

# 土地流转的创业效应\*

## ——基于内生转换Probit模型的实证分析

李长生<sup>1</sup> 刘西川<sup>2</sup>

**摘要:** 土地资源的有效利用是农村经济发展的根本要求。基于中国家庭追踪调查6581个农村样本数据,本文采用内生转换Probit模型,在考虑和修正样本选择性偏误的基础上,实证检验了土地转出和转入的影响因素以及土地转出和转入对农民创业影响的异质性作用机理。研究表明:第一,房产市价、金融产品、商业保费和藏书量等因素对农民土地转出有显著正向影响,家庭人口数、距离和藏书量等变量对农民土地转入有显著正向影响。第二,土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响,但土地转入的创业效应更大。第三,土地转出对新生代农民的创业效应比对老一代农民大,土地转入对老一代农民的创业效应比对新生代农民大;土地转出对东北地区农民的创业效应最大,土地转入对东部地区农民的创业效应最大。因此,要以土地转入驱动转出,鼓励农民积极参与土地流转,促进农民创业。

**关键词:** 土地流转 创业 选择性偏误 内生转换Probit模型 平均处理效应

**中图分类号:** F323.2 **文献标识码:** A

### 一、引言

创业是实现创新的过程,是经济过程本身的主要推动力(熊彼特,1942)。农民创业是农民从事特色种植养殖业、加工业、小型工矿企业、餐饮服务业、运输业、农村旅游业以及创办合作组织或协会的行为(朱红根、康兰媛,2013),对经济发展有重大贡献(Aparicio et al., 2016)。然而,并非所有农民的创业都能促进经济增长。不管在发达国家还是发展中国家,不同主体的创业质量存在显著差异(Chowdhury et al., 2019)。土地资源的利用效率是导致农民创业质量差异的重要原因。土地是非常重要的资源,是农民创业的关键投入要素(Petit et al., 2018)。因土地形成的社会、文化、政治和经济关系网络是联结不同群体的重要因素,是影响农民创业的根本要素(Scheyvens et al., 2017)。土地所

---

\* 本文研究得到国家自然科学基金地区科学基金项目“新生代农民工创业过程中融资约束和社会网络交互作用机理研究——以江西省为例”(项目编号:71563017)的资助。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见和建议,但文责自负。本文通讯作者:刘西川。

有权对农民创业有重要影响，能够促进投资，增加创业收入（Falkinger and Grossmann, 2013）。

中国土地制度的不断完善和发展为农民创业提供了制度保障。2017年十九大报告提出的“保持土地承包关系稳定并长久不变，第二轮土地承包到期后再延长三十年”具有指引、评价和预测等作用，健全的继续承包制度有利于稳定农村土地承包关系（李宴，2018）。土地流转和规模经营一直是中央在进行农业经营体制机制改革和现代农业发展过程中的主要政策导向（孔祥智、穆娜娜，2018）。农业农村部统计数据显示，截至2017年6月底，全国家庭承包经营耕地流转面积为4.97亿亩，流转率为36.5%，比2016年底增长3.8%<sup>①</sup>。中国土地流转行为日趋活跃，促进了土地集中，增加了农民收入（钱忠好、冀县卿，2016）。土地流转是解决土地细碎化，实现农地规模化经营的重要途径（马贤磊等，2016），地块规模的增大会提高地块的经济价值和租金，农民偏爱大地块，愿意为面积大的、与自家地相连的地块支付更高租金（纪月清等，2017）。

土地是农民创业最根本的要素之一，然而，实践表明，土地并没有在促进农民创业方面发挥应有作用。虽然中国土地流转市场体现出一定的效率，但农民土地使用权的现实状况与政策规定还存在一定差距（冀县卿、黄季焜，2013）。中国农村地区一度出现稀缺土地撂荒现象，一定程度上阻碍了农业生产效率的提高，需要重新配置土地来解决日益凸显的效率损失问题（李庆海等，2012）。中国土地流转总体水平不高、流转自愿程度下降、农地流转签订合同比例不高（钱忠好、冀县卿，2016）。受经济利益最大化和不确定就业环境的影响，转出土地带来的收入增量不足以激励农民转出土地，可能还面临财富水平降低的风险，农民倾向于保留农地或找人代耕，甚至撂荒土地（庄晋财等，2018）。

