

“挤出”抑或“吸纳”:农机服务如何影响农业劳动力转移

耿鹏鹏¹, 檀竹平¹, 罗必良^{2*}

(1.华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642;

2.华南农业大学 国家农业制度与发展研究院, 广东 广州 510642)



摘要 在农村要素市场发育的互动关系中,农机社会化服务对务农劳动力具有替代与挤出效应是学界的一致共识。但作为改造传统农业重要力量的农机社会化服务,其本身所具有的革新农业经营方式,吸引农村劳动力留农或返乡的功能并不被主流文献所重视。使用中国劳动力动态调查数据(CLDS),分析农机外包服务对农户务农劳动力和外出务工劳动力的影响。结果显示,农户选择农机服务将有效替代务农劳动力,但并不必然诱发劳动力外出务工,甚至具有抑制农村劳动力向城市部门转移的趋势;特别是在村庄层面,机耕服务的改善将显著抑制劳动力外出务工。机理分析发现,农机外包服务将显著提高农户在农村部门的务工收入;统一提供机耕服务的村庄更可能发展非农产业,从而解答了“农村劳动力转移的去向之谜”。正是由于社会化服务所具有的改造传统农业并深化其分工的功能,决定了农业机械替代劳动力并非是单纯地挤出劳动力,反而会拓展农村就业空间。由此强调发展农业社会化服务将成为农村与城市争夺优质劳动力的重要策略。

关键词 农机社会化服务; 劳动力转移; 分工深化; “哈里斯-托达罗”模型

中图分类号: F323.3 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2022)04-0024-14

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.04.003

党的十九大提出要“实现小农户和现代农业发展有机衔接”。中国小农户与现代农业发展有机衔接的关键在于发展农业服务的社会化,通过迂回投资、服务外包而引入现代生产要素与组织方式,从而将小农户卷入分工经济^[1]。2021年中央一号文件进一步将发展壮大农业专业化社会化服务组织,作为推进现代农业经营体系建设的重要举措。作为政策选择的理论支撑,分工理论指出,分工将实现生产环节的专业化,生产经营活动卷入分工以及社会化分工网络扩展,能够显著改善分工经济并诱导规模报酬递增^[2]。就农业部门而言,农业生产的层次性决定了可以通过有效分工将生产流程切割为多阶段且具有迂回性的生产环节,从而能够将有限的劳动集中在少数几种活动上,获取专业化经济^[3]。这意味着,专业化的分工经济通过农机社会化服务等迂回投资的方式来替代劳动,使得农业分工具有节约劳动力的特征^[4-5]。因此,包括农机作业在内的各类农业社会化服务市场的培育与发展,不仅有助于降低引入现代生产要素的门槛以改造传统农业,实现小农户与现代农业发展的有机衔接,而且能够通过要素替代化解农业劳动的“过密化”并释放更多的农业剩余劳动力^[6]。

农机社会化服务隐含着重要的行为发生学意义。第一,通过机械替代劳动以节省生产成本和交易成本,已经成为农户改善要素配置效率的重要选择^[7];第二,不同的作物品种,其劳动的密集性程度不同。与经济作物相比,粮食作物更适宜于机械作业而替代人工种植,因此,农机社会化服务有助于

收稿日期:2021-11-06

基金项目:清华大学农村研究博士论文奖学金项目“‘规模实现’抑或‘技术进步’:农地产权如何影响农业生产效率”(202002);华南农业大学博士生国(境)外联合培养项目(2019LHPY005);国家自然科学基金重点项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及其协调研究”(71933004)。

*为通讯作者。

种植结构调整的“趋粮化”从而促进国家粮食安全^[8]；第三，由于农机作业与劳动力之间的替代关系，农户使用农机服务所形成的“挤出效应”^①，将显著促进农业劳动力的外出务工并增加工资性收入^[9]。其中，主流文献大多关注第三个方面的研究并形成了较为一致的结论^[4-5]。例如，宦梅丽等的研究表明，农机服务极大解放了农业劳动力并诱发农业劳动力外出务工^[10]；杨思雨等对中国11省的研究发现，采用农机社会化服务的农户，其家庭中在外务工人数占比高达30%~50%^[6]；周振等使用1998—2012年31个省份的面板数据研究发现，农业机械化对劳动力转移的贡献度为21.59%，大力发展农机社会化服务能够显著促进农业劳动力向城市部门的转移^[11]。

事实上，农业社会化服务已经成为普遍趋势。数据表明，2016年全国经营耕地的农户为20743万户，户均拥有的拖拉机为0.13台，耕整机为0.02台，旋耕机为0.04台，播种机为0.03台，联合收获机仅0.005台。与户均低下的农机装备水平形成鲜明对比的是，中国农作物耕种收综合机械化率却高达66%，其中，三大主粮作物中小麦的机耕、机播和机收比重分别为94.5%、82.0%和92.2%，稻谷为83.3%、29.0%和80.1%，玉米为73.7%、69.9%和61.7%^②。机械化作业率远远超过农户拥有的农机装备水平，主要原因是农户通过服务外包方式参与社会化分工^[7,12]。截至2019年，全国农业生产托管服务面积超过15亿亩次；对全国19个省份875个托管案例的定量分析表明：采取全程托管方式，算上人工成本，小麦、玉米每亩节约的生产成本分别达到356.05元和388.84元^[13]。多样化的农业生产性服务及其迂回投资，为农户提供了从种到收的农资、技术以及贷款等全程“保姆式”服务，有效破解了“谁来种地、怎么种地”的难题，促进了农业经营方式的创新发展^[14]。

问题是，快速发育的农业社会化服务市场通过对农业劳动的替代效应以及由此引发的劳动力非农转移的挤出效应，是不是意味着农业劳动人口的“离农化”呢？事实并非如此。《中国统计年鉴》的数据表明，2011—2019年，中国的农业机械总动力年均增长0.78%，其中2016—2019年逐年增长1.86%；同期，外出农民工年均增长1.18%，但2016—2019年的年均增速减缓为0.96%^③。不断加速的农机服务对农业劳动的替代与农业剩余劳动力外部转移乏力的明显反差，无疑构成了“农业劳动力转移的去向之谜”。由此表明：第一，已有关于农机服务促进农业劳动力向城市部门转移就业的判断并非事实的全部，同时也意味着经典的关于两部门的二元结构理论存在重要缺陷；第二，农户卷入分工购买农业生产性服务，并非仅仅是通过被动的“挤出效应”而选择进城务工，农业的分工分业亦可能扩展农业的就业空间并在农村多样化的业态发展中诱导农民就地转移，同时也意味着传统的分工理论认为农业（农村）部门分工潜力有限的判断需要做出重要修正。

本文试图以农机社会化服务引发的农户卷入分工经济为线索，通过对传统的“农村—城市”两部门模型的拓展，并基于中国劳动力动态调查（CLDS）数据的实证考察，以期揭示农业的分工深化机理，阐明农业劳动力从异地非农转移的挤出效应转换为就地转移的吸纳效应的内在逻辑，由此破解“农业劳动力转移的去向之谜”。

