

# 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

仇焕广 刘 乐 李登旺 张崇尚

**摘要：**本文利用2015年全国4省1703个地块层面的调查数据，将地权稳定性纳入单产模型，考察了土地流转快速发展背景下经营规模与土地生产率之间的关系。实证分析结果表明：经营规模的扩大在短期内不会带来土地生产率的下降，二者之间呈现稳健的“倒U型”关系。此外，保障地权稳定性亦有助于提高土地生产率，自有地块单产显著高于转入地块单产，在相关土地交易平台登记注册对提高粮食单产具有显著的正向作用，但签订纸质土地流转合同和约定土地流转期限对作物单产均未产生显著影响。因此，从保障国家粮食安全的政策视角出发，政府应该赋予农民更为稳定的土地使用权，稳步推进土地适度规模经营发展。

**关键词：**土地流转 经营规模 地权稳定性 土地生产率

**中图分类号：**F32 **文献标识码：**A

### 一、问题的提出

土地经营规模与农业生产效率之间的负向关系是农业经济学的经典话题之一（例如 Chayanov, 1925），更是关系到包括中国在内的全球众多发展中国家农村发展和粮食安全的重要命题。事实上，这一负向关系假说自提出之后就引起了学术界的广泛关注和积极回应（例如 Sen, 1962; Battese and Corra, 1977; Heltberg, 1998），尤其是得到了以发展中国家为分析对象的实证研究的支持（例如 Kimhi, 2006; Assuncao and Braido, 2007），因而也被视为传统农业的主要特征。除去耕地面积测量误差（Lamb, 2003; Carletto et al., 2013）、遗漏地块质量变量（Bhalla and Roy, 1988; Barrett et al., 2010）以及规模种植户雇工过程中的交易成本和监督（Eswaran and Kotwal, 1985; Barrett, 1996）问题外，学者们更多地将上述负向关系的产生归因于农村地区土地和劳动力要素市场不完善所导致的小农户过度投入劳动力这一“非理性行为”（例如 Bardhan, 1973; Newell et al., 1997），学者们

\*本文研究得到国家自然科学基金项目“农地流转合约选择的机制分析及其对农业生产效率的影响研究”（项目编号：71673290）、国家自然科学基金面上项目“我国农村可再生能源消费的影响因素与激励政策研究”（编号：71473255）、和中国农业科学院科技创新工程（项目编号：ASTIPIAED-2017-03）的资助。

运用中国农业数据所做的一系列实证分析亦在很大程度上佐证了相关解释（例如 Fleisher and Liu, 1992; 高梦滔、张颖, 2006）。

在政策层面，中国政府则在不断加快推进土地规模经营的步伐，希望通过扩大土地经营规模来解决“小农户”与“大市场”之间的矛盾，实现工业化、城镇化和农业现代化同步发展（陈锡文, 2013）。当前，这一政策趋势日益明显。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》中明确提出：“要加快转变农业发展方式，发展多种形式适度规模经营，发挥其在现代农业建设中的引领作用”<sup>①</sup>。农业部的数据显示，截至 2016 年 6 月底，全国超过 1/3 的农村承包土地进行了流转，经营耕地面积在 50 亩以上的规模经营农户超过了 350 万户<sup>②</sup>。然而，规模经营的快速发展可能会对粮食单产有负向影响，如许庆（2011）和倪国华、蔡昉（2015）的研究表明：土地经营规模的扩大有助于劳动生产率的提高和单位面积生产经营成本的下降，但从提高粮食单产、保障国家粮食安全的角度看，扩大土地经营规模引人担忧。

值得注意的是，当前中国农村劳动力供给结构和农业生产要素配置情况发生了很大变化：首先，中国农村居民非农就业机会不断增加，农村青壮年劳动力大量外流，农业劳动力老龄化逐渐成为普遍现象，这一劳动力市场结构使得农户过度投入劳动力的可能性大大降低。以 2015 年为例，全国农民工总量为 27747 万人，其中，40 岁以下农民工所占比重为 55.2%<sup>③</sup>。其次，随着农户劳动力非农就业比例的不断增加，非农收入已经成为不少农户的重要收入来源，农户在农业生产中倾向于更少的劳动投入（Taylor et al.; 2003; 李明贤、樊英, 2013），小农户“精耕细作”的意愿与可能性大大降低。再者，农业劳动力老龄化与农户非农就业增加也催生了省力机械的开发与推广，农业机械对劳动力的要素替代不断增强（吕炜等, 2015; Wang et al., 2016），而农户生产经营规模的扩大有利于大型机械设备使用效率的提升和先进技术的推广，农户的生产能力亦随之提高。显然，在上述现实背景下，农地经营规模与农业生产效率之间反向关系成立的条件逐渐被弱化。

此外，土地使用权的稳定性会通过影响农民对土地权利保障的信心、农民对土地使用权的长期预期及农户信贷可获得性等途径影响农民对农地的长期投资以及新技术、新品种的采用（Deininger and Jin, 2006; 黄季焜、冀县卿, 2009），进而影响到农业生产效率。但是，既有研究在讨论土地经营规模与农业生产效率之间的关系时却较少考虑到这一因素。具体来讲，地权不稳定会导致农户对所使用的土地缺乏安全感，他们对有机肥的使用、秸秆还田等长期投资的积极性亦随之下降，难以合理安排生产，要素配置效率低下，最终导致土地产出效率下降（姚洋, 1998）。中国农村土地细碎化问题严重，农业生产规模的扩大主要依赖于农村土地流转市场的发育，即农村土地经营权在农户之间的流转（郜亮亮等, 2011; Deininger et al., 2014）。农户自有土地与转入土地的不同属性代表

