

国际视角下农业生产力与经营规模关系的实证分析

杨春华 李国景

(中国农业大学经济管理学院 北京 100083)

内容提要 从世界范围看,农业生产水平与经营规模之间的关系变得越来越重要。本文基于世界123个国家(地区)的截面数据,运用门槛回归模型对国别谷物单产与农户经营规模之间的关系进行了实证分析。结果表明,谷物单产与农户经营规模之间呈非线性关系,当农户经营规模小于12.474公顷时两者之间呈正向关系,当农户经营规模大于12.474公顷时两者之间呈负向关系;单产对农户经营规模的弹性也表现出类似的情况,当农户经营规模小于12.474公顷时弹性为正,当农户经营规模大于12.474公顷时弹性为负。这表明,保持适度的农户经营规模对提高农业生产水平非常重要。一个国家的经济发展水平对单产的提高有推动作用,尤其农地经营规模大于12.474公顷时推动作用更明显。对于亚洲国家来说,受自然禀赋和人口数量的影响,农地经营规模不一定越大越好,适合本国国情的小规模农户经营模式有助于单产的提高。

关键词 谷物单产 农户经营规模 农业生产水平 内生分割 门槛模型

DOI:10.13246/j.cnki.jae.2016.02.001

一、引言

土地是农业生产中最重要的生产要素,其与农户或农场的收入和福利存在着直接联系。农户或农场平均规模(以下统称为农户经营规模)是影响生产力水平的重要因素,受自然禀赋决定和历史因素影响,世界各地农户经营规模间存在着显著差异。美洲和大洋洲及具有殖民地背景地区的农场规模与亚洲国家和地区相比差异较大,如日本、韩国、中国户均规模分别为2.4公顷、1.5公顷、0.6公顷,而澳大利亚、南非、美国户均规模则分别达到3243.21公顷、288.32公顷、178.35公顷。

农户经营规模与农产品贸易集聚特征联系密切。受世界人口分布集中度的影响,农户经营规模相对较大的地区又通常为人口相对稀疏的地区,而户均规模较小的地区又是人口集中的地区,这也导致美洲和大洋洲及具有殖民地背景的地区成为世界农产品出口集聚的地区,而以日本和中国为代表的亚洲等地区则成为世界农产品进口集聚地区。从表面上看,贸易集聚主要与不同地区间的资源禀赋存在直接联系,但农户经营规模对生产力水平的影响,尤其是与新技术应用的组合影响对世界未来农业生产潜力具有不容忽视的重要意义。

目前,中国农业正面临耕地面积日益减少、耕种后继之人的困境,如何在保障国家粮食安全的同时增加农民收入,如何在农村人口大规模转移过程中确保农业后继有人,成为中国农业现代化进程中面临的最棘手的难题。在此背景下,有必要研究国家层面上农业生产水平与农户经营规模之间的关系,希冀在单产达到最大化并保持良好土壤生态系统的前提下,为寻找最优农户经营规模提供理论依据,这对推动农业现代化、增加农民收入、保障国家粮食安全有深远的意义。

土地生产力与农地经营规模间是否存在显著因果关系、该因果关系的范式差异及其解释是农业经济领域的焦点问题。经典范式的观点认为土地生产力与农地经营规模之间存在反向关系,很多关于发展中国家的实证研究证实了这种反向关系的存在(Sen,1962; Berry,1979; Fan等,2005)。其中,Sen(1962)在对印度的农业考察中发现土地生产力与农地经营规模之间存在反向关系。Berry(1979)在巴西和印度所做的农村调查数据也显示两者之间存在反向关系。

土地生产力与农地经营规模之间存在反向关系的解释主要归因于要素市场失灵、规模扩大导致劳动力监督成本增加、风险规避和信贷市场不完善、漏掉重要解释变量等原因(石晓平等,2013)。

劳动力市场不完善是导致两者呈反向关系的重要原因,已有研究主要从劳动力市场二元性和劳动力监督成本两个角度分析(Carter,1984; Feder,1985; Reardon等,1996)。在发展中国家,劳动力市场发育不完全带来的就业机会匮乏和交易成本的存在,导致小农家庭的劳动力机会成本低于雇佣劳动力工资,从而造成小农家庭劳动力过剩,这将促使小农家庭比大农户投入更多的家庭劳动力,进而带来较高的土地生产力。

在土地市场失灵方面,受经济水平和政府政策的限制,发展中国家的土地租赁市场和土地买卖市场发展不完善,导致土地资源无法合理分配到拥有更高生产率的小农家庭中,小农只能通过劳动力代替土地获得较高的土地生产力。可见,发展中国家要素市场的失灵,导致不同规模的农户在劳动力投入上存在差异,进而造成土地生产力有所不同,使得农地规模与土地生产力之间呈反向关系。需要指出的是,Benjamin(1995)指出漏掉重要解释变量(土地质量差异)是导致农业生产力研究结果差异的重要原因。

