

DOI:10.3969/j. issn. 1674-8131.2020.04.007

# 农民组织化经营会降低农村劳动力 转移的选择性吗?

——基于技能—岗位匹配模型的理论分析与中国经验

文 华,蒋 选

(中央财经大学经济学院,北京102200)

摘 要:在农村劳动力数量和质量"双重剩余"的情况下,非农部门的高质量发展可能引发农村劳动力非农转移产生对高技能劳动力的选择性,不利于农业部门的人力资本积累。基于技能—岗位匹配模型的分析表明,在技能—岗位正向排序匹配条件下,农民组织化经营可以通过提高农业部门的岗位复杂度为原本"技能剩余"的农村劳动提供有效的技能—岗位匹配,进而缓解高技能农村劳动力的过度流失,降低农村劳动力非农转移的选择性。采用 2012、2014 和 2016 年"中国劳动力动态调查"数据的分析显示,目前中国农村劳动力非农转移确实存在对高技能劳动力的选择性,而农民合作社的组建也确实能通过提升高技能劳动力在农业部门内部的技能—岗位匹配效率抑制其非农转移行为,进而降低农村劳动力非农转移的选择性。因此,在非农部门向高质量发展转型的同时,农业部门也应通过组织化经营等途径实现高质量发展。在促进农民合作社发展过程中,应注意适度提高岗位复杂度,并保障技能—岗位的正向排序匹配和匹配效率报酬的实现,以有效降低农村劳动力非农转移的选择性,促进农村人力资本的积累和结构优化。

关键词:农村劳动力转移;技能—岗位匹配;岗位复杂度;人力资本积累;农民组织化经营;农民合作社

中图分类号:F323.6;F325.12 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2020)04-0069-15

# 一、引言

在工业化和城镇化进程中,农村(农业)剩余劳动力必然向城市(非农产业)转移<sup>①</sup>,进而必然对农村和

<sup>\*</sup> 收稿日期:2020-03-11;修回日期:2020-05-12

作者简介:文华(1992),女(蒙古族),内蒙古通辽人;博士生,主要从事农村经营组织变革、农民收入与农村劳动力流动研究;E-mail:15248120515@163.com。蒋选(1954),男,山东济宁人;教授,博士,博士生导师,主要从事劳动力市场与就业问题、产业结构与产业政策等研究。

①准确地讲,农业部门剩余劳动力向非农部门转移包含劳动力从农业向非农产业转移、从农村向城市转移两个维度,为论述的方便,以下将其统称为农村(剩余)劳动力(非农)转移。

城市的人力资本积累产生重要影响。当前,中国经济正转向高质量发展,新型工业化和新型城市化要求统筹城乡发展,要求在繁荣城市的同时振兴乡村。要实现乡村振兴,同样需要高质量的人力资本,但当前中国农村劳动力呈现剩余与流失并存的现象(秦晓娟等,2015)<sup>[1]</sup>。对比改革开放初期,农村就业人口占总就业人口比例已显著下降(许庆等,2017)<sup>[2]</sup>;但对比高收入国家,仍需至少再降15.7个百分点(蔡昉,2018)<sup>[3]</sup>。因此,农村劳动力剩余问题依然是当前中国经济社会发展面临的重大课题。然而,由于非农部门有选择地优先吸收高技能劳动力,使得农业部门在剩余劳动力未全部转移的情况下又面临因高技能劳动力流失带来的人力资本积累困境(郭剑雄等,2009;郭剑雄2011;蔡昉,2017)<sup>[46]</sup>,农村剩余劳动力转移与人力资本流失间的矛盾变得日益突出。

在经典的刘易斯一费景汉—拉尼斯二元经济模型中,工业部门不断扩张并吸收农村剩余劳动力直至农村劳动力变为短缺资源,使得农业部门产生劳动节约型技术需求以及与之相匹配的高素质技能劳动力需求,进而实现农业发展动力由"物质资本—技术"转化为"人力资本—技术"。然而,该理论成立的前提是农村劳动力转移只是数量上的减少,不伴随质量上的降低(刘星等,2012)<sup>[7]</sup>,而现实中的农村劳动力转移往往会存在被"择优吸收"的问题。对此,郭剑雄(2009)放松了农村劳动力转移的同质性假设,在异质性前提下进行拓展研究,认为当人力资本积累内生于劳动力选择性转移过程中,且农业部门平均人力资本积累率大于非农业部门平均人力资本积累率时,该模型机制依然成立<sup>[8]</sup>。但是,在当前中国经济实践中,农业部门平均人力资本积累率通常是低于非农业部门的。也就是说,农村劳动力剩余与流失并存虽然可能对工业化和城市化的影响不大,但会阻碍农业现代化和农村发展,并加深城乡二元结构。那么,如何在农村剩余劳动力继续转移的同时,减少或防止农村人力资本的过度流失,是当前需要引起重视和深入研究的重要课题。

从理论机制层面解释农村剩余劳动力转移的文献非常多,但大多研究的是同质性转移,鲜有研究探讨农村剩余劳动力的异质性转移行为及其对农村人力资本积累的影响。对于不同人力资本水平劳动力的异质性转移,已有研究主要从技能一岗位匹配视角进行解释。比如,Costinot 和 Vogel(2010)利用技能一岗位匹配模型对不同国家间的技能劳动力转移行为进行分析[9],彭国华(2015)借鉴其模型对中国改革开放后东西部地区的技能劳动力流转行为进行研究[10]。但相关研究更多的是探讨非农部门间的劳动力转移问题,而忽视对农业部门劳动力非农转移的研究。根据劳动力岗位一技能匹配理论,劳动力的工作岗位与其技能之间存在正向匹配(彭国华,2015)[10]。传统农业的岗位复杂程度低于非农产业,因此在均衡状态的传统农业部门中,较低技能劳动力岗位配置的效率相对更高;随着工业化进程推进,非农部门产生更多的技能型工作岗位,其对应的匹配效率报酬会更多地吸引农村较高技能劳动力。在农村剩余劳动力转移过程中,农村较高人力资本劳动力的流失是非农部门不断扩张和劳动力基于岗位一技能匹配进行"自选择"双重作用的结果。因此,如果在农业部门内部能够提供与农村较高技能劳动力相匹配的岗位及相应报酬,则有可能减少较高技能劳动力的转移,使农村剩余劳动力转移不再具有选择性(转移劳动力中较高技能劳动力的比例相对较高)。

当前,中国正在积极实施乡村振兴战略,随着农业现代化的推进,农业生产方式也不断转型升级。农业生产方式的现代化,从农业生产经营主体(即农村劳动力)上看,主要体现为农民组织化经营。组织是指由诸多要素按照一定方式相互联系起来的系统,要求成员具有共同的目标以及行为准则;农民组织化就是通过一定的原则和机制将分散的传统农民联合起来成为有组织的社会集体。其中,以提高农业生产经营效率和收益为主要目的的农民组织化就会产生农民组织化经营,即小规模、低效率分散从事低收益农业生产经营①。营的农民联合起来形成一定的组织形式,进而集中从事更大规模、更高效率和更高收益的农业生产经营①。