<sup>①</sup>参见《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》，[http://news.xinhuanet.com/fortune/2015-11/03/c\\_1117027676.htm](http://news.xinhuanet.com/fortune/2015-11/03/c_1117027676.htm)。

<sup>②</sup>数据来源：[http://news.xinhuanet.com/politics/2016-11/17/c\\_1119933443.htm](http://news.xinhuanet.com/politics/2016-11/17/c_1119933443.htm)。

<sup>③</sup>数据来源：[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428\\_1349713.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428_1349713.html)。

了不同的地权稳定性，不同的转入地因其契约安排情况的不同亦存在使用权稳定性的差异，生产经营规模的扩大对土地生产率的阻碍作用很可能是地权不稳定导致的。综合考虑上述两种影响因素后，农户土地经营规模与农业生产效率之间的反向关系同样存疑。

综上所述，在中国农村劳动力非农就业不断增加、规模经营持续发展的背景下，土地经营规模与农业生产效率之间存在反向关系的前提条件逐渐被弱化。此外，不同于欧美国家的家庭大农场模式，中国农村土地细碎化程度大，地块是农户最基本的生产单位。现有相关研究大多从农户层面展开分析（例如辛良杰等，2009；李文明等，2015），鲜有研究同时考虑地权稳定性和经营规模对农业生产效率的影响，容易形成有偏估计（例如黄祖辉等，2014；冒佩华等，2015）；现有研究也未充分考虑转入地块契约安排的差异（例如陈训波等，2011；王建英等，2015）。这些都为本文研究提供了进一步拓展的空间。

本文拟利用 2015 年全国 4 省 1040 户农户 1703 个地块层面的调查数据，构建地块层面的单产模型，分别考察在纳入地块属性以及转入地不同的契约安排后，地块大小与土地生产率之间的关系。为实现该研究目标，本文其余部分安排如下：第二部分为本文的理论逻辑与研究假说，第三部分构建计量经济模型、选择变量并进行数据描述，第四部分分析模型估计结果并进行稳健性检验，第五部分总结研究内容并提出政策建议。

## 二、理论逻辑与研究假说

随着中国农村劳动力非农就业比例的不断增加，农村劳动力市场呈现农业劳动力老龄化与劳动力雇佣成本不断上涨并存的局面，这在很大程度上降低了小农户在土地上投入劳动力的数量（陈锡文等，2011；林本喜、邓衡山，2012）。小农户的兼业身份使其很难对农作物实行较为细致化的管理，部分农户甚至出现耕地抛荒现象，这也弱化了土地经营规模与农业生产效率之间负相关关系存在的条件。随着农业机械化程度的不断提高，资本与新技术对劳动力的要素替代逐渐显现，劳动力已经不再是制约农业生产效率提高的核心要素，而扩大土地规模尤其是农户转入自有地块的相邻地块能够有效解决当前土地细碎化的问题，有助于先进机械设备的使用，从而促进对生产要素的优化配置（范红忠、周启良，2014；Wang et al., 2015）。不仅如此，农业规模化发展是实现农业产业集群效应的前提，对农业的交易效率、生产效率等产生积极影响。与小农户相比，大规模农户拥有更强的应对自然灾害的能力，这都将有利于土地生产率的提高。因此，适度扩大生产经营单位的规模，使土地、资本、劳动力等生产要素配置趋向合理，有助于农业生产效率的提高。基于此，本文提出研究假说 1：

**H1：**适度扩大经营规模有助于土地生产率的提高。

与此同时，中国农村地区正发生着大规模的土地流转，在当前土地制度安排下，农户间的土地流转成为实现土地规模经营的必然选择，它同时促进了生产要素在不同农户之间的合理配置（陈海磊，2014）。不仅如此，土地流转也在客观上造成了自有地块与转入地块在地权属性上的差异以及不同契约安排下转入地之间地权稳定性的差异。已有研究表明，农户对于土地使用权稳定性预期的差

异将直接影响包括施用有机肥、秸秆还田等在内的改善土壤长期肥力的中长期投资行为，农户倾向于改善对自有土地和其他使用权更稳定性的土地的长期投资及管理（Deininger and Jin, 2006；郜亮亮等，2013）；而不稳定的地权如同对农户征收了随机税，降低了他们对于该地块未来投资收益的稳定性及可得性的预期，弱化了其增加当期投资的动力（俞海、黄季焜，2003；Lovo, 2016），进而可能对作物产量产生负向影响。相反，土地产权的稳定性有利于保障农户经济收益的确定性，土地经营者能够有保障地得到土地长期投资所带来的收益，有利于提高其生产积极性，因而也有利于提高农业生产率。一般而言，自有地块相较于转入地块承包期更长，农户生产决策的自主性更大，因而具有较好的使用权稳定性。基于此，本文提出研究假说 2：

