

# 人力资本、耕地规模与农业生产效率

周晓时,李谷成,刘 成

(华中农业大学 经济管理学院/湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070)



**摘 要** 人力资本对农业生产效率的影响会因为耕地规模的不同而呈现非线性区间关系,人力资本要发挥出生产率效应,需要一定的经营规模相匹配。具体来说:(1)在农户耕地规模较小时,人力资本对农业生产效率有显著负向作用;在中等规模情况下,人力资本的影响变得不显著;进入大规模经营后,人力资本显现出显著的促进效应。(2)狭小的农业耕地规模限制了教育投资的合理回报率,导致劳动力的选择性转移,通过扩大农业经营规模,可以避免农村人力资本的浅化。农业经营规模过小,将无力承担和非农产业对等的教育投资回报,农村劳动力的选择性转移使农业生产只能再一次被动接受城市产业“剪刀差”。破除土地制度和户籍制度等妨碍耕地规模扩大的体制性障碍,推动农业适度规模经营,这才是提高我国农业生产效率的有效途径。

**关键词** 人力资本;耕地规模;农业生产效率;劳动力转移;面板门槛模型

**中图分类号:**F 320.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)02-0008-10

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.02.002

农业综合生产能力的提高主要源于生产要素投入量增长和农业生产效率提高。转型农业生产方式,依赖技术进步和生产效率提升成为未来农业的发展方向。Schultz 曾指出“人力资本对经济增长起决定性作用”<sup>[1]</sup>,Romer 和 Lucas 也认为人力资本是“经济增长的发动机”<sup>[2-3]</sup>。2014 年和 2016 年中央一号文件分别纳入加强农村教育和培育新型农民等内容,说明政府已经认识到人力资本对农业发展的重要作用。然而随着农村劳动力非农就业及选择性转移,导致农业劳动力不断减少,并呈现老龄化和女性化趋势,农村人力资本的流失必然会对农业经济发展产生重大影响。

另外,人力资本作为“经济发动机”,与经济增长呈现非线性关系<sup>[4-6]</sup>,其发挥作用需要一定的外在条件积累。随着适度规模经营政策利好,农地流转市场的活跃,农户经营规模不断扩大,中国农业已从穷人经济进入到规模经济,即从“解决食品供给问题的阶段”进入到“解决生产方式问题的阶段”<sup>[7]</sup>,但耕地规模狭小已然成为一种制约因素,导致资本报酬递减和投资回报率下降,要维持人力资本报酬水平,必然要求农业生产规模的扩大。

现有研究多数对农村人力资本推动农业经济增长的正向作用给予了验证。但是,他们多局限于人力资本与农业经济增长之间的线性关系,根据 Schultz 的理论,改造传统农业的关键即引进现代化的生产要素<sup>[1]</sup>,而这类新型生产要素终究也需要一个临界最小耕地规模,才可能实现有效率的配置。因此,本文拟以农户耕地规模作为条件变量,考察不同经营规模条件下人力资本和农业生产效率的非线性关系。一方面,可以有助于更精确刻画人力资本与生产效率之间的关系;另一方面,有助于寻找人力资本发挥作用的临界最小耕地规模。

收稿日期:2017-05-29

基金项目:国家自然科学基金项目“劳动力成本上升对农业生产的影响机理与实证研究”(71473100);国家“万人计划”青年拔尖人才支持计划项目“有中国特色农业机械化模式研究”(2015-48-2-50);中央高校基本科研业务费专项“中国农业生产方式转变研究”(2662015PY093);清华大学中国农村研究院项目“中国农业机械化:进程评估、农户选择及其增收效应”(201705)。

作者简介:周晓时(1990-),男,博士研究生;研究方向:农业技术经济。

通讯作者:李谷成(1982-),男,教授,博士;研究方向:农业技术经济。

## 一、研究综述

中国以往的依靠要素投入来拉动农业的增长已遇瓶颈,转型期农业可持续发展的关键是依赖农业生产效率提高。自 Schultz 开始,人力资本对农业增长的作用就已受到国内外学者的日益关注,并且大多数文献支持人力资本对农业经济增长有显著促进作用的观点<sup>[8-12]</sup>,例如 Hayami 通过对比美国、日本、印度的农业发展,发现农民受教育水平可以解释国家间农业生产率的差异<sup>[8]</sup>。肖小勇等利用中国大陆省级面板数据的研究表明,提高农村人力资本促进了农业生产效率提升,并增加农业产出<sup>[12]</sup>。但也有研究表明,人力资本对农业经济增长的作用并不显著,甚至有时起负向作用<sup>[13-15]</sup>,例如 Patrick 等对巴西的研究发现教育对农业发展的作用有限,这更多在于人力资本存量过低,未达到显著影响的门槛,且人力资本效应的滞后性与对农民收入的占用导致负向影响<sup>[15]</sup>。现有文献主要采用协整检验、多元回归分析等计量方法在线性模型框架内研究人力资本对农业生产的影响,而非线性往往是经济运行的常态。当前我国大力推动“适度规模经营”,农地流转速度不断加快,而在不同耕地规模下的人力资本水平对农业生产效率的促进作用是否也在不断提升?