那么，为什么实践与理论有如此巨大的落差呢？当前，影响农民土地流转的重要因素有哪些？现行制度下的土地流转能否促进农民创业？其中的作用机理是什么？为了回答这些问题，本文利用CFPS2016年数据，基于现代产权经济学理论和二元经济结构理论，采用内生转换 Probit 模型（Endogenous Switching Probit Model，简称 ESP 模型）实证检验了土地流转的影响因素以及土地流转对农民创业的影响。该模型充分考虑了可观测因素和不可观测因素导致的选择性偏误问题，通过构造“反事实”分析框架使估计结果更为科学。本文的研究为推进土地流转从而促进农民创业提供了实证支持，对于提高农村土地利用效率以及促进农村产业振兴等具有重要现实意义。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）土地转出影响农民创业的理论分析

现代产权经济学理论认为，产权是一个社会强制实施的对物如何使用的权利，包括物的所有权、占有权、支配权、使用权、收益权和处置权等。中国的土地产权制度在不断变革和完善。土地经营权的流转使中国农村土地的“两权分离”变成了“三权分置”，意味着农民不仅拥有“长久不变”的土地承包经营权，而且还拥有其土地经营权（或使用权）的市场出让权或处置权，有助于农民承包土地配置效率的提高和农户土地承包权益的有效实现，还有助于中国农村劳动力的分工分业深化以及土地、

<sup>①</sup> 数据来源：[http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/201808/t20180831\\_6156654.htm](http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/201808/t20180831_6156654.htm)。

劳动力等基本生产要素的空间优化配置（黄祖辉，2017）。

在农村土地“三权分置”制度下，农民创业能够有效整合农村现有的土地、劳动力等各类生产要素，实现优化配置（朱红根、康兰媛，2013）。土地转出能够在促进农民创业方面发挥重要作用。首先，土地转出能够增加创业土地供给。土地转出能够促使土地流向土地利用效率更高的创业主体（Chamberlin and Ricker-Gilbert, 2016）。土地转出规模增加，更多农民转移出农业生产部门，释放出被土地束缚的大量农村劳动力，使得农村土地能够流向专业农户和种田大户（闫小欢、霍学喜，2013）。其次，土地转出能够增加劳动力供给。土地转出释放的劳动力既能够满足创业主体的用工需求，又能够产生劳动力的集聚效应。劳动力集聚的外部性对于创业有积极的推动作用（叶文平等，2018）。再次，土地转出能够降低农民创业成本。为了保证土地流转合约的稳定性和降低违约损失，转出户确实会降低转入户的租金水平（仇童伟等，2019）。更多的农民选择非农就业后，土地供给增加，在土地流转的情况下，农村土地租金普遍低于无土地流转的情况（周文等，2017）。最后，土地转出能够促进非农就业，提升农民创业能力。土地转出能够解放家庭农业劳动力，提升家庭成员非农就业比例（Willmore et al., 2012），农民在非农就业过程中获得的社会网络和产业网络双重嵌入，有利于农民感知、识别和开发创业机会，并抓住机会落实创业计划（庄晋财等，2014）。

综上所述，本文提出研究假说1：土地转出能够影响农民创业。

## （二）土地转入影响农民创业的理论分析

二元经济结构理论认为，由于农村土地数量不能随人口的增长而增加，农业部门的产出必然会受到土地数量的限制，导致整个部门的边际收益递减。提高农业部门土地要素的边际产出必须依靠提高农业劳动生产率，需要对土地进行重组和优化配置，实现土地规模经营。中国农村土地需要从边际生产率低的使用者转向边际生产率高的经营者，从而实现优化配置（韩长赋，2018；林晨，2018；柏培文、杨志才，2019）。