**H2：**地块属性影响土地生产率，自有地块单产高于转入地块。

而对于不同契约安排的转入地块而言，更为稳定、正式的契约关系能够更好地约束土地流转双方的行为，也在一定程度上能够保障转入方使用权的稳定性和收益预期。一般而言，书面合同比口头合同更为正式，它对于租金形式、租赁期限等的规定可能更为详尽，因而有书面合同的流转地块有着更强的使用权稳定性；租赁期的长短亦会影响农户的长期投资行为和对土地的经营管理，在较长的租赁期限内，农户有机会对转入地进行平整、改善其原有的土壤条件及耕作条件，因为他更有望在未来获得农业长期投入带来的收益。此外，土地流转市场的发育情况也会影响农户对于转入地块使用权稳定性的预期。部分地方的农户在村委会或地方政府搭建的不同级别的流转平台对转入地块进行登记注册，这可以视作政府对转入地块合法性与可持续性的背书，因而，农户对在相关平台登记注册的转入地块有着更高的使用权稳定性预期。基于此，本文提出研究假说 3：

**H3：**转入地在契约安排上的差异会影响土地生产率，签订纸质契约、延长土地流转期限以及在相关流转交易平台登记注册有利于土地生产率的提高。

### 三、计量经济模型与数据描述

#### （一）模型的建立与变量的选择

农业生产效率是一个多维度综合性的概念，包括土地生产率、劳动生产率、成本利润率、全要素生产率和技术效率等，目前已有研究大多采用单位土地面积产量，即从土地生产率角度研究农业生产效率（例如李谷成等，2009）。考虑到当前保障国家粮食安全的重要性，本文采用的指标是土地生产率，即以单位地块面积上的粮食产量来衡量农业生产率。此外，中国耕地细碎化现象严重，农户经营总面积分散在多个地块中，本文中农地经营规模指农户某一具体地块的面积。同时，考虑到中国农村土地制度的特殊性，本文重点关注由土地流转所导致的经营权稳定性的差异。因而，本文研究分别从地块属性（即自有地块与转入地块）、流转期限和契约类型三个方面衡量地权稳定性的差异。

一般认为，土地生产率受到农业科技、资本投入、劳动投入、土地投入等要素投入的影响。但已有研究表明，资本与劳动投入很有可能是内生于地块面积的，即化肥、农药、机械、劳动投入等会受到地块面积大小的制约（Bhalla and Roy, 1988；范红忠、周启良，2014），且会受到地权稳定

性的影响而在自有地块与转入地之间以及不同契约安排下的转入地之间有所差异。也就是说，经营规模和使用权稳定性两个因素可以通过影响要素投入的配比关系来影响作物单产，所以在本文中，研究经营规模、地权稳定性与土地生产率之间的关系不是用生产函数来估计，而是分析在各要素价格给定的情况下，不同规模、不同地权稳定性对土地生产率的影响<sup>①</sup>。因此，为了保证估计结果的准确性，在后续变量设定中不将资本和劳动力这两个要素纳入单产模型。考虑到地块质量、农户家庭特征等可能影响土地生产率的因素，并通过控制县级虚拟变量抵消未观测到的地区差异对农业生产可能存在的潜在影响，最终设定如下计量经济模型：

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 DL + \alpha_2 \ln P + \alpha_3 \ln^2 P + \sum_{i=1}^3 \beta_i SO_i + \sum_{j=1}^{10} \beta_j FM_j + \eta DC + \sum_{m=1}^{15} \phi_m PR_m + \xi_1 \quad (1)$$

(1) 式模型用来分析在考虑转入地与自有地块地权属性的差异后，地块大小对土地生产率的影响。(1) 式中， $Y$  为土地生产率，用该地块亩均单产表示，取对数； $DL$  为地块属性虚拟变量，自有地块取值 1，转入地块取值 0； $P$  表示地块大小，单位为亩， $\ln^2 P$  是为了考察经营规模与土地生产率之间可能存在的非线性关系而设置的地块大小的平方项； $SO_i$  为控制地块特征的一组变量，用是否可以灌溉、是否为平地和距离家远近 3 个变量衡量； $FM_j$  是衡量农户家庭特征的一组变量，分别为户主年龄、户主受教育程度、户主是否当过村干部、户主是否开办过公司、户主是否出县打过工、非农就业比例、老人占家庭人口比重、家庭地块总数、户主近 3 年参加技术培训的次数、户主获取农业信息的渠道共 10 个变量，其中，非农就业比例用来衡量农户对土地的依赖程度，家庭地块总数用来衡量农户土地细碎化程度，其余变量用来测度农户的农业生产经验和技能； $DC$  是作物种类虚拟变量，玉米取值 1，水稻取值 0； $PR_m$  是县级虚拟变量； $\xi_1$  是随机扰动项。

为了分析考虑转入地块不同契约安排导致地权稳定性差异后地块大小跟与土地生产率之间的关系，本文设定如下模型：

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P + \alpha_2 \ln^2 P + \alpha_3 CT + \alpha_4 \ln CL + \alpha_5 \ln RE + \sum_{i=1}^3 \beta_i SO_i + \sum_{j=1}^{10} \gamma_j FM_j + \eta DC + \sum_{m=1}^{15} \phi_m PR_m + \xi_2 \quad (2)$$

自有地块样本不进入模型 (2)，在新加入的 3 个变量中， $CT$  为表示契约类型的虚拟变量； $CL$  为土地流转交易合同规定的流转期限，取对数； $RE$  为表示转入地块时是否在相关交易平台登记注册的虚拟变量。

