

【农业经济】

非农就业、农机投资和农机服务利用

方师乐¹, 史新杰², 高叙文²

(1. 浙江工商大学 经济学院, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江大学 中国农村发展研究院, 浙江 杭州 310058)

摘 要:小农户如何与现代农业发展有机衔接是党的十九大提出的重要科学问题,其中小农户如何对接大农机是其中一个重要方面。首先建立了一个旨在解释农机在中国成为俱乐部商品的理论模型,随后利用 2011—2014 年全国农村固定观察点数据研究非农就业对农户农机使用行为的影响。随
机效应面板 Tobit 模型的实证结果表明:无论是外地就业,还是本地非农就业,均对农户的农机直接投
资产生负向影响,但增加了农户对农机服务的利用。从总体上来看,非农就业促进了农业机械化水
平的提高。采用排除异常值干扰的面板 Logit 模型,使用解释变量的滞后项回归和考虑内生性的
PSM-DID 等一系列检验验证了基本结论的稳健性。在土地市场和农村劳动力市场缺失的双重约束
下,农机化的发展重点应落脚于提升适合跨区作业的高端农机的供给能力,进一步发展农机服务
市场。

关键词:非农就业;农机化;农机服务;托宾模型

中图分类号:F035.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2020)01-0139-11

一、研究背景和问题的提出

在工业化、城镇化主导的经济发展模式下,中国的农业生产条件发生了深刻变革。首先,农民就业非农化进程加速,农村劳动力数量下降,田间用工成本上升。1990—2017 年间,农业劳动力的数量减少了 1.8 亿,占全社会劳动力比重由 60% 缩减至 27%。农村劳动力不仅绝对数量下降,内部结构也发生了转变,留守在农村的劳动力普遍呈现出老龄化、女性化的趋势。在农业劳动力数量和质量双降的压力下,“谁来种粮”一度成为中国经济快速发展下的社会担忧。

与此同时,中国走出了一条极具特色的农业机械化(下文简称“农机化”)发展路径,以下三个现象值得关注:第一,主流经济学家普遍不看好以中国为代表的人多地少的东(南)亚国家推行农机化,例如 Otsuka^[1]的研究指出,亚洲国家农机化的先行条件是耕地集中,而中国人均耕地不足 1 公顷且极度细碎化,这种资源禀赋实现机械化耕作几无可能,小农户和大农机之间存在天然的技术门槛。但中国农机化发展的实践表明,在土地没有大规模流转和集中的情况下,农机化水平依然大幅度提升,2016 年综合机械化率已达到 66%,小麦、水稻、玉米三大粮食作物耕种收综合机械化率分别达到 94.2%、79.2%、83.1%,部分地区实现了全程机械化生产。第二,在农机化水平显著上升的同时,人均机械拥有量并没有大幅提高。据世界银行数据,2016 年中国户均仅拥有拖拉机 0.13 台、联合收获机 0.005 台、播种机 0.03 台,不仅远远落后于日本、韩国等资源禀赋条件相似的东亚发达国家,甚至低于菲律宾、马来西亚等东南亚发展中国家。人均农用机械占有量和农机化水平不相符。第三,虽然中国的农机化水平总体呈上升趋势,但发展路

收稿日期:2019-06-27

基金项目:国家自然科学基金“中国农机跨区服务的形成机理和技术外溢效应研究”(71803031);清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目“农地产权、资源配置与农业生产率”(201812)

作者简介:方师乐,男,浙江工商大学经济学院副研究员,博士;史新杰,男,浙江大学中国农村发展研究院研究员,博士生导师;高叙文,女,浙江大学中国农村发展研究院博士,世界银行咨询顾问。

径在 21 世纪初期发生了转变^①。如图 1 所示,小型农机和大中型农机在观测期内经历了完全不同的增长路径。小型农机基本保持平稳增长,但自 2013 年经历了连续 4 年的负增长。而大中型农机动力在 2000 年以前几乎处于停滞状态,但 2000 年以后呈指数型增长态势,年均增长达到 13.9%。

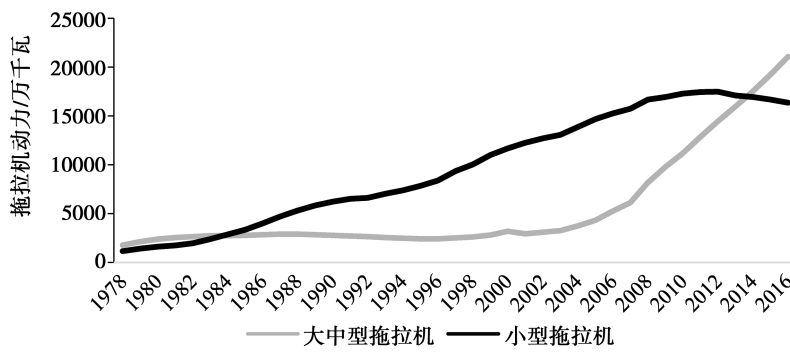


图 1 1978—2016 年农用大中型拖拉机和小型拖拉机动力

数据来源:1978—2012 年数据来自国家统计局网站 <http://www.stats.gov.cn/>, 2013—2016 年数据来自《中国农机化年鉴 2017》(2014—2018), 中国农业科学技术出版社。