由于采用耕地规模作为人力资本的门槛变量,所以在回答这个问题前,还需要确定耕地规模与生产效率之间关系。农户规模与农业效率的关系自 Sen 发现印度农户耕地规模与农业效率之间存在负向关系(inverse relationship, IR)以来<sup>[16-17]</sup>,IR 假说一直是国际农业经济学的热点问题,但学者们的结论不一而同,并不存在大家普遍认可的结论。针对我国的农业生产现实,普遍认为生产效率呈现规模无关特性<sup>[18-19]</sup>。李谷成等指出“农业效率与农户规模负向关系假说需要放到更广阔的视野内全面审视,小农户是否享有相对大农户的效率比较优势取决于宏观导向上优先考虑的政策目标”<sup>[19]</sup>。鉴于此,本文无意于该问题的讨论,此处假定农业生产效率与耕地规模无关<sup>①</sup>,仅将耕地规模作为人力资本的门槛变量纳入分析框架。

基于以上分析,在非线性的框架下研究人力资本对农业生产效率的影响<sup>②</sup>具有重要的现实意义。但如何对耕地规模进行分组划分对研究结果有着重要的影响,传统的主观分组方式往往会导致回归结果的偏误。因此,本文拟采用“门槛面板模型”(panel threshold model)自动识别数据,确定内生的门槛值,以期回答以上问题。

## 二、模型、变量、数据

### 1. 估计生产效率:随机前沿生产函数模型

随机前沿生产函数分析由 Aigner 等、Meeusen 和 Broeck 最早提出,后经 Battese 和 Coelli 等不断完善,它可以考虑到随机因素的影响,采用计量方法估计生产函数的前沿面,确定生产者的生产率与前沿面的距离。考虑到我国处于转换经济增长方式新时期,面临的诸多随机扰动和不可观测因素较多,采用随机前沿分析比其他前沿面模型(比如数据包络分析)更适合当前环境,结论也更为可靠<sup>[20]</sup>。在随机前沿分析中,将生产者对最优技术的偏离分解为技术效率和随机扰动两个部分,其特点是假定自身技术效率与随机扰动因素共同影响生产者与技术前沿的差距。一般而言,随机前沿生产函数分析模型可表示为:

$$Y_{it} = F(X_{it}, t) \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

对式(1)两边取对数可得:

$$\ln Y_{it} = \ln F(X_{it}, t) + \epsilon_{it} \quad \epsilon_{it} = -u_{it} + v_{it} \quad (2)$$

① 将农业技术效率与经营规模分别作为因变量和自变量,纳入简单回归模型进行拟合,结果支持了生产效率呈现规模无关特性(系数=0.023, T 值=0.330, P 值=0.746),此处的假定具有合理性。

② 人力资本对农业经济的影响可以划分为直接要素效应和间接效率效应两部分。李谷成发现,人力资本积累对农业增长的直接生产效应非常有限,其作用更多体现在间接效率效应及其源泉的影响<sup>[19]</sup>。另一方面当前农业转型更多依赖于生产效率的提升,鉴于此,本文中仅对人力资本的效率效应进行分析。

式(2)中, $Y_{it}$ 代表生产者*i*在时期*t*的产出; $X_{it}$ 为要素投入向量,代表各种生产要素;*t*则代表前沿技术进步趋势; $F(\cdot)$ 表示前沿生产函数,是农业生产中的最优生产技术; $\epsilon_{it}$ 包含两个部分: $v_{it}$ 和 $u_{it}$ 。其中 $v_{it}$ 为一般意义上的随机干扰项,假设其彼此之间独立且服从正态分布,即 $v_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$ ;  $u_{it}$ 表示无效率项,其存在会降低农业产出,具有单边(one-sided)分布特征,并假定其服从非负的截断型半正态分布,即 $u_{it} \sim N^+(\omega_{it}, \sigma_u^2)$ 。对于特定样本单元的生产技术效率(TE)可以表示为:

$$TE_{it} = E(Y_{it} | \mu_{it}, x_{it}) / E(Y_{it} | \mu_{it} = 0, x_{it}) = \exp(-\mu) \quad (3)$$

当 $\mu_{it} = 0$ 时, $TE_{it} = 1$ ,即生产单元处于完全技术效率状态;当 $\mu_{it} > 0$ 时, $0 < TE_{it} < 1$ ,则生产单元处于技术非效率状态。

## 2. 面板门槛模型

根据上文分析,农业生产效率与人力资本之间的关系因耕地规模大小不同而呈现出非线性关系,表现出区间效应。为避免人为划分农户规模带来的偏误,本文采用 Hansen 发展的“门槛回归”模型<sup>[21]</sup>,基于数据内生划分区间,研究不同区间内人力资本与生产效率之间的关系。在存在单一门槛值下,模型设定为:

$$TE_{it} = \alpha_i + \eta_1 edu_{it} I(d_{it} \leq \gamma) + \eta_2 edu_{it} I(d_{it} > \gamma) + \sum \beta_j w_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中,*i*、*t*分别代表地区和年份, $TE_{it}$ 和 $edu_{it}$ 分别为被解释变量生产效率和核心解释变量人力资本; $I(\cdot)$ 为一示性指标函数,其中 $d_{it}$ 为门槛变量耕地规模, $\gamma$ 为特定的门槛值; $\alpha_i$ 用于反应各生产单元的个体效应; $w_{it}$ 为一组对农业生产效率有显著影响的控制变量; $\epsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 为随机干扰项。