在劳动力监督成本方面,小规模农户主要使用生产积极性较高的家庭劳动力,劳动力监督成本较低,而大农户所雇用的劳动力生产积极性相对较低,必须花费一定的时间成本用于监督,而且劳动力监督成本会随着农场规模的扩大而增加,这会导致规模报酬递减(Bardhan,1973; Eswaran等,1986; Heltberg,1998)。

在信贷市场方面,发展中国家的信贷市场发育不健全,尤其是对农户的信贷更是进行了严格的限制。受较低的家庭收入和抵押品缺乏等因素的限制,小规模农户在要素投入方面面临信贷约束,只能投入过多的劳动力代替金融资本,提高劳动力投入强度,以此获得较高的土地生产力。

土地生产力与农地经营规模之间呈反向关系的结论与解释尚存质疑。受农业机械的普遍使用、现代农业技术的普及和大量化肥等要素投入影响,农业生产正逐渐减少家庭劳动力的投入,同时受国家农业政策导向以及大农场具有资本和信贷优势的影响,土地生产力与农地经营规模的反向关系逐渐减弱甚至变为正向关系。在美国、澳大利亚和欧盟各国等农业实践中,土地生产力与农地经营规模的正向关系表现得尤为明显(Hallam,1991; Mundlak,2005; OECD,2012)。

土地生产率与农地经营规模间呈正向关系的原因主要归因于规模报酬递增(Lawrence等,1990; Christopher,2010)和新技术应用的意识及动机。Chavas(2008)认为生产率与农场规模之间的正向关系很可能是随着农场面积的扩大、农场主吸收新技术的结果。Sheng等(2014)比较了澳大利亚不同规模农场农业投入的边际报酬,发现大农场通过改变生产技术获得了较高的生产率,而不仅仅是扩大农场规模。其他一些研究,包括Fare(1988)和Diewert等(2010)也得出相同的结论。事实上,小农场在规模扩大的过程中,并不仅仅涉及到购买和使用新设备,还需要获得更复杂的管理、财务、技术等方面的知识和技能。而大农场在这些方面具有经验,能够提供更多的投资用于获得先进的生产技术,这有利于生产率的提高。可见,技术进步和财务能力可能是决定土地生产力与农地经营规模之间呈正向关系的重要因素,而不仅仅是扩大农场规模。

除上述两种正反关系的结论与解释外,有学者也证实土地生产力与农地经营规模之间并非简单

的线性关系(辛良杰等 2009; 瑞定杰等 2000)。辛良杰等利用农业部在吉林省的农户固定观察点数据实证研究了生产率与农地经营规模的关系,发现当农户经营土地规模小于2公顷时反向关系很弱,但超过2公顷时反向关系明显。瑞定杰等在对菲律宾农业详细研究后发现土地规模报酬有先增后减的趋势,拐点出现在土地规模为4公顷处。可见,受经济发展水平、社会制度环境、农地本身特性等因素的影响,土地生产力与农地经营规模的关系在不同国家或地区间存在较大的差异。

综上分析可以看出,土地生产力与农地经营规模的关系范式尚未完全建立,二者之间的关系有可能是一种非线性关系。

从研究方法来看,一方面对不同规模农户的土地生产力进行了简单对比分析,另一方面通过构建生产函数等线性模型对二者之间的因果关系进行了实证检验和分析。但以往很少有研究从数据和非线性的角度出发内生分层探讨不同分层规模水平上二者之间的关系。实际上,农户(或农场)的单产与其规模之间可能会因为生产力的不同而呈现非线性的关系,尤其是因规模经济效应表现一定区间特征。如果以主观因素划分规模生产力的区间会造成估计中的偏差。

门槛回归模型的优势在于既能对门槛值进行参数估计,又能对门槛值的显著性进行统计检验,即该模型在根据数据自身特点内生分层的基础上,不仅能够解释每个层面上因变量与自变量之间的非线性关系,而且能够捕捉到发生结构变化的临界点。与主观设定临界点不同,门槛回归模型的特点在于通过非线性方法内生确定结构突变点,并运用 Bootstrap 方法来计算检验统计量的渐进分布,以便检验门限效应的显著性,而且通过似然比检验(Likelihood Ratio Test)构造“非拒绝域”的方法解决了 OLS 估计量渐进分布非标准态的问题(Hansen, 1999, 2000)。因此,门槛模型在计量方法上用较客观的方式来决定不同的分界点,进而利用门槛变量的观察值估计适合的门限值,从而能够有效减轻主观判定分界点所造成的偏误(连玉君等 2006; 邵军等 2008; 谢杰 2012)。因此,本文运用门槛回归模型对农户经营规模进行分层检验基础上,对国际层面土地生产力与农地经营规模之间因果关系进行考察和探讨。