非农就业和农机化的快速发展是改革开放以来中国农业生产领域最为显著的两个变化,它们之间也存在着千丝万缕的联系。在拉-费城乡二元模型中,经济增长的最初动力来自城市工业部门对农村剩余劳动力的吸收,这一过程伴随着源源不断的农业人口的非农就业。与此同时,农业领域人地相对稀缺程度的变化促使农机化萌芽,并将更多的农业人口推向非农部门^[2]。一些宏观层面的实证研究也发现,非农就业和农机化发展存在互为因果、相互促进的长期关系^[3]。

农业劳动力迁移的过程一直伴随着农机化水平的提升,但是这一宏观现象背后是否存在稳固的微观主体行为作为基础?尤其是 20 世纪 80 年代初期开始的农业市场化改革让农户成为农业投资的主体,农户的农机投资决策在很大程度上决定了未来中国农机化的走向。那么非农就业如何冲击农户的生产决策,从而影响农户对农机的投入和方式?中国是一个人多地少且耕地极度细碎化的国家,资源禀赋并不适合在农业生产中引入大型农机,那么是哪些外在条件的变化使得中国的农机化发展模式由小型化向大型化转变?为何中国农户的农机持有量和农机化水平呈现出巨大差异?本文基于俱乐部模型,利用 2011—2014 年全国农村固定观察点种粮农户的微观面板数据,尝试从理论和实证两个层面对上述问题予以回答。

二、文献综述

诱致性技术变迁理论认为,非农就业增加了农业生产中劳动力的相对稀缺性,提高了农业劳动力的价格,即使不存在农业劳动力市场,其从事农业生产的机会成本也会增加,所以会增加农机的需求^[4]。在新劳动迁移经济学的理论框架下,迁移或流转的农村劳动力虽然不直接参与农业生产,但他们仍然通过各种路径影响农业投资等农户生产行为^[5]。Stark^[6]研究发现,发展中国家的农业由于缺乏健全的金融体系,农户在生产投资决策过程中面临信贷风险的约束。迁移的劳动力向家庭汇款实际上起到了金融媒介的作用,可以降低农户面临的资金约束,从而增加农户农业生产性投资。

另有研究则指出,非农就业与农机化之间并无必然联系,甚至存在负向关系。Mines 和 de

① 本文对农机大型化和小型化阶段的区分是,在农机化的发展过程中以大型农机为主还是以小型农机为主。已有的经典文献在分析中国农机化阶段时常以农用拖拉机为例,因为在统计年鉴中,拖拉机是唯一既以大型农机统计,又以小型农机统计的种类。

Janvry^[7] 在一项对墨西哥某县农民赴美打工的案例研究中指出,外出打工者的收入主要被用于消费,他们既没有能力也没有动机将非农收入用于农业投资,以提高农业长期生产率;相反,青壮年劳动力的流失使该县的农业发展停滞。另有实证研究指出,农户非农就业收入的提高并不会回流到农业生产,而主要是流向自身培训^[8]、房屋投资^[9]、后代教育^[10]以及耐用品支出^[11]等。部分中国学者的实证研究也发现,农户外出务工会增加其退出农业的概率,其汇款对于流出地的资金支持不能抵消劳动力流失的消极作用,也并未促使他们转而生产资本密集型的农产品^[12-13]。

在大规模的农村劳动力转移和农机跨区服务兴起的背景下,国内学者开始反思农机化的内涵。例如曹阳等^[14]认为,农机化并不意味着家家户户都要有农机,也绝非农机动力的多与少,而是在农业生产的各个环节农机参与率的大小。对于农业生产有实际意义的是农机服务的覆盖面,而不是特定时间点农户持有的农机数量^[15]。一项权威研究发现在耕地极度细碎化的条件下,农机跨区服务成为中国实现农机化的主要形式^[16]。由于跨区服务的普遍存在,农机在中国形成了一种极为特殊的俱乐部商品的供给模式,在土地细碎化和劳动力价格上升的情境下,这种农机俱乐部会从小型向大型演变^[17]。学术界已经形成的共识是,纵横全国的农机跨区机收服务解释了为什么在种粮劳动力流失的情况下中国粮食产量依然实现连增^[18-20],并成为农机化快速发展的一道独特风景线,它的发生和发展打破了传统经济学家对于亚洲小农经济发展农机化的悲观预期,并在一定程度上挑战了亚当·斯密关于农业不可分工的论断。

与本文研究内容联系最为密切的是纪月清和钟甫宁的研究^[15],该文创新性地提出农机服务市场的发展造成农户农机投资和使用的分离,并通过实证研究发现非农就业显著增加了农机服务的投入,因此非农就业并未对农业生产带来负面影响。这一结论引导本文采用全国范围的更大样本,同时研究非农就业对农户农机投资和农机服务投入的影响,从而揭示二者之间的异质性,并通过更大的数据和严谨的识别策略增强对这一研究假说的信心。