在双门槛情形下(多门槛类同),模型设定如下:

$$TE_{it} = \alpha_i + \eta_1 edu_{it} I(d_{it} \leq \gamma_1) + \eta_2 edu_{it} I(\gamma_1 < d_{it} \leq \gamma_2) + \eta_3 edu_{it} I(d_{it} > \gamma_2) + \sum \beta_j w_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

根据 Hansen 的思路,确定门槛值的基本思路是通过栅格化搜索,当模型残差平方和最小时,对应的门槛值 $\gamma$ 即为所求 $\gamma$ 。

## 3. 变量及数据处理

(1)被解释变量(农业生产效率)的测算。在随机前沿分析过程中,采用经典的柯布-道格拉斯(C-D)生产函数形式,并加入时间趋势项来控制技术进步。模型中具体的投入产出指标如下:农业产出变量采用 2000 年不变价格的农业生产总值,劳动投入采用农林牧渔业从业人员数;土地投入以农作物总播种面积计算;机械动力投入以农业机械总动力计算;化肥投入以本年度内实际用于农业生产的化肥施用量(折纯量)计算;灌溉投入以每年实际的有效灌溉面积计算。

(2)解释变量(农村人力资本)的测算。人力资本是通过正规教育、健康、在职培训、“干中学”以及迁移等凝结在劳动力身上的能力,其中正规教育是形成人力资本的主要途径<sup>[22]</sup>,高梦滔等指出人力资本中难以控制健康等因素,现行的“自评健康”指标内生性太强,并不是好的解释变量<sup>[23]</sup>。考虑到数据上的可获取性,研究者大多以受教育程度来代表人力资本。鉴于此,本文仅以教育变量(*edu*)反映农村人力资本存量。以中国目前的统计口径为依据,农村劳动力平均受教育程度可分为文盲及半文盲、小学、初中、高中或中专、大专及以上六类,对应的教育年限分别为 0 年、6 年、9 年、12 年和 15.5 年,以此可以计算各地区农村劳动力平均受教育年限。

(3)门槛变量(耕地规模)。考虑到土地的实际利用情况和数据的可获得性,并借鉴倪国华等的做法<sup>[24]</sup>,本文选取人均农作物总播种面积表示耕地规模。

(4)其他控制变量。①农业结构调整系数(*as*)。采用粮食作物播种面积与所有农作物总播种面积的比重反映。农业生产效率增长实质上是一个要素资源不断优化配置的过程。此系数的变化反应农业资源的配置状况,合理的农业种植结构能够反应比较优势,并通过优化配置效率而提高农业生效率。②三次产业结构系数(*is*)。采用第三产业增加值占 GDP 的比重构造三次产业结构指标。伴随着工业化、城镇化进程的快速推进,三次产业结构中农业占比不断下降,农村劳动力二元转移加快,可能促进农业领域的诱致性技术创新。③农业财政支出力度(*af*)。用政府对农业的财政支出额占总财政支出比重表示,表示一个地区政府对农业生产的支出力度。政府农业财政支出,有利于改善农

业生产条件,促进农业科技创新,对农业生产效率增长有重要影响<sup>[25-26]</sup>。④基础设施(*ins*)。用公路里程占各省份国土面积之比表示。基础设施的完善,可以通过提高要素流动性降低成本,从而提高资源配置效率和要素使用效率<sup>[27]</sup>,考虑到我国各省份地域面积相差较大,为了使各省份的公路基础设施存量具有可比性,借鉴 Demurger 的思想<sup>[28]</sup>,计算各省份 2000—2014 年公路基础设施的密度,具体的做法是将公路里程除以各省份的国土面积,以此衡量公路基础设施状况。⑤农业外商直接投资(*fdi*)。由于统计数据缺失,以各省份农林牧渔业总产值在国民生产总值中的占比为权重乘以各省份外国直接投资额表示。作为国外先进技术外溢的主要渠道,农业 FDI 可以通过示范效应、学习效应等渠道提高农业技术水平,提升技术效率<sup>[29]</sup>。⑥受灾率(*dr*)。用受灾面积占农作物播种面积的比重表示,主要反映不可控气候因素影响。

由于农业财政支出数据统计口径发生变化,本数据的计算依据如下:2000—2002 年的财政支农为农业综合开发支出、支援农村生产支出以及农林水利气象等部门事业费支出三者之和;2003—2006 年的财政支农为农林水利气象等部门的事业费支出、农业支出、林业支出三者之和;2007—2014 年财政支农仅包含农林水事务支出。同时采用人民币对美元年平均汇率折算农业 FDI,并以 2000 年为基期的农林牧渔指数对其平减。

数据主要来源于 2000—2015 年的《中国统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国农村统计年鉴》各省(直辖市、自治区)的《统计年鉴》等统计资料。最终构成除港、澳、台之外的中国大陆 31 个省(市、区)2000—2014 年间平衡面板数据样本。各变量描述性统计见表 1<sup>①</sup>。

