

信贷配给下的农业规模经济与土地生产率*

张龙耀^{1,2} 周南¹ 许玉韞¹ 吴比³

摘要: 本文利用 2015 年黑、豫两省 976 个农业规模经营主体样本数据,运用内生转换回归模型考察了信贷配给下农业生产经营的规模经济和土地生产率。实证分析结果显示,在中国特殊的农地产权制度下,扩大经营规模对单位产量成本和单位土地面积产量的影响受到信贷市场不完善的制约:一方面,对于受到信贷配给的经营主体,其单位产量成本伴随生产经营规模的扩大而增加,而未受到信贷配给的经营主体则能够进行有效的成本控制;另一方面,由于受到信贷配给,扩大经营规模会降低经营主体的亩均投入强度,进而降低单位土地面积产量。进一步,本文估计出对于受到信贷配给的经营主体而言,信贷配给使其单位产量成本提高 21%,单位土地面积产量减少 26%。同时,相对于自我信贷配给,数量型信贷配给对单位产量成本和单位土地面积产量的不利影响更大。

关键词: 规模经济 土地生产率 信贷配给 内生转换回归模型

中图分类号: F014.4 **文献标识码:** A

一、引言

1978 年以来,中国实行的农村家庭联产承包责任制在促进农业发展的同时,也带来了土地细碎化等突出问题。较小的户均耕地规模使中国农户仍延续着土地生产率(亩产)较高、劳动力及其他物质资本配置效率较低的内卷型生产方式(黄宗智,2010),长期以来农户收入增长缓慢。“人多地少”的资源禀赋状况和小农经营模式较高的生产成本制约着中国农业现代化进程。诸多学者认为,以农地流转为途径实现适度规模经营,有利于降低农业生产成本,提高中国农业国际竞争力。理论上讲,农业规模经济的基础之一是农业生产要素的不可分性,但是,在小农经营模式下,农业机械难以得到充分利用,灌溉设施等具有正外部性且需要长期投资的农业基础设施对于以家庭为基本生产单位的小农户而言不具有吸引力。同时,农村信贷市场上的信息不对称、普遍缺乏有效抵押品和农业经营规模小导致的高交易成本等系统性缺陷,也使得小农户通常面临较为严重的信贷约束,从而难以获得信贷支持以调整农业资源配置并实现更高水平产出(Carter, 1988; 褚保金等, 2009)。

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“中国农地金融发展的机制、效应与政策优化——基于准自然实验的追踪研究”(项目编号:71573125)、国家自然科学基金青年项目“农业供应链金融实证研究:机理、影响与政策选择”(项目编号:71603141)和南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社科基金项目(项目编号:SKCX2018005)的资助。

随着农业技术进步和城镇化快速发展背景下非农就业机会的增加，中国农业生产方式正在发生深刻转型。劳动力逐渐被资本、技术等对土地规模有更高要求的生产要素替代，考虑到要素不可分性和资本边际报酬递减规律，扩大经营规模在中国现阶段农业经营模式转变中具有一定现实基础（蔡昉、王美艳，2016）。适度规模经营对农业经营的积极作用得到了学术界和决策者的认同（例如陈锡文，2013）。在国家政策支持下，截至2016年底，全国家庭农场数量达45万家，农民专业合作社达193万家，其他农业产业化组织超过41万家（张红宇，2018）。

然而，在现阶段农地产权制度下，农业适度规模经营在理论上能够产生的农业投资激励、正规信贷获得能力改善和农业生产成本降低等效果能否实现仍存疑。一方面，在构建以“三权分置”为核心和以农地流转为路径的农业适度规模经营的过程中，农地产权的稳定性和安全性仍有待进一步提高。同时，尽管政府鼓励农地流转市场的发展，但整体上农地流转市场的正规化程度仍不高。较短的农地流转期限以及不规范的合约形式使得规模经营主体缺乏农业长期投资激励（黄季焜、冀县卿，2012；仇焕广等，2017）。另一方面，由于农地经营权用于抵押时权能受限，规模经营主体的正规信贷获得能力并没有伴随其经营规模的增加而得到相应改善。商业银行出于贷款风险控制考虑，要求贷款申请人提供价值能够覆盖贷款额度的充足抵押品，原先困扰小农户的信贷约束问题可能也困扰着规模经营主体。在存在流动性约束的情况下，即使规模经营使经营主体产生了优化农业生产方式，增加农业长期投资的激励，但是，规模经营主体可能受制于信贷资金不足而无力响应上述激励。基于此，本文拟研究的问题是：信贷市场不完善会对农业规模经营产生何种影响？是否会影响农业规模经济的产生和土地生产率的提高？如果是，其影响程度有多大？

二、文献综述

理论上讲，农业生产的规模经济按其来源可分为内部规模经济和外部规模经济。农业生产的内部规模经济来自于要素投入同比例变化、土地面积扩大以及土地整改等投资（蔡昉、李周，1990）。要素投入同比例变化使规模经营主体得以在更大区间内实现生产资料的优化配置。生产资料的不可分性是规模经济的逻辑起点，小农经营模式下户均耕地面积小、土地细碎化程度高等问题使得诸如农业机械等具有土地规模适用下限的生产资料难以投入农业生产，同时，以家庭为生产单位又使得劳动力具有向下调节粘性，即农户为增加收入不得不提高单位土地面积上的劳动力及物质资本投入。虽然近年来农机社会化服务有所普及，但土地细碎化问题会增加农业社会化服务的成本，不利于小农户以资本替代劳动力。边际成本不变条件下边际产出的减少相应抬高了农产品的平均价格，使得中国农产品的国内市场价格普遍高于国际市场价格（朱晶、晋月，2017）。而藉由农业经营规模的扩大，规模经营主体能够以农业机械替代劳动力进而实现内部规模经济。此外，规模经营使得具有正外部性的农业投资（例如水泵、水泥沟渠等灌溉设施建设）的收益和成本得以内部化。