总体来看,已有研究对于认识具有中国特色农机化的内涵具有参考价值,部分实证研究从不同视角阐述了非农就业与农户农机利用的关系,但是也存在以下不足:(1)理论层面,农机服务的出现说明农机在中国已经具有俱乐部商品的性质,已有实证和案例研究运用的传统经济学假设已不适用于分析中国情境的农机化发展,需要将俱乐部理论引入中国农机化的分析框架;(2)实证研究的样本量小,研究的对象大多是某个地区或者某一类农作物的种植户,从而得出的结论也不具有普遍性和推广性,且绝大多数研究都是单方面分析非农就业对于农机投资或者农机服务需求的影响,没有使用一套数据对这两个方面同时分析,从而无法从根本上揭示非农就业对于这两方面影响的差异;(3)样本选择偏误,大部分实证研究的调研对象为使用农机服务的种植户或者普遍存在农机服务市场的地区,而忽略了没有农机服务发生的农户或地区,实证的结论是有偏的。基于此,本文利用 2011—2014 年全国固定观察点的数据,采用多种实证模型研究非农就业对于农户直接投资农机和使用农机服务的影响,以期解决已有文献的不足,并加深对这一研究领域的认知。

三、俱乐部模型

布坎南^[21]指出,根据排他性和竞争性与否可以将所有物品分为 4 类,其中排他性和非竞争性属性并存的物品属于俱乐部商品,例如不拥挤的收费公路等。这类商品不同于纯私人物品,其不具有竞争性,即增加一个共同使用者不会对现有的使用者造成负面影响;也不同于纯公共物品,因为其具有排他性,即通过某些手段可以将特定人群排除在使用者范围之外。在同质性会员、边际成本递增、效用函数递减等一系列假设基础之上,布坎南求解了最优条件下的俱乐部投资规模和会员人数。

在布坎南的俱乐部理论框架下,任何商品对消费者所产生的效用大小都取决于两个方面:

一是物品本身的规模大小(例如泳池的大小),二是物品被多少使用者共同消费(例如多少人在游泳)。即使一些表面上私人属性很强的物品,比如袜子,也可以采用相同的分析方法。袜子相对于泳池更具私人物品的属性,是因为共同使用一双袜子虽然能够分摊成本,但无法弥补每个消费者因为共同使用而造成的效用下降之和。利用这一理论来分析农机,站在农户的角度,它是农业生产中的投入要素,对农户的效用在于农业产出的增加。假设期初农机是私人物品,那么增加一位使用者,农机成本变为原来的一半(假设农户同质),而在中国现有的农业生产规模下,农机所有者的边际成本(折旧费、交通费等)很小,所以农机在中国具有成为俱乐部商品的属性,但这只是直觉思考得出的结论,至于农机的最优规模和最优会员数是多少,外在经济条件和资源禀赋的变化对于最优解会产生何种影响,需要通过构建正式的理论模型予以分析。

假设:(1)投入要素包括农机(M)^①、耕地(A)和农业劳动力(L);(2)农机的使用权为 n 个同质农户共有,其作为生产要素对单个农户的产出受到 M 和 n 的双重影响,假定其函数表达式为 $\varphi(M, n)$,由定义可知, $\varphi_M > 0$, $\varphi_n < 0$; (3)标准化后的农机总成本同样受 M 和 n 的双重影响,假定其函数表达式为 $\psi(M, n)$,且 $\psi_M > 0$, $\psi_n > 0$, $\psi(0, n) = \psi(M, 0) = 0$,在所有农户同质的假定下, $\psi(M, n)$ 的分配方案显然是 n 个农户平均负担; (4)生产函数为 $Y = P[A, L, \varphi(M, n)]$ 。均衡条件是农户在总生产成本 C 的约束下,实现最大产出,即:

$$\max P[A, L, \varphi(M, n)], \quad s.t. Lw = C - [\psi(M, n)/n] - A \quad (1)$$

其中 w 为标准化的劳动力工资率,为了将导数引入,假设 n 连续^②。俱乐部理论进一步假定, $\varphi''_n < 0$,即随着俱乐部内农户数量 n 的增加, n 对生产的负面影响加速,但其对单个农户农机成本降低的正向效应减缓。所以对整个农业生产而言,存在一个最优的农机俱乐部规模 n^* 。可以看到, $n=1$ 或 $n=0$ 都可能是式(1)的最优解。在 $n=1$ 的情境下,农机成为完全私人物品,因此,本文中的农机投资行为是该模型的特殊解,这也是俱乐部模型的优势之一,它可以同时分析农机投资和农机服务利用两种模式,并在此理论框架下讨论农户如何选择这两种模式的影响因素;在 $n=0$ 的情境下,农机成本为 0,即农业生产中不使用农机;在 $1 < n^* < N$ 的情境下,农机具有俱乐部物品的属性。为了求解最优组合 (M^*, n^*) ,分别对式(1)的 M 和 n 求导,得到:

$$nP_{\varphi} \varphi_M / P_L = \psi_M / w \quad (2)$$

$$\psi_n - nwP_n P_L = \psi / n \quad (3)$$

式(2)是 Samuelson 均衡条件下的公共物品供给,表示均衡条件下公共投入品和私人投入品的边际产出之比等于其边际价格之比。式(3)表示在均衡条件下,边际社会成本(增加一个参与者的边际成本加上对现有参与者的效用损失)等于平均供给成本。联立(2)、(3)式和预算方程可求得均衡时的最优组合 (M^*, n^*, L^*) 。而外生变量 w 、 F 、 ψ 的变化都会对最优组合产生影响。