一、分析线索与模型拓展

1. 农村劳动力转移的去向之谜：基本事实

杨小凯等认为，农业生产环节的时间节律性决定了农业分工更可能产生浪费，因此农业分工潜力往往低于城市生产部门，城市部门分工深化与交易效率的提高将对劳动力更具吸引力，从而以交易效率的差异所产生的不平衡分工来解释城乡二元经济结构的生成根源^[3]。这一论断肯定了农机替代农业劳动的作用，同时也支持了农村剩余劳动力将向城市部门转移的观点。该论断不仅承袭了Lewys的二元经济思想^[15]，而且与费景汉等关于城市工业对于农业的支持将诱发农村劳动力进一步向城市部门转移的观点相一致^[16]。因此，已有的理论可以概括为，农机服务对农业劳动的替代将诱发

① 本文中“挤出”这一概念是就农内、农外而言的，“挤出效应”的含义是指农机服务诱发农村劳动力从农内向农外的转移。

② 数据来源于第3次全国农业普查主要数据公报（第二号），2017年。

③ 数据来源于国家统计局：《农民工监测调查报告》（历年），<http://www.stats.gov.cn/tjsj/>。

农村剩余劳动力向城市部门的转移^[17]。这一论断也得到了诸多中国经验研究证据的支持^[6,10]。

然而,理论判断并没有得到长期实践的一致性检验。由于中国的政策支持和推广服务,中国小农户使用农机服务已成为普遍现象。《中国农产品成本收益资料汇编》数据显示,1990年农机服务成本占粮食生产总成本的比例为3.5%,2016年上升到14.3%;农民每亩地购买农机服务的年均花费从2006年的129.605元提高到2015年的314.273元^①。与不断发育的农业社会化服务市场相对应,农村劳动力外出务工规模却并未出现进一步的扩张。农业农村部《中国农村经营管理统计年报》数据显示,农村外出务工人员的增长率从2007年的7.2%下降到2015年1.5%。由此,这一反差意味着,无论是经典的二元经济模型还是传统的分工理论,均无法解答其所隐含的“农业劳动力转移的去向之谜”。

另一方面的证据尤其值得重视。《中国农业机械工业年鉴》与《中国农村管理统计年度报告》的数据显示,我国农机化作业服务机构数从2008年的16.56万家增加到2016年的18.73万家;提供农机服务的农民专业合作社数量从2008年的3666家增加到2016年的75886家,同期农机服务从业人员从72.6万人增加到208.1万人。乡村私营企业就业人数从2632万人增加到5914万人;农、林、牧产品批发年末从业人数从14.38万人增加到22.45万人^②;农村本地农民工数量从2008年的8501万人增加到2016年的11237万人^③。由此可以推测,第一,农业分工的深化、以农机为代表的各类服务市场的日益繁荣,将可能拓展更多的农内就业机会;第二,社会化外包服务的发展可能诱发农村剩余劳动力向农村非农部门的转移,从而破解“农村劳动力转移的去向之谜”。

2. 分析线索:对传统理论的反思

受刘易斯二元经济结构理论的影响,发展中国家农村剩余劳动力自发向城市部门流入被视为一种毫无障碍的过程^[18]。费景汉等所修正的刘易斯模型关注于农村部门中农业劳动生产率的提高,但其基本思想是农业劳动生产率的提高将有效节约农业劳动力,并强化劳动力从农村转向城市的“推力”。这依然是农村剩余劳动力向城市转移单向逻辑的延续。

哈里斯与托达罗将传统两部门模型拓展至三部门从而实现了对刘易斯模型“革命”性的修正。哈里斯-托达罗模型强调,农村剩余劳动力并不必然自发地向城市转移,其决定因素是获得城市较高收入的概率与成为失业者风险的权衡,以及由此形成的预期工资收入^[19]。该模型在一定程度上纠正了刘易斯模型的单向逻辑,但必须进一步回答的问题是,既然城市就业机会有限,那么农村剩余劳动力将去向何处?虽然哈里斯-托达罗模型表达了对农业劳动力城市转移所面临约束的关切,但这一回答显然是被动的。尤其是,当城市的预期工资收入不足时,城市对劳动力“拉力”必然弱化,但该模型并未进一步关注农业剩余劳动力就地转移的可能性,更未提出拓展农村就业空间行之有效的理论。

以上理论均先验地否定农村对劳动力的“吸力”,忽视了传统农业卷入分工经济过程中所形成的吸引劳动力留农或返乡的潜在空间。因此,传统理论面临着两个方面的挑战:

(1)农业分工与改造传统农业。传统农业的最大特点在于自给自足的小而全经营和技术进步滞后^[3]。“小而全”意味着农户必须掌握所有生产环节的技能,难以在特定环节形成专业化知识,从而导致低生产效率。舒尔茨指出了“改造传统农业”的可能性^[20],速水佑次郎等进一步认为,在传统农业基础上利用现代生产要素,能够加速农业产出和生产率增长,从而与现代经济中其他部门的增长相一致^[21]。中国政府则明确强调,“要用现代物质条件装备农业,用现代科学技术改造农业”作为现代农业发展的基本要求。随着中国农业社会化服务的发展,农户通过购买服务的迂回方式将新要素与新技术引入农业生产中,传统农业正在被逐步改造^[1]。事实上,农机服务本质上充当了人力资本和知识资本的传送器并将其导入农业生产环节,而小农在农业纵向分工中实现劳动专业化以提高生产技能和熟练程度并诱发技术进步。显然,普遍卷入分工经济的中国农业逐步实现了与现代农业的有机衔

① 已根据历年消费者价格指数(CPI)调整为2006年的不变价格。

② 数据来源于国家统计局《中国统计年鉴》,http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/。

③ 数据来源于国家统计局《农民工监测调查报告》,http://www.gov.cn/xinwen/2017-04/28/content_5189509.htm#1。

接。这意味着刘易斯模型中“以传统生产方式为主的农业部门”这一假设需要重新审视。

(2)农业分工深化与拓展就业空间。随着现代农业技术尤其是农业装备技术的进步与人工智能的突破,农艺环节的可分性、农事活动的可交易性以及劳动质量监督的可考核性均显著增强,由此,农业生产的迂回程度亦随之增加,农业分工空间得到拓展与深化^[22]。这意味着,分工理论所认为的农业分工演进程度有限的观点需要做出修正。实际上,农业分工所表达的报酬递增一方面来源农户专业化程度加深与专业多样化,另一方面也将形成分层的交易结构,产业间相互协调、合作并延长迂回生产链^[23]。而专业多样化与生产迂回度的提升,则意味着就业空间与市场容量的扩大。可见,农业分工深化将形成农村多业态的发展格局并新增就业机会。不仅如此,分工实现的劳动专业化将通过熟能生巧、经验积累内生出技术进步,进而又进一步促进劳动力就业^[24]。因此,农业分工经济不仅将扩大农村就业机会,而且纵向分工所形成的劳动专门化将实现小农内生性的技能进步和就业优势,从而拓展农村内部的就业创业空间。

由此可见,以农机为代表的社会化服务虽然会替代农业劳动力,但并不必然诱发农村劳动力向城市部门的转移。农业分工深化所拓展的就业空间,意味着农业剩余劳动力除了外出务工之外还有另一种选择,即向农村非农部门的转移。事实上,早有学者指出,正是由于在中国农业部门所内生出的“非正式”活动,从而决定了中国经济是三元结构而非二元结构^[18]。