## (二) 数据来源及描述性统计

本文所用数据来源于项目组 2015 年 7 月利用分层抽样方法对黑龙江、河南、四川、浙江 4 个省份的入户问卷调查。项目组在每个省随机选取 4 个县，在每个县随机选取 2 个乡镇，在每个乡（镇）随机抽取 2 个村，并保证在每个乡（镇）随机抽取规模经营户 12 户<sup>②</sup>，普通农户 20 户。其中，对于

<sup>①</sup>本文假设投入品和产出品价格在县内是相同的，所以，如果控制了县级虚变量，就可以不再控制投入品和产出品价格。

<sup>②</sup>样本中涵盖的规模经营户指家庭土地经营规模是其所在县平均土地规模两倍及以上的农户，多为当地的家庭农场、种粮大户、农民专业合作社。

有转入地块的农户，在自有地块和转入地种植相同作物的地块中各随机抽取 1 个地块；对于没有转入地块的农户，在自有地块中随机抽 1 个地块。最终，本文研究共采集到 1040 户样本农户和 1711 个样本地块<sup>①</sup>。其中，河南省样本农户全部为玉米种植户，浙江省样本农户全部为水稻种植户，四川省和黑龙江省样本农户既包含水稻种植户又包含玉米种植户。经过处理后得到的有效样本为 1703 个地块。问卷内容涵盖家庭人口特征、家庭资产、土地流转、粮食生产投入和产出、信贷需求、风险管理等。本文所用变量的描述性统计特征见表 1。

表 1 模型中变量的描述性统计特征

变量名称	变量含义及赋值	均值	标注差	最小值	最大值
土地生产率	地块单产（公斤/亩）	543.632	171.976	50	1200
地块属性	自有地块=1，转入地块=0	0.576	0.494	0	1
契约类型	书面合同=1，口头约定=0	0.284	0.451	0	1
契约期限	转入地约定的流转时间（年）	1.666	2.516	1	21
是否登记注册	转入土地是否在交易平台登记注册；是=1，否=0	0.643	0.479	0	1
地块大小	地块面积大小（亩）	17.433	69.307	0.1	1750
是否可以灌溉	是=1，否=0	0.757	0.429	0	1
是否平地	是=1，否=0	0.819	0.385	0	1
距离家远近	地块距离家远近（公里）	0.944	2.010	0	50
年龄	户主年龄（岁）	53.221	10.643	25	84
受教育程度	户主受教育年数（年）	6.784	3.072	0	16
是否当过村干部	户主职业经历；是=1，否=0	0.315	0.465	0	1
是否开办过公司	户主职业经历；是=1，否=0	0.099	0.299	0	1
是否出县打过工	户主职业经历；是=1，否=0	0.467	0.499	0	1
非农就业比例	家庭非农劳动力与家庭总劳动力之比	0.411	0.337	0	1
老人占家庭人口比重	老人数量与家庭总人口之比	0.351	0.287	0	1
家庭地块总数	土地细碎化情况（块）	12.21	30.23	1	850
参加技术培训次数	户主过去3年参加技术培训的次数（次）	1.699	2.695	0	24
信息渠道个数	户主获取农业信息渠道的个数（个）	3.795	1.902	0	8
作物虚拟变量	玉米=1，水稻=0	0.533	0.499	0	1
地区虚拟变量	县级虚拟变量	—	—	—	—

### （三）模型内生性讨论

土地生产率会直接影响到地权稳定性的表征，即影响到农户对土地的转入转出行为和对转入土地的契约安排，使得地权稳定性成为样本“自选择”的后果，而不是“随机行为”，导致模型产生内

<sup>①</sup>考虑到近年来农村地区非农就业比例增加，在实际抽样的过程中，为了防止部分农户信息缺失影响到样本容量，课题组在部分乡镇随机多选取了 16 个样本，因此，最终采集到 1040 个（1024+16）样本农户。

生性问题。具体来讲，如果土地流转交易的双方存在信息不对称，转出方倾向于把地块质量差的土地流转出去，而转入方则倾向于对土地质量较好的地块通过更稳定的契约安排来保障自身的收益预期，从而模型中设置的有关地权稳定性的变量  $DL$ 、 $CT$ 、 $CL$  具有内生性。因为土地质量好的地块很有可能带来较高的单产，转入户也会根据土地质量的好坏进行其对土地管理与投资的决策进而影响到土地生产率，上述几个变量所识别的地权稳定性对土地生产率的影响很可能代表的是地块质量对单产的影响。但在调查中笔者发现，农户间的土地流转基本上都发生在村民小组内部或者本村成员之间，95%以上的转入方都是通过与本村村民或者村干部沟通了解到转出方的土地流转信息，因而这种“信息不对称”出现的概率很小（如表 2 所示）。另外，本文在模型设定中通过引入地块特征变量对地块质量进行了控制，这也能较好地解决内生性问题。最后，本文将通过倾向得分匹配法（propensity score matching, PSM）进一步对估计结果进行稳健性检验。

表 2 转入方土地流转信息获取渠道

土地流转信息获取渠道	频数	百分比 (%)	累计百分比 (%)
转入方和转出方相互沟通	546	75.62	75.62
村干部	46	6.37	81.99
其他村民	100	13.85	95.84
土地流转信息平台	30	4.16	100.00
合计	722	100.00	—