在其他变量保持不变而劳动力工资率 w 上升时,一方面,农机和劳动力价格之比 ψ_M/w 下降,由式(3)可得,在均衡条件下, $nP_{\varphi} \varphi_M / P_L$ 也需减少,即农机的边际产出下降而劳动力的边际产出上升,由边际产出下降的假设可知,此时农机投入量增加而劳动力数量下降。另一方面,随着 w 的增加,边际社会成本上升,对应的均衡农机平均成本上升, M^* 和 n^* 同时增加。

当其他变量保持不变而 ψ_M 下降时,由式(2)可得,农机劳动力价格之比下降,均衡时二者的边际产出随之下降,所以 M^* 增加, L^* 下降,即农户增加农机投入量以替代劳动力。由于 M^* 上升而 ψ_M 下降,农机的总成本 ψ 变化方向不定,因此无法确定 n^* 的变化方向。

保持其他变量不变,当 ψ_n 减小时,由式(3)可得,社会边际成本下降,相应的 n^* 增加,而在式(2)中,由于劳动力的边际产出、劳动力价格和农机价格均不变,农机边际产出 $nP_{\varphi} \varphi_M$ 不变,而

① 根据俱乐部理论的定义,这里 M 是指农机的规模而非数量,可以认为是该农机的动力值。

② 事实上 n 为离散型的非负整数,但此假设不影响主要结论,当最优的 n 不是非负整数时,最优解为最接近 n^* 的非负整数。

当 n^* 增加时, φ_M 必然下降, 由此可得 M^* 上升。

更为详细的关于在俱乐部理论框架下分析中国特色的农机化形成机制, 可以参考作者的另一篇文章^[17]。经由前文的理论推导, 现提出以下假说。

假说 1: 由于非农就业增加, 农户在农业生产中会减少投工量而增加农机使用量。

假说 2: 在农业规模偏小的条件下, 随着非农就业增加, 农机成为俱乐部商品, 即农户对小农机的直接投资减少, 而增加大农机提供的农机服务购买。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文使用 2011—2014 年全国农村固定观察点的数据, 样本覆盖 31 个省份 360 个行政村的 2 万余农户。本文的核心解释变量——外出就业比例和本地非农就业比例, 是基于“家庭成员表”计算得出, 分别表示一户中外出就业的家庭成员和本地非农就业的家庭成员占总家庭成员数的比例, 家庭劳动力数量也是由“家庭成员表”整理得出, 然后以户主为标示编码, 将家庭成员数据和住户数据进行匹配。如表 1 所示, 观测期内数据库中包含农村住户和家庭成员数据 78899 份和 301817 份, 其中种粮农户 48520 份。在剔除数据库中出现的重复编码、异常值、逻辑矛盾等样本后, 最终得到有效种粮农户样本 39187 份。

表 1 样本量统计表

| 年份 | 2011 年 | 2012 年 | 2013 年 | 2014 年 | 合计 |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 农村住户数 | 19995 | 20154 | 20565 | 18185 | 78899 |
| 家庭成员数 | 77546 | 77083 | 78079 | 69163 | 301871 |
| 种粮农户数 | 12930 | 12756 | 12241 | 10593 | 48520 |
| 有效种粮农户数 | 10629 | 9784 | 10100 | 8674 | 39187 |

(二) 实证模型

已有研究发现, 农户外地非农就业和在本乡镇内从事非农劳动对于农业投资的影响是有差异的^[22], 故本文对这两种不同的非农就业形式予以区分, 所以实证模型中核心解释变量为外出就业比例 (out) 和本地非农就业比例 (infn)。控制变量的选取依据上文的俱乐部模型, 包括农户的特征变量 (nhcharacter), 农户实际播种面积 (sa)、劳动力禀赋 (laborn)、农业劳动时间 (agrila-labor)、粮食价格 (fprice)、家庭总收入 (income)、地块数 (nol); 一组户主的个人特征 (hzcharacter), 包括户主年龄 (age)、性别 (gender)、健康状况 (health)、受教育水平 (edu)、是否参加过农业技术培训 (train); 村级层面可能随时间变化的变量 C_{jt} , 包括全村人均收入、全村人均耕地面积、农业劳动力培训占比、雇工价格等; 不可观测的不随时间变化的个体固定效应 μ_i , 包括土地质量、劳动偏好等。基于此, 本文将计量模型设定为:

$$m_{ijt} = \alpha + \beta_1 out_{ijt} + \beta_2 infn_{ijt} + \varphi nhcharacter_{ijt} + \theta hzcharacter_{ijt} + \lambda C_{jt} + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \tag{4}$$

$$pam_{ijt} = \alpha + \beta_1 out_{ijt} + \beta_2 infn_{ijt} + \varphi nhcharacter_{ijt} + \theta hzcharacter_{ijt} + \lambda C_{jt} + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \tag{5}$$

其中, m_{ijt} 为 j 村 i 农户 t 年用于购买农机服务的花费, pam_{ijt} 为 j 村 i 农户 t 年农机的动力值。式 (4)、(5) 分别用于研究各解释变量对农户购买农机服务支出和直接投资农机的影响。为了方便估计解释变量的弹性系数和半弹性系数, 并缓解可能存在的异方差问题, 对变量 m 、 pam 、 sa 、 $fprice$ 和 $income$ 做对数自然处理。在现实的农业生产中, 相当一部分农户的农机花费为 0, 即农机投入存在角点解的现象, 对于这些农户而言, 不使用农机是其最优解。如果忽略这部分农户, 实证结果将会产生渐进性偏误, 因此有必要使用面板 Tobit 模型对所有样本数据进行分析。面板 Tobit 模型的基本结构为:

$$Y_{it}^* = X_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, Y_{it} = \max(0, Y_{it}^*)$$