二、研究方法

为了准确把握土地生产率与农地经营规模之间可能的非线性因果关系,本文采用门槛回归模型(Hansen, 1999, 2000)根据数据自身的特点内生地将样本划分为不同的子样本,进而在各个子样本内考察土地生产率与农地经营规模间的关系。

根据 Hansen(2000)的门槛模型,设定如下方程形式:

$$\begin{cases} y = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + L + \alpha_n x_n + \varepsilon & q \leq \gamma \\ y = \theta_0 + \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2 + L\theta_n x_n + \varepsilon & q > \gamma \end{cases} \quad (1)$$

其中 y 为因变量; x_1, x_2, L, x_n 为自变量, q 为门槛变量, q 可以是也可以不是自变量的一部分,它被假定为有一个连续分布; γ 为特定的门槛值; α, θ 为变量的系数; ε 为随机误差项。门槛变量 q 的作用是将样本划分为不同的组,在不同的组中因变量和自变量之间的解释关系存在差异。定义 β_1, β_2 为 $m \times 1$ 阶列向量, x_1 为 $m \times 1$ 阶列向量,那么门槛回归模型可表示为:

$$\begin{cases} y_i = \beta_1' x_i + e_i & q_i \leq \gamma \\ y_i = \beta_2' x_i + e_i & q_i > \gamma \end{cases} \quad (2)$$

其中,下标 i 表示第 i 个体, $1 \leq i \leq n$, y_i 为第 i 个体, q_i 为门槛变量, γ 为特定的门槛值, e_i 为随机误差项。定义虚拟变量 $d_i(\gamma) = (q_i \leq \gamma)$, 其中 (\cdot) 是指示函数,即对于 $q_i \leq \gamma$ $d_i(\gamma) = 1$, 否则 $d_i(\gamma) = 0$, 那么(2)式可以用单一方程表示为: $y_i = \beta_1' x_i + \theta_2' x_i d_i(\gamma) + e_i$ 。定义 $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$, 那么上述方程组可以表示为:

$$y_i = \beta'x_i + \theta'x_i + e_i \quad (3)$$

其中 $\beta = \beta_2; \theta = \beta_1 - \beta_2$ 。定义 y 和 e 为 $n \times 1$ 阶列向量, X 和 X_γ 为 $n \times m$ 阶矩阵, 那么(3)式可以表示为矩阵形式:

$$Y = X\beta + X_\gamma\theta + e \quad (4)$$

由(4)式可知, 对于任意给定的门槛值 γ , 可以求出相应的残差平方和 $S_1(\gamma)$, 并通过最小化 $S_1(\gamma)$ 得到参数 β, θ 的估计值, $S_1(\gamma)$ 的表达式为:

$$S_1(\gamma) = e(\gamma)'e(\gamma) = (Y - X\hat{\beta}(\gamma) - X_\gamma\hat{\theta}(\gamma))'(Y - X\hat{\beta}(\gamma) - X_\gamma\hat{\theta}(\gamma)) \quad (5)$$

Hansen(2000) 将门槛变量 q_i 中的每一观测值均作为可能的门槛值, 并计算对应的残差平方和 $S_1(\gamma)$, 其中能够使残差平方和 $S_1(\gamma)$ 最小的观察值为最优门槛值 $\hat{\gamma}$, 即:

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} S_1(\gamma) \quad (6)$$

当最优门槛值确定后, 通过(5)式就可以求出其他参数的估计值。接下来还需要做两方面的假设检验: 一是门槛效应是否存在, 二是门槛估计值是否等于真实值。

第一个假设检验的目的是检验以门槛值划分的两组样本其模型估计参数是否显著不同, 因此, 原假设为 $H_0: \beta_1 = \beta_2$, 备择假设为 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$, 同时构造 LM(Lagrange multiplier) 统计量:

$$F = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\sigma^2} \quad (7)$$

其中 S_0 为原假设下的残差平方和。在原假设下, 门槛值 γ 无法识别, 那么统计量 F 的分布是“非标准非相似分布”, 其分布的临界值无法以模拟方式得到。Hansen(1996) 通过 Bootstrap 方法获得了统计量的渐进分布, 并构建出渐进有效的 P 值。