3. 机理分析:哈里斯-托达罗模型及其拓展

为了分析农机服务对农村劳动力配置的影响,本文基于哈里斯-托达罗模型^[25]并参照巴德汉等的人口流动模型^[26],设置一个农村—城市人口流动模型并对此进行拓展。设农村人口为 L_r ,并在一定规模的土地上从事农业经营,其农业生产函数为 $g(L_r)$,为了简化分析,本文假设农产品在国家市场上以每单位为1的价格出售,并且农村的劳动力市场是完全竞争的,从而可得农村工资为:

$$\omega_r = g'(L_r) \quad (1)$$

设 L_m 为城市中得到就业机会的劳动力数量, L_u 为城市失业人口或者可以认为是在非正式部门中就业。假设总人口为1,从而可得 $L_r + L_m + L_u = 1$ 。哈里斯-托达罗模型中对于城市非正式部门的定义是失业或者是仅能维持生存的劳动力,并假设其工资为0。城市正式部门中的生产函数为 $f(L_m)$,并假设 ω_m 是由制度外生所规定的城市正式部门就业工资。由于假设城市就业工资是外生且固定的,因此,在城市正式部门中的就业规模 L_m 由以下固定工资的函数所决定:

$$\omega_m = f'(L_m) \quad (2)$$

通过式(2)可以得到城市正式部门的实际劳动力需求为 $L_m(\omega_m)$,在模型中,只有实际在城市中居住的劳动力才可以在城市正式部门中得到工作机会,其得到正式部门就业的概率是城市正式部门可以提供的工作数量与居住在城市中劳动力数量的比值。从而可得城市劳动力的期望工资水平为:

$$E(\omega_m) = \frac{L_m}{L_m + L_u} \times \omega_m \quad (3)$$

由于哈里斯-托达罗模型认为劳动力将根据农村与城市劳动力的期望工资水平将向具有更高工资水平的部门流动,只有在城市居民的期望工资等于该居民在农村中能挣得的工资时,劳动力流动达到均衡状态:

$$\omega_r = \frac{L_m(\omega_m)}{L_m(\omega_m) + L_u} \times \omega_m \quad (4)$$

式(4)刻画了城市中非正式部门的规模随城市工资变化的情况。由于哈里斯-托达罗模型假定城市正式部门的工资总是高于农村部门的,而转移到城市的农村劳动力也面临着进入城市非正式部门(工资为0)的风险,因此,式(4)表示,只有城市非正式部门的规模足够大时,农村工资与迁移到城市的预期工资相等,农村与城市之间的劳动力转移将实现均衡状态。

由于城市正式部门工资是恒定的 ω_m^* ,因此将决定城市正式部门的就业规模为 L_m^* ,根据式(4)可得:

$$\omega_r(L_u + L_m) = \omega_m L_m \quad (5)$$

哈里斯-托达罗模型在刘易斯模型的基础上进一步考虑了城市失业问题的存在,从而在模型中设置城市非正式部门,城市非正式部门的工资水平很低,仅能维持基本的生存。正是由于城市非正式部门的存在,使得城乡之间的劳动力流动实现均衡。如果城市正式部门中外生给定的工资水平很高,即 w_m 很高,那么在城市正式部门中雇用的劳动力数量将减少。假设在城市中不存在非正式部门(即 $L_u=0$),城市中实现了充分就业,即 $\frac{L_m}{L_u+L_m}=1$,那么,城市正式部门之外的劳动力 $(1-L_m)$ 将只能在农业部门中就业,由于农业中的劳动力供给增多,因此农业中劳动力的边际生产力以及农业的工资就会非常低。根据式(4)的均衡条件可知,此时城市正式部门的预期工资将会很高,农村劳动力将从农业部门向城市转移,并逐步提高农村工资从而达到新的均衡。显然,劳动力市场的均衡将通过劳动力转移实现。但是劳动力向城市的转移总会出现供过于求的时刻,这也是城市中存在非正式部门的必要性,劳动力转移使得城市非正式部门中集中大量失业人口,降低向城市正式部门转移的劳动力找到工作的概率,也就降低在城市正式部门中就业的预期工资。

至此,哈里斯-托达罗模型并未考虑农村部门可能存在的拓展就业空间的变化。假设农业经营中所采用的农机社会化服务将替代部分劳动力,那么由于农村中出现更多剩余劳动力而降低农村部门的工资预期。即农村工资是农机外包服务的减函数,设使用农机服务为AMS,从而可得:

$$w_r = g'(L_r, AMS) \quad (6)$$

根据哈里斯-托达罗模型,农机服务的使用将降低劳动力的农村预期工资,从而发生向城市部门的转移。然而,随着农业分工深化与农机服务的普及,必然丰富农业业态并拓展农村就业空间,显然农村中将存在着“非正式部门”,农村“非正式部门”将为劳动力提供农村内部的非农务工机会。换言之,农机服务对劳动力的替代将进一步释放农村劳动力,但同时分工的深化又进一步吸纳劳动力。而农村非农就业机会与分工深化存在着正向关系。这意味着农村非农工资是农机外包服务的增函数,从而可得农村内部非农就业工资为:

$$w_t = h'(L_r, AMS) \quad (7)$$

因此,农村劳动力不仅将具有农业预期工资和城市预期工资,而且也有农村内部就业的预期工资。随着农业分工的深化与关联产业链的形成,农村非农部门所提供的就业机会将增加,在劳动力数量一定的假设下,其预期工资水平必然提高。因此,本文将哈里斯-托达罗模型扩展至四部门,根据式(4),本文假设农村部门中也存在着“非正式部门”,其劳动力需求量为 L_t 。依然将总人口定为1,从而可得 $L_r + L_m + L_u + L_t = 1$ 。农业劳动力和农村非农就业的期望工资水平分别为:

$$E(w_r) = \frac{L_r}{L_r + L_t} \times w_r \quad (8)$$

$$E(w_t) = \frac{L_t}{L_r + L_t} \times w_t \quad (9)$$

从而可得劳动力流动达到新均衡状态的条件:

$$\frac{L_r}{L_r + L_t} \times w_r + \frac{L_t}{L_r + L_t} \times w_t = \frac{L_m(w_m)}{L_m(w_m) + L_u} \times w_m \quad (10)$$

根据式(10)的劳动力转移均衡条件可以看到,当农机服务逐步改造传统农业时,由于农村非农部门以及城市中非正式部门的存在,农村剩余劳动力不再必然向城市转移,反而农村非农就业部门的壮大将吸引城市非正式部门中的劳动力返乡,从而形成劳动力转移新的均衡。因此,可以推论,由于农机社会化服务的发展将壮大农村非农部门的劳动力需求,因此,农机社会化服务的发展短期内并不会将农村劳动力挤出农业部门,反而具有吸引更多劳动力进入农村非农部门的趋向。

到目前为止,本文所研究的模型中并未考虑到农村劳动力在做出转移决策时的前瞻性问题以及迁移中的成本问题。逻辑上说,农村剩余劳动力向城市部门转移和向农村非农部门转移的决策不仅仅考虑预期工资水平,同时劳动力非农转移将面临不同的迁移成本问题。向城市部门的转移成本往往是高于向农村内部非农部门转移的成本。这种成本不仅指单纯的经济成本,同时包含背井离乡、