①目前,学界对农民组织化经营的内涵还没有形成一个清楚的、统一的认识,并存在多个相关概念,如农业组织化经营、农业产业化经营以及农民专业化经营等,这些概念的内涵指向是存在差异的,但不少文献将其混用。本文选用"农民组织化经营"是基于本文研究内容的考虑,即农民的组织化将对农村劳动力的就业和生产行为产生直接的影响。此外,准确地讲应是"农民组织化生产经营",为表述的方便本文将其简化为"农民组织化经营"。

农民组织化经营是对传统小农经营模式的变革(郭凯明,2017)<sup>[11]</sup>,不仅影响农业生产经营效率,同时还对农村劳动力的就业产生影响。相关研究主要从农业生产效率、益贫、增收等角度探讨农民组织化经营的效益,而对农民组织化经营对农村剩余劳动力转移的影响研究不足。虽然有研究分析农民组织化经营模式下的劳动力就业问题(常明明,2018)<sup>[12]</sup>,也有研究注意到中国农村劳动力的选择性转移现象(Kanbur et al,2005;郭剑雄,2009;刘星等,2012;Yan et al,2014;苏昕等,2017)<sup>[13][4][7][14][15]</sup>,但均未将农业生产经营模式的变革与农村劳动力的选择性转移联系起来。沈鹭等(2017)虽然对农民组织化经营与农村劳动力非农就业的关系进行了探讨,但并未对农民组织化经营下的异质性农村劳动力的转移选择进行探讨<sup>[16]</sup>。

实际上,农民组织化经营通常会提高农业部门的岗位复杂度,使农业岗位也具有技能"门槛",而岗位复杂度与劳动力技能的匹配性又会对异质性农村劳动力的转移行为产生影响,进而影响农业部门的平均人力资本积累。因此,以农民组织化经营为代表的农业生产经营现代化能够对因在农业部门内部技能—岗位无法有效匹配而向非农部门转移的高技能劳动者的转移行为起到抑制作用,缓解农业部门高人力资本劳动力的流失,进而提高农业部门平均人力资本积累水平。基于此,本文利用技能—岗位匹配模型从理论上分析农民组织化经营对农业部门异质性劳动力非农转移可能产生的影响,并采用"中国劳动力动态调查"(CLDS)2012、2014 和 2016 年的数据检验中国农村劳动力非农转移是否存在选择性,进而运用重复横截面双重差分法及基于倾向得分匹配的双重差分法检验农民组织化经营能否抑制农村劳动力非农转移的选择性及其作用机制,以期为在解决农村劳动力"双重剩余"过程中有效避免高技能劳动力过度流失提供政策启示。

# 二、理论模型

本文基于 Costinot 和 Vogel(2010)以及彭国华(2015)的技能—岗位匹配模型构建理论框架<sup>[9-10]</sup>,其有三个核心定理:—是劳动力的技能水平与岗位复杂度之间存在不同的匹配效率,相对于低技能劳动者,高技能劳动者与其岗位复杂度具有更高的匹配效率,且这种匹配优势会随着岗位复杂度提高而增强;二是劳动者技能水平与岗位复杂度满足正向排序规律,均衡状态下,劳动者会根据自己的技能水平寻找最优匹配岗位以使全社会的就业效率最优;三是工资增长率与匹配效率增长率存在线性关系。

本文假定:第一,经济系统由农业与非农业两部门组成,劳动力为唯一生产要素,每单位劳动力提供1单位劳动供给。第二,两部门劳动力存在技能异质性,其技能分布取值范围为  $H_{ag} \subset [h_L^{ag}, h_H^{ag}]$  和  $H_{na} \subset [h_L^{na}, h_H^{na}]$ ,且满足  $H_{ag} \subseteq H_{na}$ 。第三,两部门岗位复杂度存在异质性,其岗位复杂度分布取值范围为  $I_{ag} \subset [i_L^{ag}, i_H^{ag}]$  和  $I_{na} \subset [i_L^{na}, i_H^{na}]$ ,且满足  $I_{ag} \subseteq I_{na}$ 。第四,市场均衡服从正向排序定理,即高技能劳动者匹配高复杂度岗位,低技能劳动者匹配低复杂度岗位。

#### 1. 劳动力不能跨部门转移条件下的技能—岗位匹配

图 1 刻画了在劳动力不能跨部门转移条件下农业和非农业部门的技能—岗位匹配状况。其中,横轴表示劳动力技能水平,农业部门劳动力技能水平包含于非农部门中;纵轴表示岗位复杂度,农业部门岗位复杂度包含于非农部门中。 $m(h)_{ag}$ 为均衡状态下的农业部门技能—岗位匹配曲线。由于农业部门岗位复杂度分布范围较窄,因此总能找到技能水平 $\bar{h} \in H_{ag}$ ,使得 $h_L^{re} \leq h \leq \bar{h}$ ,则技能水平为h 的劳动力虽然也有工作岗位与之相匹配,但其技能水平高于岗位复杂度的要求,进而产生"技能剩余"(即其可以匹配更高复杂度的岗位)。 $m(h)_{na}$ 表示均衡状态下的非农业部门技能—岗位匹配曲线。相对于农业部门,非农部门具有更宽的岗位复杂度分布范围,在劳动力技能—岗位正向排序匹配的作用下,不同技能劳动力与其对应复杂度的岗位相匹配,因而其技能—岗位匹配曲线相对于农业部门更加陡峭且平滑。

随着工业化的推进,非农部门出现大量不同复杂度的工作岗位,而农业部门依然依赖传统的小农经营

生产方式,其岗位复杂度并未发生实质性的变动。这使得农业部门的劳动力存在两个层面的剩余:一是典型的"刘易斯剩余",即由于劳动力数量过多的"数量剩余";二是"质量剩余"(本文也称之为"技能剩余"),即劳动力技能水平的供给大于现有岗位对劳动力技能水平的需求,使得劳动力的部分技能没有得到相应的回报。在农业与非农业部门相互封闭的二元经济中,农业部门劳动力存在数量和质量上的"双重剩余",但由于两部门间劳动力无法自由转移,使得劳动力资源配置扭曲,而这种劳动力资源分配的扭曲将进一步强化二元经济结构。

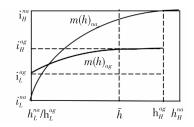


图 1 劳动力不能跨部门转移条件下的技能—岗位匹配曲线

注:在劳动力不能跨部门转移条件下,农业与非农部门的技能—岗位匹配曲线相互分离,各自形成正向排序匹配;农业部门劳动力的"双重剩余"因劳动力不能跨部门流动而比较严重。

## 2. 劳动力跨部门转移条件下的技能—岗位匹配

图 2 刻画了在劳动力跨部门转移条件下的农业与非农业部门技能一岗位匹配状况。由于农业部门劳动力可以向非农部门转移,使得非农部门技能方程从原来的  $m(h)_{na}$ 变为  $m(h)'_{na}$ 。  $\hat{h}$  为满足  $m(h)'_{na}=m(h)_{ag}$  的技能水平,在  $\hat{h}$  左侧, $m(h)'_{na}>m(h)_{ag}$ 。对于农业部门"技能剩余"的劳动力  $(h_B < h < h_H^{ag})$  而言,非农部门的工作岗位具有更高复杂度,因此其会向非农部门转移。在  $\hat{h}$  右侧, $m(h)'_{na}< m(h)_{ag}$ ,对于农业部门低技能水平的劳动力  $(h_L^{ag} < h < h_A)$  而言,非农部门的一些工作岗位可能具有更低复杂度,与之匹配可以获得更高的效率工资,因此其也会向非农部门转移。而农业部门的其他劳动力  $(h_A < h < h_B)$  则由于两部门提供的工资水平相同而不发生转移行为。随着农业部门两端劳动力的非农转移,原匹配方程  $m(h)_{ag}$ 逐步向  $m(h)'_{na}$ 靠近,使得农业部门的技能—岗位匹配曲线变得更加陡峭。