农民创业有助于实现农村土地适度规模经营，需要发挥土地在促进农民创业中的重要作用。土地转入能够促进农民创业。首先，土地转入能够满足创业主体的用地需求，激发那些在非农就业过程中掌握了技术、积累了资金并且能够识别商业机会的农民返乡创业，能够促进专业大户、家庭农场、农民合作社和农业产业化龙头企业等各类新型农业经营主体的发展。其次，土地转入有利于缓解创业农民的融资约束。金融资本不足导致的流动性约束是创业者在创业前期普遍面临的难题，融资是解决这一难题的重要途径之一（董晓林等，2019）。2020年中央一号文件要求“推动土地经营权依法合规抵押融资”。作为一种金融资产，土地是最优良的抵押品，其金融化发展在农民获得信贷资本方面能发挥重要作用（Kaika and Ruggiero, 2016）。土地转入后，农民以其依法取得的土地经营权作为债权担保取得贷款，解决“贷款需要抵押而农民缺乏有效抵押品”的融资风险难题。

根据以上分析，本文提出研究假说2：土地转入能够影响农民创业。

## （三）土地转出和转入影响农民创业的异质性分析

已有研究发现，年龄和地区是影响农民创业的重要因素。年龄对农民工返乡创业意愿的影响存在显著差异，相对于30岁以下的农民工，30至39岁的农民工创业意愿更强，当年龄超过40岁以后，创业

意愿不断下降（朱红根、康兰媛，2013）。农民创业的阅历以及经验会随着年龄的增长而增加，不同地区农民创业存在较大差别，原因在于，东部政府支持力度不够，中部资金获取困难，西部农民创业意识薄弱等（张应良等，2014），中国东部和中部地区的农民比西部地区的创业活跃程度更高（董晓林等，2019）。

土地流转对农民创业的影响具有年龄和地区异质性。土地转出后，年轻农民在非农就业过程中能够获得更多的创业资源和技能，创业机会的识别和把握能力更强，协调、融合创业资源的效率更高。土地转入后，年长农民在农村拥有更丰富的社会网络和产业网络，能够及时发现农业领域有价值的创业机会并合理配置各种创业资源。中国地域辽阔，各经济区域间的土地流转状况和特征有所差别，对农民创业产生不同影响。中国土地流转率的空间特征为“南高北低，东高西低”，造成这种空间差异性的主要原因是土地质量、交易费用 and 经济发展状况等（王亚辉等，2018）。比如，东北地区拥有中国最大的平原，相比其他地区，土地质量更高，交易费用更小，土地转出产生的劳动力集聚效应更大，创业效应可能更明显。与其他地区相比，东部地区经济发育程度更高，土地转入的融资效率更高，转入土地的边际产出更高，创业效应可能更大。因此，本文提出以下研究假说：

研究假说 3：土地转出和转入对农民创业的影响存在年龄和地区异质性。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文使用北京大学中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）2016年数据，样本覆盖了25个省、市和自治区，收集了个体、家庭和社区三个方面反映中国社会、经济、人口、教育和健康等方面的数据。该数据包含土地流转和创业等相关信息，适合本文研究内容。CFPS2016年数据共有14020个样本，城镇和乡村样本数分别为6917和7103。另外，农业农村部的数据显示，截至2017年6月底，流转入企业的承包地面积超过5200万亩，占比只有10.5%<sup>①</sup>，说明现阶段中国土地流转的主体是农民。因此，根据本文研究主题，保留和农民创业密切相关的7103个乡村样本，剔除缺失数据和异常数据样本后，得到6680个样本。理论上讲，土地流转包括土地转出、转入和既转出又转入三种情况，但样本中既转出又转入土地的样本只有99个，占比仅为1.5%。为便于分析，本文土地流转界定在仅有土地转出和仅有土地转入两种情况，删除既转出又转入土地的99个样本，最终得到6581个样本<sup>②</sup>。

#### （二）变量设计

1. 因变量：创业。根据上文对农民创业概念的界定，参考周广肃等（2015）、董晓林等（2019）和胡浩、王海燕（2019）的研究，把创业变量设置为二元离散变量，根据CFPS2016问卷中“过去12个月，您家是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业？”来判断农民是否创业，该变量为二元离散变量，回答“是”时赋值为1，否则赋值为0。