远离故土亲人等的心理或精神损失成本。

假设农机社会化服务的使用所替代的农村劳动力将能够选择在城市还是在农村居住,把这部分劳动力的初始值设定为1, M_t 是在 t 时期转移向城市的农村人口数量,则留在农村寻求在农村非农部门就业的人口是 $1 - M_t$ 。 $(1 - M_t)'$ 为农村非农部门所需劳动力($(1 - M_t)' < 1 - M_t$),设 π_t 为 t 时期农村非农生产的工资,它取决于农村非农就业人口:

$$\pi_t = \gamma^r(M_t) \quad (11)$$

假设 E_t 为时期 t 城市正式部门雇用的流动人口人数($E_t \leq M_t$,这是因为转移向城市的人口需要时间寻找工作), w_t 为城市正式部门工资。城市正式部门的反劳动力需求函数为:

$$w_t = \gamma^m(E_t) \quad (12)$$

γ^r 随 M_t 递增, γ^m 随 E_t 递减,时期 t 从农村到城市的人口流动成本为 c , p 是向城市转移的劳动力找到工作的概率。 p' 为在农村非农部门找到工作的概率。依然假设农业工资为 w_r 。那么在向城市迁移的劳动力预期收入为:

$$V^m = p\gamma^m(E_t) - c \quad (13)$$

由于在农村非农部门失业的劳动力可以退回农业经营中,因此在农村的劳动力预期收入为:

$$V^r = p'\gamma^r(M_t) + (1 - p')w_r \quad (14)$$

从而可以得到农村剩余劳动力新的均衡条件:

$$p\gamma^m(E_t) - c = p'\gamma^r(M_t) + (1 - p')w_r \quad (15)$$

通过以上机理分析,可以得到区别于以往文献的一个重要观点:当农业分工深化与农机社会化服务使用拓展了农村就业空间,那么农村剩余劳动力将可能出现向农村非农部门的转移。因此,农机服务将进一步释放农村劳动力,但并不必然诱发农村劳动力向城市部门的非农转移。考虑到向城市迁移所存在的成本,农村分工深化可能具有抑制劳动力外出务工,甚至具有吸引劳动力留农和返乡的优势。

二、数据、变量与计量模型

1. 数据来源

本文使用的数据来自中山大学国家治理研究院社会科学调查中心2016年的“中国劳动力动态调查”(China Labor-force Dynamics Survey)^①。CLDS每两年一次对中国城乡开展动态追踪调查,样本覆盖了29个省市自治区(港澳台、西藏、海南除外),对村庄社区结构、家庭状况和劳动力特征进行系统监测,具有一定的权威性、代表性和稳定性。CLDS以15~64岁的劳动年龄人口为对象,以劳动力的生活、教育、就业、收入、消费、健康、权益保障等为调查核心。同时对劳动力所在社区的政治、经济、社会发展以及对劳动力所在家庭的人口结构、家庭财产与收入、家庭消费、家庭捐赠、农村家庭生产和土地等众多议题开展了调查。具体的调查方法为多阶段、多层次、与劳动力规模成比例的概率抽样方法,并结合轮换样本追踪方式,既能较好地适应中国剧烈的变迁环境,又能同时兼顾横截面调查的特点。

2016年CLDS数据集共包括401份村居社区问卷、14226份家庭问卷和21086份15~64岁劳动力人口个体问卷。鉴于本文所关注的是农机外包服务与劳动力非农转移的研究主题,故截取农村样本数据,剔除主要变量数据缺失严重的样本后,获取全国5039个农户样本。

2. 宏观证据描述

表1反映了2006—2015年我国农业机械社会化服务使用与劳动力非农转移的状况。首先,截至2015年,农村部门内依然存在三亿多劳动力,还未出现农村劳动力转移殆尽的情况;其次,农业经营中每亩土地购买农机服务的年均花费和农机服务购买成本占粮食生产总成本的比例均呈现递增趋

① 迄今为止,中国劳动力动态调查(C LDS)已完成四期数据(2012年、2014年、2016年和2018年),但由于2018年的数据尚未对外公开使用权限,故本文使用可获得的最新的2016年数据开展研究。

势,但农村外出务工劳动力增速呈现递减趋势,并且农村外出务工劳动力占比增长率从2006年的30.5%下降到2015年的0.9%。可以认为,随着农户更多使用农机社会化服务,农村劳动力外出务工规模并未出现大规模增长。

表1 全国农业机械社会化服务使用与农村劳动力外出务工规模

年份	农村外出务工劳动力规模/ 万	农村外出务工劳动力占 比增长率	农业机械化服务/ (元/亩·年)	农机服务成本占粮食生 产总成本的比例
2006	16002.820	0.305	129.605	0.101
2007	17153.700	0.122	144.807	0.111
2008	18186.000	0.039	174.471	0.119
2009	18982.200	0.024	187.074	0.120
2010	20087.500	0.041	214.701	0.131
2011	20988.700	0.024	238.644	0.128
2012	21970.646	0.036	271.113	0.125
2013	22495.760	0.017	277.501	0.126
2014	23027.091	0.012	303.728	0.134
2015	23377.241	0.009	314.273	0.140

注:数据来源于2006—2015年《中国农村经营管理统计年报》和2007—2016年《中国农产品成本收益资料汇编》。表中农业机械化服务采用的是各省份三种主粮(稻谷、玉米和小麦)每亩年均采用机械服务花费,并利用历年消费者价格指数(CPI)调整为2006年的不变价格。

3. 变量设置及说明

(1)被解释变量。本研究模型的被解释变量为务农劳动力和外出务工劳动力,参照Mullan等的研究^[27],分别采用农户家庭务农劳动力占家庭劳动力的比例和外出务工劳动力占家庭劳动力的比例来表征^①,分别刻画农机服务的劳动力替代效应和挤出效应。

(2)主要解释变量。主要解释变量为农户是否参与农机外包服务。使用CLDS数据集中“农户粮食作物生产的农田耕种方式”^②和“农户机械化耕种的生产工具来源”^③的问项结果,将农业机械获取方式全部或者部分来自外包视为农户参与农机外包服务,设置为1,无外包行为以及传统农耕的农户赋值为0。

(3)控制变量。本文所采用数据为户级层面数据,需要对一些因素进行控制。借鉴Ma等^[28],本文选取家庭抚养比、家庭成员受教育程度、家庭女性比来反映家庭特征;借鉴Chen^[29]的研究,本文选取家庭承包地面积、农业补贴、农地确权、农地调整和土地灌溉条件来描述农地特征;参考Ma等^[28]的研究,本文选取村庄非农经济、村庄距县/区距离和村庄地形描述村庄特征。此外,本研究还控制了区县虚拟变量。变量的定义与描述见表2。

4. 模型选择

为了估计农机外包服务对农村务农劳动力和外出务工劳动力的影响,本研究建立以下表达式:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 D_i + \varepsilon_i \quad (16)$$

式(16)识别了两组方程,其中 Y_i 表示农户家庭中务农劳动力占比与外出务工劳动力占比。 X_i 表示农机外包服务, D_i 表示由控制变量组成的矩阵,包括家庭特征变量、农地特征变量和村庄变量。 α_0 为常数项, α_1 和 α_2 为待估计系数, ε_i 表示误差项,并假设满足标准正态分布。

需要指出的是,本研究引入农机外包服务变量会引起内生性问题。首先,务农劳动力较多的农

- ① 务农劳动力指的是农户家庭中专职从事农业活动的劳动力。根据国家统计局的划分标准,将非农就业地点位于县/区城和本县/区以外的农户家庭劳动力定义为外出务工劳动力。
- ② CLDS数据中,“农户粮食作物生产的农田耕种方式”的问项结果包括全机械化、部分机械化、传统农耕。
- ③ CLDS数据中,“农户机械化耕种的生产工具来源”的问项结果包括全部自家购买、和别人共同购买、全部租用别人或某公司、借用他人或集体、部分自家拥有,部分租用或借用、部分自家拥有,部分和别人共同拥有、其他。本研究将全部租用别人或某公司定义为全部外包,将部分自家拥有,部分租用或借用定义为部分外包。