当确定某一变量存在门槛效应时, 还需要进一步确定门槛值的置信区间。即对原假设 $H_0: \gamma = \hat{\gamma}$ 进行检验, 对应的备择假设为 $H_1: \gamma \neq \hat{\gamma}$ 。采用似然比统计量(Likelihood Ratio Statistic):

$$LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\sigma^2} \quad (8)$$

$LR_1(\gamma)$ 的分布也是非标准的, 但 Hansen(2000) 提供了一个简单公式可以计算出其非拒绝域, 即在显著性水平为 α 时, 当 $LR_1(\gamma) \leq c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时, 不能拒绝原假设 $H_0: \gamma = \hat{\gamma}$ 。其中, 在 95% 的置信水平下, $c(\alpha) = 7.35$ 。

以上是单一门槛回归模型的估计和检验情况, 多重门槛回归模型估计和检验的原理与之相似。如果在门槛效应是否存在的检验中拒绝了 LM 检验, 表明至少存在一个门槛值, 那么需要进行下一个门槛值的搜索。具体做法是假设门槛模型中估计的第一个门槛值 $\hat{\gamma}_1$ 为已知, 根据门槛值 $\hat{\gamma}_1$ 将样本分割为两组, 在两组中分别进行下一个门槛值 $\hat{\gamma}_2$ 的搜索, 在确定了两个门槛之后, 继续进行 3 个门槛的检验, 以此类推, 直到无法拒绝原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ 为止。

三、数据和模型设定

本文所使用的数据来自于世界农业普查数据库和世界银行数据库。本研究样本量包括 123 个国家(地区), 其中关于每公顷谷物产出(单产)和农户经营规模的数据来自于世界农业普查数据库, 其他变量的数据来自于世界银行数据库。为了减轻年际间的波动, 对各项指标数据 10 年的数据进行了平均, 时间范围为 1995—2004 年。

谷物单产及其影响因素的统计描述结果整理在表 1 中。因变量表示每个国家(地区)在 1995—2004 年 10 年平均谷物单产, 并作为土地生产力的代理变量。农户经营规模、每千公顷农地化肥投入量和每千公顷农地拥有拖拉机数量为影响单产的投入因素。制度因素包括规模小于两公顷的农地

数的比重、规模小于两公顷的农地面积的比重以及个人拥有的农地数量的比重。根据世界银行划分标准,将样本划分为发达国家和不发达国家,并作为经济因素的虚拟变量加入到模型中,发达国家是1,不发达国家是0。同时,根据本文的选题意义,将样本划分为属于亚洲和不属于亚洲,并作为区域因素的虚拟变量加入到模型中,属于亚洲是1,不属于亚洲是0。

表1 单产及其影响因素的统计描述

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
每公顷谷物产出	吨	2.99	1.92	0.01	9.01
投入因素					
农户规模	公顷	54.56	0.30	0	3243.21
每千公顷农地化肥投入量	千吨	0.11	0.22	0	1.84
每千公顷农地拥有拖拉机数量	千台	0.05	0.09	0	0.66
制度因素					
规模小于两公顷的农地块数占总农地块数的比重	%	0.42	0.35	0	0.99
规模小于两公顷的农地面积占总农地面积的比重	%	0.12	0.19	0	0.86
个人拥有的农地数量的比重	%	0.48	0.49	0	1.00
经济因素					
是否属于发达国家		0.17	0.38	0	1.00
区域因素					
是否属于亚洲		0.24	0.43	0	1.00