外部规模经济主要来自产业链上游生产资料市场、下游农产品销售市场、信贷市场及保险市场。譬如，在生产资料市场上，经营主体可以谋求生产资料价格折扣优惠或赊欠。在农产品销售市场上，扁平化销售体系建设过程中，中间收购商被挤出市场的客观趋势迫使规模经营主体建立自己的销售

渠道以开发市场，而这对于小农户而言是不切实际的。此外，经营规模也会通过影响规模经营主体在信贷市场中的表现影响规模经济的产生。在 Stiglitz and Weiss (1981) 指出信贷市场上由于信息不对称而产生信贷配给后，Carter (1988) 和 Tybout (1984) 从理论层面证明了农业经营主体受到正规信贷配给的程度在不同经营规模间存在差异。由于规模经济和丰富的种植经验，规模经营主体的农业产出效率更高且经营风险更小，较强的生产能力和更高的收入水平使此类经营主体受到信贷配给的程度相对较低 (Guiringer and Boucher, 2008)。一方面，规模经营主体拥有更具规模和更加有效的信贷需求，能够平摊信贷交易的固定成本并实现在信贷市场上的规模经济；同时，生产性投资特别是购买农业机械等具有资产专用性特征的生产经营行为更易被银行观测到，这有助于降低贷款时的道德风险和银行监督成本，从而提高银行的信贷供给水平。另一方面，经营规模的扩大更有利于规模经营主体以农地作为抵押品获得信贷资金，在一些允许农地抵押的国家（譬如美国、澳大利亚等发达国家和泰国、越南、危地马拉等发展中国家），经营主体（尤其是那些经营规模较大的规模经营主体）可以利用农地所有权或经营权进行抵押担保融资，已有研究也证实了农地抵押的信贷供给效应存在规模偏好特征 (Mushinski, 1999; Carter and Olinto, 2003)。

然而，农业规模经营能否产生规模经济，现有研究对此并未形成一致结论。部分文献认为，规模经济本就不存在于农业生产中，规模经营对降低农业生产平均成本并无贡献，这类文献以 Schultz (1964) 提出的“假不可分性”为代表^①。还有部分文献认为，由于相关要素市场和制度的缺失或不完善，规模经营对降低农业生产平均成本的积极影响难以发挥。譬如，劳动力市场中户籍制度限制人口流动和家庭经营模式下劳动力向下调节粘性导致劳动力无法向非农就业转移，农业机械难以进入农业生产；又如，农地产权制度及农地流转市场不完善导致地权稳定性较差，经营主体不具有进行农业长期投资的激励 (黄季焜、冀县卿, 2012; 邵亮亮等, 2013)；再如，信贷市场中的抵押品约束限制经营主体进行农业机械等方面的投资 (Mottaleb et al., 2016)。已有文献除了关注经营规模扩大对单位产量成本的影响（即规模经济是否存在）之外，还关注农业经营规模与土地生产率之间的关系，它们不仅观测到了农业经营规模与土地生产率之间反向关系的存在，而且从劳动监督成本 (Feder, 1985)、家庭劳动力调节弹性 (Sen, 1966) 以及相关要素市场条件 (Barrett, 1996) 等视角对其进行了解释。经营规模变化对规模经济和土地生产率的影响并非对称问题，规模经济侧重于反映货币资金的使用效率，而土地生产率侧重于反映单位土地面积的产出情况。基于相关要素市场不完善的客观事实，对于土地资源禀赋较差、人口负担过重的发展中国家，以牺牲产量为代价降低农产品生产成本得不偿失。因此，本文在考察经营规模扩大对单位产量成本影响的同时，也重点关注其对单位土地面积产量的影响^②。

^① “假不可分性”理论认为农业生产要素向下可分，其持论者以农业机械不同马力、型号以及农户兼业经营现象为例。然而，也有学者指出，当考虑农业综合经营生产成本与交易费用时，较小的土地规模仍会制约农业生产效率提高 (蔡昉、王美艳, 2016)。

^② 本文用经营规模扩大对单位产量成本的影响来考察规模经济是否存在，用经营规模扩大对单位土地面积产量的影响

区别于以往的研究, 本文认为, 在以“三权分置”为重要特征的农地产权制度下, 农村信贷市场对规模经营主体的支持并不会因其经营规模扩大而增加。由于农地经营权用于抵押时权能受限, 规模经营主体面临的由供给方施加的信贷配给反而会随着其农业经营规模的扩大而进一步增加, 导致其无法对投资激励做出响应。因此, 农业生产的规模经济是否存在可能会受到信贷市场的影响, 同时, 土地生产率在处于不同信贷配给状态的规模经营主体之间也可能存在显著差异。相比于未受到信贷配给的规模经营主体, 受到信贷配给的规模经营主体面临紧资金约束, 因而难以实现最优投资规模。而未受到信贷配给的规模经营主体能够在扩大经营规模的同时, 投资于更有效率的农业机械、灌溉设施等, 以资本替代成本较高的农业劳动力, 从而实现规模经济。此外, 资金充裕程度也会影响规模经营主体的亩均物质资本投入强度, 未受到信贷配给的规模经营主体能够在实现规模经济的同时保持土地生产率不下降, 并利用信贷资金外移预算约束线, 提高农业生产效率 (Foltz, 2004; Carter and Olinto, 2003)。相比之下, 受到信贷配给的规模经营主体则会因受制于紧资金约束而难以兼顾成本控制和产量维持的目标。

三、数据来源与样本描述

(一) 样本数据来源

本文研究使用的数据来自 2016 年农业部对黑龙江和河南两省新型农业经营主体的调研。本次调研搜集了新型农业经营主体在生产经营、技术创新和金融支持等方面的信息。抽样调查的基本原则和思路如下: 首先, 根据农业经济结构和经济总体发展水平相近的原则确定样本县(市), 其中, 在黑龙江省选取了 10 个县或县级市, 在河南省选取了 20 个县或县级市。其次, 在每个样本县或县级市中随机抽取 30~40 个新型农业经营主体, 其从事行业包括种植、养殖、农产品加工、运输和销售等。其中, 种植业规模经营主体的衡量标准为经营规模在 30 亩以上。由于本文重点关注种植业的规模经济和土地生产率, 因此仅选择从事种植业(包括粮食作物和经济作物)的规模经营主体样本, 经过筛选最终得到有效样本 976 个。