表2 变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量			
务农劳动力	务农劳动力/家庭总劳动力	0.326	0.277
外出务工劳动力	外出务工劳动力/家庭总劳动力	0.168	0.141
核心解释变量			
农机外包服务	农机获取方式(外包=1;无外包及传统农耕=0)	0.575	0.494
控制变量			
家庭特征	家庭抚养比	16以下70岁以上人数/劳动力人数	0.359
	受教育程度	文化程度为小学及以下的劳动力占比	0.470
	家庭女性比	女性劳动力/家庭总劳动力	0.488
农地特征	承包地面积	家庭的承包地总面积(亩,取对数)	1.793
	农业补贴	农业生产是否获得政府补贴(是=1;否=0)	0.654
	农地确权	已确权且颁发经营权证书(是=1;否=0)	0.544
	农地调整	2003年以来村庄是否发生农地调整(是=1;否=0)	0.247
	土地灌溉条件	村庄统一灌溉排水服务(有=1;否=0)	0.393
村庄特征	村庄非农经济	村庄是否有非农经济(是=1;否=0)	0.190
	村庄距县/区距离	村庄距最近县城/区政府距离(千米,取对数)	3.027
	平原	地形为平原(是=1;否=0)	0.492
	丘陵	地形为丘陵(是=1;否=0)	0.235
区域虚拟变量	区县虚拟变量	—	—

注:表中“平原”“丘陵”均以“山区”为参照。

户可能更多使用人工进行农业生产而非购买农机外包服务,外出务工劳动力较多的农户将由于家庭务农劳动力短缺和务工收入增加而更可能倾向于使用农机外包服务,从而产生反向因果的内生性问题。其次,模型中还可能存在其他观测不到的但能影响到农户务农劳动力与外出务工劳动力的遗漏变量。

为了有效解决内生性问题,本研究采用村庄其他农户的农机外包服务参与率作为工具变量。一般而言,同村内部的社会网络关系较强,同村农户具有典型的聚类效应,农机服务作为一种农业技术传播方式,经营主体在农业技术采用上存在示范效应^[30]。因此机械服务将会因为信息传递在同一村社内得到普遍使用^[31]。而且,单个农户的务农劳动力与外出务工劳动力并不会影响村庄其他农户的农机外包服务使用,满足工具变量选择标准。除此之外,本研究在稳健性检验中进一步通过倾向得分匹配法(PSM)构建“反事实”情境,有效降低样本选择偏误,解决潜在的内生性问题导致文章估计结果的偏误。

上述模型中的被解释变量是连续变量,但是其数据结构具有在0处左侧截尾的特征。虽然普遍看法是OLS估计方法适合用来估计因变量为连续变量的情形,但如果因变量的取值有限(例如变量的数据类型为截尾数据),使用Tobit模型更为合适。但实际上,截尾数据造成的问题并不严重,因此本研究同时采用两阶段最小二乘法(2SLS)和IV-Tobit模型来估计式(16)。

三、模型结果与分析

1. 农机外包服务的劳动力替代效应与挤出效应

表3给出了式(16)的估计结果。首先,杜宾-吴-豪斯曼检验的结果显示,表3的估计确实面临内生性问题。其次,弱工具变量检验和识别不足检验表明,本研究所采用的工具变量不存在弱工具变量和识别不足的问题。并且,采用不同估计方法(2SLS和IV-Tobit)并未明显改变模型估计结果。

表3中第2列与第3列的估计结果显示,使用农机外包服务的农户中具有更少的务农劳动力,从而表明,农机外包服务对劳动力具有显著的替代效应。但第4列与第5列的估计结果显示,农机外包

服务并未带来劳动力外出务工规模的增长,这意味着农机社会化服务并不必然诱发农村劳动力向城市部门的非农转移。

表3 农机外包服务的劳动力替代效应与挤出效应

N=5039

变量	务农劳动力		外出务工劳动力	
	2SLS	IV-Tobit	2SLS	IV-Tobit
农机外包服务	-0.191*** (0.045)	-0.235*** (0.057)	0.020 (0.017)	0.155 (0.107)
家庭抚养比	-0.113*** (0.011)	-0.130*** (0.015)	-0.015*** (0.004)	-0.019 (0.017)
受教育程度	0.153*** (0.018)	0.180*** (0.022)	-0.057*** (0.008)	-0.245*** (0.032)
家庭女性比	-0.082*** (0.027)	-0.090*** (0.034)	-0.012 (0.013)	0.047 (0.051)
承包地面积	0.013*** (0.005)	0.022*** (0.006)	-0.007*** (0.002)	-0.022** (0.011)
农业补贴	-0.007 (0.009)	-0.010 (0.011)	0.009** (0.004)	0.038** (0.017)
农地确权	0.029*** (0.009)	0.033*** (0.012)	-0.014*** (0.005)	-0.048*** (0.017)
农地调整	-0.023 (0.015)	-0.019 (0.018)	0.000 (0.005)	-0.023 (0.033)
土地灌溉条件	0.012 (0.020)	0.010 (0.026)	-0.004 (0.012)	0.005 (0.035)
村庄非农经济	0.065*** (0.021)	0.088*** (0.028)	0.020* (0.012)	0.064 (0.041)
村庄距县/区距离	0.037*** (0.012)	0.049*** (0.015)	-0.015*** (0.005)	-0.067*** (0.022)
平原	0.050 (0.033)	0.046 (0.043)	0.001 (0.013)	0.005 (0.066)
丘陵	-0.008 (0.031)	0.018 (0.040)	0.030** (0.013)	0.141** (0.065)
常数项	0.557*** (0.089)	0.291*** (0.070)	0.101*** (0.026)	0.011 (0.111)
区县虚拟变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.210		0.211	
Under-identification test	312.563***		312.563***	
Weak identification test	322.917		322.917	
DWH test	11.884***		28.406***	

注: *、**和***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为稳健标准误;后表同。

2. 稳健性检验 1: 工具变量有效性检验

为确保本文估计结果的稳健性,需要对所选择的工具变量有效性做进一步分析。有效的工具变量需要满足相关性与外生性两个条件。关于相关性的检验,表4中第2列为工具变量第一阶段的估计结果,工具变量在1%的显著性水平上影响内生变量,从而满足相关性要求。关于外生性的检验,本文利用控制内生变量后检验工具变量是否与被解释变量之间相关加以识别^[32],控制内生变量后,工具变量与被解释变量不相关即验证工具变量的外生性。表4中的(3)、(4)列和(5)、(6)列分别给出了控制内生变量前后工具变量对被解释变量的回归结果,显示当控制了内生变量(农机外包服务)后,工具变量对被解释变量(务农劳动力和外出务工劳动力)的影响由显著变为不显著,表明本文工具变量的外生性比较可靠,满足排他性约束条件。可以认为,表3的估计结果较为可信。

3. 稳健性检验 2: 来自村庄层面的证据

本文的基本逻辑是,农民采用农机外包服务将有效替代农业劳动力,但并不必然诱发劳动力向城市部门的转移。实际上所表达的含义是,农业生产方式从传统农耕转变为分工外包,虽然将诱发