数据来源:世界银行数据库

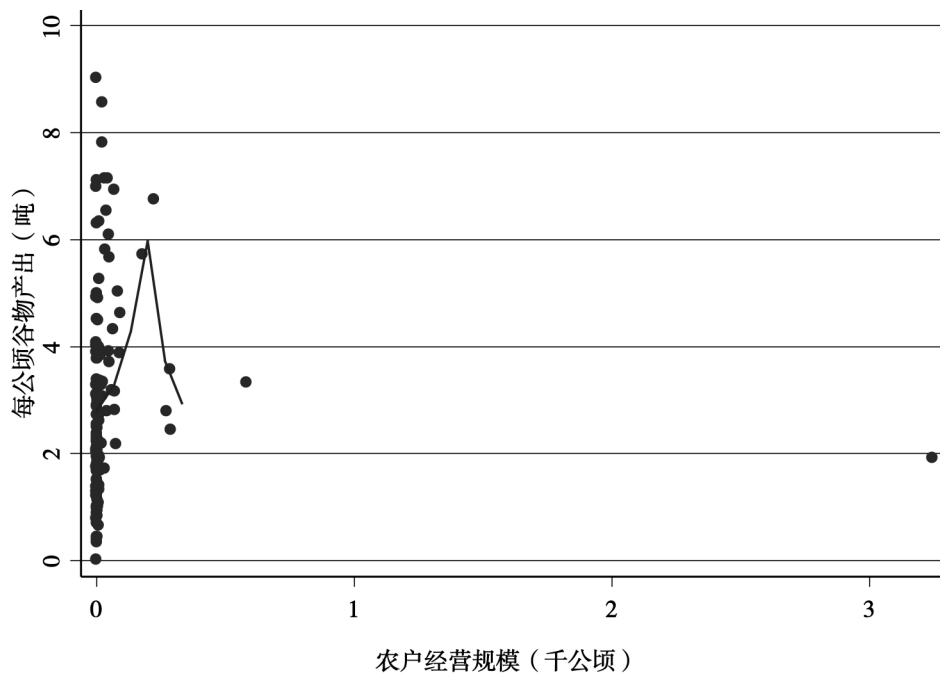


图1 123个国家(地区)的谷物单产与经营规模间因果关系的非线性估计结果

从农户经营规模上看,其均值为54.54公顷,其中规模水平大于100公顷的有7个国家,包括澳

大利亚 3243.21 公顷、阿根廷 582.45 公顷、南非 288.32 公顷、乌拉圭 287.40 公顷、加拿大 273.38 公顷、新西兰 223.43 公顷以及美国 178.354 公顷。本文对 123 个国家(地区)的谷物单产与农户经营规模间因果关系的非线性估计,从图 1 可以看出两者之间的非线性关系明显。

根据以上门槛回归模型检验结果,有必要进一步对单产及其影响因素在不同规模水平上的因果关系进行实证分析,设定的具体模型形式如下:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i d_i(q_i \leq \gamma) + \beta_2 X_i d_i(\gamma_1 < q_i) + e_i \quad (9)$$

其中 q_i 为最优门槛变量,可以是也可以不是自变量的一部分; X_i 为 $(x_1, x_2, \dots, x_8)'$; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \gamma_1$ 为待估计参数,其中 γ_1 为门槛值; e_i 为误差项。

四、估计结果分析

本部分首先详述了在农户经营规模和人均 GDP 之间选择最优门槛变量的过程,然后对不同规模水平上的估计结果进行了分析。

(一) 门槛变量的选择结果分析

根据上述最优门槛变量的选择方法,本文构造了 LM 统计量,并运用 bootstrap 方法获得相应的 P 值(Hansen, 1999)。

首先,进行第一轮门槛变量的选择,结果表明农户经营规模变量是有效的门槛变量,再利用(7)式似然比检验得出门槛值为 12.474 公顷(见表 2),其 95% 的置信区间为 [1.400, 12.717]。其次,对于小于 12.474 公顷的 86 个样本进行第二轮门槛变量选择检验,检验结果不显著,因此不再对子样本进一步分割。第三,对于大于 12.474 公顷的 37 个样本进行第三轮门槛变量选择检验,检验结果也不显著,因此不再对该子样本进一步分割。可见,谷物单产与农户经营规模之间呈现非线性关系,检验结果表明两者之间的关系在 12.474 公顷上出现了结构性突变。

为了验证上述非线性结构,进一步对不同门槛变量间谷物单产和农户经营规模的关系进行了非参数估计,估计结果展示在图 2 和图 3 中。表明通过门槛变量对样本进行划分进而在不同样本组上开展实证分析是有必要的。

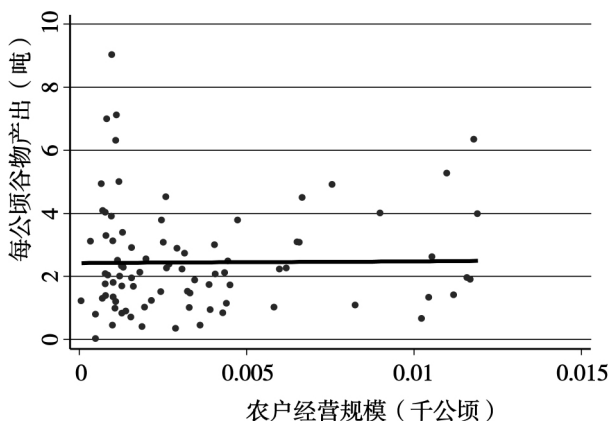


图 2 经营规模 ≤ 12.474 公顷时单产与经营规模间因果关系的非线性估计

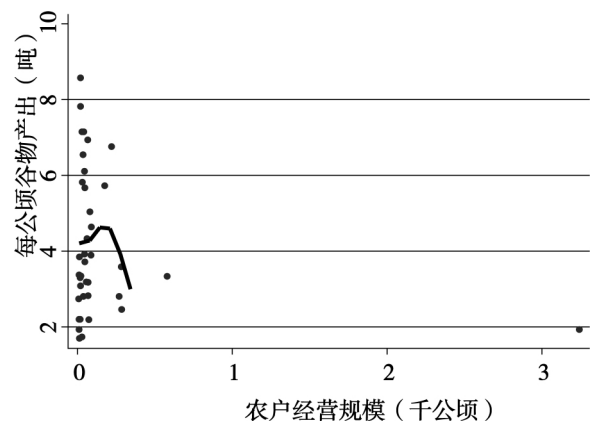


图 3 经营规模 > 12.474 公顷时单产与经营规模间因果关系的非线性估计

(二) 不同规模水平的估计结果分析

本文根据上述门槛变量的选择结果分别对子样本进行了回归估计。从自变量之间的相关程度上

看,规模小于2公顷的农地块数占总农地块数的比重与规模小于2公顷的农地面积占总农地面积的比重之间存在很强的相关性。鉴于此,本文采用岭回归分别对每个子样本进行估计,估计结果整理在表2中。