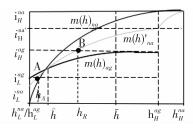


图 2 劳动力跨部门转移条件下的技能一岗位匹配曲线

注:在劳动力跨部门转移条件下,农业与非农部门技能—岗位匹配曲线重合(A—B),农业部门劳动力的"双重剩余"因劳动力跨部门流动而得到缓解,两部门的劳动力数量以及质量(平均技能水平)在新均衡点都发生变化。

在劳动力跨部门转移条件下,农业部门劳动力数量因非农转移而减少,而其质量的变化则取决于高技能劳动力转移量与低技能劳动力转移量的相对比例。如果低技能劳动力转移比高技能劳动力转移相对更多,那么农村劳动力的平均技能水平就有所提高;反之则相反。在20世纪80年代初,中国工业部门以粗加工的劳动密集型产业为主,对劳动力的技能要求不高,因此农村低技能劳动力大量向非农部门转移,农业部门劳动力的平均技能水平并未明显降低。而随着工业化进程的推进,产业升级导致非农部门岗位所要求的劳动力技能水平提高,进而表现为对农业部门高技能劳动力的选择性吸纳,使得农业部门劳动力的平均技

能水平有所下降。

# 3. 农民组织化经营对劳动力技能—岗位匹配的影响

相对于传统小农经济,农民组织化经营提高了农业部门内部的岗位复杂度(李宾等,2014)<sup>[17]</sup>。随着农民组织化经营模式的不断成熟,农业部门内部产生了新的职业需求,传统农民向职业农民转化(罗明忠等,2018)<sup>[18]</sup>。基于理性人假设,任何组织的形成都以其行为主体追求利益最大化为前提,农民组织化经营可以看作农民追求利益最大化行为(郭红东等;2004;邓衡山等,2011)<sup>[19-20]</sup>。然而,组织化经营对劳动力素质是有一定要求的,只有具有一定技能水平的劳动力才能在组织化经营中获得潜在最大利益(周应恒等;2016)<sup>[21]</sup>。因此,农民组织化经营对不同技能水平的劳动力就业行为有异质性影响。当组织化经营提高农业部门内部岗位复杂度后,将降低农业部门劳动力的"技能剩余"。这时,原"技能剩余"的劳动力可能在农业部门内部找到与其技能水平相匹配的岗位,并能获得与非农部门相同或更多的收益,那么其向非农部门转移的动机和行为都会减少。

图 3 刻画了农民组织化经营对农业与非农业部门技能—岗位匹配的影响。当组织化经营使得农业部门最低技能水平由  $i_L^{qe}$  上升至  $i_L^{qe}$ 、最高技能水平由  $i_H^{qe}$  上升至  $i_H^{qe}$  时,农业部门存在技能水平  $h_c$  及  $h_D$ ,低技能水平  $(h_D^{qe} \leq h < h_C)$  和高技能水平  $(h_D < h \leq h_H^{qe})$  劳动力同样会因寻求最优匹配效率而向非农部门流转,但此时的农村平均技能水平高于图 2。

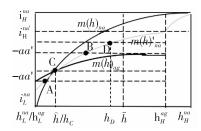


图 3 农民组织化经营对劳动力技能—岗位匹配的影响

注:在农民组织化经营的影响下,农业部门的劳动力质量(平均技能水平)有所提高,均衡区间从原来的 A-B 变为 C-D。

根据岗位一技能匹配理论,劳动力技能与工作岗位之间存在正向排序匹配。由于传统农业岗位复杂程度低于非农产业,在劳动力不能在部门间转移的均衡状态中,农业部门的高技能劳动力无法在农业部门内部找到有效匹配的岗位,进而产生农业部门劳动力的数量和质量"双重剩余"。工业化的推进使非农部门产生大量多层次的技术型工作岗位,其对应的匹配效率报酬吸引大量农业部门的"技能剩余"劳动力和低技能劳动力向非农部门转移,从而缓解农业部门劳动力的"双重剩余";但非农部门的产业升级会导致其优先吸纳对高技能劳动力的选择性不断增强,进而可能使农业部门劳动力平均技能水平降低,不利于农业部门的人力资本积累和结构优化。农民组织化经营使得农业部门内部的工作岗位同样具备了一定"技能门槛",使农业部门部分原"技能剩余"的劳动力可以通过农内转移实现技能一岗位有效匹配,从而抑制"技能剩余"劳动力因技能一岗位无法有效匹配而向非农部门的转移,进而缓解选择性转移对农业部门人力资本积累的不利影响。

基于上述分析,本文提出如下假设:农民组织化经营会提高农业部门内部岗位复杂度,使高技能劳动力可以通过农内转移实现技能一岗位的有效匹配,进而对农村劳动力的选择性非农转移具有抑制作用。

# 三、实证方法与数据

# 1. 检验模型设定

本文采用重复横截面双重差分法(Difference-in-difference using repeated cross sectional data)及基于倾向

得分匹配的双重差分法(PSM-DID)进行实证检验。双重差分法(DID)被广泛应用于政策效果评估,其主要思想为对比干预组(也称为处理组)与对照组在政策实施前后的变化,能较好地规避遗漏变量及反向因果关系引起的内生性问题。重复横截面双重差分法要求截面数据集对应不同的时间段,进而对比干预组与对照组在不同时间段上的变化。使用重复横截面双重差分法的前提条件是每一个时间段的个体样本是随机产生的,此时前一个时间段的样本可以作为后一个时间段对照组与干预组的对照。当只有两个时间段时,其估计方程简化为:

 $Y_{ii} = \beta_0 + \beta_1 X_{ii} + \beta_2 G_i + \beta_3 D_t + \beta_4 W_{ii}^k + u_{ii}$ 

其中, $Y_u$ 表示个体 i 在 t 期的行为; $X_u$ ( $=G_i*D_t$ )表示个体效应, $G_i$  为个体是否受到干预的二元变量, $D_t$  为个体是否处于受干预时间段的二元变量; $W_u^t$ 表示控制变量。当个体效应  $X_u$  在控制变量  $W_u^t$ 的条件下随机时,可用 OLS 估计模型,其系数  $B_i$  体现个体效应。

