and ensuring the quality of food production. However, it has stagnated in recent years and has shown obvious regional disparities. Previous studies have mostly discussed the issue of low land transfer levels compared to the scale of rural labor migration from the perspectives of household division of labor and mechanical substitution. However, they have paid less attention to the issue of the mismatch between the supply and demand structure of non-agricultural labor markets in different regions for the full non-agricultural transfer of quality heterogeneous rural labor. This article starts from the micro-logic that the full transfer of household quality heterogeneous labor is a prerequisite for the full transfer of farmland by farmers, reveals the impact and theoretical logic of the supply and demand structure matching of the non-agricultural labor market on farmland transfer, and empirically tests the development of the local scattered labor market. The impact on farmland turnover rate and the regulating effect of farmland resource endowment conditions. The results show that the development of the local scattered labor market has a promoting effect on the expansion of agricultural land transfer, but it is restricted by the endowment conditions of agricultural land resources, and the worse the agricultural production conditions are, the smaller the promoting effect of the development of the local scattered labor market on agricultural land transfer. Meanwhile the development of the local scattered labor market will reduce the intensity of agricultural land cultivation. Therefore, the key to further promoting the development of the agricultural land transfer market lies in the development of the scattered labor market to solve the problem of non-agricultural employment of left-behind rural labor force.

Keywords: Agricultural Land Transfer; Scattered Employment; Adequate Labor Market; Echelon; Resource Endowment