表 1 各变量相关统计情况

变量	均值	标准差	最小值	<i>p</i> 25	<i>p</i> 50	<i>p</i> 75	最大值
劳动力数量/万	970.080 3	749.088 9	33.380 0	463.910 0	776.050 0	1 564.720 0	3 569.000 0
播种面积/千公顷	5 086.102 2	3 561.659 3	196.100 0	2 324.160 0	4 650.700 0	7 641.200 0	14 378.300 0
机械动力/万千瓦	2 542.631 2	2 598.628 7	95.320 0	820.010 0	1 814.340 0	3 018.360 0	13 101.400 0
化肥施用量/万吨	163.968 6	135.306 3	2.500 0	73.560 0	128.770 0	237.160 0	705.750 0
灌溉面积/千公顷	1 868.875 4	1 444.895 0	143.110 0	671.530 0	1 494.770 0	2 702.190 0	5 342.120 0
农业产出/亿元	1 424.418 0	1 197.607 7	51.322 6	446.429 3	1 146.272 9	2 034.983 1	6 333.715 9
生产效率	0.599 9	0.167 6	0.260 3	0.474 6	0.588 4	0.711 8	0.999 7
农业结构	0.215 8	0.103 0	0.013 7	0.152 6	0.215 3	0.282 7	0.592 1
产业结构	0.414 5	0.079 0	0.283 0	0.368 9	0.399 6	0.430 5	0.779 5
财政支农	0.087 8	0.034 5	0.009 1	0.063 0	0.085 6	0.113 0	0.180 2
基础设施/(km/km <sup>2</sup> )	0.631 1	0.449 3	0.018 3	0.290 6	0.497 3	0.898 0	2.045 7
受灾率	0.269 6	0.162 7	-0.245 5	0.150 2	0.239 8	0.352 3	0.935 9
农业 FDI/万美元	2 479.380 9	3 240.406 9	0.016 6	247.025 2	1 181.892 6	3 292.536 7	16 118.205 9
耕地规模/(亩/人)	8.804 0	4.418 0	3.825 7	5.976 2	7.596 8	9.620 2	28.306 3
受教育年限/年	7.923 6	1.151 7	2.276 1	7.712 3	8.179 1	8.499 0	10.493 1

注:*p*25、*p*50、*p*75 分别表示第 25、50、75 分位数。

### 三、实证分析

#### 1. 面板门槛效应检验

首先对门槛效应进行相关检验,确定门槛值与门槛个数,以便明确模型的形式。依次在零门槛、单门槛、双门槛、三重门槛的设定下进行估计,得到的 *F* 统计量和采用 *Bootstrap* 方法得出的 *P* 值见表 2。通过表 2 可以发现,单一门槛和双重门槛在 1% 水平显著,而三重门槛模型效果的 *F* 值接近于 0,仅在 10% 水平显著,并且三重门槛估计出的第二门槛值接近于第一门槛值(第一、二门槛值分别为 6.459 8 和 6.940 3),考虑门槛值的现实经济意义,最终选择双重门槛模型的实证结果进行分析。

① 限于篇幅,本文没有列示随即前沿模型估计结果,只显示最终生产效率的描述性统计。

表 2 门槛效果检验

模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	76.426 1***	0.000 0	300	34.880 4	22.490 4	18.003 6
双重门槛	64.952 6***	0.000 0	300	4.523 8	-11.544 6	-18.739 3
三重门槛	0.000 0*	0.076 7	300	0.000 0	0.000 0	0.000 0

注:(1)P 值和临界值均为采用 *Bootstrap* 反复抽样 300 次得到的结果;(2)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,下同。

表 3 中列示了两个门槛的估计值和相应的 95% 置信区间。借助图 1 和图 2 所绘制的似然比函数图,可以更为清晰地理解门槛值的估计和置信区间的构造过程。似然比检验统计量  $LR$  为零时  $\gamma$  的取值即为门槛参数的估计值,在本文的双重门槛模型中分别为 6.459 8(见图 1)和 13.115 0(见图 2)。所有  $LR$  值小于 5% 显著水平下的临界值 7.352 3(对应图中虚线)的  $\gamma$  构成的区间,代表各个门槛的 95% 置信区间。根据这两个门槛值将农户类型按耕地规模分成小规模( $d \leq 6.4598$ )、中等规模( $6.4598 < d \leq 13.1150$ )和大规模( $d > 13.1150$ )三种类型。

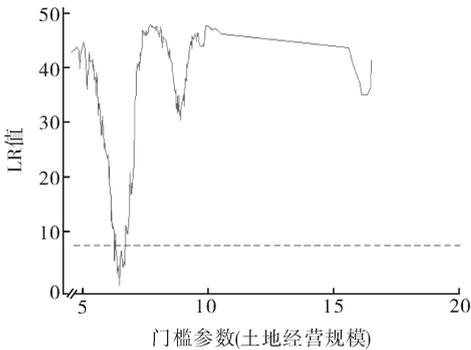


图 1 第一个门槛的估计值和置信区间

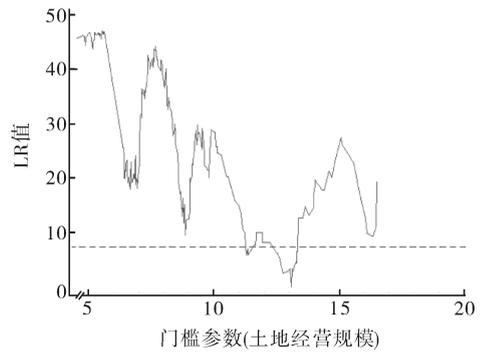


图 2 第二个门槛的估计值和置信区间

## 2. 面板门槛值估计

两个门槛估计值相应的 95% 置信区间列示于表 3。根据两个门槛值可以将农户耕地规模划分为小规模、中规模、大规模三种类型。表 4 列示了各个年份不同耕地规模下地区的数目。近年来通过把土地承包权和经营权分离等鼓励政策,促进了土地的流转,表 3 中的结果表明,政策激励下,我国农业耕地规模呈现不断扩大趋势。但按照 World Bank 2003 年制定的 2 公顷(30 亩)以下为小农户的标准,小农经济仍是我国农业的重要特征。生产规模过小成为制约人力资本报酬提升的重要因素,特别是农业比较收益不断下降的背景下,劳动力的选择性转移将不可避免。