(二) 样本信贷配给情况

本文借鉴 Boucher et al. (2009) 提出的信贷配给类型的识别与分类方法, 对经营主体面临的正规信贷配给进行识别。具体而言: 未受到信贷配给包括无名义正规信贷需求或正规信贷需求得到全额满足; 风险型配给是指因担心违约、丧失抵押物、预期贷款申请会被拒绝、抵押物要求过高、仍有未偿还贷款而未申请贷款; 交易成本型配给是指因申请程序太复杂或时间太长、规模太小或贷款期限过短而未申请贷款; 数量型配给是指申请贷款额度部分得到满足或是被全额拒绝。由表 1 可知, 受到信贷配给的样本共 291 个, 占总样本的 29.82%。其中, 受到数量型配给的样本为 121 个, 占 12.40%; 受到自我信贷配给的样本共 170 个, 占 17.42%。由于风险原因受到自我信贷配给的样本为 64 个, 由于交易成本过高而受到自我信贷配给的为 106 个, 分别占总样本的 6.56% 和 10.86%。

来考察农业经营规模与土地生产率之间的关系。

未受到信贷配给的样本共计 685 个，占总样本的 70.18%。按照样本经营主体所经营农地的规模对样本进行五等分，得到经营规模分别为 30~53 亩、53~100 亩、100~170 亩、170~400 亩、400~2300 亩的五个子样本。如表 1 所示，遭受信贷配给的经营主体占该子样本的比例并未随经营规模的扩大而降低。其中，受到自我信贷配给特别是风险型信贷配给的样本占比大致呈下降趋势，但受到数量型信贷配给的样本占比却逐渐升高。

表 1 经营主体受到信贷配给的类型分布

经营规模 区间（亩）	未受到信贷 配给	受到信贷配给			
		自我信贷配给			数量型信贷配给
		风险型配给	交易成本型信贷配给	小计	
30~53	132 (67.01%)	16 (8.12%)	42 (21.32%)	58 (29.44%)	7 (3.55%)
53~100	162 (75.35%)	19 (8.84%)	17 (7.91%)	36 (16.75%)	17 (7.90%)
100~170	127 (70.95%)	15 (8.38%)	16 (8.94%)	31 (17.21%)	21 (11.73%)
170~400	145 (73.23%)	7 (3.54%)	14 (7.07%)	21 (10.61%)	32 (16.16%)
400~2300	119 (63.64%)	7 (3.74%)	17 (9.09%)	24 (12.83%)	44 (23.53%)
总样本	685 (70.18%)	64 (6.56%)	106 (10.86%)	170 (17.42%)	121 (12.40%)

注：①括号内为相应经营规模区间内受到该类信贷配给的样本占总样本的比重。②关于经营规模各区间的边界，左侧均为闭区间，右侧均为开区间。

（三）信贷配给、规模经济与土地生产率的统计描述

为了分析处于不同信贷配给状态样本的规模经济和土地生产率的差异，对上文中得到的五个子样本按照是否受到信贷配给做进一步划分。关于规模经济，由表 2 可知，无论是未受到信贷配给的样本还是受到信贷配给的样本，伴随着经营规模的扩大，其单位产量成本的变化均呈现出先减后增的“正 U 型”趋势。不同的是，未受到信贷配给样本的单位产量成本的增加程度比受到信贷配给的样本更小，前者由 2.029 元/公斤先减后增至 2.036 元/公斤，后者由 1.897 元/公斤先减后增至 2.608 元/公斤。对于经营规模为 53~100 亩、170~400 亩、400~2300 亩的三个子样本以及总样本，受到信贷配给样本的单位产量成本高于未受到信贷配给的样本，且对于经营规模为 400~2300 亩的子样本和总样本，其均值差异通过了 t 检验，具有统计上的显著性。而关于土地生产率，无论是未受到信贷配给的样本还是受到信贷配给的样本，随着经营规模的扩大，其单位土地面积产量的变化均呈现出先减后增的“正 U 型”趋势。其中，未受到信贷配给样本的单位土地面积产量由 915.730 公斤/亩先减后增至 685.313 公斤/亩，而受到信贷配给样本的单位土地面积产量由 796.566 公斤/亩先减后增至 648.808 公斤/亩。对于不同经营规模的子样本，受到信贷配给样本的单位土地面积产量均低于未受到信贷配给的样本，且对于种植规模为 30~53 亩、100~170 亩的子样本和总样本，其均值差异通过了 t 检验，具有统计上的显著性。

表 2 信贷配给、规模经济与土地生产率

经营规模	单位产量成本（元/公斤）	单位土地面积产量（公斤/亩）
------	--------------	----------------

信贷配给下的农业规模经济与土地生产率

区间 (亩)	未受到信贷配给	受到信贷配给	t 值	未受到信贷配给	受到信贷配给	t 值
30~53	2.029 (1.421)	1.897 (1.206)	0.645	915.730 (583.071)	796.566 (514.177)	1.401*
53~100	1.621 (1.013)	1.717 (1.060)	-0.595	700.872 (428.379)	695.504 (483.942)	0.077
100~170	1.742 (1.204)	1.880 (1.183)	-0.697	679.020 (404.890)	584.306 (347.357)	1.478*
170~400	2.007 (1.724)	1.902 (1.240)	0.404	690.973 (422.199)	667.482 (434.366)	0.344
400~2300	2.036 (1.650)	2.608 (1.969)	-2.123**	685.313 (380.487)	648.808 (367.683)	0.639
总样本	1.876 (1.422)	2.028 (1.431)	-1.530*	733.426 (457.171)	682.192 (437.729)	1.622*

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。②括号中数字为标准差③关于经营规模各区间的边界，左侧均为闭区间，右侧均为开区间。