表4 稳健性检验 1: 工具变量有效性检验

N=5039

变量	第一阶段回归		第二阶段回归		
	被解释变量: 农机外包服务	被解释变量: 务农劳动力	被解释变量: 务农劳动力	被解释变量: 外出务工劳动力	被解释变量: 外出务工劳动力
农机外包服务			-0.033*** (0.012)		0.002 (0.006)
村庄内其他农户参与农机外包率	0.718*** (0.040)	-0.029* (0.015)	0.002 (0.018)	0.034** (0.014)	0.013 (0.017)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.074*** (0.063)	0.256*** (0.029)	0.257*** (0.029)	0.215*** (0.024)	0.168*** (0.026)
R ²	0.626	0.157	0.159	0.189	0.213

注:限于篇幅,未报告控制变量结果,留存备索。

农村务农劳动力的替代效应,但农业分工深化与农机外包服务对于传统农业的改造也具有吸引劳动力留在农村的功能。表3基准回归中使用的是农户层面的数据,从家庭内部的劳动力就业结构刻画农机外包服务的劳动力配置效应。但从整个村庄角度看,村社农机服务的发展是否依然存在同样的劳动力配置效应?逻辑上说,同村内部的社会网络关系较强,同一村社内的成员具有较强的同群效应与聚类效应。农机外包服务的劳动力配置效应在村庄层面应具有一致的体现。而且,农户家庭成员作为利益共同体,可能产生内部分工,从而出现既购买农机服务,也有劳动力外出务工的现象,这可能也是农机外包服务在农户层面并未表现出对劳动力外出务工具有显著抑制作用的原因。因此,逻辑上讲,支持本文基本逻辑的证据在宏观层面将更加明显。可以推断,在村庄层面,农机外包服务可能表现出劳动力外出务工的抑制效应。

为验证这一推论,本节采用CLDS数据集村庄层面的数据,使用问卷中“村庄劳动力中从事农业生产的比例”和“村庄劳动力外出务工占比”的问项结果作为本节的被解释变量,使用“村庄是否统一提供机耕服务”的问项结果作为本节的核心解释变量,刻画村庄参与农机社会化服务的程度(具体赋值为:有机耕服务=1;无机耕服务=0)。考虑到模型估计面临的内生性问题,本节使用县内其他村庄的机耕服务提供率作为内生变量的工具变量进行估计。工具变量的合理性在于,理论上讲,同县其他村的机耕服务情况会影响到本村的机耕服务水平,但村庄是中国农民社会生活的基本组织单位,长期的聚居生活形成了村庄自身的基本秩序,而其他村庄对于农民而言是不同的生活单位,并具有明显的行为差异与生活界限。这意味着,本村农户的行为选择并不会直接受到其他村庄的影响,本村外其他村庄的机耕服务水平也并不会直接影响到本村农户的行为预期。此外,表5的估计模型进一步控制了村庄层面的土地调整、征地等产权变量和村庄统一提供的灌溉排水、种植规划等生产服务变量以及村庄地势、村庄距县城距离等特征变量。表5分别使用OLS模型与2SLS模型进行估计,无论是系数大小、方向还是显著性均具有一致性。检验结果显示,村庄统一提供机耕服务不仅显著减少务农劳动力,而且显著抑制村庄劳动力外出务工。从而表明本文基本逻辑稳健。

4. 稳健性检验3:PSM方法的再估计

虽然互为因果是本文内生性的主要来源,但依然不能忽视样本自选择的问题。为了解决样本自

表5 稳健性检验2:使用村庄层面数据的再估计

N=156

变量	村庄务农劳动力占比		村庄劳动力外出务工占比	
	2SLS	OLS	2SLS	OLS
村庄提供机耕服务	-0.027*** (0.008)	-0.044*** (0.008)	-0.224** (0.097)	-0.165*** (0.034)
村庄耕地面积	0.012*** (0.003)	0.011*** (0.003)	-0.131*** (0.009)	-0.131*** (0.009)
村庄财政收入	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.073*** (0.006)	-0.073*** (0.006)
村庄距县城的距离	-0.086*** (0.003)	-0.086*** (0.003)	0.122*** (0.018)	0.123*** (0.018)
农地调整	-0.094*** (0.011)	-0.094*** (0.011)	3.719*** (0.108)	3.719*** (0.109)
征地	-0.133*** (0.007)	-0.135*** (0.007)	0.024 (0.035)	0.028 (0.034)
村庄统一灌溉服务	0.275*** (0.013)	0.276*** (0.013)	0.345*** (0.056)	0.332*** (0.048)
村庄统一种植规划	0.188*** (0.010)	0.188*** (0.010)	0.584*** (0.033)	0.579*** (0.033)
村庄提供技术培训服务	0.047*** (0.010)	0.045*** (0.010)	-1.140*** (0.052)	-1.132*** (0.052)
村庄统一购买生产资料	-0.296*** (0.023)	-0.290*** (0.023)	-0.138*** (0.048)	-0.152*** (0.045)
村庄统一提供病虫害防治服务	-0.209*** (0.010)	-0.207*** (0.010)	0.368*** (0.038)	0.363*** (0.037)
村庄提供外出务工服务	0.112*** (0.011)	0.118*** (0.011)	1.145*** (0.065)	1.125*** (0.058)
村庄地形	0.240*** (0.008)	-0.086*** (0.003)	-0.329*** (0.033)	-0.335*** (0.031)
常数项	1.183*** (0.050)	0.432*** (0.037)	-1.475*** (0.206)	2.316*** (0.122)
市区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.793	0.795	0.917	0.917
Under-identification test	1486.806***		1469.916***	
Weak identification test	1742.598		1722.947	
DWH test	96.974***		4.160**	

选择问题,本文使用倾向得分匹配法(PSM)重新估计农机外包服务对务农劳动力和外出务工劳动力的影响。为此,分别将采用农机外包服务的农户设定为实验组,尚未采用农机外包服务的农户设定为控制组。同时采用最近邻匹配、半径匹配和核匹配三种匹配策略估计农机外包服务的平均处理效应(ATT)。表6中PSM模型估计结果显示,在三种匹配方式之下,采用农机外包服务均会减少家庭务农劳动力占比,农机外包服务对务农劳动力有显著的替代作用。但农机外包服务并没有对农户家庭外出务工劳动力产生影响。这一结果与上文基准检验结果基本一致,由此进一步验证本文结论稳健。

5. 稳健性检验 4: 使用全国 9 省(区)数据的再估计

为进一步验证文章结论的稳健性,本文使用全国 9 省农户调查数据加以验证。课题组于 2015 年通过分层聚类方法进行农户抽样问卷调查。其抽样过程是:首先按照各省份总人口、人均 GDP、耕地总面积、耕地面积比重、农业人口占省份总人口比重、农业产值占省份 GDP 的比重

等 6 个指标的聚类特征,并结合中国大陆的 7 大地理分区,最终选定东部的辽宁省、江苏省和广东省,中部的山西省、河南省和江西省以及西部的宁夏回族自治区、四川省和贵州省 9 省(区)为样本省份;然后,根据上述 6 个指标对各省(区)的县级单位进行聚类分析,在各样本省(区)分别抽取 6 个样本县(合计 54 个);最后,根据人均 GDP 和地理分布在各样本县中抽取 4 个乡镇,在每个样本乡镇随机抽取 1 个行政村,每个行政村又随机抽取 2 个自然村,在每个自然村随机挑选 5 个样本农户。为加强区域间比较,课题组在广东省、江西省的样本县中各抽取 10 个样本乡镇。调查最终发放问卷 2880 份,回收问卷 2838 份,其中有效问卷 2704 份,问卷有效率为 93.89%。