## 3. 门槛模型回归结果及分析

将两个门槛值代入式(4),在回归模型的选择上,通过固定效应回归的  $F$  检验得出  $P = 0.000 0$ ,表明在固定效应模型和混合模型中应选择固定效应模型。通过进一步通过 *Hausman* 检验,得出卡方值为 14.82,  $P$  值为 0.002 0,拒绝了随机效应模型的假定,应该采用固定效应模型(见表 4)。因此,以下主要依据固定效应模型同时控制年份和省份效应,对稳健性(*Robust*)回归的结果进行分析。

表 3 门槛估计值结果

	门槛估计值	95% 置信区间
第一门槛	6.459 8	[6.245 0, 6.675 0]
第二门槛	13.115 0	[11.316 9, 13.349 8]

表 4 不同年份各区间地区数目

耕地规模	年份		
	2000— 2004	2005— 2009	2009— 2014
$d \leq 6.459 8$	69	59	32
$6.459 8 < d \leq 13.115 0$	72	75	90
$13.115 0 < d$	14	21	33
合计	155	155	155

表 5 模型参数估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
人力资本( $\ln\_edu$ , $d \leq 6.4598$ )	-0.046 5*** (-3.776 4)	-0.044 3*** (-4.097 0)	-0.034 2*** (-3.202 8)	-0.032 4*** (-3.287 4)
人力资本( $\ln\_edu$ , $6.4598 < d \leq 13.1150$ )	-0.184 9 (-1.674 4)	-0.109 9 (-1.308 8)	-0.060 5 (-0.785 3)	-0.031 4 (-0.417 8)
人力资本( $\ln\_edu$ , $d < 13.1150$ )	0.040 9** (2.439 5)	0.039 9** (2.499 1)	0.033 2** (2.327 4)	0.032 7** (2.241 3)
农业结构( $as$ )		0.617 4** (2.325 5)		0.682 9*** (3.168 2)
财政支农( $af$ )		-0.624 3 (-1.474 1)		-0.177 1 (-0.531 5)
受灾率( $dr$ )		-0.002 4 (-0.067 5)		0.011 3 (0.333 2)
产业结构( $is$ )			-0.597 6*** (-3.108 2)	-0.692 2*** (-3.168 2)
基础设施( $ins$ )		(2.916 6)	1.287 9*** (3.223 1)	1.335 6*** (3.223 1)
FDI( $\ln\_fdi$ )			-0.029 7*** (-1.883 6)	-0.017 4* (-1.883 6)
常数项	1.037 3*** (4.619 9)	0.750 3*** (3.919 9)	1.153 6*** (5.558 3)	0.873 8*** (3.888 1)
地区效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.236 4	0.313 7	0.373 9	0.425 7
$N$	465	465	465	465
$F$	14.064 2	16.996 8	31.917 9	67.768 9

注:括号中的数字为所估计系数  $T$  值,下同。

表 4 中模型 1 为基准模型,只添加了核心变量;模型 2~3 为依次添加不同类型(农业生产环境和市场经济环境)控制变量的估计结果;模型 4 为添加所有控制变量的估计结果。通过模型 1~4 对比,各变量的系数和显著性均为发生明显变化,表明本文的估计结果具有一定的稳健性。最终,我们选择添加所有控制变量的模型 4 的估计结果进行分析。

根据模型 4,农村人力资本对农业生产效率的影响并非是线性的,而是呈现明显的门槛效应:在农户耕地规模较小时,人力资本的弹性系数为-0.032 4,在 1%水平呈显著的负向作用;在中等耕地规模下即越过人均 6.459 8 亩后,人力资本的负向作用变得不显著;而在人均超过 13.115 0 亩(大规模)的情况下,人力资本出现显著的正向影响,每增加 10%的人均受教育年限,农业生产效率可以提高 3.12%。

实证结果表明随着耕地规模的增大,人力资本对农业生产效率的作用方向由负变正。这可能由以下原因造成:(1)人力资本对农业增长存在着门槛效应,只有当人力资本存量越过一定门槛后,人力资本的产出效应才能体现<sup>[22]</sup>。我国农户耕地规模普遍偏小,远未达到规模收益递增的阶段。据测算,从农户视角出发家庭综合农场的最优耕地规模大约为 133 亩<sup>[24]</sup>。在本文中,则至少需要达到人均 13.115 0 亩的播种面积,才能体现人力资本的“发动机”效应。(2)偏小的耕地规模并不能维持人力资本的平均回报,人力资本的提高对于当前规模而言属于“要素错配”,推高了生产成本,不利于现阶段农业的发展。(3)由于农村劳动力的选择性转移,受教育程度较高的农村劳动力更倾向于非农产业<sup>[30]</sup>。人力资本积累速度不及流失速度时,人力资本对农业生产的负效应就会显现。促进农业适度规模经营,不仅有利于维持人力资本的正常回报,对于进一步实现资本深化,提升农业生产效率也有重要作用。