四、模型及估计结果

(一) 模型设定与变量选取

以普通最小二乘法 (OLS) 考察信贷配给对农业生产经营效率的影响面临如下挑战：在模型回归中，能够被观测到的影响因素以解释变量的形式进入模型，而诸如经营主体的个人能力等无法被观测到的因素则进入扰动项。如果影响经营主体生产决策的不可观测因素不会对信贷配给产生影响，即信贷配给是相对外生的，此时信贷配给直接进入模型，或以“是否受到信贷配给”为划分标准进行子样本回归，均可以得到信贷配给对农业生产经营效率影响的一致估计。但是，上述假定并不符合现实情况。个人能力既会影响经营主体对信贷市场的参与，也会影响其农业生产经营决策。此时，经营主体是否受到信贷配给与模型扰动项的相关性会产生内生性问题，回归中利用信贷配给与经营规模交互项或是分样本回归来识别信贷配给对农业生产经营效率的影响，会导致估计结果有偏。对此，本文采用 Maddala (1983) 提出的内生转换回归模型 (endogenous switching regression model)，以便解决内生性问题。内生转换回归模型分为两个阶段，在第一阶段利用二元选择模型 (Probit 模型) 完成对经营主体是否受到正规信贷配给的估计，从而获得每个样本受到信贷配给的概率，将其作为第二阶段的修正参数并运用普通最小二乘法对被修正过的被解释变量进行回归。模型的具体形式为：

第一阶段：

$$B_i^* = \gamma Z_i + \mu_i \quad (1)$$

$$B_i = \begin{cases} 0, & \text{如果 } B_i^* = \gamma Z_i + \mu_i \leq 0 \\ 1, & \text{如果 } B_i^* = \gamma Z_i + \mu_i > 0 \end{cases} \quad (2)$$

第二阶段：

$$Y_i^n = \alpha^n + \theta^n S_i^n + \varphi^n L_i^n + \beta^n X_i^n + v_i^n, \text{ 如果 } \gamma Z_i + \mu_i \leq 0 \quad (3)$$

$$Y_i^c = \alpha^c + \theta^c S_i^c + \varphi^c L_i^c + \beta^c X_i^c + v_i^c, \text{ 如果 } \gamma Z_i + \mu_i > 0 \quad (4)$$

在内生转换回归模型的第一阶段中, (1) 式表示经营主体信贷配给潜变量 B_i^* 受到若干因素 Z_i 的影响, 但潜变量并不能直接被观测到。(2) 式为经营主体信贷配给状态的二元选择模型, B_i 为反映经营主体是否受到信贷配给的二元被解释变量。在 (1) 式潜变量 B_i^* 值大于 0 时 B_i 取值为 1, 代表该经营主体受到信贷配给; 在 (1) 式潜变量 B_i^* 值小于等于 0 时 B_i 取值为 0, 代表该经营主体未受到信贷配给。 μ_i 代表二元选择模型中的扰动项。(3) 式为未受到信贷配给状态下的第二阶段回归模型, 其中, Y_i^n 表示未受到信贷配给状态下的被解释变量 (单位产量成本或单位土地面积产量), α^n 表示未受到信贷配给状态下的模型常数项, θ^n 表示未受到信贷配给状态下经营规模 (S_i^n) 对被解释变量的影响, φ^n 表示未受到信贷配给状态下亩均信贷规模 (L_i^n) 对被解释变量的影响, β^n 表示未受到信贷配给状态下诸如社会资本、是否参与培训等因素 (X_i^n) 对被解释变量的影响, v_i^n 代表未受到信贷配给状态下的模型扰动项。(4) 式为受到信贷配给状态下的第二阶段回归模型, Y_i^c 、 α^c 、 S_i^c 、 L_i^c 、 X_i^c 以及 v_i^c 分别表示受到信贷配给状态下的被解释变量、常数项、经营规模变量、亩均信贷规模变量、控制变量以及扰动项。关于 μ_i 、 v_i^n 及 v_i^c , 假设三者均服从多元正态分布, 即均值向量为零向量。进一步地, 由于 Probit 模型所估计系数只能是比例常数, 因此假定 $\text{Var}(\mu_i) = 1$, 此时协方差矩阵为:

$$\Sigma \begin{pmatrix} \sigma_n^2 & \sigma_{nc} & \sigma_{n\mu} \\ & \sigma_c^2 & \sigma_{c\mu} \\ & & 1 \end{pmatrix} \quad (5)$$

以单位产量成本为例, 对于未受到信贷配给的经营主体而言, 其单位产量成本的条件期望在上述计量模型中可以表示为:

$$\begin{aligned} E(Y_i^n | B_i = 0) &= \alpha^n + \theta^n S_i^n + \varphi^n L_i^n + \beta^n X_i^n + E(v_i^n | \gamma Z_i + \mu_i \leq 0) E(Y_i^n | B_i = 0) \\ &= \alpha^n + \theta^n S_i^n + \varphi^n L_i^n + \beta^n X_i^n + \sigma_{n\mu} \sigma_n \lambda(\gamma Z_i) \end{aligned} \quad (6)$$

对于受到信贷配给的经营主体而言, 其单位产量成本的条件期望可以表示为:

$$\begin{aligned} E(Y_i^c | B_i = 1) &= \alpha^c + \theta^c S_i^c + \varphi^c L_i^c + \beta^c X_i^c + E(v_i^c | \gamma Z_i + \mu_i > 0) E(Y_i^c | B_i = 1) \\ &= \alpha^c + \theta^c S_i^c + \varphi^c L_i^c + \beta^c X_i^c + \sigma_{c\mu} \sigma_c \lambda(\gamma Z_i) \end{aligned} \quad (7)$$

(6) 式、(7) 式中, $\lambda(\gamma Z_i)$ 为 Probit 模型给出的逆米尔斯比率。未受到信贷配给模型中的逆

米尔斯比率为 $\lambda(\gamma Z_i) = -\frac{\phi(\gamma Z_i)}{1 - \Phi(\gamma Z_i)}$; 受到信贷配给模型中的逆米尔斯比率为

$\lambda(\gamma Z_i) = \frac{\phi(\gamma Z_i)}{\Phi(\gamma Z_i)}$ 。其中， ϕ 和 Φ 分别为标准正态分布概率密度和累积密度函数。在估计过程

