

双循环视角下社会资本、农业技术培训与 农民劳动时间分配决策^{*}

——基于 Heckman 处理效应模型的研究

徐黎洋¹

摘要 我国农业的稳定发展是构建以国内循环为主的双循环发展格局的基础条件之一。在中短期内,农业的发展需要农业生产投入的持续增加,尤其是农民农业劳动时间的增加。本文聚焦于农民的劳动时间在农业部门和非农部门的分配,建立理论模型和 Heckman 处理效应模型研究社会资本和农业技术培训对农民劳动时间分配的影响,研究发现:第一,理论上讲,农民的非农部门劳动时间和农业部门劳动时间均与社会资本正相关,农民的农业部门劳动时间与参加农业技术培训的时间正相关;第二,主要回归结果表明,社会资本对非农部门劳动时间有统计上显著的正向影响,农业技术培训对农业部门劳动时间也有统计上显著的正向影响,但两种影响在经济上均不够显著;第三,实证分析的结论具有稳健性,可能存在的不同群体之间的异质性和农业技术培训变量的内生性均无实质性影响;第四,机制检验表明,社会资本通过影响农民非农部门工资作用于非农部门的劳动时间,农业技术培训则通过影响农业劳动工资作用于农业部门的劳动时间。

关键词 社会资本;农业技术培训;农业部门;非农部门

0 引言

在新的国际形势下,我国提出以国内大循环为主的双循环发展格局。由于我国是农产品进口大国,我国农业的发展和农产品产量的增长是实现国内大循环非常重要的一环。农业的发展离不开要素投入在数量上或质量上的提高。随着我国工业化和城镇化进程的推进,大量农民被吸引到城市里的工业部门和非工业部门,这些劳动者一旦习惯了城市的生活和工作,就比较难回归农村的农业生产。特别是新生代农民工,他们在经济层面的适应能力较强,进城实现生存性适应的过程较快。年轻、文化程度高的年轻农民,来城市时间越长,越不倾向返回农村,越容易形成以定居为目标的群体,其留城意愿也随着入城生活状况的改善和对城市生活的融入而提高。由此来看,农业劳动力在数量和质量上的改善很难通过吸引农村以外的劳动力实现。如何提高农村现有的劳动力从事农业生产的意愿?至少从中短期来看,这个问题的答案是解决问题的关键。

^{*} 本研究受国家社会科学基金青年项目“上海工业化与城市化关系的历史考察(1949—1978)”(项目编号:23BZS161);中国社会科学院大学“研创计划”科学研究项目(项目编号:024-KY-074)的资助。

¹ 徐黎洋(通信作者),中国社会科学院经济学院博士研究生,E-mail:xu_liyang11_02@163.com。

从事农业生产并不是农村劳动力的唯一选择。市场经济的发展为农民提供了越来越多的就业机会和岗位,大量农民将劳动时间在农业部门和非农部门之间分配。图 1 展示了二十多年来我国农民参与农业劳动和非农劳动时间的变化趋势。从图 1(a)可以看出,在一年中,农民参加过农业劳动的月数从平均大于 8 个月下降到了 6 个月,参加过非农部门工作的月数从大于 8 个月持续上升到近 11 个月。其原因可能是农业技术的进步以及现代化农机设备的推广使农民可以花费更少的时间完成同样的任务,也可能是因为农民从事农业生产意愿下降。从图 1(b)可以看出,在 1991 年,农民平均每天参与非农部门劳动的小时数就已经高于参与农业劳动的时间;二者在 1991 年至 2015 年间均呈现先下降后上升的走势;与 1991 年相比,2015 年农民平均每天从事农业生产的小时数更低,而从事非农工作的小时数更高。平均来看,我国农民投入非农工作的时间已经超过了农业劳动的时间。

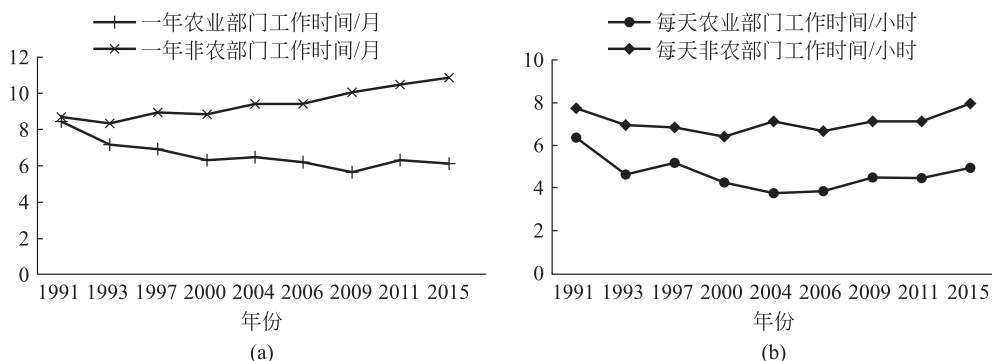


图 1 农业部门与非农部门工作时间比较

资料来源:根据中国健康与营养调查(CHNS)1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009、2011 和 2015 年数据整理所得。

将农民“推”向非农部门的潜在因素很多,比如农业劳动收入与非农劳动收入的差距等。其中,本文重点关注的是重要的个人特征之一——农民的社会资本。已有研究指出,社会资本是农民参与非农部门就业的重要影响因素,农民主要依靠亲属、朋友的推荐寻找非农部门就业机会。社会资本的扩张使农民获取信息的渠道变得多样化,有效缓解了非农部门劳动力市场的信息不对称问题,降低信息传导误差,使有关空缺并适合自己的非农岗位信息以准确度更高、速度更快的方式被农民获取,提高农民参与非农部门工作的可能性(邓睿, 2020)。而且,通过人情关系找到工作的农民能够更快地流动到距离居住地相对较近的非农劳动力市场,并以更高的概率找到更高工资的非农就业岗位(Bian et al., 2015)。

将农民“拉”回农业部门的潜在因素也很多,比如农产品价格的大幅上涨等。其中,本文重点关注的是政策性因素——农业技术培训。科技和经济环境的急剧改变,使得农业教育在提高农业生产效率和农民收入中凸显关键作用。相对于正规教育,农业非正规的教育和学习过程对农民提高农业生产率和农民收入尤为重要(O'Donoghue and Heanue, 2018)。从国内外经验来看,政府组织农业技术培训确实达到了提高农业生产效率和农民增收的目的。在接受农业技术培训后,农民可能会由于农业生产率和务农工资的提高而更愿意参与农业生产,适当增加参与农业部门的劳动时间。

我国政府一直比较重视对农民的技术培训,特别是在 2012 年以后。2012 年中央一号文件首次提出“大力培育新型职业农民”,主要针对未升学的农村高初中毕业生免费提供农业技能培训。2017 年农业农村部发布的《“十三五”全国新型职业农民培育发展规划》宣布以

农业技术培训为手段,以提高农民、扶持农民、富裕农民为方向,以吸引年轻人务农、培养职业农民为重点,到2020年,实现新型职业农民培养数量超过2000万人,建立“一主多元”的培训体系的目标。图2显示,从1997年到2019年我国县办农业技术培训学校的毕业人数和在校人数均大幅上升。