其中 i 代表个体, t 代表时间, ε_{it} 服从均值为 0, 标准差为 $\sigma_{\varepsilon,t}$ 的标准正态分布。面板 Tobit 模型也可以因随机项和解释变量相关性假设的不同分为固定效应和随机效应, 但是固定效应 Tobit 模型尚无法在统计学中进行条件参数回归, 因此本文采用 Tobit 模型的随机效应估计方法, 并结合本文所使用的数据特征(短面板), 利用一阶差分形式的面板 Tobit 估计方法(FD-Tobit)。

(三) 样本描述性统计

变量定义及描述性统计见表 2。在本文所使用的 39187 份种粮农户样本中, 户均农机服务花费为 672 元, 户均农机动力值为 6.82 千瓦, 但二者的标准差都较大, 说明农户的农机投入方式和水平存在较大差异。其中不使用农机服务($m=0$)的农户有 9970 个, 不直接投资农机($pam=0$)的农户有 26634 个, 分别占样本量的 25.4% 和 68.0%, 反映出样本具有截断的性质, OLS 是有偏的, 需要使用 Tobit 模型的方法。样本中农户农业劳动时间、本地非农就业时间和外地就业时间呈现出 5、2、3 的分布, 粮食售价的平均值为 2.26 元/千克, 户均劳动力数约为 3 人, 户均总收入约为 53000 元, 95% 的农户户主为男性, 这些基本与之前相关研究的调研数据情况相吻合。

表 2 变量设置和描述性统计

| 变量 | 定义 | 计算方法 | 均值 | 标准差 |
|-----------|------------------------------|-------------------------------|-------|-------|
| m | 农机服务花费/元 | 用于稻谷、小麦和玉米生产的农机服务花费之和 | 672 | 1136 |
| pam | 农机动力值/千瓦 | 用于稻谷、小麦和玉米生产的农机动力之和 | 6.82 | 89.8 |
| out | 家庭成员外地就业比例/% | 家庭成员外出就业天数除以家庭总劳动天数 | 31.3 | 34.2 |
| Infu | 家庭成员本地非农就业比例/% | 家庭成员本地非农就业天数除以家庭总劳动天数 | 21.3 | 29.5 |
| sa | 粮食播种面积/亩 | 稻谷、小麦和玉米播种面积之和 | 9.16 | 12.8 |
| laborn | 家庭劳动力数量/人 | 每户的劳动力数量 | 3.01 | 1.25 |
| agrilabor | 粮食生产投工日/天 | 用于稻谷、小麦和玉米生产的投工日之和 | 79.3 | 96.1 |
| fprice | 粮食售出价格/(元·千克 ⁻¹) | 种粮收入除以粮食产出 | 2.26 | 0.42 |
| nol | 地块数 | | 5.32 | 5.19 |
| income | 家庭总收入/元 | 家庭所有成员收入之和 | 53321 | 50277 |
| age | 户主年龄 | | 54.4 | 10.6 |
| health | 户主健康状况 | 1=优, 2=良, 3=中, 4=差, 5=丧失劳动力能力 | 1.72 | 0.94 |
| edu | 户主的文化水平/年 | 受教育年限 | 6.88 | 2.48 |
| train | 户主是否受过农业技术培训 | 1=是, 0=否 | 0.07 | 0.26 |
| gender | 户主性别 | 1=男性, 0=女性 | 0.95 | 0.21 |

四、实证结果

本文利用 STATA/SE14.0 软件, 对式(4)和(5)做 FD-Tobit 方法的回归分析, 回归结果见表 3。两个模型的 wald chi2 值分别为 7526 和 3429, 均在 1% 的条件下显著, 说明模型的显著性良好。

本文的关键解释变量——外地就业比例(out)和本地非农就业比例(infu), 在式(4)中的系数均显著为正, 而在式(5)中的系数均显著为负, 说明非农就业比重的增加提高了农户对于农机服务的投入, 而降低了其对于直接购买农机的投资。这一结果解释了长期以来学术界对于这一领域的争论, 非农就业对于农户农机投入的两种形式的影响机制是完全相反的。既有研究关于非农就业降低农户农机投资的结论只是从一个方面揭示了两者之间的关系, 选择非农就业的农户会倾向于增加农机服务的支出, 以替代农业劳动力的不足, 这一实证结果是符合诱致性技术变迁理论预期的。从系数大小来看, 种粮农户外地就业时间占总劳动时间的比例每增加 10%, 将增加农机服务支出 10.7%, 而减少粮食生产中使用自家农机所产生的动力值 4.9%; 本

地非农就业时间占总劳动时间的比例每增加 10%,将增加农机服务支出 9.6%,而减少粮食生产中使用自家农机所产生的动力值 6.3%。这一实证结论证实了本文提出的假设 2,并支持纪月清提出的理论假说^[23],即当存在一个较大规模的农机服务市场时,非农就业与农机使用的正向关系可以和非农就业与农机投资的负向关系并存。从非农就业对于农户农机使用的总体情况来看,本文将农户是否使用农机作为被解释变量^①,控制变量参考上文,采用面板 Logit 模型,回归结果表明,无论是本地非农就业还是外地就业,都增加了农户在农业生产中使用农机的概率,这验证了本文提出的假设 1^②。