中可以通过相应的逆米尔斯比率将 (6) 式和 (7) 式修正为线性回归模型，得到的系数是一致的和渐近正态的。

模型中涉及变量的定义及描述性统计见表 3。

表 3 变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
单位产量成本	农产品总生产成本除以总产量 (元/公斤)	1.921	1.426
单位土地面积产量	每亩土地农产品产量 (公斤) (取自然对数)	718.150	451.847
信贷配给	是否受到正规信贷配给 (是=1; 否=0)	0.298	0.458
经营规模	经营主体当年实际经营的土地规模 (亩) (取自然对数)	352.708	566.646
亩均信贷规模	当年获得正规信贷额度/经营规模 (万元/亩)	0.118	0.186
土地确权	耕地所在县是否完成了土地确权 (是=1; 否=0)	0.548	0.498
年龄	经营主体年龄 (岁)	46.573	9.871
村干部	经营主体是否为村干部 (是=1; 否=0)	0.193	0.395
党员	经营主体是否为中共党员 (是=1; 否=0)	0.268	0.443
农业培训	经营主体是否参与过农业技术培训 (是=1; 否=0)	0.720	0.644
本地经营户	经营主体是否为本地经营户 (是=1; 否=0)	0.943	0.233
正规借贷经历	2015 年之前两年是否获得过正规机构贷款 (是=1; 否=0)	0.205	0.404
非正规借贷	近三年是否有过非正规借贷经历 (是=1; 否=0)	0.509	0.500
种植品种	主要种植品种是否是粮食作物 (是=1; 否=0)	0.874	0.332
亩均补贴	经营主体的亩均获得的政策补贴金额 (元)	28.114	28.509
人工成本	每亩投入的人工费用 (元) (取自然对数)	385.661	457.212
物质资本投入	每亩物质资本投入 (元) (取自然对数)	605.061	916.988
农业保险	当年是否购买了农业保险 (是=1; 否=0)	0.427	0.495
专业大户或家庭农场	组织形式是否为专业大户或家庭农场 (是=1; 否=0)	0.761	0.427
专业合作社或股份合作社	组织形式是否为专业合作社或股份合作社 (是=1; 否=0)	0.168	0.374
省份虚拟变量	黑龙江=0, 河南=1	0.712	0.453

注：①观测值共计 976 个，其中，亩均信贷规模仅统计获得正规信贷的 148 个。②单位产量成本变量中的农产品总生产成本包括人工成本、农地租金以及物质资本投入成本 (诸如购买种子、农药、化肥、农膜及支付农机作业费等支出)。③单位土地面积产量、经营规模、人工成本、物质资本投入汇报的是原值的统计量。④新型农业经营主体类型分为专业大户或家庭农场、专业合作社或股份合作社、其他类型。此处仅统计了前两类新型农业经营主体的占比，剩余新型农业经营主体为其他类型。

(二) 实证结果与分析

表 4 汇报了利用内生转换回归模型考察信贷配给对规模经济和土地生产率影响的回归结果。模

型第一阶段回归（以下简称“选择方程”）的被解释变量为经营主体是否受到信贷配给，第二阶段回归（以下简称“主方程”）的被解释变量为单位产量成本或单位土地面积产量。核心变量为经营规模和亩均信贷规模。

表 4 信贷配给下农业规模经济和土地生产率（线性关系）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	选择方程	单位产量成本主方程		选择方程	单位土地面积产量主方程	
	是否受到信贷配给	未受到信贷配给	受到信贷配给	是否受到信贷配给	未受到信贷配给	受到信贷配给
经营规模	0.096** (0.048)	0.442*** (0.160)	0.587*** (0.180)	0.064 (0.049)	-0.016 (0.024)	-0.153*** (0.030)
亩均信贷规模	—	0.571 (1.370)	-6.483* (3.936)	—	0.250 (0.217)	2.056** (0.947)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	976	976	976	976	976	976

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。②括号中数字为标准误。③省略汇报其他控制变量及常数项的估计结果。考虑到单位产量成本、单位土地面积产量与经营规模之间可能存在非线性关系，本文在内生转换回归模型的选择方程和主方程中都加入了经营规模平方项，重复上述回归。结果汇报于表 5^①。

表 5 信贷配给下农业规模经济和土地生产率（非线性关系）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	选择方程	单位产量成本主方程		选择方程	单位土地面积产量主方程	
	是否受到信贷配给	未受到信贷配给	受到信贷配给	是否受到信贷配给	未受到信贷配给	受到信贷配给
经营规模	0.158 (0.250)	2.092*** (0.609)	1.719* (0.899)	0.288 (0.224)	-0.201* (0.112)	-0.358** (0.181)
经营规模平方	-0.008 (0.022)	-0.157*** (0.057)	-0.105 (0.079)	-0.018 (0.021)	0.017* (0.010)	0.019 (0.017)
亩均信贷规模	—	0.760 (1.411)	-6.864* (4.017)	—	0.249 (0.221)	2.122** (0.946)
土地确权	-0.206** (0.096)	-0.072 (0.238)	0.370 (0.287)	-0.226** (0.095)	-0.149*** (0.048)	-0.198*** (0.066)
年龄	-0.003 (0.005)	-0.002 (0.010)	0.003 (0.012)	-0.004 (0.005)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)
村干部	0.037	0.054	0.622	0.044	-0.034	-0.039

^①由于线性关系与非线性关系主方程的核心解释变量——经营规模和亩均信贷规模的显著性及系数大小关系类似，下文关于实证结果的分析均是基于同时放入经营规模一次项和经营规模平方项的回归结果。