被解释变量源于 9 省数据中“在本县内、本省(县外)、省外打工人数占比”的问项结果,核心解释变量源于 9 省数据中“采用农机具和设施的程度”“种植粮食作物的农机具和设施来源”的问项结果表征^①。与前文一样检验控制了农户家庭、农地特征、村庄特征以及地区层面虚拟变量。

表 7 的估计结果显示,使用 2SLS 模型和 IV-Tobit 模型的估计结果基本一致,均表明农户参与农机外包服务并没有诱发劳动力外出务工规模的增长,反而显著抑制劳动力外出务工,从而证明本文基本逻辑稳健。

表 6 稳健性检验 3: 基于倾向得分匹配法的再估计

变量	匹配方式	ATT	t 值
务农劳动力	最近邻匹配	-0.044***	-4.330
	半径匹配	-0.043**	-2.170
	核匹配	-0.034*	-1.840
外出务工劳动力	最近邻匹配	0.029***	5.440
	半径匹配	-0.003	-0.310
	核匹配	-0.011	-1.280

表 7 稳健性检验 4: 基于全国 9 省农户调查的证据

变量	外出务工劳动力	
	2SLS	IV-Tobit
农机外包服务	-0.042*(0.024)	-0.085**(0.039)
其他控制变量	控制	控制
常数项	0.629*** (0.082)	0.520*** (0.083)
R ²	0.106	
Under-identification test	675.727***	
Weak identification test	1054.885	
DWH test	13.189**	

四、机理分析

1. 农机外包服务与农业劳动力农内务工

本文的一个重要观点是,农业分工具有节约劳动力的特征,但并不必然诱发农业劳动力外出务工,农业分工深化将拓展农村就业空间并诱导农业剩余劳动力的就地转移,从而以此回答了“农业劳

① 9 省数据中,“采用农机具和设施的程度”的问项结果包括很低、较低、一般、较高和很高;“种植粮食作物的农机具和设施来源”的问项结果包括自家拥有、和其他人共同拥有、个体户提供服务、农业企业和专业服务组(队),本文将农机具和设施来源于个体户提供服务、农业企业和专业服务组(队)的农户定义为参与农机外包,设置为 1,将采用农机程度很低和较低以及未参与农机外包的农户定义为 0。

动力转移的去向之谜”。为了验证这一推论,根据CLDS个体层面问卷中“您的工作地点”^①与“您的全年工资性收入”的问项结果,将在本村、本乡镇其他村居和县/区内的其他乡镇工作且获得工资性收入的家庭劳动力视为农村内部务工劳动力,将其占比作为被解释变量进行回归分析。表8的估计结果显示,农机外包服务显著促进了农户家庭劳动力向农村部门内部的非农转移。从而解答了“农业劳动力转移的去向之谜”。

2. 农机外包服务与农户在农村的务工收入: 农户层面的证据

进一步从务工收入的角度再次考察农机外包服务诱发农业劳动力向农村非农部门的转移。在前文拟合的农村非农部门就业劳动力的基础上,根据家庭问卷编码统计出农户家庭在农村部门内部的务工收入,以此作为被解释变量进行回归分析。表9中第2列和第3列的估计结果均显示,农机外包服务在1%的显著性水平上正向影响农户农村务工收入,从而进一步验证推论。

3. 村庄机耕服务与村庄内非农经济: 村庄层面的证据

进一步从村庄层面破解“农业劳动力转移的去向之谜”。表5估计结果显示,村庄提供机耕服务将显著替代农业劳动力,同时显著抑制劳动力外出务工。按照本文的逻辑,分工深化将拓展农村就业空间,那么机耕服务更完善的村庄更可能发展非农经济,被农机服务所替代的农业劳动力将向农村非农部门转移。为了验证这一推论,本文使用CLDS村庄问卷中“本村有没有非农业经济”的问项结果作为被解释变量(具体赋值:有非农经济=1;无非农经济=0),估计村庄机耕服务的改善对村庄发展非农经济的影响。由于本节被解释变量为二元变量,因此分别使用2SLS模型和IV-Probit模型进行估计。表10的估计结果显示,村庄提供机耕服务将在1%的水平上正向影响村庄非农经济,这表明机耕服务水平越高的村庄越可能发展非农经济,从而验证上文推论。

五、结论与讨论

有别于美国与日本,中国农业现代化走出了“第三条道路”,即诱导小农卷入分工经济,大力发展农业社会化服务。农机外包服务具有劳动力替代效应已经得到验证,但所替代的农村剩余劳动力一定会向城市转移吗?已有研究所给出的答案均先验地肯定农村剩余劳动力向城市部门转移的必然性,忽视了农机社会化服务对于传统农业的改造作用,也忽视了农业分工深化所诱发的农业多样性

表8 农机外包服务与农业劳动力农内务工

N=5039

变量	农内务工劳动力	
	2SLS	IV-Tobit
农机外包服务	0.171*** (0.048)	0.171*** (0.054)
其他控制变量	控制	控制
常数项	0.343*** (0.091)	0.493*** (0.061)
R ²	0.183	
Under-identification test	312.563***	
Weak identification test	322.917	
DWH test	8.087***	

表9 农机外包服务与农户农村内部务工收入

N=5039

变量	农户在农村的务工收入(取对数)	
	OLS	2SLS
农机外包服务	0.907*** (0.163)	2.455*** (0.286)
其他控制变量	控制	控制
常数项	11.803*** (0.352)	2.163** (0.948)
R ²	0.103	
Under-identification test	1774.681***	
Weak identification test	2694.611	
DWH test	45.895***	

表10 村庄机耕服务与非农经济 N=156

变量	村庄是否有非农经济	
	2SLS	IV-Probit
村庄提供机耕服务	0.264*** (0.034)	0.824*** (0.159)
其他控制变量	控制	控制
常数项	-0.243*** (0.059)	1.602*** (0.415)
R ²	0.685	
Under-identification test	1509.013***	
Weak identification test	1768.551	
DWH test	28.315***	

① CLDS问卷中“您所从事工作的地点”的问项结果包括本村居、本乡镇的其他村居、县/区内的其他乡镇(不含县/区城)、县/区城和本县/区以外。本文根据CLDS、《农民工监测调查报告》以及《中国农村经营管理统计年报》的分类标准,将工作地点位于本村居、本乡镇其他村居和县/区内的其他乡镇(不含县/区城)的农民定义为在农村部门内部工作。

的业态发展和农村就业创业空间的拓展对劳动力的“吸力”。本研究认为,农村与城市部门具有同等的经济地位,伴随着农机技术等现代生产要素的引入以及对传统农业的改造,考量两部门间的要素流动问题必须细致观察农业自身的变化并深入考察农村部门内生的优势。一个农业经济不断增长、农业业态不断丰富、农业经营日益高尚的农村部门,正在成为农业劳动力和优质人才集聚的高地。

本文利用中国劳动力动态调查数据分析了农机社会化服务对农村劳动力配置的影响。结果显示,农户参与农机外包服务将有效替代务农劳动力,但并未诱发劳动力外出务工规模的扩大,农机社会化服务对于农村劳动力具有挤出效应的主流观点并不成立。本研究表明,农机外包服务具有抑制农业劳动力外出务工的趋势,特别是在村庄层面,村社机耕服务的改善将显著抑制村庄劳动力的外出务工。通过机理分析发现,农机外包服务将显著提高农户向农村部门内部的非农转移并增加在农村部门的务工收入;统一提供机耕服务的村庄更可能发展非农产业,从而验证并以此回答“农业劳动力转移的去向之谜”。正是由于农业分工经济所具有的改造传统农业、拓展农村就业空间的功能,决定了农机外包服务并不必然诱发农业劳动力外出务工,反而具有吸引劳动力就地非农转移的趋向。