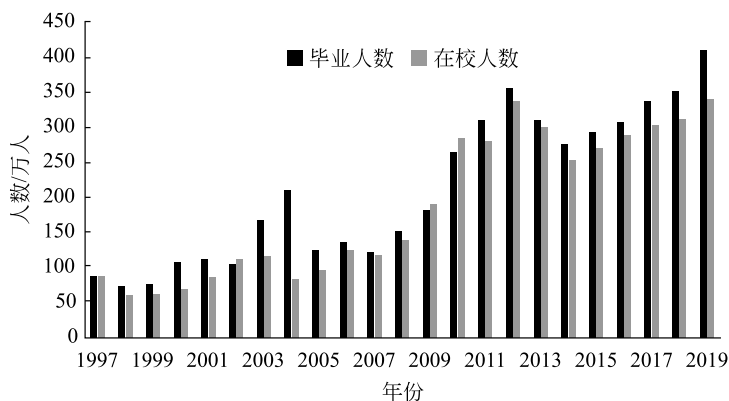


图2 县办农业培训学校毕业人数和在校人数变化情况

资料来源:中华人民共和国教育部:1997—2019年教育统计数据

本文的边际贡献有:第一,在一个理论模型框架下,同时研究了社会资本和农业技术培训对农民的农业劳动时间和非农劳动时间的影响及作用机制;第二,在实证检验中,考虑到农业技术培训这一变量可能有样本选择问题,建立 Heckman 处理效应模型检验了社会资本和农业技术培训的因果性影响。

1 文献综述

社会资本和农业技术培训都是影响农民就业的因素。已有文献主要讨论了社会资本对农民在非农部门工作的影响和农业技术培训对在农业部门工作的影响。根据研究视角的不同,分为以下四类。

第一,社会资本与农民在不同(农业、非农)部门的就业选择。社会资本在非农就业和农业就业中的角色不同,社会资本在非农部门具有重要的作用。边燕杰和张文宏(2001)提出社会关系网络缓解了非农劳动力市场中的信息不对称问题,农民以低成本搜寻高质量的非农就业岗位信息,提高了农民参与非农就业的概率。

第二,社会资本与农民在非农部门的工资。邓睿(2020)发现社会资本可以通过传递高质量的非农岗位信息帮助农民实现人职匹配,帮助农民获得多样化的高回报非农就业机会,提高农民在非农部门获得的工资。不过,章元和陆铭(2009)却发现只有非常微弱的证据表明拥有更多的社会网络能够直接提高农民工在城市非农劳动力市场上的工资水平,它在具有较高竞争性的城市非农劳动力市场上的主要作用是配给工作,并不能直接改变劳动力市场的均衡价格水平。

第三,农业技术培训与农业部门就业倾向。郭钺和何安华(2019)发现农业技术培训显著正向影响农民涉农绩效,从而使其更愿意参加农业生产活动。Godtland et al. (2004)发现农业技术培训带来了农民之间信息交流和相互合作的机会,形成了一种自发的合作

组织,提高了参加培训者的务农积极性。

第四,农业技术培训与农业生产效率及农民收入。理论研究表明,农业技术培训通过提升农民应对恶劣天气的能力、改善劳动态度和优化施肥技术,显著提高了农业生产效率和农民收入(Gurgand,2003)。实证分析进一步证实,参与技术培训的农民减少了杀虫剂使用、提高了机械化水平,并通过降低生产成本和增加农业产出实现了收入增长(李谷成等,2018)。但是,Song and Chang (2012)实证研究发现,只有 57.21% 的农民能将农业技术培训知识应用到实际农业生产当中,而这部分农民中只有不到 5% 实现了年产量的增加,培训并没有带来明显的积极影响。

总的来看,现有文献主要研究了社会资本和农业技术培训对农民在农业或非农部门就业决定的影响,也研究了它们对农民在农业或非农部门劳动的工作效率或工资的影响。相对于农民在农业或者非农部门的劳动时间而言,是否工作所传递的工作意愿信息要弱得多。此外,工作效率和工资的提高一般会激励农民工作更长时间,但由于替代效应和收入效应的作用,并不一定促使农民增加在农业或者非农业部门的劳动时间,也就是说,工作效率或工资的提高并不一定带来工作意愿的提升。

农民在农业部门和非农部门的工作时长,是衡量农民在两类部门工作意愿的强度的更准确指标。现有文献中,仅有蒋乃华和卞智勇(2007)直接讨论社会资本对农户家庭劳动力非农从业时间的影响,但此研究缺乏理论支撑,实证分析方法也不够完善。本文把社会资本和农业技术培训放到一个理论模型中,探讨二者对农民在农业部门和非农部门的劳动时间的影响,并建立 Heckman 处理效应模型实证检验社会资本和农业技术培训与农民的劳动时间分配之间的因果关系。

2 理论模型

本文以 Huffman(1980)和 Matshe and Young(2004)的农户家庭劳动力供给模型为基础。农民的劳动力供给决策是在时间和收入约束下使自身效用最大化的结果。

假设农民生存的总时长为 1,并将时间分配在农业部门工作 T_f 、非农部门工作 T_m 、闲暇 T_L 和接受农业技术培训 T_t ,即

$$1 = T_f + T_m + T_L + T_t \quad (1)$$

假设农民的消费来自其从事农业工作获得的收入和从事非农工作获得的收入,即

$$C = w_f T_f + w_m T_m \quad (2)$$

其中, w_f 表示农民参与农业部门工作的工资率。在接受农业技术培训之前,农民从事农业劳动的工资率受已经获得的通用性人力资本 H_0 的影响,表示为 $\lambda_1 H_0$;在接受农业技术培训之后,农民从事农业劳动的工资率受已经获得的通用性人力资本 H_0 和农业技术培训时间 T_t 的共同影响,表示为 $\lambda_2 (1 + T_t) H_0$ 。假设培训开始的时点为 $\mu (0 < \mu < 1)$ 。则农民在农业部门工作的工资率为

$$w_f = \mu \lambda_1 H_0 + (1 - \mu - T_t) \lambda_2 (1 + T_t) H_0 \quad (3)$$

社会资本水平是决定农民参与非农部门工作工资率的重要组成部分(Ishise and Sawada, 2009)。 w_m 表示农民在非农业部门工作的工资率,由农民已经获得的通用性人力资本 H_0 和社会资本 S 决定,即

$$w_m = \lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2}, \quad 0 < P_1, P_2 < 1 \quad (4)$$

其中, P_1 、 P_2 分别表示社会资本和通用性人力资本对非农部门工资的边际贡献程度。

在时间和收入的预算约束下, 农民使得自身效用最大化, 即

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{T_L, C\}} U &= \alpha \log T_L + (1 - \alpha) \log C \\ \text{s. t. } 1 &= T_f + T_m + T_L + T_t \\ C &= w_f T_f + w_m T_m \\ w_f &= \mu \lambda_1 H_0 + (1 - \mu - T_t) \lambda_2 (1 + T_t) H_0 \\ w_m &= \lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} \\ T_i &> 0, \quad i = f, m, L, t \end{aligned} \quad (5)$$

可以求出最优的农民接受农业技术培训时长 T_t^* 、在农业部门工作时长 T_f^* 、在非农业部门工作时长 T_m^* , 分别为

$$T_t^* = \frac{\sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)} - \mu}{2} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} T_f^* &= - \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2}}{(1 - \alpha) \lambda_2 H_0 \left[\sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)} - 2\mu \right]} \\ &= - \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2}}{(1 - \alpha) \lambda_2 H_0 (2T_t - \mu)} \end{aligned} \quad (7)$$

$$T_m^* = \frac{\alpha [\mu \lambda_1 H_0 + (1 - \mu - T_t) \lambda_2 (1 + T_t) H_0]}{2(1 - \alpha) \lambda_2 H_0 (2T_t + \mu)} - \frac{(1 - \alpha)}{2} T_t + \frac{(1 - \alpha) \lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2}}{2 \lambda_2 H_0 (2T_t + \mu)} \quad (8)$$