首先,需要确定个体是否受干预的识别标准。进入21世纪以来,在政府引导和政策支持下,中国农民组织化经营组织发展迅速,其中,农民合作组织因惠农范围广而更是受到重点扶持(张连刚等,2016;赵晓峰等,2016)<sup>[22-23]</sup>,农民合作社在农业部门得到快速推广。截至2017年11月底,在工商部门登记的农民专业合作社达到了199.9万家,入社的农户超过1亿户,约占全国农户总数的46.8%<sup>[24]</sup>。因此,本文以样本村是否已组建合作社作为个体是否受干预识别标准:如果个体所在村在调查年份已组建合作社,则其非农转移行为受到农民组织化经营的影响;如果个体所在村在调查年份未组建合作社,则其非农转移行为未受到农民组织化经营影响。

其次,需要确定是否受干预的时间节点。本文将受干预的时间节点选在 2008 年。2006 年 10 月 31 日《中华人民共和国农民专业合作社法》颁布,并在 2007 年 7 月 1 日开始实施。由于 CLDS 实施调查的年份是在 2008 年以后,并且在调查中并未记录样本村组建合作社村的具体年份,因此其劳动力非农转移行为的回顾式调查与样本村是否已组建合作社的现时式调查之间出现冲突。但农民的非农转移行为是权衡非农收益与务农收益之后的"自选择"过程,政策变化会影响农村劳动力非农转移行为,以 2008 年作为干预产生的时间节点一定程度上具有合理性。

此外,本文以样本村是否组建合作社作为区分对照组及干预组的依据,然而不少研究发现农民组织化经营与村级特征具有相关性,因此在传统 DID 估计的基础上,进一步使用 PSM-DID 方法以验证研究结果的稳健性。倾向得分匹配不依赖线性假定,而是依据干预组和对照组的近似程度给予不同权重,进而能更好地避免由控制变量差异引起的选择性偏误。首先将村级特征运用 Logit 模型进行估计并获得倾向得分,然后运用落入共同区间的村级样本重新匹配个体数据,平均处理效应测算方程为:

$$ATT_{PSM-DID} = E[Y_1^T - Y_0^T | X, D = 1] - E[Y_1^C - Y_0^C | X, D = 0]$$

其中, $Y_1^T$  和  $Y_0^T$  分别表示已组建合作社村 2008 年前后的农村劳动力非农转移选择, $Y_1^C$  和  $Y_0^C$  分别表示未组建合作社村 2008 年前后的农村劳动力非农转移选择;D 的取值为 0 和 1,分别表示个体样本所在的村是否已组建合作社;X 为控制变量。

#### 2. 样本选择

本文采用"中国劳动力动态调查"(CLDS)2012、2014 和 2016 年的数据进行实证检验。CLDS 是目前唯一既统计劳动力流动又包含村合作社组建信息的大型调查数据,由中山大学社会科学调查中心每 2 年调研一次。根据研究目的,只选取农村人口,并删除受干预前和受干预后年龄超过64 岁及低于15 岁的样本。此外,由于CLDS 对劳动力转移信息采用回顾式调查,受访者的转移信息不随调查年份而不同,因此对不同年份的重复样本予以删除,最终获得44 268 个样本,其中2012、2014 和 2016 年数据库中分别为 9 045、18 164 和 17 059 个。

CLDS 询问了受访者 14 岁以来是否迁移及是否有过外出务工经历,因此将 14 岁后有过迁移以及有过外出务工经历的个体都视为有非农转移行为的样本。样本非农转移发生的年份区间为 1949—2016 年,而农村劳动力转移真正快速增长是在改革开放以后,因此只保留 1979—2016 年非农转移的样本,共计 6 949 个样本,其中 2012、2014 和 2016 年数据库中分别为 2 177、2 260 和 2 512 个样本。结合总样本,将 1978—2008 年非农转移以及截至 2008 年 15—64 岁未转移劳动力作为第一时期样本(共 22 676 个),将 2008—2016 年非农转移以及截至 2016 年 15—64 岁未转移劳动力作为第二时期样本(共 21 592 个)。

通过与个体数据相匹配,最终得到 306 个村样本,其中,截至 2016 年已组建合作社的村有 129 个,未组建合作社的村有 177 个。由于合作社组建与否可能受村级特征影响,采用 PSM-DID 方法降低由村级特征差异引起的选择性偏误。通过近邻匹配方法进行匹配后获得 230 个村样本,其中已组建合作社的村有 110 个,未组建合作社的村有 120 个。

#### 3. 数据分析

表1报告了样本农村劳动力与非农转移劳动力的学历、性别及年龄结构变化的情况。从学历结构看,农村劳动力与非农转移劳动力间学历为未上学、小学的占比差从-1.35%、4.72%下降为-9,86%、-4.57%,表明相对于农村劳动力,非农转移劳动力中低学历劳动力占比下降更明显;与之相反,农村劳动力与非农转移劳动力间学历为初中、高中及以上的占比差从2.09%、-5.46%上升为8.48%、5.94%,表明非农转移劳动力中高学历劳动力占比上升更明显。可见,从时间趋势上看,非农转移劳动力具有高技能化趋势。从性别结构以及年龄结构看,非农转移劳动力则表现为男性化和年轻化特征(详见表1)。通过简单对比可以认为,当前中国农村劳动力的非农转移确实存在趋向高人力资本的选择性。

	农村劳动力 (A)	转移劳动力 (B)	(A)-(B)	农村劳动力 (A)	转移劳动力 (B)	(A)-(B)
所处期间		T=0			T = 1	
未上学	21. 81	20. 46	-1. 35	21. 76	11. 90	-9. 86
小学	32. 58	37. 30	4. 72	32. 61	28. 04	-4. 57
初中	30. 43	32. 52	2. 09	30. 46	38. 94	8. 48
高中及以上	15. 18	9. 72	-5. 46	15. 17	21. 12	5. 95
女性	51. 96	49. 5	-2. 46	52. 06	42. 97	-9. 09
男性	48. 04	50. 5	2. 46	47. 94	57. 03	9.09
20 岁以下	20. 23	4. 75	-15. 48	13. 67	10. 74	-2. 93
21~40岁	33. 28	59. 38	26. 10	25. 81	59. 74	33. 93
41 岁以上	46. 49	35. 88	-10. 61	60. 53	29. 52	-31. 01

表 1 农村劳动力(A)与非农转移劳动力(B)劳动力结构变化比较/%

由于本文采用重复横截面双重差分法估计,各变量需要满足共同趋势特征。表 2 和表 3 分别为本文控制变量的赋值方法和描述性统计。统计分析显示,两组样本中的多数变量并未出现显著的系统性差异,为了提高模型估计的准确性,在模型中对上述变量均予以控制。本文以样本村有无组建合作社为是否受干预的依据,以 2008 年为干预前后的时间节点,采用重复横截面双重差分法分析农民组织化经营对农村劳动力非农转移的影响。然而,样本村是否组建合作社可能受其自身特征的影响,表 2 的 t 检验结果也显示两组样本的村级特征确实存在系统性差异,因此同时采用 PSM-DID 对样本进行估计,以验证结论的稳健性。