#### 四、估计结果分析

##### （一）回归结果分析

本文的实证分析有两部分：一是在考虑转入地块与自有地块属性差异的基础上考察地块大小与土地生产率之间的关系，二是在考虑转入地不同契约安排造成地权稳定性差异的基础上分析地块大小与土地生产率之间的关系。方程（1）和方程（5）没有控制地块特征与地权稳定性，方程（2）和方程（6）控制了地块特征，方程（3）和方程（7）控制了地块特征并将地权稳定性纳入单产模型，方程（4）和方程（8）在方程（3）和方程（7）的基础上纳入了资本投入与雇佣劳动投入两个变量后对模型结果进行稳健性检验<sup>①</sup>。结果如表 3 所示。对于所有样本地块，无论是否控制地块特征，地块大小与土地生产率之间均存在稳健的“倒 U 型”关系，其一次项在 1% 的置信水平上显著；而在纳入地块属性变量后，地块大小一次项的显著性水平为 1% 且系数变大，地块属性则在 5% 的置信水平上显著，对地块单产的提高有显著影响。因此，地块规模的扩大并不一定会降低粮食单产，适度扩大土地规模反而有助于土地生产率的提高，这与假说 1 基本一致；自有地块的土地生产率显著高

<sup>①</sup>限于文章篇幅，部分控制变量的回归结果未在回归结果表格中展示。读者如有兴趣，可向笔者索取。

于转入地块，假说 2 基本得到验证。而对于转入地块而言，地块规模与土地生产率之间的“倒 U 型”关系也十分显著，在控制了地块质量、纳入地权稳定性变量后，地块大小这一变量的影响有所提高。

表 3 模型回归结果

变量	地块属性对单产影响（所有地块）				契约安排差异对单产的影响（转入地块）			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
地块属性	—	—	0.013** (0.02)	0.015** (0.02)	—	—	—	—
契约类型	—	—	—	—	—	—	-0.025 (0.03)	-0.024 (0.03)
流转期限（对数）	—	—	—	—	—	—	-0.021 (0.02)	-0.023 (0.02)
是否登记注册	—	—	—	—	—	—	0.075** (0.03)	0.077** (0.04)
地块大小（对数）	0.022*** (0.01)	0.020*** (0.01)	0.023*** (0.02)	0.025*** (0.02)	0.017*** (0.02)	0.013*** (0.02)	0.020*** (0.02)	0.022*** (0.02)
地块大小的平方 （对数）	-0.003* (0.00)	-0.002* (0.00)	-0.002* (0.00)	-0.002** (0.00)	-0.002* (0.00)	-0.001* (0.00)	-0.002* (0.00)	-0.002* (0.00)
资本投入（对数）	—	—	—	0.008** (0.02)	—	—	—	0.065** (0.03)
劳动投入（对数）	—	—	—	-0.006 (0.00)	—	—	—	-0.001 (0.01)
是否可以灌溉	—	0.012 (0.03)	0.011 (0.03)	0.010 (0.03)	—	0.001 (0.03)	0.001 (0.04)	0.001 (0.04)
是否平地	—	0.066*** (0.02)	0.066*** (0.02)	0.065*** (0.02)	—	0.089*** (0.03)	0.082*** (0.03)	0.081*** (0.03)
距离家远近	—	-0.003 (0.00)	-0.002 (0.00)	-0.002 (0.00)	—	0.002 (0.00)	0.002 (0.00)	0.002 (0.00)
非农就业比例	-0.023 (0.02)	-0.024 (0.02)	-0.024 (0.02)	-0.026 (0.02)	-0.004 (0.03)	-0.007 (0.03)	-0.012 (0.03)	-0.009 (0.03)
老人比例	-0.001 (0.03)	-0.002 (0.03)	-0.002 (0.03)	0.001 (0.03)	-0.012 (0.04)	-0.021 (0.04)	-0.024 (0.04)	-0.023 (0.04)
其他家庭特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
作物虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	7.330*** (0.06)	7.296*** (0.07)	7.260*** (0.08)	6.988*** (0.14)	6.623*** (0.09)	6.482*** (0.10)	6.638*** (0.12)	6.482*** (0.22)
调整R <sup>2</sup>	0.391	0.409	0.422	0.423	0.391	0.409	0.422	0.423
F值	68.26	62.76	62.03	62.25	17.29	16.85	15.82	15.04
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000



注：括号内的数值为稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别代表在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；其他家庭特征变量包括户主年龄、户主受教育程度、户主是否当过村干部、户主是否开办过公司、户主是否出县打过工、户主参加技术培训次数、户主获取农业信息的渠道个数、地块数量等；作物虚拟变量以“水稻”为对照组。