式(6)、式(7)和式(8)对社会资本 S 求一阶导数可得

$$\begin{aligned} \frac{\partial T_f^*}{\partial S} &= \\ &= \frac{\left[P_1 \lambda_3 S^{P_1-1} H_0^{P_2} (1 - \alpha) \lambda_2 H_0 \sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)} + \right. \\ &\quad \left. \frac{P_1 \lambda_3 S^{P_1-1} H_0^{P_2}}{\lambda_2 H_0 \sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)}} \right]}{\left[(1 - \alpha) \lambda_2 H_0 \sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)} \right]^2} > 0 \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial T_m^*}{\partial S} &= \\ &= \frac{P_1 \lambda_3 S^{P_1-1} H_0^{P_2} [(1 - \alpha) + (2T_t + \mu)^2 + 2\alpha \lambda_2 H_0 [\mu \lambda_1 H_0 + (1 - \mu - T_t) \lambda_2 (1 + T_t) H_0]]}{2 \lambda_2 H_0 \sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)}} + \end{aligned}$$

$$\frac{\left[P_1 \lambda_3 S^{P_1-1} H_0^{P_2} (1-\alpha) \lambda_2 H_0 \sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)} + \frac{P_1 \lambda_3 S^{P_1-1} H_0^{P_2}}{\lambda_2 H_0 \sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)}} \right]}{\left[(1-\alpha) \lambda_2 H_0 \sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)} \right]^2} > 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial T_t^*}{\partial S} = \frac{\lambda_3 P_1 S^{P_1-1} H_0^{P_2}}{\sqrt{\mu^2 + 4 \left(1 - \mu + \frac{\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2} - \mu \lambda_1 H_0}{\lambda_2 H_0} \right)}} > 0 \quad (11)$$

式(7)和式(8)对农业技术培训时间 T_t 求一阶导数得

$$\frac{\partial T_f^*}{\partial T_t} = \frac{2\lambda_3 S^{P_1} H_0^{P_2}}{(1-\alpha) \lambda_2 H_0 (2T_t - \mu)^2} > 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial T_m^*}{\partial T_t} = \frac{\lambda_2 (2T_t + \mu)^2 [\alpha - (1-\alpha)^2] - 2 \left[\mu \lambda_1 + \lambda_2 (1-\mu - T_t)(1+T_t) + \frac{\lambda_3 S^{P_1}}{H_0^{1-P_2}} \right]}{(1-\alpha) (2T_t + \mu)^2} \quad (13)$$

现实中,我国的农业技术培训的时间由政府部门或相关部门确定,农民根据自身或其他因素决定是否参加技术培训,因此, μ 是外生的。

理论模型分析的主要结论可以归纳为以下两点。

第一,农民的社会资本与在两类部门的工作时长以及参加农业技术培训的时长均正相关。也就是说,一旦拥有更多的社会资本,农民在农业和非农部门的工作意愿均会提高,参加农业技术培训的意愿也会提高。

第二,农业技术培训会使农民增加在农业部门的工作时长,而接受农业技术培训对农民在非农部门工作时长影响不确定。

3 数据来源、变量说明以及计量模型构建

3.1 数据来源

本文所使用的微观数据来自 2016 年“中国家庭追踪调查”(CFPS)。该调查由北京大学中国社会科学调查中心实施,覆盖 25 个省/市/自治区,目标样本规模为 16000 户,调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。将成人库数据和家庭库数据合并后,本文选取住在农村、有农业户口且有劳动收入的受访者,最终样本量总计 8697 个。

3.2 变量说明及描述性统计

本文的被解释变量是表示农民劳动时间分配的两个变量:每周参与农业部门工作时间和每周参与非农部门工作时间。变量的值根据 2016 年 CFPS 问卷里受访者从事农业部门工作的时间和从事非农部门工作的时间分别计算得到,单位为小时/周。

主要的解释变量之一是受访者参加农业技术培训,该变量的值根据“在您过去 12 个月参加过的培训或进修中,是否有以学习专业技术或实用技能为主的培训或进修?”的回答确定,将回答为“是”的赋值为“1”,回答为“否”的赋值为“0”并剔除回答“不清楚”“不知道”的样本。

另外一个主要解释变量是社会资本。本文借鉴王春超和周先波(2013)和邓睿(2020)的方法,选择政治面貌、宗教关系、邻里关系、人情支出四个方面作为社会资本的组成部分。根据问卷中“您是否是党员”(政治面貌)、“您是否是宗教/信仰团体成员”(宗教关系)、“您觉得您和您的邻里关系如何”(邻里关系)、“过去 12 个月,您家总共支出了多少人情礼”(人情支出)四个问答并利用主成分分析法计算出衡量个人社会资本水平的综合指标。

最后,本文将“您家是否租用他人土地”作为农地转入的代理变量,将“您家是否分得集体土地”作为承包或者拥有的初始农地,将只要满足其中一个则定义为有农户农地,并将有农户农地这一变量与是否接受农技培训进行交互。

表 1 是对各变量的描述性统计,其中,社会资本是由政治面貌、是否是宗教团体成员、邻里关系以及人情支出四个变量通过主成分分析法计算所得。

表 1 变量描述性统计

被解释变量	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值	平均值
每周农业部门工作时间/小时	0.10	23.00	33.30	42.00	121.00	27.20
每周非农部门工作时间/小时	0.10	35.00	50.00	63.00	132.00	46.64
解释变量	最小值	25%分位	中位数	75%分位	最大值	平均值
社会资本	1.34	6.60	7.12	7.30	16.5	7.00
年龄/岁	16.00	30.00	46.00	58.00	84.00	45.07
孩子数	0.00	1.00	2.00	2.00	10.00	1.65
家庭成员数	1.00	3.00	4.00	6.00	19.00	4.42
人情支出/元	1.00	1000.00	2000.00	5000.00	350000.00	4144.00
类别变量			占比	二元变量		占比
健康状况(参照组:非常健康)	很健康		19.16%	农业技术培训(参加=1)		2.70%
	比较健康		33.75%	性别(男性=1)		50.46%
	一般健康		16.99%	婚姻状况(已婚=1)		78.31%
	不健康		15.83%	宗教/信仰团体成员(是=1)		2.65%
邻里关系(参照组:很差)	很好		24.41%	政治面貌(党员=1)		5.56%
	好		37.77%	是否分得集体土地(是=1)		28.99%
	一般		36.07%	是否租用他人土地(是=1)		12.06%
	较差		1.12%			
教育水平(参照组:小学及以下)	初中		23.84%			
	高中		29.55%			
	大专及以上		16.45%			
父母健康状态(参照组:非常健康)	很健康		9.00%			
	比较健康		34.70%			
	一般健康		16.40%			
	不健康		30.40%			

将样本划分为参加培训和未参加培训两组后,描述性统计如表 2 所示。在年龄、人情支出两个连续变量的分布上,参加培训组的均值分别为 38.97 岁和 4929 元,未参加培训组