信贷配给下的农业规模经济与土地生产率

	(0.135)	(0.262)	(0.741)	(0.133)	(0.063)	(0.097)
党员	-0.028	-0.722**	-0.117	-0.002	0.051	0.101
	(0.124)	(0.319)	(0.621)	(0.123)	(0.058)	(0.089)
农业培训	—	0.005	0.070	—	0.085**	0.032
	—	(0.133)	(0.191)	—	(0.037)	(0.064)
本地经营户	—	0.349	0.498	—	-0.144*	0.107
	—	(0.368)	(0.610)	—	(0.078)	(0.160)
正规借贷经历	-0.772***	—	—	-0.836***	—	—
	(0.150)	—	—	(0.133)	—	—
非正规信贷	0.363***	—	—	0.419***	—	—
	(0.110)	—	—	(0.095)	—	—
种植品种	0.221	-3.052***	-3.671***	0.073	-0.070	0.250**
	(0.214)	(0.755)	(1.059)	(0.167)	(0.078)	(0.118)
亩均补贴	—	-0.001	0.002	—	-0.001	-0.002
	—	(0.003)	(0.004)	—	(0.001)	(0.001)
农业保险	0.197**	-0.093	-0.029	0.209**	-0.035	-0.049
	(0.096)	(0.195)	(0.185)	(0.095)	(0.047)	(0.064)
专业大户或家庭农场	-0.559**	-2.420***	-2.028***	-0.713***	0.561***	0.287
	(0.261)	(0.530)	(0.624)	(0.234)	(0.154)	(0.175)
专业合作社或股份合作社	-0.283	-0.948	-2.795***	-0.401	0.466***	0.618***
	(0.307)	(0.711)	(1.047)	(0.297)	(0.165)	(0.204)
省份虚拟变量	-0.010	-1.180***	-1.707***	-0.018	-0.345***	-0.265***
	(0.128)	(0.299)	(0.409)	(0.133)	(0.068)	(0.086)
观测值	976	976	976	976	976	976

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。②括号中数字为标准误。③省略汇报常数项的估计结果。④考虑到不同作物品种的种植成本收益本身存在差异，可能会对实证结果造成一定干扰，本文在模型中放入了作物品种虚拟变量以控制不同品种的固有差异。出于稳健性的考虑，本文也尝试按照“主要种植作物是否为粮食作物”进行了分样本回归，结论依然成立，限于篇幅，回归结果不进行汇报。

在表 5 (1)、(4) 列汇报的选择方程回归结果中，经营规模一次项和经营规模平方项对信贷配给的影响并不显著，说明经营规模的扩大并没有降低经营主体受到信贷配给的概率。虽然经营规模的扩大增强了经营主体的风险承受能力和偿债能力，其更具规模的信贷需求有利于摊平获得贷款的交易成本，但是，由于信贷需求规模增加，银行必然提高抵押品要求，而鉴于农地经营权抵押受限，银行并未增加信贷资金供给以满足其需求，经营主体受到的信贷配给并未伴随经营规模扩大而有所改善。关于规模经济，在受到信贷配给下的单位产量成本主方程中，经营规模一次项在 10% 的水平上表现出对单位产量成本显著的正向影响，经营规模平方项的影响则不显著。这意味着伴随经营规模的扩大，单位产量成本会显著提高。在未受到信贷配给下的单位产量成本主方程中，单位产量成本与经营规模呈现显著的“倒 U 型”关系，即经营规模平方项表现出对单位产量成本显著的负向影

响，经营规模一次项有显著的正向影响。一方面，这说明存在规模经济，经营规模增加使经营主体面临的劳动力弹性向下粘性约束逐渐放缓，同时，当经营规模超过一定阈值时，引入农业机械变得有利可图。另一方面，信贷市场的有效支持使经营主体得以在扩大规模的同时以更有效率的农业机械设备和水利灌溉等基础设施替代劳动力，实现低成本的农业经营模式。总体来讲，未受到信贷配给的经营主体调整资本与劳动力配置结构的能力更强。关于土地生产率，在受到信贷配给下的单位土地面积产量主方程中，经营规模一次项在 5% 的水平上表现出对单位土地面积产量显著的负向影响，而经营规模平方项的影响不显著。这表明经营规模的扩大不利于提高单位土地面积产量，即本文研究观测到了经营规模与土地生产率之间的反向关系。在未受到信贷配给下的单位土地面积产量主方程中，单位土地面积产量与经营规模呈现显著的“正 U 型”关系，即经营规模平方项表现出对单位土地面积产量有显著的正向影响，经营规模一次项有显著的负向影响。对于受到信贷配给的经营主体而言，缺乏足够资金使其在扩大经营规模的同时难以维持亩均物质资本投入强度，从而表现为经营规模对土地生产率的负向影响。对于未受到信贷配给的经营主体而言，由于在较大规模经营中存在规模经济，单位产量成本的降低为维持或增加亩均投入提供了可能，因而在经营规模较大的区间内，经营主体得以保证亩均投入强度并促进土地生产率的提高。

进一步地，在未受到信贷配给和受到信贷配给两种状态下，经营规模对规模经济和土地生产率的影响存在显著差异的同时，信贷资金的边际影响也应存在显著差异。对于受到信贷配给的经营主体而言，信贷资金的短缺对农业生产经营的不利影响既可能表现为经营主体扩大经营规模后无力购入农业机械设备或进行农业灌溉设施投资，也可能表现为降低亩均物质资本投入强度。因此，信贷资金应当表现出对成本控制或产量维持的显著促进作用。对于未受到信贷配给的经营主体而言，此时其资金使用效率已经达到临界点，即处于 Foltz (2004) 所说的信贷资金支持“影子价格”为零的状态。表 5 中的回归结果印证了这一点。在未受到信贷配给的两个主方程中，亩均信贷规模的影响均不显著，即信贷资金对单位产量成本和单位土地面积产量均无边际影响。而在受到信贷配给的两个主方程中，亩均信贷规模对单位产量成本和单位土地面积产量均有显著的正向影响。此外，无论是否受到信贷配给，土地确权对土地生产率均有显著的负向影响，即提高地权稳定性不利于提高单位土地面积产量，结合中国土地确权进程来看，2015 年是土地确权登记颁证全面铺开的时期，承包户出于自身地权安全性的考虑，可能会选择在此期间短期租出土地，因而出现了土地确权导致土地生产率下降的现象。