在农业生产环境变量中,农业结构即粮食播种面积占比的提升有利于改善生产效率,粮食作物作为大田作物,相对更加适宜机械化生产,有利于提升生产效率。当前财政支持不断加大,但仍不能有

效提升农业比较效益,而我国灌溉设施等生产性农村基础设施、农业灾害的监测与预警体系的不断完善,在一定程度上降低了自然灾害带来的效率损失,因此财政支农力度、受灾率对农业生产效率作用不显著;在市场环境变量中,产业结构变迁即第三产业占比增加促进了农村劳动力选择性转移,降低了农业生产效率。基础设施建设通过降低要素流动成本,加快技术扩散,提升了农业技术效率<sup>[31]</sup>。此外,由于农业外资企业技术垄断,将导致 FDI 存在负向的技术溢出效应<sup>[32]</sup>。

#### 4. 劳动力选择性转移

根据上文模型实证分析,人力资本对生产效率不仅确实存在着门槛效应,而且由于劳动力的选择性转移而在不同的区间存在不同的影响效应。因此,进一步检验上文给出的第二个解释即劳动力的选择性转移。

劳动力的选择性转移,即受教育程度越高,越倾向于非农就业,将意味着农业从业者的人力资本浅化。通过散点图 3,可以看出受教育程度和劳动力转移量存在明显的正相关关系。为进一步确认二者的实际关系,我们通过构建计量模型式(6)来估计受教育程度对劳动力转移的影响。根据上文分析,人力资本的生产率效应需要在门槛值人均 13.1150 亩播种面积以上发挥出来,所以我们在式(6)中加入该门槛值与人力资本的交互项,来检验劳动力的选择性转移是否受到耕地规模的影响。我们预期,耕地规模的扩大将有利于避免农村人力资本流失,促进农村人力资本深化。

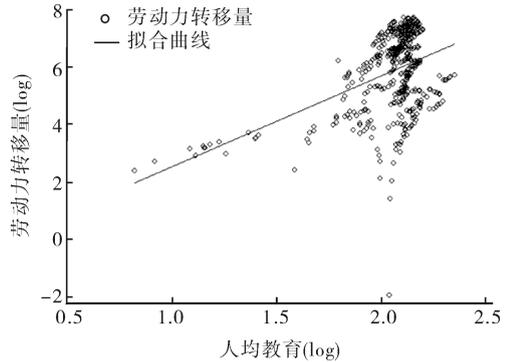


图 3 受教育程度与劳动力转移

$$Labor_{it}^{out} = \alpha_i + \tau_1 edu_{it} + \tau_2 d \times edu_{it} + \sum \rho_i x_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中, $Labor_{it}^{out}$ 表示劳动力转移量,根据现有文献做法,以乡村从业人员数量与农林牧渔从业人数之差表示劳动力转移数量, $edu_{it}$ 表示农村劳动力平均受教育程度, $d \times edu_{it}$ 表示大型土地规模与受教育程度的交互项, $x_{it}$ 表示其他控制变量,此处加入两个对劳动力转移有重要影响的控制变量<sup>[33]</sup>,即农业机械化和地区经济发展水平,前者采用人均机械总动力( $machine$ )作为代理指标,后者采用地区第三生产总值( $GDP$ )作为代理指标。 $\alpha_i$ 为地区固定效应, $\epsilon_{it}$ 为一般随机误差项。 $\tau_1$ 和 $\rho_i$ 为待估计参数,其中我们更关注参数 $\tau_1$ 和 $\tau_2$ ,前者可以验证劳动力的选择性转移,后者则说明耕地规模对选择性转移的调节效应。

分别采用 OLS(模型 5)、固定效应(模型 6)和随机效应(模型 7)进行估计(表 6),并采用  $F$  检验和  $Hausman$  检验来筛选适合模型。在估计过程中,考虑到劳动力转移与农业机械化之间的内生性,采用滞后一期的人均机械总动力作为工具变量纳入回归模型,通过  $Davidson-MacKinnon$  检验进行变量内生性检验, $P$  值为 0.399 1,在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上都无法拒绝人均机械总动力的一阶滞后项是外生变量的原假设,说明进行滞后处理后模型内生性并不严重。

根据  $F$  检验和  $Hausman$  检验结果,最终选择固定效应模型进行估计。根据模型 6,受教育水平的提高将显著促进劳动力转移,受教育程度每增加 1.00%,劳动力转移量将增加 0.86%。劳动力转移存在明显的选择性,农户对教育的投资收益并不在农业产业中体现,这将不利于农村人力资本的积累,也不利于农业生产效率的提高。更进一步,农户耕地规模的狭小,难以提供与人力资本相匹配的资本回报,农民作为理性决策人,必然选择非农业产业来满足自己的教育回报率。进一步观察人力资本与耕地规模的交互项,在耕地规模超过 8.711 7 亩后,劳动力的选择性转移效应变得不显著,这进一步验证前文的门槛模型结果,农村人力资本需要一定的耕地规模来匹配,在满足一定的耕地规模后,劳动力在农业生产领域同样可以获得相应的教育回报。这一结论与郭剑雄等<sup>[22]</sup>和蔡昉等<sup>[7]</sup>一致。