本文得到的经营规模与土地生产率的关系与国内部分学者的研究结论一致，在适度经营范围内，土地经营规模的扩大有助于农业生产率的提高（例如辛良杰等，2009；杨春华、李国景，2016）。土地经营规模对农业生产效率的影响是通过影响要素配置情况实现的，土地经营规模的扩大必须与资本、技术、劳动力等生产要素的供给情况相匹配，这样才能实现要素的最优配置。适度扩大土地经营规模有利于实现机械对劳动力的有效替代和先进农业技术的应用，从而提高土地生产率，但过度扩张土地经营规模可能会因为雇工监督等问题影响作物单产。若考虑自有地块与转入地块的属性，地块大小与土地生产率关系的转折点出现在 314 亩；若考虑转入地契约安排差异对使用权稳定性的影响，转入地地块大小与土地生产率关系的转折点在 148 亩。但是，各地区最优生产经营规模的划定必须充分考虑地区要素禀赋差异，切忌“一刀切”。总体而言，当前中国农村土地细碎化程度大，地块面积相对较小，对于大多数农户而言，土地经营规模仍有较大的提升空间，发展适度规模经营不应引起对食物供给可持续性的过分忧虑。

不同的契约安排对土地生产率的影响则存在差异。方程（7）的回归结果显示，土地流转期限对作物单产并未产生显著影响。可能的原因是，当前农村土地流转市场并不成熟，农户的契约意识不强，地块流转期限对农户生产行为并未真正发挥作用；再者，当转出户外出务工状况不理想时，土地可以为其提供基本的生活保障，很多农户虽然将土地转出，但考虑到非农就业存在不稳定性，其土地租赁期限普遍较短，交易双方约定流转期限为 1 年的超过样本总量的 70%，5 年以上的不到样本总量的 10%（见表 4），因而从流转期限看，样本间并无太明显的差异，土地流转期限对农户使用权稳定性预期的影响还很小。

表 4 土地流转合同签订情况

	转入方与转出方关系				交易方约定的流转期限		
	好	中	差	不认识	1 年	2~5 年	5 年以上
频数 (个)	485	215	4	18	557	95	70
占比 (%)	67.18	29.78	0.55	2.49	77.15	13.16	9.69
累计百分比 (%)	67.18	96.96	97.51	100.00	77.15	90.31	100.00

契约类型对土地生产率没有显著影响，这与假说 3 不一致。这可能与当前土地流转交易对象的选择以及乡土社会中村规民约的影响有关。中国农户土地流转大多发生在亲戚朋友之间，转入户与转出户之间关系较好。数据显示，一半以上的转入方表示，自己与转出方私人关系良好（见表 4）。这种乡村社会关系网络在一定程度上保障了契约本身的执行，而不在于其具体形式的设定。此外，

笔者在调查中发现：除部分合作社及大型种植专业户外，大多数农户签订的土地流转契约内容单一，不少农户所谓的“纸质合同”更多的是手写的租金收据，其约束力在乡村内部与口头约定差别不大。相对应地，是否登记注册变量则在 5%的置信水平上显著，说明村集体或第三方土地流转交易平台的发展有助于土地生产率的提高。当前中国农村土地流转市场刚刚起步，土地流转时在村委会或者其他相关交易平台登记注册可以视作政府对土地流转行为的背书，对流转双方都有着较强的约束力，更强化了转入户对土地使用权稳定性的预期。

其他变量对土地生产率影响的估计结果与已有研究结论一致。值得注意的是，非农就业比例与老人比例对农作物单产没有显著的负向影响。这也从侧面说明，在机械化和农业生产服务环节外包快速发展的背景下，不应过度夸大农村劳动力外流与农业劳动力老龄化对农业生产的负向作用。

## （二）稳健性检验

为对上述回归结果进行验证，本文在模型中加入了劳动投入与资本投入两个变量对模型形式进行补充，形成典型的生产函数模型，与本文构造的单产模型进行对比。如表 3 所示，方程（4）和方程（8）与其他方程相比，不管是变量的显著性还是系数的符号，其结果都是一致的。这说明，本文得到的回归结果是稳健的，模型设定合理。

为了进一步分析地块属性差异、契约类型以及是否登记注册所代表的地权稳定性对土地生产率的影响，本文通过倾向得分匹配法（PSM）对之前的回归结果进行检验。以是否自有地块为例，PSM 方法的核心思想是为每个转入地块挑选一个或一些相似的自有地块进行匹配。其中，相互匹配的不同地块之间除了土地属性不同外，其他特征均近似相同。这样，基于相互匹配的地块得到的处理效应可以有效减少由“自选择”问题带来的估计偏误。

为此，首先使用近邻匹配方法进行估计，再通过半径（卡尺）匹配和核匹配方法进行进一步的稳健性检验。自有地块从匹配后的结果（见表 5）可以看出，使用近邻匹配法，地块属性变量平均处理效应（ATT）的 t 值为 2.25，在 5%的置信水平上显著，表明自有地块的单产显著高于转入地块，匹配后平均处理效应为 30.43 公斤/亩；契约类型 ATT 值的 t 值为 0.44，不能拒绝原假设，表明签订纸质合同对地块单产没有显著影响，与前面基本回归方程的结果相一致；是否登记注册这一变量在 1%的置信水平上显著，表明在相关土地交易平台进行登记注册对提高粮食单产具有显著的正向作用。采用半径（卡尺）匹配方法和核匹配方法估算地权稳定性对地块单产的影响与采用近邻匹配方法得出的结果基本一致，表明地权稳定性的提升有助于提高该地块的单产，这就进一步验证了本文的理论预期。

表 5 基于倾向得分匹配方法的 ATT 值

匹配方法	地块属性的影响		契约类型的影响		登记注册的影响	
	差异	t 值	差异	t 值	差异	t 值
近邻匹配	30.43	2.25	10.68	0.44	34.02	2.59
半径（卡尺）匹配	29.26	2.30	10.26	0.42	30.79	2.40