表 2 控制变量的赋值方法

变量	赋值方法
个体特征	
性别	男=1,女=0
学历	文盲=1;小学=2;初中=3;普通高中=4;职业高中=5;技校=6;中专=7; 大专=8;大学=9;硕士=10
年龄	青少年[14,20]=1,中年[21,40]=2,老年[41,65]=3
婚姻状况	有婚姻关系(初婚/再婚)=1;无婚姻关系(未婚/离异/丧偶/同居)=0
健康状况	非常健康=1;健康=2,一般=3;比较不健康=4;非常不健康=5
资格证书	已获得职业证书或者接受过专业培训=1;未获得职业证书或没有受过专业培训=0
家庭特征	
家庭人口	同住家庭成员数量
家庭收入	家庭总收入/10 000
家庭地位	14 岁时家庭社会地位(1~10 等级评价,值越大表明社会地位越高)
家庭耕地规模	家庭耕地面积(亩)
村级特征	
离县城最短距离	本村至最近县城距离(km)
政府财政补贴	本村是否提供农业经营财政支出(是=1,否=0)
务农劳动力占比	本村劳动力从事第一产业占比
自然灾害	本村所遭受自然灾害类型(干旱1,洪涝=2,其他=0)
非农经济	本村是否存在非农经济(有=1,没有=0)
人均耕地面积	本村农用耕地面积(亩)/本村户籍人口数

表 3 样本控制变量的描述性统计

亦具	未组建	合作社	已组建	合作社	均值	均值差	
变量	均值	标准差	均值	标准差	M(1)-M(2)	t_test	
个体特征							
性别	0. 491 70	0. 499 94	0.484 10	0. 499 76	-0.007 60	1. 594 5	
学历	2. 686 24	1.616 32	2. 682 25	1. 655 06	-0.003 99	0. 254 5	
年龄	2. 365 32	0.751 88	2. 356 54	0. 728 52	-0.008 78	1. 224 6	
婚姻状况	0. 799 55	0.400 34	0.804 96	0. 396 24	0.005 40	-1.4184	
健康状况	2. 352 16	1. 011 15	2. 337 53	1. 035 24	-0. 014 64	1. 501 1	
是否获得资格证书	0. 087 54	0. 282 63	0.090 28	0. 286 59	0.002 75	-1.012 1	
家庭特征							
家庭人口	4. 623 89	1. 993 79	4. 694 89	1. 964 17	0. 071 01	-3.759 9	
家庭收入	3. 659 81	3. 040 19	4. 010 78	3. 032 30	0. 350 97	-12. 115 8	
家庭地位	3. 222 88	1.784 02	3. 228 87	1. 769 87	0.005 99	-0. 353 4	
家庭耕地规模	4. 057 28	3. 911 55	5. 166 06	4. 303 87	1. 108 78	-28. 380 6	

续表3

变量	未组建	未组建合作社		合作社	均值差	
文里	均值	标准差	均值	标准差	M(1)-M(2)	t_test
村级特征						
离县城最短距离	23. 746 56	21. 493 98	26. 810 16	22. 914 99	-3.063 60	-14. 497 3
政府财政补贴	0.64082	0. 479 77	0. 701 28	0. 457 71	-0.06047	-13. 496 6
务农劳动力占比	0. 635 67	0. 347 14	0. 645 37	0. 342 78	-0.009 71	-2. 948 8
自然灾害	1. 815 35	0.005 42	1. 772 35	0.005 98	0.043 00	5. 330 0
非农经济	0. 294 76	0. 455 95	0. 323 14	0. 467 69	-0.028 38	6.055 9
人均耕地面积	1.756 02	0. 429 46	1. 730 53	0. 443 69	0. 025 49	-44. 287 4

# 四、检验结果

# 1. 重复横截面双重差分估计结果

表4和表5分别报告了无控制变量和有控制变量的重复横截面双重差分估计结果,两者估计系数的显著性及正负方向并未发生改变,只有系数值的微小差异。对总样本的分析无法捕捉到农村劳动力转移行为的异质性变化,进一步将样本按学历、性别和年龄划分不同样本组进行估计。从表4来看(表5类似),在学历为初中以上的样本中,干预组与对照组在2008年前相差-0.8个百分点,在2008年后相差-3.0个百分点,差异为-2.2个百分点,且在5%的显著性水平上显著;在男性样本中,干预组与对照组在2008年前相差0.3个百分点,在2008年后相差-2.9个百分点,差异为-3.2个百分点,且在1%的显著性水平上显著;在年轻样本中,干预组与对照组在2008年前相差-0.6个百分点,在2008年后相差-3.8个百分点,差异为-3.3个百分点,且在1%的显著性水平上显著。而在女性样本中,干预组与对照组在2008年前相差-0.5个百分点,在2008年后相差-0.7个百分点,差异为-0.2个百分点,但不具有显著性;在年老样本中,DID估计结果也不显著。从上述分析表明:农村劳动力的非农转移在数量上整体呈现下降趋势,然而,相对于未受农民组织化经营影响的样本而言,受农民组织化经营影响的样本中学历较高、男性及年轻的非农转移劳动力数量下降更加明显,而其正是选择性转移的主要群体。由此可见,相对于传统农业经营,在农民组织化经营的影响下"优质"劳动力的非农转移行为受到一定抑制。

				,四次主在,	77 14 11 (75	,,			
	C	T	D(T-C)	C	T	D(T-C)	DID	t	总和
总样本	0. 175	0. 169	-0.006	0. 136	0. 140	0. 004	0.009	1. 35	
N	12 292	10 384		11 629	9 963				44 268
学历初中以上	0. 182	0. 174	-0.008	0. 174	0. 144	-0.030	-0.022	2. 07 **	
N	5 441	4 939		5 398	4 980				20 758
男性	0. 172	0. 175	0.003	0. 155	0. 126	-0.029	-0.032	3. 22 ***	
N	6 011	4 982		5 751	4 868				21 612
女性	0. 168	0. 163	-0.005	0. 118	0. 111	-0.007	-0.002	0. 17	
N	6 281	5 402		5 878	5 095				22 656
年轻	0. 215	0. 209	-0.006	0. 219	0. 180	-0.038	0.033	2. 93 ***	
N	6 639	5 538		5 024	4 194				21 395

表 4 重复横截面双重差分估计(无控制变量)

续表4

	С	Т	D(T-C)	С	Т	D(T-C)	DID	t	总和
年老	0. 147	0. 146	-0.001	0.074	0.072	-0.002	-0.001	0. 13	
N	5 653	4 846		6 605	5 769				22 873

注: \* 、\*\*、\*\*\*分别表示在 10% 、5% 和 1% 的显著性水平上显著,N 表示各组样本量个数,C 表示对照组,T 表示干预组,下表同。

	С	Т	D(T-C)	С	Т	D(T-C)	DID	t	 总和
总样本	0. 250	0. 246	-0. 004	0. 214	0. 218	0. 005	0.008	1. 25	
N	11 973	10 170		11 369	9 793				43 305
学历初中以上	0. 170	0. 163	-0.007	0. 161	0. 131	-0.030	0.030	2. 18 **	
N	5 362	4 910		5 320	4 948				20 540
男性	0.300	0.304	0.004	0. 284	0. 257	-0.027	-0.031	3. 12 ***	
N	5 864	4 882		5 615	4 787				21 148
女性	0. 212	0. 211	-0.001	0. 165	0. 160	-0.006	-0.005	0.51	
N	6 109	5 288		5 754	5 006				22 157
年轻	0. 223	0. 224	0.001	0. 249	0. 218	-0.030	-0.033	2. 96 ***	
N	6 486	5 440		4 916	4 124				20 966
年老	0. 111	0. 107	-0.004	0.042	0.040	-0.003	0.001	0. 17	
N	5 487	4 730		6 453	5 669				22 339