（三）不同信贷配给类型下效率损失的比较

本文尝试进一步量化比较不同信贷配给类型的效率损失。以单位土地面积产量为例，理想策略是比较不同信贷配给类型经营主体在未受到信贷配给状态下的单位土地面积产量与实际观测值之差。然而，受限于观测数据缺失，本文将受到信贷配给的经营主体的数据代入未受到信贷配给经营主体的模型中，计算出未受到信贷配给状态下单位土地面积产量的拟合值并与观测到的受到信贷配给下的真实值做差。该思路借鉴了 Guirking and Boucher (2008) 的实证策略，即先采用 (8) 式所示的模型估计受到信贷配给的经营主体样本由信贷配给造成的农业生产效率损失，再根据上述模型

计算出的单位土地面积产量损失拟合值，比较不同信贷配给类型经营主体单位土地面积产量损失程度的差异^①。模型的具体形式如下：

$$\hat{\Delta}_i = (\hat{\theta}^n - \hat{\theta}^c) S_i^c + (\hat{\phi}^n - \hat{\phi}^c) L_i^c + (\hat{\beta}^n - \hat{\beta}^c) X_i^c \quad (8)$$

(8) 式中， $\hat{\Delta}_i$ 表示在受到信贷配给的规模经营主体中，本文关注的被解释变量在未受到信贷配给和受到信贷配给两种情况间的差异拟合值； S_i^c 、 L_i^c 和 X_i^c 分别表示受到信贷配给状态下的经营规模、亩均信贷规模和控制变量； $\hat{\theta}^n$ 、 $\hat{\phi}^n$ 和 $\hat{\beta}^n$ 分别表示由内生转换回归模型拟合出的未受到信贷配给状态下的经营规模、亩均信贷规模和控制变量对应的系数； $\hat{\theta}^c$ 、 $\hat{\phi}^c$ 和 $\hat{\beta}^c$ 分别表示由内生转换模型拟合出的受到信贷配给状态下的经营规模、亩均信贷规模和控制变量对应的系数。

表 6 汇报了不同信贷配给类型下的农业生产效率损失。其中，信贷配给类型的识别与分类借鉴了 Boucher et al. (2009) 的策略。具体而言：未受到信贷配给包括无名义正规信贷需求或正规信贷需求得到全额满足；风险型配给是指因担心违约、丧失抵押物、预期贷款申请会被拒绝、抵押物要求过高、仍有未偿还贷款而未申请贷款；交易成本型配给是指因申请程序太复杂或时间太长、规模太小或贷款期限过短而未申请贷款；数量型配给是指申请贷款额度部分得到满足或是被全额拒绝。总体来讲，信贷配给对单位产量成本和单位土地面积产量的影响较为明显。对于受到信贷配给的经营主体而言，信贷配给使其单位产量成本相较于未受到信贷配给时提高了 0.22 元/公斤 (21.78%)。而数量型信贷配给的影响更大，它使单位产量成本相较于未受到信贷配给时提高了 0.34 元/公斤 (31.08%)。在自我信贷配给中，与未受到信贷配给的情况相比，风险型信贷配给使经营主体的单位产量成本高出 0.16 元/公斤 (17.89%)，交易成本型信贷配给使经营主体的单位产量成本高出 0.11 元/公斤 (13.51%)。对于受到信贷配给的经营主体而言，信贷配给使其单位土地面积产量相较于未受到信贷配给时下降了 211.36 公斤/亩 (26.93%)。其中，数量型信贷配给使经营主体的单位土地面积产量相较于未受到信贷配给时下降了 267.74 公斤/亩 (33.37%)，而交易成本型信贷配给使经营主体的单位土地面积产量相较于未受到信贷配给时下降了 189.23 公斤/亩 (20.66%)，风险型信贷配给的影响最小。可以发现，数量型信贷配给对成本控制和土地生产率维持的不利影响高于自我信贷配给。其原因可能在于，受到数量型信贷配给的经营主体均已向银行提出贷款申请，在考虑贷款利率、交易成本及贷款风险等因素后他们仍具有正收益预期。相比于仅具有名义信贷需求的受到自我信贷配给经营主体，受到数量型配给经营主体的更有效的信贷需求未被满足时，所观测到的效率损失也更高。

表 6 不同信贷配给类型下的农业生产效率损失

^①Guirkinger and Boucher (2008) 指出，理论上应当采用以下方程估计由于信贷配给造成的农业生产效率损失： $E(\Delta_i | B_i = 1) = (\alpha^n - \alpha^c) + (\theta^n - \theta^c) S_i^c + (\phi^n - \phi^c) L_i^c + (\beta^n - \beta^c) X_i^c + E(u_{in}^c - u_{ic}^c | B_i = 1)$ ，然而，他们认为由于半参数估计下 μ_i 、 u_i^n 和 u_i^c 的联合分布无法估计，并且家庭层面对被解释变量的固定效应无法在回归中实现可靠估计，因此，他们借助线性估计方法估计效率损失，并假定家庭层面固定效应在是否受到信贷配给的样本组间是一致的，即采用正文中 (8) 式进行估计。

信贷配给下的农业规模经济与土地生产率

		自我信贷配给			数量型 信贷配给	合计
		交易成本型	风险型	小计		
单位产量成本	$\hat{\Delta}$ (元/公斤)	-0.11	-0.16	-0.13	-0.34	-0.22
	$\hat{\Delta}/\hat{Y}^n$ (%)	-13.51	-17.89	-15.16	-31.08	-21.78
单位土地面积	$\hat{\Delta}$ (公斤/亩)	189.23	161.88	171.24	267.74	211.36
产量	$\hat{\Delta}/\hat{Y}^n$ (%)	20.66	25.13	22.35	33.37	26.93