的均值分别为 48.95 岁和 3012 元,存在较明显的差异。这意味着是否接受培训可能是非随机的,因此,在进行计量分析时,“农业技术培训”的系数估计可能受样本选择问题的影响。

表 2 分组后部分变量的描述性统计

参加培训样本				未参加培训样本			
连续变量	最小值	最大值	均值	连续变量	最小值	最大值	均值
年龄/岁	16	75	38.97	年龄/岁	16	84	48.95
人情支出/元	1	50000	4929	人情支出/元	1	350000	3012
类别变量	类别	占比		类别变量	类别	占比	
教育水平(参照组:小学及以下)	初中	18.93%		教育水平(参照组:小学及以下)	初中	26.58%	
	高中	31.92%			高中	25.70%	
	大专及以上	35.87%			大专及以上	10.27%	
0-1 变量		占比		0-1 变量		占比	
性别(男性=1)		69.80%		性别(男性=1)		48.61%	
婚姻状态(已婚=1)		87.90%		婚姻状态(已婚=1)		70.71%	

3.3 Heckman 处理效应模型

本文实证分析中的核心解释变量为“农业技术培训”和“社会资本”。其中,解释变量“农业技术培训”很可能有样本选择问题(Nakano et al., 2018)。因此,为了避免样本选择所带来的偏差,本文建立 Heckman 处理效应模型如下

$$y_i^o = \beta_0 + \beta_2 y_i^s + \beta_3 x^{SC} + \beta_1' x_i^o + \nu_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \tag{14}$$

y_i^o 表示参加农业技术培训的结果, y_i^s 表示农民参加了农业技术培训, x^{SC} 表示社会资本, x_i^o 是协变量向量。 μ_i 和 ν_i 是误差项,都服从二元正态分布:

$$\begin{pmatrix} \mu \\ \nu \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix}\right) \tag{15}$$

农业技术培训变量 y_i^s 的值由潜变量 y_i^{s*} 的大小决定,即 $y_i^s = 1(y_i^{s*} > 0)$ 。潜变量 y_i^{s*} 表示个体参加农业技术培训的倾向,其决定方程为

$$y_i^{s*} = \alpha_0 + \alpha_1' x_i^s + \mu_i \tag{16}$$

其中, x_i^s 是协变量向量。于是, $\mu > -\alpha_0 - \alpha_1' x^s$ 就表示个体参加了农业技术培训。为了简化表达,令 $z \equiv \alpha_0 + \alpha_1' x^s$ 。

对于参加农业技术培训的农民来说,结果变量 y_i^o 的均值可表示为

$$E(y_i^o | x_i^o, x^{SC}, y_i^s = 1) = \beta_0 + \beta_1' x_i^o + \beta_2 + \beta_3 x^{SC} + E(\nu | \mu > -z)$$

对于未参加农业技术培训的农民来说,结果变量 y_i^o 的均值为

$$E(y_i^o | x_i^o, x^{SC}, y_i^s = 0) = \beta_0 + \beta_1' x_i^o + \beta_3 x^{SC} + E(\nu | \mu < -z)$$

于是,农业技术培训的处理效应为

$$\beta_2 = E(y_i^o | x_i^o, x^{SC}, y_i^s = 1) - E(y_i^o | x_i^o, x^{SC}, y_i^s = 0) \tag{17}$$

由于 $cov(\mu, \nu) \neq 0$,式(17)中 β_2 的估计会有偏,为了解决这一问题,修改结果方程如下

$$y_i^o = \beta_0 + \beta_2 y_i^s + \beta_3 x^{SC} + \beta_1' x_i^o + \beta_4 \hat{\lambda}_i + \eta_i \tag{18}$$

其中,选择方程式(16)中的系数可以用 probit 模型估计得到,然后根据 $z \equiv \alpha_0 + \alpha_1' x^s$ 可以得到 $\hat{z}_i$,进而得到 $\hat{\lambda} = \phi(\hat{z})/\Phi(\hat{z})$ 。根据正态分布概率密度函数,式(17)、式(18)中扰动项的条件期望和方差为:

$$\begin{aligned} E(\nu | \mu > -z) &= \rho\sigma\lambda(z) \\ \sigma_1^2 &= \text{Var}(\nu | \mu > -z) = \sigma^2 - \rho^2\sigma^2 z\lambda(z) - \rho^2\sigma^2 \lambda^2(z) \\ E(\nu | \mu < -z) &= -\rho\sigma\lambda(-z) \\ \sigma_0^2 &= \text{Var}(\nu | \mu < -z) = \sigma^2 + \rho^2\sigma^2 z\lambda(-z) - \rho^2\sigma^2 \lambda^2(-z) \end{aligned} \quad (19)$$

上述模型可以用极大似然估计。具体细节详见 Toomet and Henningsen(2008)。

4 回归结果

4.1 主要回归结果

采用极大似然估计方法估计 Heckman 处理效应模型,检验社会资本和农业技术培训对农民劳动时间分配的影响,回归结果如表 3 和表 4 所示。

表 3 农业部门劳动时间的回归结果

变量	农业部门劳动时间(1)			农业技术培训(2)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	1.084 ** (0.552)	(0.002, 2.166)	1.956%	—	—	—
社会资本	0.348(0.492)	(-0.616, 1.312)	0.416%	0.086 *** (0.0134)	(0.060, 0.112)	0.089%
农户农地	0.047 * (0.028)	(-0.008, 0.102)	0.048%	0.069 * (0.040)	(-0.009, 0.147)	0.071%
农技培训 * 农户农地	0.293 * (0.235)	(-0.168, 0.754)	0.340%	—	—	—
年龄	0.162 *** (0.030)	(0.103, 0.221)	0.176%	0.073 *** (0.014)	(0.046, 0.100)	0.076%
年龄平方	-0.002 *** (0.000)	(-0.002, -0.002)	-0.002%	-0.001 *** (0.000)	(-0.001, -0.001)	-0.001%
男性	0.601 *** (0.151)	(0.305, 0.897)	0.824%	0.193 *** (0.051)	(0.093, 0.293)	0.213%
初中	0.193(0.310)	(-0.415, 0.801)	0.213%	-0.250 ** (0.105)	(-0.456, -0.044)	-0.221%
高中	0.249(0.397)	(-0.529, 1.027)	0.283%	-0.222 * (0.125)	(-0.467, 0.023)	-0.197%
大专及以上	-0.419(0.569)	(-1.534, 0.696)	-0.342%	-0.035(0.178)	(-0.384, 0.314)	-0.034%
已婚	0.546 ** (0.278)	(0.001, 1.091)	0.726%	0.244 *** (0.093)	(0.062, 0.426)	0.276%
孩子数	0.034(0.077)	(-0.117, 0.185)	0.035%	-0.074 ** (0.032)	(-0.137, -0.011)	-0.071%
很健康	-0.137(0.242)	(-0.611, 0.337)	-0.138%	-0.180 ** (0.077)	(-0.331, -0.029)	-0.163%
比较健康	0.082(0.220)	(-0.349, 0.513)	0.085%	0.046(0.066)	(-0.083, 0.175)	0.047%
一般健康	-0.176(0.252)	(-0.670, 0.318)	-0.161%	0.006(0.081)	(-0.153, 0.165)	0.006%
不健康	-0.578(0.299)	(-1.164, 0.008)	-0.561%	0.020(0.093)	(-0.162, 0.202)	0.020%
父母很健康	-0.419(0.569)	(-1.534, 0.696)	-0.342%	-0.035(0.178)	(-0.384, 0.314)	-0.034%
父母比较健康	0.056(0.056)	(-0.054, 0.166)	0.059%	0.045(0.126)	(-0.202, 0.292)	0.046%
父母一般健康	-0.026(0.071)	(-0.165, 0.113)	-0.026%	-0.066 ** (0.031)	(-0.127, -0.005)	-0.064%
父母不健康	-0.067 ** (0.034)	(-0.133, -0.001)	0.069%	-0.026(0.071)	(-0.165, 0.113)	-0.026%
家庭成员数	-0.138 *** (0.034)	(-0.205, -0.071)	-0.139%	-0.023 * (0.012)	(-0.047, 0.001)	-0.023%
地区固定效应		是			是	