表 3 面板 Tobit 模型计量回归结果(N=39187)

| 变量 | 购买农机服务花费 | | 自家农机动力值 | |
|-----------------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| out | 1.07 *** | 0.06 | -0.49 *** | 0.06 |
| infn | 0.96 *** | 0.07 | -0.63 *** | 0.07 |
| ln(sa) | 1.62 *** | 0.03 | 0.59 *** | 0.03 |
| laborn | -0.13 *** | 0.02 | 0.08 *** | 0.02 |
| ln(agrilabor) | -0.06 ** | 0.03 | -0.06 ** | 0.03 |
| ln(fprice) | 0.12 * | 0.07 | 0.23 *** | 0.07 |
| nol | -0.08 *** | 0.004 | -0.002 | 0.004 |
| ln(income) | 0.09 *** | 0.03 | 0.35 *** | 0.03 |
| age | 0.005 ** | 0.002 | -0.01 *** | 0.002 |
| health | 0.03 | 0.02 | -0.03 | 0.02 |
| edu | 0.08 *** | 0.01 | -0.01 | 0.01 |
| train | -0.09 | 0.08 | 0.04 | 0.08 |
| gender | 0.09 | 0.10 | 0.49 *** | 0.11 |
| 村级变量 | 控制 | | 控制 | |
| 个体效应 | 控制 | | 控制 | |
| 时间效应 | 控制 | | 控制 | |
| 作物类别 | 控制 | | 控制 | |
| sigma_u | 2.60 *** | 0.02 | 2.27 *** | 0.28 |
| sigma_e | 1.73 *** | 0.009 | 0.99 *** | 0.008 |
| wald-chi2 | 7526 *** | | 3429 *** | |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

此外,其他变量的回归结果也基本符合理论预期。例如,在其他条件相同时,粮食播种面积(sa)越大,所投入的农机服务费用和自家农机动力值也越大,原因是土地和机械是互补的投入要素。在其他变量不变时,代表农业劳动力资源禀赋的投工量(agrilabor)越多,所投入的农机服务费用和自家农机动力值越少,弹性均为-0.06;原因是在粮食生产中劳动力和农机是相互替代的投入要素,这说明当劳动力价格上升时,农户会减少投工量,并且增加农机的使用,这符合诱致性技术变迁理论的预期。农机服务价格越高,粮食的销售价格(fprice)越高,农户对于农机的投入也越多,这说明最终商品的价格正向影响了中间要素的投入。从代表土地细碎化程度的地块数(nol)来看,地块数越多,农户对于农机服务的投入越少,可能的原因是过于细碎化的耕地不利于大型农机作业,因此这部分农户被排除在农机服务对象范围之外。从农户家庭总收入

① 赋值方式为:购买农机服务花费不为 0 或自家农机动力值不为 0 的农户设为 1,其余农户设为 0。
② 由于篇幅限制,正文未呈现这一回归结果,有兴趣的读者可向作者索要。

(income)来看,收入水平越高,对于农机服务的投入越多,收入的增加提高了对于闲暇的偏好,农户更倾向于使用更多的农机替代劳动力。

从户主的个人特征来看,是否接受过农业技术培训(train)的系数在两个模型中均不显著,且样本中train的平均值仅为0.07,即只有7%的户主接受过农业技术培训。首先,这反映了现阶段农业技术培训体系尚不健全,覆盖面过窄;其次,农业技术培训并没有显著增加农户的人力资本,受过农业技术培训的户主在实际生产过程中没有显著增加诸如农机之类的先进生产要素的投入。而户主的受教育水平(edu)则显著增加了农户对于农机服务的需求。在5%的显著性水平下,户主的年龄(age)越大,越倾向于使用农机服务,而减少对于农机的直接投资;女性户主也会显著减少农机的购买,但不会降低农机服务的花费,这说明虽然青壮年劳动力大量流失,留守农村的劳动力呈现出老龄化和女性化的趋势,但这并未严重影响农业生产条件,农机服务市场的存在缓解了农业劳动力弱质化对于粮食产量的影响。

五、稳健性检验

(一) 异常值问题

在面板随机效应Tobit模型中,被解释变量的异常值可能会对回归结果产生较大干扰,为了减少异常值对结论造成误差的可能性,在稳健性检验中,本文将被解释变量转换为0-1变量。具体方法为,在模型(4)中,若 $m_{ijt} \neq 0$,则记 $m_{mit} = 1$;同理在模型(5)中,若 $pam_{ijt} \neq 0$,则记 $pam_{ijt} = 1$ 。采用面板Logit回归方法对模型(4)、(5)进行回归,结果发现关键解释变量的系数符号和显著性并未发生变化,说明即使仅考虑是否投入而不考虑投入的多少,非农就业对于农户购买农机服务和投资农机影响机制的结论也依然不变^①。

(二) 非农就业的内生性问题

已有研究发现,农业劳动力是否参与非农就业受其个人资本、社会资本和其他社会经济因素等诸多方面的影响。在本文中,影响农户农机投入的遗漏变量可能也会影响农户的非农就业决策,如果不考虑非农就业的内生性,可能会导致Tobit回归结果偏误。为此,本文采用PSM-DID的方法对可能出现的内生性进行控制。