发展是第一要务,人才是第一资源。习总书记强调“乡村振兴也需要有生力军,要让精英人才到乡村的舞台上大施拳脚,让农民企业家在农村壮大发展”^①。本研究结论将缓解公众对于农村劳动力流失和农村空心化的担忧。农业社会化服务的发展是中国实现农业现代化的必然选择,但也要重新认识农业社会化服务丰富农业业态与拓展农村就业空间的功能。为此,加强引导和推进农业社会化服务市场的发育,不断改造传统农业并强化农村部门对劳动力的“吸力”,诱导更多的农业劳动力和优质人才留农、返乡,建设农村,是未来政策调整不可忽视的重要策略。

参 考 文 献

- [1] 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”[J].农业经济问题,2020(1):29-47.
- [2] YOUNG A A.Increasing returns and economic progress[J].Economic journal,1928,38(152):527-542.
- [3] 杨小凯,黄有光.专业化与经济组织——一种新兴古典微观经济学框架[M].北京:经济科学出版社,1999.
- [4] LIU Y,HU W,JETTE-NANTEL S,et al.The influence of labor price change on agricultural machinery usage in Chinese agriculture[J].Canadian journal of agricultural economics,2014,62(2):219-243.
- [5] WANG X,YAMAUCHI F,HUANG J.Rising wages,mechanization,and the substitution between capita land labor:evidence from small scale farm system in China[J].Agricultural economics,2016,47(3):309-317.
- [6] 杨思雨,蔡海龙.农机社会化服务对小规模农户劳动力转移的影响研究[J].农业现代化研究,2020,41(3):417-425.
- [7] 张露,罗必良.小农生产如何融入现代农业发展轨道?——来自中国小麦主产区的经验证据[J].经济研究,2018,53(12):144-160.
- [8] 罗必良.种粮的逻辑:“农地产权—要素配置—农业分工”的解释框架[M].北京:中国农业出版社,2018.
- [9] 钟甫宁,何军.增加农民收入的关键:扩大非农就业机会[J].农业经济问题,2007(1):62-70,12.
- [10] 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.
- [11] 周振,马庆超,孔祥智.农业机械化对农村劳动力转移贡献的量化研究[J].农业技术经济,2016(2):52-62.
- [12] 芦千文,吕之望.中国农机作业服务体系的形成、演变与影响研究[J].中国经济史研究,2019(2):124-135.
- [13] 李慧.“田保姆”让农民种地更轻松[N].光明日报,2020-10-12(10).
- [14] 罗必良,胡新艳,张露.为小农户服务:中国现代农业发展的“第三条道路”[J].农村经济,2021(1):1-10.
- [15] LEWIS W A.Economic development with unlimited supplies of labour[J].The manchester school of economic and social studies,1954,22(2):139-191.
- [16] 费景汉,古斯拉夫·拉尼斯.劳动剩余经济的发展[M].王璐,译.北京:华夏出版社,1964.
- [17] SIMS B,KIENZLE J.Making mechanization accessible to smallholder farmers in Sub-Saharan Africa [J].Environments,2016,3(2):11.
- [18] 陈吉元,胡必亮.中国的三元经济结构与农业剩余劳动力转移[J].经济研究,1994(4):14-22.
- [19] 蔡昉.劳动力迁移的两个过程及其制度障碍[J].社会学研究,2001(4):44-51.

① 资料来源于2018年两会期间,习近平总书记参加广东代表团审议时的讲话。http://www.gov.cn/xinwen/2018-03/08/content_5272058.htm.

- [20] 西奥多·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 梁小民, 译. 北京: 商务印书馆, 2009.
- [21] 速水佑次郎, 弗农·拉坦. 农业发展的国际分析[M]. 郭熙保, 张进铭, 译. 北京: 中国社会科学出版社, 2000.
- [22] 罗必良. 论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J]. 中国农村经济, 2017(11): 2-16.
- [23] 张露, 罗必良. 规模经济抑或分工经济——来自农业家庭经营绩效的证据[J]. 农业技术经济, 2021(2): 4-17.
- [24] 白小虎. 论分工与就业的关系——发展经济学两大定理及其现实意义的初步考察[J]. 浙江社会科学, 1999(05): 32-35.
- [25] 托达罗. 第三世界的经济发展[M]. 于同申, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 1988.
- [26] 普兰纳布·巴德汉, 克里斯托弗·尤迪. 发展微观经济学[M]. 陶然, 译. 北京: 北京大学出版社, 2002.
- [27] MULLAN K, GROSJEAN P, KONTOLEON A. Land tenure arrangements and rural-urban migration in China[J]. World development, 2011, 39(1): 123-133.
- [28] MA X, HEERINK N, FENG S, et al. Farmland tenure in China: comparing legal, actual and perceived security[J]. Land use policy, 2015, 42: 293-306.
- [29] CHEN Y P. Land use rights, market transitions, and labour policy change in China (1980—1984)[J]. Economics of transition, 2012, 20(4): 705-743.
- [30] 应瑞瑶, 徐斌. 农户采纳农业社会化服务的示范效应分析——以病虫害统防统治为例[J]. 中国农村经济, 2014(8): 30-41.
- [31] 仇童伟, 罗必良. 种植结构“趋粮化”的动因何在? ——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究[J]. 中国农村经济, 2018(2): 65-80.
- [32] 李宁, 周琦宇, 汪险生. 新型农业经营主体的角色转变研究: 以农机服务对农地经营规模的影响为切入点[J]. 中国农村经济, 2020(7): 40-58.

“Squeezing out” or “Absorption”: How Agricultural Machinery Services Affect the Transfer of Agricultural Labor

GENG Pengpeng, TAN Zhuping, LUO Biliang

Abstract In the interactive relationship of the development of the rural factor market, it is a consensus in the academic circles that the socialized service of agricultural machinery has the substitution and crowding-out effect on the agricultural labor force. However, as an important force in the transformation of traditional agriculture, the socialized service of agricultural machinery has its own function of innovating agricultural operation methods and attracting rural laborers to stick to agriculture or return to their hometowns, which is not valued by mainstream literature. This article uses China Labor Force Dynamics Survey Data (CLDS) to analyze the impact of agricultural machinery outsourcing services on the rural labor force of rural households and migrant labor. The results show that the choice of agricultural machinery services by farmers will effectively replace agricultural labor, but it does not necessarily induce labor to go out for work, and even has a tendency to inhibit the transfer of rural labor to the urban sector. Especially at the village level, the improvement of mechanical farming services will significantly inhibit labor from working away from farmland. Mechanism analysis found that agricultural machinery outsourcing services will significantly increase the income of farmers in the rural sector. What's more, villages that provide mechanical farming services are more likely to develop non-agricultural industries, thus solving the “mystery of the destination of rural labor transfer”. It is the function of socialized services to transform traditional agriculture and deepen its division of labor that determines the replacement of labor by agricultural machinery does not simply squeeze out labor, but expands the employment space in rural areas. The article argues that the development of socialized agricultural services will become an important strategy for rural areas and cities to compete for high-quality labor.

Key words Socialized services of agricultural machinery; labor transfer; deepening of labor division; “Harris-Todaro” model

(责任编辑:陈万红)