表 5 重复横截面双重差分估计(有控制变量)

#### 2. PSM-DID 估计结果

使用 PSM-DID 估计方法,需要满足平衡性及共同支撑的前提假设。平衡性假设要求干预组和对照组在 匹配后其村级特征不存在显著差异。表 6 是平衡性假设检验结果,匹配后干预组与对照组变量的差异减少,接受两组间无差异的原假设,表明匹配后村级特征变量在对照组与干预组间没有显著差异,符合平衡性假设。共同支撑假设要求匹配的倾向得分核密度有足够的重叠。图 4 给出了干预组与对照组匹配前后的倾向得分核密度分布,匹配后干预组与对照组倾向得分重叠部分有了明显的改善,说明匹配后的样本满足共同支撑假设。通过近邻匹配法进行匹配后,对未落入共同区域(Common Support)的村样本予以删除,再将其与个体数据进行匹配。表 7 报告了 PSM-DID 估计结果,与表 4 和表 5 的估计结果基本一致,说明本文的分析结论是稳健的。

-,,,		113-2213 123	~==, , , ,	, 12 12 ,2		
<del>14 +</del> -	均	值	伯米	亦事位美	. + <u>\</u> .7\	店
件平	干预组	对照组	''佣左	受奶佣左	1 个业 争业	p 值
匹配前	28. 604	22. 486	27. 3		2. 38	0.018
匹配后	24. 937	28. 398	-15. 4	43. 4	-1.06	0. 288
匹配前	0. 698	0.605	19. 6		1. 68	0.093
匹配后	0. 673	0. 648	5. 2	73. 4	0. 36	0. 722
	样本 匹配前 匹配后 匹配前	样本 均   干预组   匹配前 28.604   匹配后 24.937   匹配前 0.698	样本 均值   干预组 对照组   匹配前 28.604 22.486   匹配后 24.937 28.398   匹配前 0.698 0.605	样本 均值   干预组 对照组   匹配前 28.604 22.486 27.3   匹配后 24.937 28.398 -15.4   匹配前 0.698 0.605 19.6	样本 均值   干预组 对照组   匹配前 28.604 22.486 27.3   匹配后 24.937 28.398 -15.4 43.4   匹配前 0.698 0.605 19.6	样本 均值 偏差 变动偏差 t 检验   匹配前 28.604 22.486 27.3 2.38   匹配后 24.937 28.398 -15.4 43.4 -1.06   匹配前 0.698 0.605 19.6 1.68

表 6 样本匹配后村级特征变量的平衡性检验

# 续表6

亦且	++-	均	均值		赤马伯子	差 t 检验	压
变量	样本	干预组	对照组	· 偏差	变动偏差	t ′应 ′ 短	p 值 
务农劳动力占比	匹配前	0. 639	0. 618	6. 0		0. 51	0. 607
	匹配后	0. 628	0. 633	-1.5	74. 7	-0. 11	0. 916
自然灾害	匹配前	0. 411	0. 243	36. 3		3. 17	0.002
日然火吉	匹配后	0. 354	0. 428	-15. 9	56. 1	-1.03	0. 303
北西海汶	匹配前	1. 691	1. 728	-8.3		-0.71	0. 477
非农经济	匹配后	1. 684	1. 767	-18. 1	-118. 3	-1. 25	0. 213
	匹配前	1. 942	1. 290	36. 0		3. 20	0.001
人均耕地规模	匹配后	1. 525	1. 638	-6. 2	82. 7	-0.48	0. 632

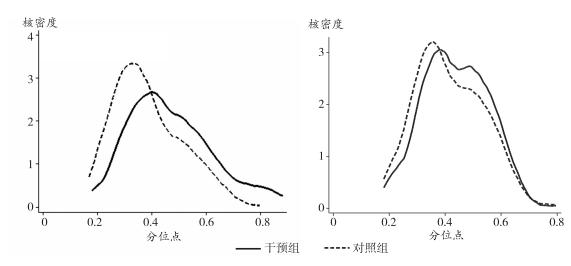


图 4 匹配前后的倾向得分核密度分布

表 7 倾向得分匹配双重差分估计

	С	Т	D(T-C)	С	Т	D(T-C)	DID	t	总和
总样本	0. 292	0. 291	-0.001	0. 251	0. 257	0.006	0.007	0. 90	
N	8 187	8 984		7 720	8 582				33 473
学历初中以上	0. 155	0. 156	0.001	0. 146	0. 123	-0. 024	-0. 024	2. 08 **	
N	3 647	4 289		3 620	4 323				15 879
男性	0. 248	0. 247	-0.001	0. 213	0. 193	-0. 020	-0. 019	1. 69 *	
N	4 049	4 300		3 854	4 170				16 373
女性	0. 225	0. 222	-0.003	0. 180	0. 170	-0. 010	-0.006	0.72	
N	4 077	4 620		3 837	4 368				16 902
年轻	0. 224	0. 242	-0.001	0. 261	0. 238	-0. 023	-0. 022	1. 74 *	
N	4 350	4 732		3 308	3 596				15 986
年老	0. 112	0. 112	0.000	0.05	0. 041	-0.008	-0.008	0. 93	
N	3 756	4 169		4 376	4 938				17 239

# 3. 影响机制检验

根据岗位一技能匹配理论,当农业部门对劳动力技能的需求提高时,原本存在"技能剩余"的劳动力可能会因在农业部门内部可以实现岗位一技能的有效匹配而减少向非农部门转移;而农民组织化经营对劳动力的素质以及技能水平提出了更高的要求,同时也提高了农民对农业生产潜在收益的预期,进而可以抑制农村劳动力向非农部门的选择性转移。为进一步验证上述作用机制的现实存在性,本文依据 CLDS 对个体的询问事项,将"能力与技能发挥评价""外出务工评价""农业生产评价""农村生活评价"及"外出务工预期评价"作为技能一岗位匹配效率及农民对农业生产潜在收益预期的替代变量,以其测评值为被解释变量,以样本村"是否组建合作社"为核心解释变量(农民组织化经营实施与否的替代变量),并对样本的个体特征、家庭特征及村级特征予以控制,进而检验农民组织化经营能否对农村劳动力的技能一岗位匹配及其农业生产潜在收益预期产生显著影响。

表8为运用 Logit 模型分析的结果。其中,M1以"能力与技能发挥的满意度"作为技能一岗位匹配效率的替代变量<sup>①</sup>,"是否组建合作社"的系数在1%水平上显著为正,表明农民组织化经营对农村劳动力的技能一岗位匹配效率具有促进作用。M2、M3及 M4分别以"外出打工比在家务农好""农业生产越来越不重要"以及"越来越不适应农村生活"作为农业生产潜在收益预期的替代变量<sup>②</sup>,"是否组建合作社"的系数均在1%水平上显著为负,表明农民组织化经营有利于农村劳动力对农业生产潜在收益预期的提高。技能一岗位匹配效率及农业生产潜在收益预期的作用最终都会反映在农村劳动力非农转移的意愿上,基于此,M5以"外出打算"作为农村劳动力非农转移意愿的替代变量<sup>③</sup>,"是否组建合作社"的系数在5%水平上显著为负,表明农民组织化经营对农村劳动力外出意愿具有抑制作用。综上所述,农民组织化经营会通过影响农村劳动力的技能一岗位匹配效率、农业生产潜在收益预期及非农转移意愿来影响其非农转移行为,缓解农村剩余劳动力的选择性非农转移,进而有利于农村人力资本的积累和结构优化。