注: **、* 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著;括号内的值为标准误。

表 4 非农部门劳动时间的回归结果

变量	非农部门劳动时间(3)			农业技术培训(4)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.342*** (0.091)	(0.164,0.520)	0.408%	—	—	—
社会资本	0.173*** (0.059)	(0.057,0.289)	0.189%	0.082*** (0.014)	(0.055,0.109)	0.085%
农户农地	-0.026(0.071)	(-0.165,0.113)	-0.026%	0.042* (0.179)	(-0.309,0.393)	0.013%
农技培训*农户农地	-0.176(0.252)	(-0.670,0.318)	-0.161%	—	—	—
年龄	0.014** (0.004)	(0.006,0.022)	0.014%	0.071*** (0.012)	(0.047,0.095)	0.074%
年龄平方	-0.003*** (0.000)	(-0.003,-0.003)	-0.003%	-0.001*** (0.000)	(-0.001,-0.001)	-0.001%
男	0.022*** (0.019)	(0.18,0.257)	0.022%	0.161*** (0.043)	(0.077,0.245)	0.175%
初中	0.067** (0.034)	(0.001,0.133)	0.069%	-0.192** (0.094)	(-0.376,-0.008)	-0.175%
高中	0.026(0.051)	(-0.074,0.126)	0.026%	-0.145(0.110)	(-0.361,0.071)	-0.135%
大专及以上	0.014(0.073)	(-0.129,0.157)	0.014%	0.076(0.157)	(-0.232,0.384)	0.079%
已婚	0.069* (0.040)	(-0.009,0.147)	0.071%	0.189** (0.076)	(0.040,0.338)	0.208%
孩子数	0.019* (0.056)	(-0.091,0.129)	0.019%	-0.084*** (0.029)	(-0.141,-0.027)	-0.081%
很健康	-0.066** (0.031)	(-0.127,-0.005)	-0.064%	-0.155** (0.066)	(-0.284,-0.026)	-0.144%
比较健康	0.047* (0.028)	(-0.008,0.102)	0.048%	0.056(0.056)	(-0.054,0.166)	0.059%
一般健康	-0.033(0.032)	(-0.096,0.030)	-0.032%	-0.026(0.071)	(-0.165,0.113)	-0.026%
不健康	-0.078** (0.033)	(-0.143,-0.013)	-0.075%	-0.039(0.083)	(-0.202,0.124)	-0.039%
父母很健康	-0.578(0.299)	(-1.164,0.008)	-0.561%	0.020(0.093)	(-0.162,0.202)	0.020%
父母比较健康	0.082(0.220)	(-0.349,0.513)	0.085%	0.046(0.066)	(-0.083,0.175)	0.047%
父母一般健康	-0.176(0.252)	(-0.670,0.318)	-0.161%	0.006(0.081)	(-0.153,0.165)	0.006%
父母不健康	-0.137(0.242)	(-0.611,0.337)	-0.138%	-0.180** (0.077)	(-0.331,-0.029)	-0.163%
家庭成员数	-0.032*** (0.004)	(-0.040,-0.024)	-0.031%	-0.043*** (0.011)	(-0.065,-0.021)	-0.042%
地区固定效应	是			是		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内的值为标准误。

表 3 是以农民在农业部门劳动时间作为被解释变量得到的回归结果,由回归(1)可知:

第一,在其他条件不变的情况下,农业技术培训对农民在农业部门工作时间有统计上显著的正向影响。其边际效应值为 1.956%,即参加农业技术培训的农民比未参加农业技术培训的农民在农业部门的工作时间每周多 1.956%。如果按人均农业劳动时间 33 小时/周计算,农业技术培训使得农民每周农业劳动时间仅增加约 0.6 小时。因此,这种影响在经济上的显著性不明显。

第二,社会资本对农民在农业部门的工作时间有正向影响,但这种影响在统计上不够显著。

第三,相对没有农地的个体,有土地承包或者从其他农户手中转入土地的农民参加了技术培训后增加了参与农业部门劳动的时间,边际效应为 0.340%。如果按人均农业劳动时间 33 小时/周计算,增加约 0.11 小时。

表 4 是以农民在非农部门劳动时间作为被解释变量得到的回归结果,由回归(3)可知:

第一,农业技术培训的系数显著为正,即参加过农业技术培训的农民较未参加农业技术培训的农民在非农部门的工作时间有所增加。这可能是因为接受农业技术培训后,农

民的专业知识和素质能力都有了一定程度的提升,使其在两部门所获工资有所增加。而居住在农村且有农村户口的农民仍属于较低工资水平群体,随着工资的上升,他们将减少闲暇,增加劳动时间。但这种影响的经济显著性更不明显,边际效应只有0.408%。这可能是因为农业技术培训是一种针对农业生产的专门培训,主要的贡献在于提高了农民在农业部门的生产效率和回报,从而使农民将更多的时间分配在农业部门。

第二,社会资本对农民在非农部门劳动时间有显著的正向影响。这表明农民社会资本越丰富,参与非农部门劳动时间越长。

为直观了解农民的社会资本对非农部门劳动时间影响的经济显著性,将构成社会资本的其中三个变量赋一般化的数值,即不是宗教团体成员(否=0)、邻里关系一般(一般=3)、人情支出为4000元。在这种情况下,这个代表性农民的政治面貌由非党员变为党员时,社会资本的值由0.319变为0.806。如果按人均非农劳动时间为50小时/周计算,这个社会资本的增加量使农民每周非农劳动时间仅增加约0.05小时 $((0.806-0.319) \times 0.189\% \times 50)$ 。可见,这种影响的经济显著性非常不明显。

第三,表3中回归(2)和表4中回归(4)的结果均表明:社会资本的增加会提高农民参加农业技术培训的概率。但是,社会资本对农民参加农业技术培训的**实际影响非常小:前述所描述的代表性农民的政治面貌由非党员变为党员时,农民参加农业技术培训的**概率仅仅提高约0.04% $(0.487 \times 0.08\%)$ 。表3和表4也显示有农地(承包或者被从别处流转)的个体显然更愿意参加农业技术培训。

4.2 稳健性检验

考虑到不同群体的异质性可能会对结论产生实质性影响,本文将按照性别、教育水平和年龄分组做回归。

4.2.1 按性别分组

表5是男性样本的回归结果。第一,由回归(5)可知,农业技术培训对男性农民在农业部门的工作时间有显著的正向影响,其边际效应值为4.348%,而社会资本对男性农民在农业部门的工作时间并没有显著影响。第二,由回归(7)可知,社会资本对男性农民在非农部门劳动时间有显著的正向影响。从边际效应来看,社会资本增加一单位使男性农民参与非农劳动时间增加0.111%。农业技术培训的系数也显著为正,但对男性农民在非农部门工作时间的边际影响仅为0.033%,远低于农业技术培训对男性在农业部门工作时间的边际效应值4.348%。