为了使用PSM的方法,本文首先生成新的变量 fn ,将样本中的农户分为高比例非农就业农户($fn=1$)和低比例非农就业农户($fn=0$)两类。 fn 的赋值方法为:

$$fn = \begin{cases} 1, & \text{如果 } out \text{ 与 } infn \text{ 之和大于 } 0.5 \\ 0, & \text{如果 } out \text{ 与 } infn \text{ 之和小于 } 0.5 \end{cases} \quad (6)$$

选择这一方法的原因是,由前文的实证结论可知外地就业和本地非农就业无论是对农户的农机服务花费还是自家农机投资都没有显著性差异,所以将两者合并作为表示农户非农就业比重只有有共振效应而不会有中和效应。此外,选择50%作为区分高比例和低比例非农就业农户的临界值也是既有文献的共识。

构造出 fn 之后,本文使用Logit模型估算出每户 $fn=1$ 的概率,然后将概率相近的实际上 $fn=1$ 的农户(处理组)与实际上 $fn=0$ 的农户(对照组)进行匹配,匹配方法为核匹配(Kernel Matching)。进一步,利用PSM匹配后的样本进行时间一个体双固定效应的DID模型估计,回归结果见表4。可以看到,当被解释变量为“购买农机服务花费”时, fn 的系数显著为正,当被解释变量为“自家农机动力”时, fn 的系数显著为负,这一结果再次验证了基准模型结论的稳健性。

^① 由于篇幅限制,正文未呈现这一回归结果,有兴趣的读者可向作者索要。

表 4 PSM-DID 的回归结果 (N = 39187)

| 变量 | 购买农机服务花费 | | 自家农机动力值 | |
|-----------------|-----------|-------|------------|--------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| fn | 0.26 *** | 0.03 | -0.09 *** | 0.01 |
| ln(sa) | 1.26 *** | 0.03 | 0.20 *** | 0.01 |
| laborn | -0.10 *** | 0.01 | 0.03 *** | 0.006 |
| ln(agrilabor) | -0.05 * | 0.02 | -0.03 *** | 0.009 |
| ln(fprice) | 0.11 * | 0.06 | 0.09 *** | 0.03 |
| nol | -0.07 *** | 0.005 | -0.001 | 0.001 |
| ln(income) | 0.11 *** | 0.02 | 0.10 *** | 0.01 |
| age | 0.004 ** | 0.002 | -0.004 *** | 0.0007 |
| health | 0.03 | 0.02 | -0.007 | 0.007 |
| edu | 0.06 *** | 0.007 | -0.006 * | 0.003 |
| train | -0.08 | 0.06 | 0.03 | 0.03 |
| gender | 0.07 | 0.07 | 0.11 *** | 0.02 |
| 村级变量 | 控制 | | 控制 | |
| 个体效应 | 控制 | | 控制 | |
| 时间效应 | 控制 | | 控制 | |
| 作物类别 | 控制 | | 控制 | |
| rho | 0.62 | | 0.60 | |

(三) 加入解释变量的滞后项

PSM-DID 无法解决被解释变量和解释变量互为因果的内生性关系,在本文中表现为解释变量系数的显著性可能是农机化水平的提升造成非农就业比例的增加,而并非非农就业对农户使用农机的影响。为此,本文用解释变量(外出就业和本地非农就业)的滞后 1 期和滞后 2 期的变量代替当期变量,对式(4)和(5)进行回归,结果依然稳健^①。

六、结论和政策含义

本文就农民就业非农化对农户农机投入行为展开研究,所得基本结论如下:

第一,由 Tobit 模型的实证分析得出,无论是外地就业还是本地非农就业,都会对农户的农机服务需求产生正向影响,而对农户的农机直接投资产生负向影响。由于非农就业增加了农户的农机服务需求,从而催生了一批专业农机户和农机队,所以从总体上来看,非农就业有利于中国农机化水平的提高。这就解释了为什么已有研究发现非农就业会降低农机投资与总体农机化水平呈上升趋势的矛盾,实现了宏观现象和微观主体行为结论的统一。

第二,由俱乐部模型推导得出,当农业劳动力工资上升、农机服务成本下降时,农机成为俱乐部商品的可能性增加,并且俱乐部的规模会越来越大。这也解释了为什么在中国非农就业增加之后,农机跨区作业服务的产生和农机大型化的发展趋势。

基于以上研究结论,本文的政策含义如下:

第一,由于在土地市场和农村劳动力市场缺失的双重约束下,非农就业的农户偏向于购买农机服务、减少农机直接投资,所以在未来城镇化战略持续推进的背景下,农机化的发展重点应落脚于提升适合长距离跨区作业的高端农机的供给能力,进一步发展农机服务市场。另一方

① 由于篇幅限制,这一回归结果没有呈现在正文部分,有的读者可向作者索要。

面,顺应需求的结构性变化,减少小型农机补贴,转而增加农机服务补贴,顺利实现小农户与以大中型农机为代表的现代农业的有机衔接。这一政策性含义同纪月清提出支持发展大中型农机、降低农机服务市场价格的政策更有利于低收入小农,缩小农户间收入差距的观点一脉相承^[23]。