表 6 劳动力的选择性转移

N=434

	模型 5(混合回归)	模型 6(固定效应)	模型 7(随机效应)
人力资本(ln_edu)	-1.336 7 (-1.384 7)	0.859 8** (2.118 0)	0.833 2** (2.171 1)
人力资本(ln_edu, d>13.115 0)	-0.581 8** (-2.724 7)	0.050 8 (1.162 7)	0.010 2 (0.231 4)
机械化(Lag_ln_machine)	-0.423 6 (-1.269 8)	0.216 2* (1.779 4)	0.152 8 (1.323 3)
经济发展(ln_GDP)	1.150 9*** (7.915 5)	0.018 1 (0.080 7)	0.649 9*** (5.116 4)
常数项	5.203 2*** (3.069 3)	3.959 7*** (3.896 9)	2.501 9*** (3.173 8)
时间效应	控制	控制	控制
地区效应	-	控制	-
F 检验		F=81.78 P=0.000 0	
Hausman 检验		卡方值=29.31 P=0.000 0	
R <sup>2</sup>	0.643 1	0.348 5	0.334 7
F	18.662 6	12.146 2	-

5. 稳健性检验

由于各省资源禀赋差异较大,我国农业耕地规模较大的区域集中在内蒙古、黑龙江和新疆三个地区,三者在 2001—2014 年间人均播种面积均超过了估计出的第二门槛值。鉴于此,将内蒙古、黑龙江和新疆三个地区剔除样本,采用面板门槛模型重新估计门槛值,并预期第一门槛值将维持不变,第二门槛值将出现明显下降甚至消失。

表 7 门槛估计值结果

(剔除内蒙古、黑龙江和新疆)

	门槛估计值	95%置信区间
单一门槛模型	6.076 1	[5.848 7, 6.278 9]
双重门槛 第一门槛	5.045 8	[4.843 0, 12.615 2]
模型 第二门槛	6.130 7	[5.976 2, 6.629 7]
三重门槛模型	7.667 1	[7.394 5, 7.976 7]

根据表 7 和表 8,一、二、三重门槛模型虽然都在 1%水平显著,但观察重新估计的门槛值,发现三个门槛值都接近于全样本模型估计的第一门槛值 6.459 8,现实意义上的差异并不明显,并且最高的门槛值出现了显著下降,这说明在剔除内蒙古、黑龙江和新疆三省后,估计结果仍是稳健的。

表 8 门槛效果检验(剔除内蒙古、黑龙江和新疆)

模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	71.789 2***	0.000 0	300	35.188 8	20.076 4	15.165 5
双重门槛	9.699 4***	0.006 7	300	9.245 4	4.434 2	1.662 8
三重门槛	12.517 5***	0.000 0	300	-7.861 1	-20.328 1	-27.249 9

根据上文模型,人力资本仅在达到一定耕地规模情况下有明显的促进作用,对此,采用内蒙古、黑龙江和新疆三个地区的子样本数据以及除这三个地区外的子样本数据分别回归,以对此进一步验证。由于三个地区的样本量较小,为避免自由度陷阱,仅加入教育变量和截距项,并采用 Bootstrap 聚类标准误(在省份层面聚类)。结果显示,在耕地规模较大的地区(即内蒙古、黑龙江和新疆),人均受教育年限每增加 10%,将促进农业生产效率增加 18.69%(1.916 3×ln(110%)),并且在 1%水平显著,而剔除在了上述三个地区后回归结果中,人力资本却失去了显著性,这进一步支持了前文的模型结果,即人力资本需要在达到一定耕地规模水平后才能显现作用(表 9)。

表 9 人力资本与生产效率

	模型 7(非内蒙、黑龙江和新疆地区)	模型 8(内蒙、黑龙江和新疆地区)
人力资本(ln_edu)	0.151 5 (1.307 9)	1.961 3*** (3.981 7)
常数项	0.284 6 (1.206 7)	-3.446 8*** (-3.384 2)
R <sup>2</sup>	0.030 9	0.188 0
N	420	45

## 四、结论与启示

本文采用 2000—2014 年中国大陆省级数据,通过面板门槛模型分析人力资本对农业生产效率的影响,研究发现人力资本与农业生产效率会因为耕地规模的不同而呈现出两个门槛效应的非线性区间关系,人力资本要发挥出生产率促进作用,需要一定的耕地规模进行匹配。具体来说:(1)在农户耕地规模较小时,人力资本对农业生产效率有显著负向作用;在中等耕地规模情况下,人力资本的影响变得不显著。进入大规模经营后,人力资本表现出显著的促进效应。(2)狭小的农业耕地规模限制了教育投资的合理回报率,导致劳动力的选择性转移,通过扩大农业经营规模,可以避免农村人力资本的浅化。

偏小的耕地规模并不能维持人力资本的平均回报,人力资本的提高对于当前规模而言属于“要素错配”,抑制农业生产效率提升,不利于现阶段农业的发展。同时狭小的耕地规模,也不能提供对等的教育回报率。当前中国农业已从穷人经济进入到规模经济,即从“解决食品供给问题的阶段”进入到“解决生产方式问题的阶段”,农业耕地规模过小,将无力承担和非农产业对等的教育投资回报,农村劳动力的选择性转移使农业生产只能再一次被动接受城市产业“剪刀差”。所以,在大力促进农村教育投资的同时,需要考虑到农村教育投资回报的实现条件,进一步促进农村土地流转市场的合理、有序发展,破除土地制度和户籍制度等妨碍耕地规模扩大的体制性障碍,推动土地适度规模经营,这不仅是提高农业生产效率的有效途径,也是避免掉入农村人力资本逆向淘汰陷阱的关键之一。具体而言,针对不同地区资源禀赋的巨大差异,在人地禀赋较好的地区,应在推动土地适度规模经营的同时,进一步加大农村教育投资力度,培育新型职业农民,形成与现代农业技术相匹配的农业从业人员素质结构,充分挖掘农村人力资本潜力;而在人地禀赋较差的地区,则需首先考虑推动非农产业发展,优化人地资源禀赋条件,培育土地流转市场,发展适度规模经营,鼓励外出务工人员积极返乡创业,实现农村人力资本提升的良性循环。