核匹配	28.24	2.18	6.61	0.30	30.50	2.47
-----	-------	------	------	------	-------	------

注：表中的“差异”为参与者平均处理效应（ATT 值），通过 Probit 模型得出倾向得分。各倾向得分模型通过了配平检验；经过匹配后，变量的标准化偏差基本上都小于 10%，且变量的 t 检验结果不能拒绝处理组与控制组无系统性差异的原假设。

## 五、总结与讨论

与已有文献不同，针对当前中国农村地区土地流转不断加快、土地规模经营已是大势所趋这一现实背景，本文利用 2015 年在全国 4 省地块层面的微观调查数据，考察了在纳入自有地块和转入地块属性差异以及转入地不同契约安排所导致的地权稳定性差异后，经营规模与土地生产率之间的关系，并通过变换模型形式及倾向得分匹配方法对回归结果进行了稳健性检验。实证分析结果表明：在地块层面上，由于土地规模经营并不一定带来土地单产水平的下降，发展适度规模经营有利于土地生产率的提高，而且地权稳定性的提高有助于土地生产率的提升。具体而言，在考虑自有地块与转入地地块属性差异后，本文发现，自有地块单产显著高于转入地块；而对于转入地块，签订纸质契约和约定流转期限未能显著提高粮食单产，而在相关土地流转交易平台登记注册对粮食单产具有显著的正向作用。

本文研究结论具有较强的政策意义。根据本文的实证研究结果，不必因为发展土地规模经营而对保障国家粮食安全产生过多忧虑。在中国农业生产技术不断提高、机械化服务不断发展的背景下，为了更好地保障粮食供给，国家应该赋予农民更为稳定的土地承包经营权，继续推进土地确权工作，促进相关土地流转交易平台的建立与发展，鼓励并推进土地经营权流转，稳步推进适度规模经营。此外，从提高粮食产量的角度看，2016 年国家农业部、财政部和各地方政府推出的农业生产经营补贴向规模经营户倾斜的政策有利于提高规模经营户进行土地流转及生产投资的积极性，有着一定的现实意义。但是，补贴标准的设立应该充分考虑地区差异，不应片面追求土地经营规模的持续扩大。

本文通过控制地块质量等方法减少了地权稳定性可能存在的内生性问题，并采用倾向得分匹配方法和变换模型形式对回归结果进行了稳健性检验，其结果支撑了本文研究结论。后续研究可以尝试使用工具变量对研究内容进一步深化。此外，自 2014 年年底起在全国范围内开展的土地确权登记颁证工作很大程度上保障了土地使用权的稳定性，但目前中国大多数农村地区确权登记颁证工作尚未完成，因而本文研究未引入这一变量，这也是后续研究需要进一步讨论的内容。

### 参考文献

- 1.陈训波、武康平、贺炎林，2011：《农地流转对农户生产率的影响——基于 DEA 方法的实证分析》，《农业技术经济》第 8 期。
- 2.陈锡文，2013：《构建新型农业经营体系刻不容缓》，《求是》第 22 期。
- 3.陈锡文、陈昱阳、张建军，2011：《中国农村人口老龄化对农业产出影响的量化研究》，《中国人口科学》第 2 期。

- 4.范红忠、周启良, 2014:《农户土地种植面积与土地生产率的关系——基于中西部七县(市)农户的调查数据》,《中国人口·资源与环境》第12期。
- 5.郜亮亮、黄季焜、Rozelle Scott, 2011:《中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响》,《经济学(季刊)》第3期。
- 6.高梦滔、张颖, 2006:《小农户更有效率?——八省农村的经验证据》,《统计研究》第8期。
- 7.国家统计局, 2016:《2015年农民工监测调查报告》, [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428\\_1349713.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428_1349713.html)。
- 8.李谷成、冯中朝、范丽霞, 2009:《小农户真的更加具有效率吗?——来自湖北省的经验证据》,《经济学(季刊)》第9期。
- 9.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。
- 10.黄祖辉、王建英、陈志钢, 2014:《非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响》,《中国农村经济》第11期。
- 11.李文明、罗丹、陈洁、谢颜, 2015:《农业适度规模经营:规模效益、产出水平与生产成本——基于1552个水稻种植户的调查数据》,《中国农村经济》第3期。
- 12.林本喜、邓衡山, 2012:《农业劳动力老龄化对土地利用效率影响的实证分析——基于浙江省农村固定观察点数据》,《中国农村经济》第4期。
- 13.李明贤、樊英, 2013:《粮食主产区农民素质及其种粮意愿分析——基于6个粮食主产省457户农户的调查》,《中国农村经济》第6期。
- 14.吕炜、张晓颖、王伟同, 2015:《农机具购置补贴、农业生产效率与农村劳动力转移》,《中国农村经济》第8期。
- 15.冒佩华、徐骥、贺小丹、周亚虹, 2015:《农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证》,《经济研究》第11期。
- 16.倪国华、蔡昉, 2015:《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》,《经济研究》年第3期。
- 17.王建英、陈志钢、黄祖辉, 2015:《转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察》,《管理世界》第9期。
- 18.辛良杰、李秀彬、朱会义、刘学军、谈明洪、田玉军, 2009:《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》第5期。
- 19.许庆、尹荣梁、章辉, 2011:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营》,《经济研究》第3期。
- 20.姚洋, 1998:《农地制度与农业绩效的实证研究》,《中国农村观察》第6期。
- 21.杨春华、李国景, 2016:《国际视角下农业生产与经营规模关系的实证分析》,《农业技术经济》第2期。
- 22.Assuncao, J. J., and L. H. Braido, 2007, "Testing Household-specific Explanations for the Inverse Productivity Relationship", *American Journal of Agricultural Economics*, 89(4): 980-990.
- 23.Bardhan, P. K., 1973, "Size, Productivity and Returns to Scale: An Analysis of Farm-level Data in Indian Agriculture", *Journal of political Economy*, 81(6): 1370-1386.
- 24.Barrett, C. B., 1996, "On Price Risk and the Inverse Farm Size-productivity Relationship", *Journal of Development*