第二,在国家放开农村土地流转市场后,土地可能会在市场机制的引导下向家庭农场、种粮大户和农业龙头企业等新型农业经营主体集中。当经营主体改变后,由俱乐部模型推导可知:一方面农机可能重新回归私人投资品的属性,另一方面本地的农机服务市场会对跨区服务市场形成替代,农机俱乐部变小。近些年来随着土改的深入,农机跨区服务面积逐年减少的事实可以印证这一观点。所以在土地改革的背景下,国家应适当调整其农机化战略导向。

参考文献:

- [1] Otsuka K. Food Insecurity, Income Inequality, and the Changing Comparative Advantage in World Agriculture[J]. *Agricultural Economics*, 2013, 44: 7-8.
- [2] Ranis G, Fei J C. A Theory of Economic Development[J]. *The American Economic Review*, 1961, 51(4): 533-565.
- [3] 方师乐,卫龙宝,伍骏骞.非农就业视角下城镇化对农业机械化的影响[J]. *经济理论与经济管理*, 2018(11): 81-93.
- [4] 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.
- [5] Tiffen M. Transition in Sub-Saharan Africa Agriculture, Urbanization and Income Growth[J]. *World Development*, 2003, 31(8): 1343-1366.
- [6] Hornbeck R, Naidu S. When the Levee Breaks, Black Migration and Economic Development in the American South[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(3): 963-990.
- [7] Mines R, De Janvry A. Migration to the United States and Mexican Rural Development: a Case Study[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1982, 64(3): 444-454.
- [8] Dinkelman T, Mariotti M. The Long-Run Effects of Labor Migration On Human Capital Formation in Communities of Origin[J]. *American Economic Journal. Applied Economics*, 2016, 8(4): 1-35.
- [9] Davis J, Lopez-Carr D. Migration, Remittances and Smallholder Decision-Making: Implications for Land Use and Livelihood Change in Central America[J]. *Land Use Policy*, 2014, 36: 319-329.
- [10] Amuedo-Dorantes C, Pozo S. Accounting for Remittance and Migration Effects On Children's Schooling[J]. *World Development*, 2010, 38(12): 1747-1759.
- [11] Adams R H, Cuecuecha A. Remittances, Household Expenditure and Investment in Guatemala[J]. *World Development*, 2010, 38(11): 1626-1641.
- [12] 许庆,章元.土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励[J]. *经济研究*, 2005, 40(10): 59-69.
- [13] 盖庆恩,朱喜,史清华.劳动力转移对中国农业生产的影响[J]. *经济学(季刊)*, 2014, 13(3): 1147-1170.
- [14] 曹阳,胡继亮.中国土地家庭承包制度下的农业机械化——基于中国17省(区、市)的调查数据[J]. *中国农村经济*, 2010(10): 57-65, 76.
- [15] 纪月清,钟甫宁.非农就业与农户农机服务利用[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2013(5): 47-52.
- [16] Yang J, Huang Z H, Zhang X B, et al. The Rapid Rise of Cross-Regional Agricultural Mechanization Services in China[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2013, 95(5): 1245-1251.
- [17] 方师乐,卫龙宝,史新杰.中国特色的农业机械化路径研究——俱乐部理论的视角[J]. *农业经济问题*, 2018, 39(9): 55-65.
- [18] 方师乐,卫龙宝,伍骏骞.农业机械化的空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角[J]. *管理世界*, 2017(11): 81-93.
- [19] Zhang X, Yang J, Reardon T. Mechanization Outsourcing Clusters and Division of Labor in Chinese Agriculture

- [J].China Economic Review, 2017, 43: 184-195.
- [20] 伍骏骞, 方师乐, 李谷成, 等. 中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区域作业的视角[J].中国农村经济, 2017(6): 44-57.
- [21] Buchanan J M. An Economic Theory of Clubs[J].Economica(New Series), 1965, 32(125): 1-14.
- [22] Shenoy A. Market Failures and Misallocation[J]. Journal of Development Economics,2017, 128: 65-80.
- [23] 纪月清. 非农就业与农机支持的政策选择研究——基于农户农机服务利用视角的分析[D].南京:南京农业大学,2010.

(责任编辑:宋雪飞)

Non-farm Employment and the Input of Machinery Service

FANG Shile, SHI Xinjie, GAO Xuwen

Abstract: How to connect small farmers with the development of modern agriculture is an important scientific issue put forward by the 19th National Congress of the Communist Party of China. This paper first establishes a theoretical model to explain how agricultural machinery has club goods property in China, and then empirically studies the impact of non-agricultural employment on farmers' use of agricultural machinery by using the National Rural Fixed Observation Point Data from 2011 to 2014. The results show that non-agricultural employment has a negative impact on farmers' direct investment in agricultural machinery, but increases the use of agricultural machinery services. On the whole, non-agricultural employment promotes the level of agricultural mechanization. Several robustness checks are then applied including panel Logit model and PSM-DID identification. The paper holds the view that under the constraints of the lack of land market and rural labor market, the development of agricultural mechanization should focus on improving the supply capacity of high-end agricultural machinery suitable for inter-regional service and further developing the agricultural machinery service market. The conclusion of this paper has some enlightenment on how to promote agricultural mechanization with Chinese characteristics under the background of rapid urbanization.

Keywords: Non-farm Employment; Agricultural Mechanization; Machinery Service; Tobit Model