表2 不同农户经营规模水平上的模型回归结果

项目	因变量: 谷物单产			
	经营规模 ≤ 12.474 公顷		经营规模 > 12.474 公顷	
	模型 1		模型 2	
	估计结果	弹性	估计结果	弹性
自变量				
投入因素				
农户经营规模	66.660** (30.259)	0.233	-0.250** (0.117)	-0.042
每千公顷农地化肥投入量	1.675** (0.645)	0.168	0.291 (0.198)	0.041
每千公顷农地拥有拖拉机数量	1.222 (1.054)	0.047	1.145 (0.752)	0.073
制度因素				
规模小于两公顷的农地块数占总农地块数的比重	0.694** (0.332)	0.373	0.188 (0.376)	0.029
规模小于两公顷的农地面积占总农地面积的比重	0.155 (0.586)	0.027	-12.382*** (4.192)	-0.095
个人拥有的农地数量的比重	-0.109 (0.187)	-0.041	0.175 (0.160)	0.123
经济因素				
是否属于发达国家	0.248 (0.440)		0.494*** (0.134)	
区域因素				
是否属于亚洲	0.346* (0.201)		-0.133 (0.219)	
常数项	-0.289 (0.221)		0.979*** (0.144)	
样本数量	86		37	
沃尔德统计量	32.713***		47.172***	
F值	4.089		5.897	
调整后的判定系数	0.301		0.619	

注: 括号内的数值为标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 统计显著性水平

从模型 1 的估计结果看,农户经营规模、每千公顷农地化肥投入量、规模小于 2 公顷的农地块数占总农地块数的比重的统计显著性水平为 5%,是否属于亚洲的虚拟变量的统计显著性水平为 10%,其他变量不显著。

在该模型中,谷物单产与农户经营规模之间呈显著正向关系,估计系数为 66.660;谷物单产对农户经营规模的弹性为 0.233,表明农户经营规模扩大 10%,谷物单产增加 2.33%。这种关系与很多发

达国家的单产与规模间的实证研究结论一致(Hallam ,1991; Mundlak 2005; OECD 2012) ,但与 Sen 等(1962) 和 Fan(2005) 等的研究存在一定的出入。

在投入因素中 ,每千公顷农地化肥投入量和每千公顷农地拥有拖拉机数量与单产之间呈较强的正向关系 ,其估计系数分别为 1. 675 和 1. 222; 谷物单产对化肥投入的弹性为 0. 168 ,表明化肥投入增加 10% ,谷物单产提高 1. 68% 。

在制度因素中 ,谷物单产与小于 2 公顷的农地块数占总农地块数的比重之间呈较强的正向关系 ,估计系数为 0. 694; 谷物单产对规模小于 2 公顷的农地块数占总农地块数的比重的弹性为 0. 373 ,表明规模小于 2 公顷的农地数量的比重增加 10% ,谷物单产增加 3. 73% 。

从区域因素看 ,谷物单产与是否属于亚洲的虚拟变量之间也呈正向关系 ,估计系数为 0. 346。可见受自然禀赋和人口数量的影响 ,亚洲国家(地区) 的小规模农户经营模式有助于单产的提高。

从模型 2 的估计结果看 ,农户经营规模的统计显著性水平为 5% ,规模小于 2 公顷的农地面积占总农地面积的比重和是否为发达国家的经济因素的统计显著性水平为 1% ,其他变量不显著。

谷物单产与农户经营规模之间呈显著负向关系 ,估计系数为 -0. 250; 谷物单产对农户经营规模的弹性为 -0. 042 ,表明农户经营规模扩大 10% ,谷物单产下降 0. 42%。这与 Fan 等(2005) 的研究结论相一致 ,也进一步表明以往单纯认为单产和经营规模间为正向或负向关系的观点需要进一步商榷。

在制度因素中 ,谷物单产与规模小于 2 公顷的农地面积占总农地面积的比重之间呈显著负相关 ,估计系数为 -12. 382; 谷物单产对规模小于 2 公顷的农地面积占总农地面积的比重的弹性为 -0. 095 ,表明当规模小于 2 公顷的农地面积占总农地面积的比重增加 10% ,谷物单产下降 0. 95% 。