	(M1)	(M2)	(M3)	(M4)	(M5)
变量	能力与技能	外出打工	农业生产	越来越不	外出打算
	发挥满意度	比在家务农好	越来越不重要	适应农村生活	2下山11异
是否组建合作社	0. 055 81 ***	-0. 032 15 ***	-0.060 31 ***	-0. 031 59 ***	-0. 016 40 ***
<b>走台组建台</b> [[][红	(9.38)	(-3.39)	(-7.38)	(-5.23)	(-2.79)
性别	0. 047 98 ***	-0. 023 20 * *	0. 033 32 ***	0. 028 66 ***	0. 060 09 ***
1生力]	(8.11)	(-2.51)	(4.22)	(4.96)	(10.30)
学历	0. 005 54 ***	0.003 65	0. 006 65 **	0.00177	0.003 10
子川	(2.61)	(1.07)	(2.30)	(0.91)	(1.55)
年龄	-0. 009 37 ***	0.000 45	-0. 001 60 ***	-0. 005 06 ***	-0. 004 93 ***
十段	(-42.98)	(1.06)	(-4.38)	(-19. 29)	(-18.43)
抵掘华炟	0.001 98	0. 017 99	0. 098 32 ***	0. 083 52 ***	0.006 45
婚姻状况	(0.22)	(1.22)	(7.44)	(9.35)	(1.42)

表 8 影响机制检验

① 将满意度为"非常满意""比较满意"视为技能—岗位匹配样本,并赋值 1;将"一般""不太满意""非常不满意"视为技能—岗位未匹配样本,并赋值 0。

② 赞同和比较赞同"外出打工比在家务农好""农业生产越来越不重要""越来越不适应农村生活"的赋值为1,无所谓、不赞同和非常不赞同的赋值为0。

③"未来打算外出或者准备外出"的赋值为1,否则赋值为0。

续表8

	(M1)	(M2)	(M3)	(M4)	(M5)
变量	能力与技能	外出打工	农业生产	越来越不	al コロキエクタ
	发挥满意度	比在家务农好	越来越不重要	适应农村生活	外出打算
かままなり	-0. 005 23 *	0. 020 96 ***	-0.003 27	0. 012 79 ***	0. 004 81
健康状况	(-1.70)	(4.48)	(-0.81)	(4.32)	(1.62)
次执江市	-0. 016 89	0. 058 79 ***	0. 042 13 ***	-0. 022 46 **	0. 056 73 ***
资格证书	(-1.56)	(3.45)	(2.87)	(-2.02)	(7.12)
<b>党成   口</b>	-0. 006 09 ***	0. 014 11 ***	0. 003 43 *	0. 005 19 ***	0.002 28
家庭人口	(-3.33)	(6.02)	(1.71)	(3.52)	(1.61)
家庭收入	0.000 13	-0.000 18	0.000 28	0.00002	-0.000 16
<b>豕庭収八</b>	(1.16)	(-1.14)	(1.43)	(0.17)	(-0.80)
<b>学</b> 萨州 (-)	0.00140	-0.003 76	0.001 17	0. 001 96	-0.000 43
家庭地位	(0.86)	(-1.37)	(0.48)	(1.13)	(-0.25)
支房耕业品和	0. 000 89 ***	0.000 01	0.000 03	-0.00000	-0.000 11
家庭耕地面积	(3.34)	(0.24)	(0.95)	(-0.07)	(-1.09)
人拉维亚克利	-0.008 80 ***	-0. 023 66 ***	-0. 021 99 ***	-0. 011 09 ***	0. 007 01 ***
人均耕地面积	(-3.41)	(-5.87)	(-6.50)	(-4.47)	(2.77)
比ط	0. 040 66 ***	-0. 037 50 ***	0. 063 97 ***	0. 016 68 **	-0. 015 68 **
非农经济	(5.84)	(-3.23)	(6.75)	(2.37)	(-2.16)
白無分字	-0. 014 26 **	-0.009 52	0.00066	-0. 020 75 ***	0.000 81
自然灾害	(-2.06)	(-0.90)	(0.07)	(-3.23)	(0.12)
夕 <i>也</i>	-0.00002	0. 029 07 ***	0. 017 73 **	0.006 32	0. 023 89 ***
务农劳动力占比	(-0.01)	(3.19)	(2.28)	(1.10)	(4.62)
ᇎᄼᅷᇊᆑᆉᇎᄼᄼᆡᆒᅛ	-0.00007	-0.000 26 **	-0. 000 18 *	-0. 000 13 *	-0. 000 47 ***
政府财政补贴	(-1.01)	(-2.25)	(-1.77)	(-1.69)	(-5.30)
<b>南日採具短距</b> 南	0. 000 99 ***	-0.000 18	-0.000 28	0. 000 56 ***	-0.000 02
离县城最短距离	(6.66)	(-0.78)	(-1.44)	(4. 15)	(-0.16)
N	27 125	11 923	11 936	11 923	11 210
chi 2	362. 56	356. 78	325. 67	595. 86	897. 83
Predict	76. 84%	76.86%	75.75%	88. 55%	89.60%

注:括号内数值为经过村级层面 Cluster 调整后的稳健标准误,最后一栏中 LR 与 chi 2 为系数联合显著检验统计量,Predict 反映模型估计概率与真实概率的拟合情况,其值越高,则拟合度越高。

# 五、结论及启示

与发达国家相比,中国农村仍存在较多剩余劳动力有待转移,而二元经济结构下农业农村发展的相对滞后又使农业部门的岗位复杂度相对较低,导致部分高技能农村劳动力在农业部门内部的技能一岗位匹配出现"技能剩余",进而形成农村劳动力数量和质量的"双重剩余"。同时,非农部门的转型升级使其岗位复杂度进一步提升并选择性吸纳高技能劳动力,这为农村"技能剩余"劳动力寻求有效的技能一岗位匹配提供了机遇和条件,进而使农村劳动力的非农转移产生高技能劳动力相对较多的选择性。农村劳动力非农转移的选择性有利于消除农村劳动力的"双重剩余",但也不利于农村人力资本数量的积累和结构的优化。对此,提高农业部门内部的岗位复杂度是有效的解决途径之一。

当前,中国正大力实施乡村振兴战略,积极推进农业现代化,无疑有助于农业部门岗位复杂度的提高, 进而弱化农村劳动力非农转移的选择性。其中,农民组织化经营通过提高岗位复杂度使原本"技能剩余"的 农村劳动力能够在农业部门内部实现技能—岗位有效匹配,直接影响其就业意愿和行为,进而降低农村劳动力非农转移的选择性。本文采用"中国劳动力动态调查"数据的分析表明,目前中国的农村劳动力非农转移确实存在对高技能劳动力的选择性,而农民合作社的建立也确实可以通过提升高技能农村劳动力在农业部门内部的技能—岗位匹配效率抑制其非农转移行为,进而降低农村劳动力非农转移的选择性。可见,农民组织化经营不但能够促进农业生产经营效率和收益的提高,也有利于农业部门平均人力资本水平的提高和结构的优化。