注：出于直观的考虑，进行比较之前对单位土地面积产量的拟合值进行了指数处理。

五、主要结论与启示

本文利用 2015 年黑、豫两省 976 个农业规模经营主体样本的截面数据，采用内生转换回归模型考察了信贷配给视角下农业生产经营的规模经济与土地生产率。结果显示，在中国特殊的农地产权和抵押制度下，扩大经营规模对单位产量成本和单位土地面积产量的影响受到信贷市场不完善的制约。一方面，对于受到信贷配给的经营主体，其单位产量成本随经营规模的扩大而增加，而对于未受到信贷配给的经营主体，他们能够进行更有效的成本控制；另一方面，受制于资金短缺，扩大经营规模会降低经营主体的亩均投入强度，进而降低单位土地面积产量。进一步地，本文估计出，对于受到信贷配给的经营主体而言，信贷配给使其单位产量成本提高 21.78%，单位土地面积产量减少 26.93%，且数量型信贷配给对单位产量成本和单位土地面积产量的不利影响高于自我信贷配给的影响。因此，通过推动适度规模经营解决农民增收和粮食安全问题的政策目标能否实现，受到农地产权和抵押制度不健全、信贷市场不完善等诸多因素的影响。

为解决上述问题，本文认为，在推进农业适度规模经营的同时，政府应当进一步建立完善农村产权交易平台，规范农地流转市场，以合同的形式稳定经营主体的农地经营权预期，使其有激励对农地进行长期投资。同时，未来应当在继续放宽农地经营权抵押贷款限制的基础上，不断加强农地估值、流转系统平台建设，探索农地经营权这类特殊资产的抵押处置机制。此外，应继续鼓励金融创新，使经营主体除了可以凭借农地经营权抵押贷款缓解流动性约束之外，还可以借助信用评级、小组贷款、供应链金融等不依赖于传统抵押物的信贷制度获得信贷资金，从而在缓解其信贷配给的同时实现农业适度规模经营的规模经济并提高土地生产率。

参考文献

1. 蔡昉、李周，1990：《我国农业中规模经济的存在和利用》，《当代经济科学》第 2 期。
2. 蔡昉、王美艳，2016：《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》，《经济研究》第 5 期。
3. 陈锡文，2013：《构建新型农业经营体系刻不容缓》，《求是》第 22 期。
4. 褚保金、卢亚娟、张龙耀，2009：《信贷配给下农户借贷的福利效果分析》，《中国农村经济》第 6 期。
5. 朱晶、晋月，2017：《农业基础设施、粮食生产成本与国际竞争力——基于全要素生产率的实证研究》，《农业技术经济》第 10 期。

6. 郜亮亮、冀县卿、黄季焜, 2013: 《中国农户农地使用权预期对农地长期投资的影响分析》, 《中国农村经济》第 11 期。
7. 黄季焜、冀县卿, 2012: 《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》, 《管理世界》第 9 期。
8. 黄宗智, 2010: 《中国的隐形农业革命》, 北京: 法律出版社。
9. 仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚, 2017: 《经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国 4 省地块层面调查数据的实证分析》, 《中国农村经济》第 6 期。
10. 张红宇, 2018: 《中国现代农业经营体系的制度特征与发展取向》, 《中国农村经济》第 1 期。
11. Barrett, C. B., 1996, "On Price Risk and the Inverse Farm Size-productivity Relationship", *Journal of Development Economics*, 51(2): 193-215.
12. Boucher, S. R., M. R. Carter, and C. Guirkinger, 2009, "Risk Rationing and Wealth Effects in Credit Markets: Theory and Implications for Agricultural Development", *American Journal of Agricultural Economics*, 90(2): 409-423.
13. Carter, M. R., 1988, "Equilibrium Credit Rationing of Small Farm Agriculture", *Journal of Development Economics*, 28(1): 83-103.
14. Carter, M. R., and P. Olinto, 2003, "Getting Institutions 'Right' for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment", *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1): 173-186.
15. Feder, G., 1985, "The Relation between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraints", *Journal of Development Economics*, 18(2-3): 297-313.
16. Foltz, J. D., 2004, "Credit Market Access and Profitability in Tunisian Agriculture", *Agricultural Economics*, 30(3): 229-240.
17. Guirkinger, C., and S. R. Boucher, 2008, "Credit Constraints and Productivity in Peruvian Agriculture", *Agricultural Economics*, 39(3): 295-308.
18. Maddala, G. S., 1983, *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
19. Mottaleb, K. A., T. J. Krupnik, and O. Erenstein, 2016, "Factors Associated with Small-scale Agricultural Machinery Adoption in Bangladesh: Census Findings", *Journal of Rural Studies*, 46 (4): 155-168.
20. Mushinski, D. W., 1999, "An Analysis of Offer Functions of Banks and Credit Unions in Guatemala", *The Journal of Development Studies*, 36(2): 88-112.
21. Schultz, T. W., 1964, *Transforming Traditional Agriculture*, Chicago: The University of Chicago Press.
22. Sen, A. K., 1966, "Peasants and Dualism with or without Surplus Labor", *Journal of Political Economy*, 74(5): 425-450.
23. Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *The American Economic Review*, 71(3): 393-410.
24. Tybout, J. R., 1984, "Interest Controls and Credit Allocation in Developing Countries", *Journal of Money, Credit and*

Banking, 16(4): 474-487.

(作者单位: ¹南京农业大学金融学院;
²江苏农村金融发展研究中心;
³农业部农村经济研究中心)
(责任编辑: 董 翀)

The Economies of Scale and Productivity under Credit Rationing in Chinese Agriculture

Zhang Longyao Zhou Nan Xu Yuyun Wu Bi

Abstract: This article employs an endogenous switching model to evaluate the impact of formal access credit on the economies of scale and productivity of agricultural operations, using a dataset covering 976 scaled agricultural operations in Heilongjiang and Henan provinces. The study finds that, on one hand, under the rural land rights and mortgage systems of China, the average cost of agricultural production increases as operation scale becomes larger. On the other hand, formal credit rationing and unstable land title can reduce input intensity in agriculture, which further reduces land productivity per area. The study estimates that credit rationing can increase the cost per area of land by 21% and decrease land productivity per area by 26% in the region under study. The efficiency loss in quantity rationing is higher than that in self-rationing.

Key Words: Economies of Scale; Land Productivity; Credit Rationing; Endogenous Switching Regression Model