表5 男性样本回归结果

变量	农业部门工作时间(5)			农业技术培训(6)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	3.441*** (0.014)	(3.414, 3.468)	4.348%	—	—	—
社会资本	0.011(0.068)	(-0.122, 0.144)	0.010%	0.951*** (0.159)	(0.639, 1.263)	1.588%
控制变量	是			是		

续表

变量	非农部门工作时间(7)			农业技术培训(8)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.032*** (0.016)	(0.001,0.063)	0.033%	—	—	—
社会资本	0.105** (0.048)	(0.011,0.199)	0.111%	0.293* (0.235)	(-0.168,0.754)	0.340%
控制变量	是			是		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内的值为标准误。

表6是女性样本的回归结果。第一,回归(9)表明,农业技术培训对女性农民在农业部门的工作时间有显著的正向影响,其边际效应值为0.013%,远小于农业技术培训对男性在农业部门工作时间的边际效应值4.348%,表明男性在农业部门的工作时间对农业技术更加敏感。与男性农民一样,社会资本对女性农民在农业部门的工作时间没有显著的影响。第二,由回归(11)可知,社会资本对女性农民在非农部门劳动时间有显著的正向影响,边际效应为0.153%。这表明女性农民社会资本越丰富,参加非农部门劳动时间越长。而参加农业技术培训对女性农民在非农部门工作时间没有显著性影响。

表 6 女性样本回归结果

变量	农业部门工作时间(9)			农业技术培训(10)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.042* (0.179)	(-0.309,0.393)	0.013%	—	—	—
社会资本	0.076(0.077)	(-0.075,0.227)	0.079%	0.523* (0.286)	(-0.038,1.084)	0.687%
控制变量	是			是		

变量	非农部门工作时间(11)			农业技术培训(12)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.473(0.359)	(-0.231,1.177)	0.604%	—	—	—
社会资本	0.142** (0.064)	(0.017,0.267)	0.153%	0.944*** (0.160)	(0.630,1.258)	1.570%
控制变量	是			是		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内的值为标准误。

4.2.2 按教育水平分组

按照受教育水平将受访者,分为高学历水平和低学历水平两组,分组回归结果如表7、表8所示。第一,由回归(13)和回归(17)看出,农业技术培训对高学历水平农民的边际效应值为0.766%,略低于农业技术培训对低学历水平农民的边际效应值1.063%。第二,由回归(15)和回归(19)看出,社会资本对高学历农民在非农部门工作时间的边际效应值0.178%,略高于低学历农民的0.104%,这说明高学历水平农民的非农工作时间对社会资本反应更敏感。

表 7 高学历水平样本回归结果

变量	农业部门工作时间(13)			农业技术培训(14)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.569* (0.346)	(-0.109,1.247)	0.766%	—	—	—
社会资本	0.045(0.126)	(-0.202,0.292)	0.046%	0.866*** (0.123)	(0.625,1.107)	1.377%
控制变量	是			是		

续表						
变量	非农部门工作时间(15)			农业技术培训(16)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.092(0.076)	(-0.057,0.241)	0.096%	—	—	—
社会资本	0.164** (0.049)	(0.068,0.260)	0.178%	0.815*** (0.116)	(0.588,1.042)	1.259%
控制变量	是			是		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内的值为标准误。

表 8 低学历水平样本回归结果

变量	农业部门工作时间(17)			农业技术培训(18)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.724*** (0.115)	(0.499,0.949)	1.063%	—	—	—
社会资本	0.039(0.120)	(-0.196,0.274)	0.040%	0.671*** (0.191)	(0.297,1.045)	0.956%
控制变量	是			是		
变量	非农部门工作时间(19)			农业技术培训(20)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.174*** (0.012)	(0.150,0.198)	0.190%	—	—	—
社会资本	0.099** (0.032)	(0.036,0.162)	0.104%	1.204*** (0.213)	(0.787,1.621)	2.333%
控制变量	是			是		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内的值为标准误。

4.2.3 按年龄分组

根据描述性统计的年龄分布,中位数与均值都在45岁附近,因此将45岁作为分界点将样本按年龄分为两组。分组回归结果如表9、表10所示。

表 9 45岁及以上样本回归结果

变量	农业部门工作时间(21)			农业技术培训(22)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	1.386*** (0.081)	(1.227,1.545)	2.999%	—	—	—
社会资本	0.045(0.110)	(-0.171,0.261)	0.046%	0.682*** (0.137)	(0.413,0.951)	0.978%
控制变量	是			是		
变量	非农部门工作时间(23)			农业技术培训(24)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.118* (0.063)	(-0.005,0.241)	0.125%	—	—	—
社会资本	0.414** (0.111)	(0.196,0.632)	0.513%	1.020*** (0.137)	(0.751,1.289)	1.773%
控制变量	是			是		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内的值为标准误。

表 10 45岁以下样本回归结果

变量	农业部门工作时间(25)			农业技术培训(26)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	2.885*** (0.089)	(2.681,3.029)	6.904%	—	—	—
社会资本	0.044(0.059)	(-0.072,0.160)	0.045%	0.456*** (0.142)	(0.178,0.734)	0.578%
控制变量	是			是		

续表

变量	非农部门工作时间(27)			农业技术培训(28)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.089* (0.048)	(-0.005,0.183)	0.093%	—	—	—
社会资本	0.682*** (0.138)	(0.412,0.952)	0.978%	0.898** (0.355)	(0.202,1.594)	1.455%
控制变量	是			是		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内的值为标准误。

第一,由回归(21)和回归(25)分析得,农业技术培训对45岁以下的农民在农业部门工作时间的边际效应值为6.904%,远大于45岁及以上农民。而且,95%的置信区间并未重叠,说明两组样本在该变量的回归结果上差异显著。这可能是因为,较年轻的农民学习能力更强,更能将农业技术与农业生产结合起来,从而提高生产效率,实现增产增收,最终促使其增加农业部门工作时间。

第二,社会资本对45岁及以上和45岁以下样本在农业部门工作时间和在非农部门工作时间的的影响没有较大差异,95%的置信区间重叠较多。

总的来说,分别按性别、教育水平和年龄分组的回归结果表明,核心解释变量的回归结果与主要回归结果基本一致,回归结果比较稳健。从系数估计值的95%置信区间来看,农业技术培训的影响在高、低年龄组影响的异质性比较明显。

4.3 内生性

将农业技术培训作为解释变量,农民的劳动时间作为被解释变量,实际上假设了劳动时间是“果”,农业技术培训是“因”。然而,二者之间可能存在反向因果关系。比如,农民在非农部门工作时间越长就越有可能对农业技术培训不感兴趣;农民在农业部门劳动时间越长就越有可能参加农业技术培训。对此,本文选用个体所在区县的农业技术培训率作为农民参加农业技术培训的工具变量,建立IV-Heckit模型,回归结果如表11和表12所示。

表11是以农民在农业部门劳动时间作为被解释变量得到的回归结果。由回归(27)可知:利用工具变量处理了内生性问题后,参加农业技术培训对农民在农业部门工作时间的边际效应值为1.312%,且在5%的置信水平上显著,略低于回归(1)的回归结果(1.956%);社会资本对农民在农业部门工作时间的的影响在统计上不显著。