从经济因素看 ,谷物单产与是否为发达国家(地区) 的虚拟变量之间呈正向关系 ,估计系数为 0. 494 ,表明当农地经营规模大于 12. 474 公顷后 ,经济发展水平高的国家(地区) 相应农业技术水平也高 ,导致单产水平相对较高 ,很多学者得出相同的结论(Fare ,1988; Diewert 等 2010; Chavas 2008; Sheng 等 2014) 。

上述实证分析结果表明 ,随着农户经营规模的扩大 ,谷物单产与农户经营规模之间的关系发生结构性突变 ,呈非线性关系。当农户经营规模小于 12. 474 公顷时两者之间呈正向关系 ,在农户经营规模大于 12. 474 公顷时两者之间呈负向关系。这表明在农地经营规模较小的情况下 ,单产随着农地经营规模的扩大而提高 ,但是当农地经营规模扩大到一定程度后 ,单产与农地规模之间的关系发生结构性突变 ,单产随着农地经营规模的扩大而下降。可见 ,农地经营规模不一定越大越好 ,这与 Sheng 等(2014) 的观点不同。Sheng 等认为澳大利亚的大农场比小农场具有更高的生产力 ,因为在获得先进农业技术的能力、抵御市场风险、农场经营管理等方面 ,大农场比小农场更具优势。研究结论的差异可能归因于研究对象的不同。

五、结论和建议

本文基于 123 个国家(地区) 1995—2004 年平均值的农业数据 ,运用门槛回归模型 ,在农户经营规模存在差异的背景下 ,对谷物单产与农户经营规模之间的非线性关系进行了实证分析 ,进而得出如下结论:

第一 ,随着农户经营规模的扩大 ,谷物单产与农户经营规模之间的关系发生结构性突变 ,呈非线性关系。由前文分析可知 ,保持适度的农户经营规模对提高农业生产效率至关重要。借鉴国际经验 ,适应我国国情 ,建议采取多种形式的奖补政策加强引导 ,促进形成适度规模的粮食生产。

第二 ,国家的经济发展水平对单产的提高有明显的推动作用。表明经济发展水平高的国家相应农业技术水平也高 ,导致单产水平相对较高。我国是一个发展中大国 ,区域经济发展不平衡 ,发达地

区、欠发达地区并存,即使同一省域内也存在这个问题,上述规律对我国各地从经济发展阶段实际出发推进现代农业建设有一定启示意义。

第三,对于亚洲来说,小规模农户经营模式有助于单产的提高。表明受自然禀赋和人口数量的影响,亚洲的小规模农户经营模式有助于单产的提高。我国现有承包农户2.3亿户,在今后相当长一时期内,广大承包农户仍将是我国农业生产经营的基础和数量最多的主体,因此在加大扶持规模经营主体的同时,要继续加大小规模农户的支持力度。

第四,因不同国家在自然禀赋、经济发展水平和社会制度等方面存在差异,在考虑单产影响因素时,除了关注农地经营规模的非线性因素外,还要考虑自然因素、经济因素以及制度因素。