*Economics*, 51(2): 193-215.

25.Barrett C. B., M. F. Bellemare., and J. Y. Hou, 2010, “Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity–size Relationship”, *World Development*, 38(1): 88-97.

26.Battese, G. E., and G. S. Corra, 1977, “Estimation of A Production Frontier Model: with Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 21(3): 169-179.

27.Bhalla, S. S., and P. Roy, 1988, “Mis-specification in Farm Productivity Analysis: the Role of Land Quality”, *Oxford Economic Papers*, 40(1): 55-73.

28.Carletto, C., S. Savastano, and A. Zezza, 2013, “Fact or Artifact: The Impact of Measurement Errors on the Farm Size–productivity Relationship”, *Journal of Development Economics*, 103(1): 254-261.

29.Chayanov, A. V., 1925, *The Theory of Peasant Economy*, Manchester, N.J.: Manchester University Press.

30.Deininger, K., S. Jin, F. Xia, and J. Huang, 2014, “Moving off the Farm: Land Institutions to Facilitate Structural Transformation and Agricultural Productivity Growth in China”, *World Development*, 59(3): 505-520.

31.Deininger, K., and S. Jin, 2006, “Tenure Security and Land-related Investment: Evidence from Ethiopia”, *European Economic Review*, 50(5): 1245-1277.

32.Eswaran, M., and A. Kotwal, 1985, “A Theory of Contractual Structure in Agriculture”, *The American Economic Review*, 75(3): 352-367.

33.Fleisher, B. M., and Y. Liu, 1992, “Economies of Scale, Plot size, Human Capital, and Productivity in Chinese Agriculture”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 32(3): 112-124.

34.Heltberg, R., 1998, “Rural Market Imperfections and the Farm Size—productivity Relationship: Evidence from Pakistan”, *World Development*, 26(10): 1807-1826.

35.Kimhi, A., 2006, “Plot Size and Maize Productivity in Zambia: Is There an Inverse Relationship?”, *Agricultural Economics*, 35(1) :1-9.

36.Lamb, R. L., 2003, “Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets, and Measurement Error”, *Journal of Development Economics*, 71(1): 71-95.

37.Lovo, S., 2016, “Tenure Insecurity and Investment in Soil Conservation, Evidence from Malawi”, *World Development*, 78(2): 219-229.

38.Newell, A., K. Pandya., and J. Symons, 1997, “Farm Size and the Intensity of Land Use in Gujarat”, *Oxford Economic Papers*, 49(2): 307-315.

39.Sen, A. K., 1962, “An Aspect of Indian Agriculture”, *Economic Weekly*, 14(4): 243-246.

40.Taylor, J. E., S. Rozelle, and A. De Brauw, 2003, “Migration and Incomes in Source Communities: A New Economics of Migration Perspective from China”, *Economic Development and Cultural Change*, 52(1): 75-101.

41.Wang, J., K. Z. Chen, and S.D.Gupta., and Z. Huang , 2015, “Is Small Still Beautiful? A comparative Study of Rice Farm Size and Productivity in China and India”, *China Agricultural Economic Review*, 7(3): 484-509.

42.Wang, X., L. Han., J. Huang., L. Zhang., and R. Scott, 2016, “Gender and Off-farm Employment: Evidence from Rural

China”, *China and World Economy*, 24(3): 18-36.

(作者单位: 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 陈静怡)

## **Farm Size, Tenure Security and Land Productivity: An Empirical Study based on Plot-level Survey Data from Four Provinces in China**

Qiu Huanguang Liu Le Li Dengwang Zhang Chongshang

**Abstract:** Using plot-level survey data from four provinces in China, this article examines the relationship between farm size and land productivity, adding land ownership to a yield estimation model. The results show that the enlargement of farm size does not necessarily result in a yield decline, forming instead an inverted U-shaped curve. Besides, ensuring the stability of land ownership can increase land productivity. Moreover, the yield of land that is owned originally by farmers is found to be significantly higher than that of being transferred to farmers. Furthermore, it finds that land transfer registration positively affects land productivity in a significant way. Meanwhile, no evidence is found that signing paper contract or the contract duration can significantly influence land productivity. To conclude, the study suggests that, to guarantee food security, the government should provide farmers with more stable land ownership and promote moderate scale operation of farmland in a steady way.

**Key Words:** Land Transfer; Farm Size; Tenure Security; Land Productivity