表12是以农民在非农部门劳动时间作为被解释变量得到的回归结果。由回归(29)看出:农业技术培训系数的统计显著性和经济显著性与回归(3)的结果基本相同;社会资本对农民参与非农部门劳动时间有显著的正向影响,边际效应值为0.320%,且在5%置信水平下显著,与回归(3)的结果相近。

表 11 IV-Heckit 模型回归结果(农业部门劳动时间)

变量	农业部门劳动时间(27)			农业技术培训(28)		
	IV-Heckit 模型	95%置信区间	边际效应	工具变量 2SLS 第一阶段回归	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.838** (0.287)	(0.287,0.275)	1.312%	—	—	—
区县培训率	—	—	—	3.808*** (0.005)	(3.798,3.818)	44.060%

续表

变量	农业部门劳动时间(27)			农业技术培训(28)		
	IV-Heckit 模型	95%置信区间	边际效应	工具变量 2SLS 第一阶段回归	95%置信区间	边际效应
社会资本	-0.063(0.080)	(-0.220,0.080)	-0.061%	0.870*** (0.172)	(0.533,1.207)	1.387%
控制变量	是			是		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内的值为标准误。

表 12 IV-Heckit 模型回归结果(非农部门劳动时间)

变量	非农部门劳动时间(29)			农业技术培训(30)		
	IV-Heckit 模型	95%置信区间	边际效应	工具变量 2SLS 第一阶段回归	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.302** (0.081)	(0.143,0.461)	0.351%	—	—	—
区县培训率	—	—	—	3.808*** (0.005)	(3.798,3.818)	44.060%
社会资本	0.278** (0.128)	(0.027,0.529)	0.320%	0.870*** (0.172)	(0.533,1.207)	1.387%
控制变量	是			是		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内的值为标准误。

4.4 机制分析

为了实证检验社会资本和农业技术培训对农民劳动时间分配的影响机制,我们将农民接受农技培训的时间置入其中,分析农业技术培训对农民从事农业和非农劳动时间的影响,得到参加农技培训会增加从事农业工作的劳动时间,而对非农工作的劳动时间影响不确定的结果。但这其中可能存在两方面的影响,一方面,专业知识和技术水平的上升会减少农业生产中的不必要成本,增加农业生产工资,从而会相应增加农民的生产时间;另一方面,农业技术培训提升了农业生产的效率,农民农业生产的时间会逐渐缩减,非农生产的时间会有所增加。农民在农业部门和非农部门获得的工资分布如表 13 所示。

表 13 农民的工资分布

变量名	最小值	25%分位	中位数	75%分位	最大值	平均值	标准差
农业部门工资/(元/小时)	0.840	4.214	6.880	7.962	11.451	5.640	34.100
非农部门工资/(元/小时)	3.729	6.560	8.056	13.320	30.650	7.920	105.695

社会资本和农业技术培训对农民劳动时间分配的影响机制一是:社会资本影响农民在非农部门工资,农业技术培训影响农民在农业部门工资,进而影响农民劳动时间的分配。

如理论模型所示,农业技术培训对农业部门的工作时间的最终影响是正向的,但并未进行渠道拆解,表 14 已经验证了工资效应,而在此处将验证劳动生产率这一渠道。本文采用劳动产出率(专指务农劳动力的生产率)衡量劳动生产率。由于 CFPS2016 数据只提供了农作物产值,因而本文使用单位劳动力年均产出价值(纯利润)来表示,即劳动力每亩的生产率。农业技术培训使得农户熟练使用农业生产资料如化肥等,也更熟练地操作先

进的机械设备用于种植,减少劳动力,实现规模经营,提高劳动产出率,相同工作量的农活可能花相对较少的时间完成。对于该变量的分布如表 15 所示。

表 14 机制一分析结果

变量	农业部门工资(31)			农业技术培训(32)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	3.755*** (0.116)	(3.528,3.982)	0.986%	—	—	—
社会资本	0.083(0.134)	(-0.180,0.346)	0.087%	0.484*** (0.132)	(0.225,0.743)	0.623%
控制变量	是			是		

变量	非农部门工资(33)			农业技术培训(34)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	5.979(3.169)	(-0.232,12.190)	1.382%	—	—	—
社会资本	0.186*** (0.021)	(0.145,0.227)	0.204%	0.180*** (0.012)	(0.156,0.204)	0.197%
控制变量	是			是		

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内的值为标准误。

表 15 农民的生产率分布

变量名	最小值	25%分位	中位数	75%分位	最大值	平均值	标准差
亩均劳动力产值/(元,对数)	2.824	3.880	6.820	9.320	21.650	6.120	3.240

将农民在农业部门的生产率作为机制二分析的被解释变量进行回归,作为对两部门劳动时长影响的机制分析结果如表 16 所示。

从回归(35)看出,参加农业技术培训的农民比未参加农业技术培训的农民在农业部门的效率高出 0.11%,表明农民参与农业技术培训提高了农业生产效率,进一步减少了农民在农业部门的劳动时间,此时在总劳动时间不变的情况下,参与非农部门的劳动市场会增加。

表 16 机制二分析结果

变量	农业部门产出率(35)			农业技术培训(36)		
	系数	95%置信区间	边际效应	系数	95%置信区间	边际效应
农业技术培训	0.19*** (0.056)	(0.098,0.282)	0.11%	—	—	—
社会资本	0.138*** (0.034)	(0.071,0.205)	0.139%	0.023* (0.012)	(0.001,0.047)	0.023%
控制变量	是			是		

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内的值为标准误。

但农业技术培训提高农业生产率的边际效应远小于机制一中的工资效应。这证明了参加农业技术培训提高了农民在农业部门劳动的工资率,这一渠道增加农业部门劳动时间的程度可能大于农业技术培训通过农业生产率减少个体参加农业部门劳动时间的程度,农民因此愿意将时间更多地分配在农业劳动上,农业技术培训的总体影响是增加了个体在农业部门的劳动时间。

5 结论及政策含义

本文建立了农民劳动时间分配的理论模型,并构建了 Heckman 处理效应模型,利用中国

家庭追踪调查(CFPS)2016年的数据,从理论和实证两个层面考察了社会资本和农业技术培训如何影响农民在农业和非农部门劳动时间的分配,得到的主要结论包括以下四点:

第一,理论模型表明:农民的社会资本与其非农部门劳动时间和农业部门劳动时间均正相关;农业技术培训与农民的农业部门劳动时间正相关,但与农民的非农部门劳动时间相关关系不确定;农民参加农业技术培训的时间与社会资本正相关。第二,主要回归结果表明:社会资本只对非农部门劳动时间有统计上显著的正向影响;农业技术培训对农业部门和非农部门的劳动时间都有统计上显著的影响,且农业部门劳动时间对农业技术培训反应更敏感。但是,以上影响在经济上的显著性都比较低。第三,稳健性检验表明:按照性别、教育水平和年龄分组之后,回归结果没有实质性改变;由于可能的反向因果关系引起的农业技术培训变量的内生性问题也未对回归结果构成实质性影响;45岁以上农民和45岁以下农民之间有较明显的异质性。第四,机制分析表明:社会资本主要通过影响农民非农部门工资作用于非农部门劳动时间;农业技术培训主要通过影响农民在农业部门工资这一途径作用于农业部门劳动时间。

我国的城市化和工业化进程打开了农民到从农业到非农业转移的单向通道,释放了农村剩余劳动力。在刘易斯拐点出现后,可能会出现农业部门劳动力不足的情况,只要这种劳动力不足不是短暂的,就需要一个通畅的劳动力从非农业向农业转移的反向通道。在中短期内,农业技术进步在这方面很难有大的表现。农业生产投入的数量和质量的明显且持续的增加应该是主要手段。劳动力,特别是中青年劳动力向农业生产的部分回流既是瓶颈问题,也是关键问题。那么,单纯依靠劳动力市场的调整机制是否能激励劳动力向农业的回流?如何构建一个劳动力从非农业向农业的转移通道?