参 考 文 献

1. Bardhan P. K. Productivity and Returns to Scale: An Analysis of Farm-Level Data in Indian Agriculture. *Journal of Political Economy*, 1973, 81: 1370 ~ 86
2. Berry R. A. *Agrarian Structure and Productivity in Developing Countries*. Johns Hopkins University Press, 1979
3. Benjamin D. Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship? *Journal of Development Economics*. 1995, 46: 51 ~ 84
4. Carter M. Identification of the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: An Empirical Analysis of Peasant Agricultural Production. *Oxford Economic Papers*, 1984, 36: 131 ~ 45
5. Chavas J. P. On the Economics of Agricultural Production. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2008, 52: 365 ~ 380
6. Diewert W. E., Fox K. Malmquist and Tornqvist Productivity Indexes: Returns to Scale and Technical Progress with Imperfect Competition. *Journal of Econometrics*, 2010, 101: 73 ~ 95
7. Eswaran M., Kotwal A. Access to Capital and Agrarian Production Organization. *Economic Journal*, 1986, 96: 482 ~ 98
8. Fan Shenggen, Chan-Kang Connie. Is small beautiful? Farm size, Productivity and Poverty in Asian Agriculture. *Agricultural Economics*, 2005, 01
9. Fare R. *Fundamentals of Production Theories*. Springer-Verlag, Berlin, 1998
10. Feder G. The Relation Between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraints. *Journal of Development Economics*, 1985, 18: 297 ~ 313
11. Hansen B. E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345 ~ 368
12. Hansen B. E. Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, 2000, 03
13. Hallam. Economics of Size and Scale in Agriculture: an Interpretive Review of Empirical Measurement. *Review of Agricultural Economics*, 1991, 13(1): 155 ~ 172
14. Heltberg R. Rural Market Imperfections and the Farm Size-Productivity Relationship: Evidence from Pakistan. *World Development*. 1998, 26: 1807 ~ 1826
15. Lawrence G, Williams C. The Dynamics of Decline: Implications for Social Welfare Delivery in Rural Australia' in Cullen, T, Dunn, P and Lawrence, G (eds.), *Rural Health and Welfare in Australia*, 1990: 38 ~ 59
16. Mundlak Y. Economic Growth: Lessons From Two Centuries of American Agriculture. *Journal of Economic Literature*. 2005, 43: 989 ~ 1024
17. Christopher J. O'Donnell. Measuring and Decomposing Agricultural Productivity and Profitability Change. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2010, 54: 527 ~ 560
18. OECD (2012). Cross Country Analysis of Farm Performance. Working Party on Agricultural and Markets, TAD/CA/AMP/WP(2012) 20, Paris
19. Reardon T., Kelly V., Crawford E., Jayne T. Savadogo, K., Clay D. Determinants of Farm Productivity in Africa: a Synthesis of Four Case Studies. *MSU International Development Paper*, 1996, 22: 194 ~ 207
20. Sen A. K. An Aspect of Indian Agriculture. *Economics Weekly Annual Number*, 1962: 243 ~ 66
21. Sheng Yu, Zhao Shiji, Nossal Katarina, Zhang Dandan. Productivity and Farm Size in Australian Agriculture: Reinvestigating the Returns

- to Scale. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics. 2014 58: 1 ~ 23.
22. 连玉君,程建. 不同成长机会下资本结构与经营绩效之关系研究. 当代经济科学 2006(2): 97 ~ 103
 23. 瑞定杰,康赛优. 对菲律宾土地改革的再思考. 迟福林. 走入 21 世纪的中国农村土地制度改革. 中国经济出版社 2000
 24. 石晓平,郎海如. 农地经营规模与农业生产率研究综述. 南京农业大学学报(社科版) 2013(2): 76 ~ 84
 25. 邵军,徐康宁. 制度质量、外资进入与增长效应: 一个跨国的经验研究. 世界经济 2008(7): 3 ~ 14
 26. 谢杰. 工业化、城镇化在农业现代化进程中的门槛效应研究. 农业经济问题 2012(4): 84 ~ 90
 27. 辛良杰,李秀彬,朱会义,刘学军,谈明洪,田玉军. 农户土地规模与生产率的关系及其解释的印证——以吉林省为例. 地理研究 2009(5): 1276 ~ 1284
 28. 张正河,张晓敏. 生态约束下牧户草地规模经营研究. 农业技术经济 2015(6): 82 ~ 90
 29. 宋敏,赵慧. 农地城市流转对农地承包经营权稳定性的影响研究. 农业技术经济 2015(7): 27 ~ 35
 30. 刘鹏凌,李乾,栾敬东,程红雨. 种植大户成立新型农业经营组织的动因分析——基于安徽省桐城市的调研. 农业技术经济 2015(12): 52 ~ 59
 31. 张力,郑志峰. 推进农村土地承包权与经营权再分离的法制构造研究. 农业经济问题 2015(1): 79 ~ 92
 32. 赵佳,姜长云. 兼业小农抑或家庭农场——中国农业家庭经营组织变迁的路径选择. 农业经济问题 2015(3): 11 ~ 17
 33. 夏益国,宫春生. 粮食安全视阈下农业适度规模经营与新型职业农民——耦合机制、国际经验与启示. 农业经济问题 2015(5): 56 ~ 63
 34. 杨奇才,谢璐,韩文龙. 农地经营权抵押贷款的实现与风险: 实践与案例评析. 农业经济问题 2015(10): 4 ~ 10
 35. 张成玉. 土地经营适度规模的确定研究——以河南省为例. 农业经济问题 2015(11): 57 ~ 63
 36. 于丽红,陈晋丽,兰庆高. 农户农村土地经营权抵押融资需求意愿分析——基于辽宁省 385 个农户的调查. 农业经济问题, 2014(3): 25 ~ 31
 37. 郭庆海. 土地适度规模经营尺度: 效率抑或收入. 农业经济问题 2014(7): 4 ~ 10
 38. 李后建. 市场化、社会资本与农户多元化经营. 农业技术经济 2014(1): 99 ~ 110
 39. 孔立,朱立志. 有机农业适度规模经营研究——基于我国台湾地区数据的空间分析. 农业技术经济 2014(6): 103 ~ 109

责任编辑 李玉勤