## 参 考 文 献

- [1] SCHULTZ T W. Investment in human capital[J]. The American economic review, 1961; 1-17.
- [2] ROMER P M. Increasing returns and Long-run growth[J]. The journal of political economy, 1986; 1002-1037.
- [3] LUCAS R E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of monetary economics, 1988, 22(1): 3-42.
- [4] SACHS J D, WARNER A M. Fundamental sources of Long-run growth[J]. The American economic review, 1997, 87(2): 184-188.
- [5] 魏下海, 余玲铮. 人力资本与区域经济增长: 只是线性关系吗[J]. 财经科学, 2009(10): 59-66.
- [6] 周少甫, 王伟, 董登新. 人力资本与产业结构转化对经济增长的效应分析——来自中国省级面板数据的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2013(8): 65-77.
- [7] 蔡昉, 王美艳. 从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战[J]. 经济研究, 2016(5): 14-26.
- [8] HAYAMI Y. Sources of agricultural productivity gap among selected countries[J]. American journal of agricultural economics, 1969, 51(3): 64-575.
- [9] 周晓, 朱农. 论人力资本对中国农村经济增长的作用[J]. 中国人口科学, 2003(6): 21-28.
- [10] 李勋来, 李国平, 李福柱. 农村人力资本陷阱: 对中国农村的验证与分析[J]. 中国农村观察, 2005(5): 17-22.
- [11] 高梦滔, 姚洋. 农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本? [J]. 经济研究, 2006(12): 71-80.

- [12] 肖小勇,李秋萍.教育、健康与农业生产技术效率实证研究——基于1999—2009年省级面板数据[J].华中农业大学学报(社会科学版),2012(3):48-53.
- [13] HERDT R W.Resource productivity in indian agriculture[J].American journal of agricultural economics,1971,53(3):517-521.
- [14] PHILLIPS J M,MARBLE R P.Farmer education and efficiency:a frontier production function approach[J].Economics of education review,1986,5(3):257-264.
- [15] PATRICK G F,KEHRBERG E W.Costs and returns of education in five agricultural areas of eastern brazil[J].American journal of agricultural economics,1973,55(2):145-153.
- [16] SEN A K.An aspect of indian agriculture[J].Economic weekly,1962,14(4-6):243-246.
- [17] SEN A K.Peasants and dualism with or without surplus labor[J].Journal of political economy,1966,74(5):425-450.
- [18] LIN J Y.Rural reforms and agricultural growth in China[J].The American economic review,1992:34-51.
- [19] 李谷成,冯中朝,范丽霞.小农户真的更加具有效率吗?——来自湖北省的经验证据[J].经济学(季刊),2010(1):95-124.
- [20] 傅晓霞,吴利学.前沿分析方法在中国经济增长核算中的适用性[J].世界经济,2007(7):56-66.
- [21] HANSEN B E.Threshold effects in Non-dynamic panels:estimation,testing,and inference[J].Journal of econometrics,1999,93(2):345-368.
- [22] 郭剑雄,鲁永刚.人力资本门槛与农业增长的多重均衡:理论与中国的经验证据[J].清华大学学报(哲学社会科学版),2011(6):136-146.
- [23] 高梦滔,姚洋.农户收入差距的微观基础:物质资本还是人力资本? [J].经济研究,2006(12):71-80.
- [24] 倪国华,蔡昉.农户究竟需要多大的农地经营规模?——农地经营规模决策图谱研究[J].经济研究,2015(3):159-171.
- [25] JIN S,HUANG J,HU R,et al.The creation and spread of technology and total factor productivity in China's agriculture[J].American journal of agricultural economics,2002,84(4):916-930.
- [26] 方福前,张艳丽.中国农业全要素生产率的变化及其影响因素分析——基于1991—2008年 Malmquist 指数方法[J].经济理论与经济管理,2010(9):5-12.
- [27] SHENGGEN F,ZHANG X.Infrastructure and regional economic development in rural China[J].China economic review,2004,15(2):203-214.
- [28] DEMURGER S.Infrastructure development and economic growth:an explanation for regional disparities in China? [J].Journal of comparative economics,2001,29(1):95-117.
- [29] 孟令杰,李新华.FDI 对我国农业全要素生产率的影响研究[J].农业经济与管理,2014(1):12-20.
- [30] 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.
- [31] BINSWANGER H P,KHANDKER S R,ROSENZWEIG M R.How infrastructure and financial institutions affect agricultural output and investment in India[J].Journal of development economics,1993,41(2):337-366.
- [32] 马述忠,陈颖,王笑笑.农业 Fdi 对中国粮食安全的动态影响研究——基于种业研发能力视角[J].管理世界,2013(7):71-79.
- [33] 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.

(责任编辑:刘少雷)