中国经济正向高质量发展转型,农民组织化经营是促进农村经济高质量发展的重要途径,也是新型工业化和城镇化发展的重要保障。组织化经营是传统农业生产方式现代化转型的主要路径,农民组织化经营通过岗位复杂度的提高改进农村劳动力的技能—岗位匹配效率,有利于劳动力资源在城乡间的合理配置,并改善农业部门的人力资源状况。中国农民组织化经营仍处于发展初期,在发展过程中应注意岗位复杂度的适度提升,并保障技能—岗位的正向排序匹配及其匹配效率报酬的实现,以强化对城乡劳动力资源合理配置的作用。对此,政府应鼓励农业生产经营多元主体间的组织化、产业化、合作化行为,引导农村劳动力积极参与组织化经营,为传统小农生产向组织化经营转变提供适宜环境;要培育一批新型职业农民,提高农民对组织化经营的认识和认同,加强农民组织化经营的经营能力与管理能力,以充分挖掘农村人力资源的潜能;要构建和完善农村劳动力农内转移的利益保障体系,切实保障留农劳动力的合法利益,尤其应使高技能农村劳动力在农内转移中获得相应的收益,在提升农业生产经营效率,消化农村劳动力技能剩余的同时提高农民收入,促进乡村振兴。

#### 参考文献:

- [1] 秦晓娟,孔祥利.农村劳动力转移的选择性、城乡收入差距与新型农业经营主体[J].华中农业大学学报(社会科学版), 2015(2):73-78.
- [2] 许庆,刘进,钱有飞. 劳动力流动、农地确权与农地流转[J]. 农业技术经济,2017(5):4-16.
- [3] 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.
- [4] 郭剑雄,李志俊. 劳动力选择性转移条件下的农业发展机制[J]. 经济研究,2009(5):31-41
- [5] 郭剑雄. 劳动力转移的选择性与中国农业发展的前景[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2011(5):5-16.
- [6] 蔡昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究,2017(7):4-17.
- [7] 刘星,郭剑雄. 劳动力选择性转移下农业人力资本深化的政策[J]. 经济纵横,2012(11):9-11.
- [8] 郭剑雄. 农业人力资本转移条件下的二元经济发展——刘易斯-费景汉-拉尼斯模型的扩展研究[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2009(1):93-102.
- [9] COSTINOT A, VOGEL J. Matching and inequality in the world economy [J]. Journal of Political Economy, 2010, 118 (4): 747-786.
- [10] 彭国华. 技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距[J]. 经济研究,2015(1):99-110.
- [11] 郭凯明,杭静,颜色. 中国改革开放以来产业结构转型的影响因素[J]. 经济研究,2017(3):32-46.
- [12] 常明明. 农业合作社中劳动力利用问题研究[J]. 中国经济史研究,2018(1):43-55.
- [13] KANBUR R, RAPOPORT H. Migration selectivity and the evolution of spatial inequality [J]. Journal of Economic Geography, 2005(1):43-57.
- [14] YAN X, BAUER S, HUO X. Farm size, land reallocation, and labor migration in rural China[J]. Population, Space and Place, 2014(4):303-315.
- [15] 苏昕,刘昊龙.农村劳动力转移背景下农业合作经营对农业生产效率的影响[J].中国农村经济,2017(5):58-72.
- [16] 沈鹭,王雨林,刘胜林,傅新红.农民专业合作社与组织农村劳动力非农就业关系探讨[J].世界经济,2017(9):69-74.
- [17] 李宾,马九杰. 劳动力转移、农业生产经营组织创新与城乡收入变化影响研究[J]. 中国软科学,2014(7):60-76.
- [18] 罗明忠,罗琦,陈江华.农业分工、资源禀赋与农村劳动力农业产业内转移[J]. 江苏大学学报(社会科学版),2018(2): 13-20.

- [19] 郭红东,蒋文华. 影响农户参与专业合作经济组织行为的因素分析——基于对浙江省农户的实证研究[J]. 中国农村经济,2004(5):10-16
- [20] 邓衡山,徐志刚,黄季焜,宋一青.组织化潜在利润对农民专业合作组织形成发展的影响[J].经济学(季刊),2011(4): 1515-1532.
- [21] 周应恒,胡凌啸. 中国农民专业合作社还能否实现"弱者的联合"?——基于中日实践的对比分析[J]. 中国农村经济, 2016(6):30-38.
- [22] 张连刚,支玲,谢彦明,张静.农民合作社发展顶层设计:政策演变与前瞻——基于中央"一号文件"的政策回顾[J].中国农村观察,2016(5):10-21.
- [23] 赵晓峰,邢成举. 农民合作社与精准扶贫协同发展机制构建:理论逻辑与实践路径[J]. 农业经济问题,2016(4):23-29.
- [24] 新华社. 新修订的农民专业合作社法明确农民专业合作社联合社法律地位[EB/OL]. (2017-12-27)[2020-23-28]. 新华网, http://www. xinhuanet. com/2017-12/27/c\_1122176528. htm.

# Can Farmer Organization Management Decrease the Selection of Rural Labor Transfer?: Theoretical Analysis and China's Experience Based on Skill-Post Matching Model

WEN Hua, JIANG Xuan

(School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 102200, China)

Abstract: Under the condition of "double" surplus of the quantity and quality of rural labors, the high quality development of non-agricultural sector may trigger the choice of high skill labors generated by non-agricultural transfer of rural labors and is not conducive to human capital accumulation of agricultural sector. The analysis based on skill-post matching model shows that under the condition of skill-post positive sorting matching, farmer organization management can provide effective skill-post matching for rural labors by promoting post complexity of agricultural sector as original "skill surplus", and further mitigate the excessive runoff of high skill rural labors so as to decrease the selection of non-agricultural transfer of rural labors. Based on the data of China Labor Force Dynamic Survey (CLDS) in 2012, in 2014 and in 2016, the analysis reveals that present China's non-agricultural transfer of rural labors really has the selection for high skill labors, however, the construction of farmer cooperatives can really inhibit their non-agricultural transfer behavior by promoting skill-post matching efficiency of high skill labors in the agricultural sector and further decrease the selection of non-agricultural transfer of rural labors. Thus, agricultural sector should realize high quality development by the method of organization management and so on while non-agricultural sectors transform into high quality development. In the process of boosting farmer cooperative development, we should appropriately pay attention to promoting post complexity, and ensure the implementation of skill-post positive sorting matching and its matching efficiency reward in order to effectively decrease the selection of non-agricultural transfer of rural labors and boost the accumulation and structure optimization of rural human capital.

**Key words:** rural labor force transfer; skill-post matching; post complexity; human capital accumulation; farmer organization management; farmer cooperative

**CLC number**: **F**323. 6; **F**325. 12

Document code: A

**Article ID**: 1674-8131 (2020) 04-0069-15