关于第一个问题,答案很可能是否定的。本文理论研究模型揭示了农业技术培训通过提高农业收入从而提高农民在农业部门劳动时间的作用机制,实证研究也证明了农业技术培训对农民的农业劳动时间有统计上显著的正向影响,但这种影响的经济意义很小。而机制分析证明了农业技术培训确实能够提高农业劳动者的工资。不幸的是,农民在农业劳动工资上升后,并不会明显增加在农业部门的劳动时间。这说明,劳动力市场中相对价格的变动对劳动者的时间在两个部门中的分配没有实质性影响,意味着农业部门中劳动力价格的提高不足以吸引劳动力向农业部门的回流。

关于第二个问题,本文的研究提供了一些初步的线索。农民对劳动力相对价格的信号反应不敏感,暗示了非价格方面的差异是影响农业部门劳动时间 and 非农部门劳动时间的更重要因素,比如,与农业劳动和非农劳动相联系的工作环境、生活方式、人际关系和社会认可度等。这些方面的差异很可能对农村居民的就业选择和时间分配有比工资差异更重要的影响。而消除这些方面的差异需要一个大的系统工程,其进度既难以预料,又难以控制。但是,我们至少要开始行动,逐渐缩小差异,才能让劳动力市场回到有效的状态,劳动者才能对工资信号做出反应。也只有这样,劳动力从非农业向农业转移的通道才能出现。

参考文献

边燕杰,张文宏. 2001. 经济体制、社会网络与职业流动[J]. 中国社会科学, (2): 77-89, 206.

Bian Y J, Zhang W H. 2001. Economic systems, social networks and occupational mobility[J]. *Social Sciences in China*, (2): 77-89, 206. (in Chinese)

邓睿. 2020. 社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量? [J]. 经济学动态, (1): 52-68.

Deng R. 2020. How does the relationship resource in social capital mobilization affect the employment quality of migrant workers? [J]. *Economic Perspectives*, (1): 52-68. (in Chinese)

郭钺, 何安华. 2019. 培训对农民涉农创业绩效的影响——考虑创业者人力资本禀赋调节效应的实证研究[J]. 农业经济与管理, (1): 84-91.

Guo C, He A H. 2019. Impact of entrepreneurship training on peasants performance of entrepreneurship related to agriculture—An empirical study involving regulatory effect of human capital endowment of peasant entrepreneurs [J]. *Agricultural Economics and Management*, (1): 84-91. (in Chinese)

蒋乃华, 卞智勇. 2007. 社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证[J]. 管理世界, (12): 158-159.

Jiang N H, Bian Z Y. 2007. A research on the influence of social capital causing labour force in rural areas nonagricultural employment[J]. *Management World*, (12): 158-159. (in Chinese)

李谷成, 李烨阳, 周晓时. 2018. 农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果? [J]. 中国农村经济, (11): 112-127.

Li G C, Li Y Y, Zhou X S. 2018. Agricultural mechanization, labor transfer and the growth of farmer's income: A re-examination of causality[J]. *Chinese Rural Economy*, (11): 112-127. (in Chinese)

王春超, 周先波. 2013. 社会资本能影响农民工收入吗? ——基于有序响应收入模型的估计和检验[J]. 管理世界, (9): 55-68, 101, 187.

Wang C C, Zhou X B. 2013. Does social capital affect farmer-migrants' income?: An analysis based on models of estimation and test of the ordered response[J]. *Management World*, (9): 55-68, 101, 187. (in Chinese)

章元, 陆铭. 2009. 社会网络是否有助于提高农民工的工资水平? [J]. 管理世界, (3): 45-54.

Zhang Y, Lu M. 2009. Does the social network help to increase the wages of migrant peasant-workers? [J]. *Management World*, (3): 45-54. (in Chinese)

Bian Y J, Huang X B, Zhang L. 2015. Information and favoritism: The network effect on wage income in China[J]. *Social Networks*, 40: 129-138.

Godtland E M, Sadoulet E, de Janvry A, et al. 2004. The impact of farmer field schools on knowledge and productivity: A study of potato farmers in the Peruvian Andes[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 53(1): 63-92.

Gurgand M. 2003. Farmer education and the weather: Evidence from Taiwan (1976—1992) [J]. *Journal of Development Economics*, 71(1): 51-70.

Huffman W E. 1980. Farm and off-farm work decisions: The role of human capital[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 62(1): 14-23.

Ishise H, Sawada Y. 2009. Aggregate returns to social capital: Estimates based on the augmented augmented-Solow model[J]. *Journal of Macroeconomics*, 31(3): 376-393.

Matshe I, Young T. 2004. Off-farm labour allocation decisions in small-scale rural households in Zimbabwe[J]. *Agricultural Economics*, 30(3): 175-186.

Nakano Y, Tanaka Y, Otsuka K. 2018. Impact of training on the intensification of rice farming: Evidence from rainfed areas in Tanzania[J]. *Agricultural Economics*, 49(2): 193-202.

O'Donoghue C, Heanue K. 2018. The impact of formal agricultural education on farm level innovation and management practices[J]. *The Journal of Technology Transfer*, 43(4): 844-863.

Song L J, Chang T Y. 2012. Do resources of network members help in help seeking? Social capital and health information search[J]. *Social Networks*, 34(4): 658-669.

Toomet O, Henningsen A. 2008. Sample selection models in R: Package sampleSelection[J]. *Journal of Statistical Software*, 27(7): 1-23.

Social Capital, Agricultural Technology Training, and the Working Hours Distribution of Rural Residents: Based on Heckman Treatment Effect Model

Liyang Xu

(School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract The expansion and development of China's agriculture facilitates the establishment of a "dual circulation" development pattern whereby domestic and foreign markets can boost each other, with the domestic market as the mainstay. To foster the further development of agriculture, more input — especially in terms of time commitment—should be made in agricultural production in the short and medium term. Thus we focus on the working hours distribution of rural residents in the agricultural and non-agricultural sector in this paper. Several results of this paper are noteworthy. First, theoretically, the working hours of rural residents are positively correlated with social capital in the agricultural and non-agricultural sectors. And in the agricultural sector, there is also a positive relationship between agro-technical training time and working time of rural residents. Second, the main regression results show that social capital and agro-technical training time have a statistically significant positive impact on farmers' labor time in the non-agricultural and agricultural sectors respectively. But both effects are not significant economically. Third, the conclusions of the empirical analysis are robust and the possible heterogeneity between different groups and the endogeneity of agricultural technology training have no substantial impact on the regression results of the main explanatory variables. Fourth, the mechanism test shows that social capital acts on the working hours in the non-agricultural sector by influencing the wage of farmers in the non-agricultural sector, while agro-technical training time affects the working hour in the agricultural sector by influencing the wage of farmers in the agricultural sector.

JEL Classification J22, J24, O18, Q12