<sup>①</sup> 参见《工商资本下乡用地的困境、风险与出路》，网址：[https://m.sohu.com/a/317121173\\_692693](https://m.sohu.com/a/317121173_692693)。

<sup>②</sup> 当然，本文将加入这99个样本，按同样方法估算土地流转的创业效应，对基准回归结果作稳健性检验。

2.处理变量：土地转出和转入。参考Feng et al. (2010)和钱龙、洪名勇(2016)的研究，把土地转出和土地转入设置为二元离散变量。CFPS2016问卷中有两个相关问题，问题一：“过去12个月，您家是否将集体分配的土地出租给了其他人？”。若回答“是”，说明有土地转出，赋值为1，否则赋值为0。问题二：“过去12个月，除去集体分配的土地，您家是否从别人或集体那里租用了土地”。如果回答“是”，说明有土地转入，赋值为1，反之赋值为0。

3.控制变量。控制变量的选用主要参考了Djankov et al. (2006)的创业模型，该模型详细阐述了影响创业的三个方面的因素：第一，经济、政治和法律制度，即创业者的经济状况以及能够激励创业的金融环境和产权保护制度等；第二，社会资本变量，主要指社会网络状况；第三，个人资本变量，主要包括人口学特征变量和个人追求成功的意愿、对待风险的态度等。根据该模型，本文选择房产市价、金融产品、社会网络以及个人特征等相关变量作为控制变量。另外，中国地域广阔，各地区经济发展水平和创业政策不大一样，因此，根据国家统计局2018年发布的《统计制度及分类标准》，把经济区域划分为东部、中部、西部和东北地区，考察不同经济区域土地流转对农民创业的影响。各控制变量的具体含义和设置方法见表1第2列。

4.工具变量。本文选择“村委会所在地距本县县城的距离”和“藏书量”作为工具变量。首先，该距离会直接影响土地价值，从而影响土地流转。农民的藏书越多，认知水平越高，理解和执行土地流转相关政策的能力越强，土地流转的可能性就更大。其次，该距离在农民创业之前就客观存在，并不会对农民创业决策产生直接影响，因此，该距离相对于农民创业是严格外生的。根据上文Djankov et al. (2006)阐述的创业模型，影响创业的因素包括经济、政治制度和社会资本等，没有理由被认为藏书量会直接影响农民创业。因此，选择这两个变量作为工具变量满足外生性条件。下文实证分析部分将详细报告工具变量的检验结果。

### (三) 描述性统计分析

表1后4列报告了各变量的描述性统计。共640位农民在“过去12个月”有创业经历，约占全部样本的10%，其他5941位农民没有创业经历，约占90%。共1621位农民在“过去12个月”转出了土地，占比为25%，没有转出土地的农民为4960位，占比为75%。转入土地的农民共885人，占比为13%，无土地转入的农民数量为5696位，占比为87%。房产市价变量的均值约17万元，最大值为800万元。共539位农民在“过去12个月”购买过股票、债券和基金等金融产品，约占总数的8%。在“过去12个月”，共3151位农民从事非农就业工作，占比为48%。社会网络变量的均值为4050元，最大值为14万元。共970个农民家庭在“过去12个月”有婚嫁和小孩出生等重大事件，约占总样本的15%。共1772个家庭在“过去12个月”为孩子购买了商业保险，总样本的平均保费支出为1168元。距离变量的均值为24.9公里。共3448个家庭中有不同数量的藏书，总样本的均值为28。

表1 变量含义和描述性统计

变量名称	含义	均值	标准差	最小值	最大值
创业	过去12个月，是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业：是=1，否=0	0.097	0.296	0	1

土地流转的创业效应

转出土地	过去 12 个月, 是否将土地出租给他人: 是=1, 否=0	0.246	0.431	0	1
转入土地	过去 12 个月, 是否租用他人土地: 是=1, 否=0	0.134	0.341	0	1
房产市价	您估计您家现在居住的这所房子当前的市场总价 (万元)	17.205	29.791	0	800
金融产品	是否持有股票、基金、国债、信托产品、外汇产品、其他金融资产 (如期货、期权等) 等金融产品: 是=1, 否=0	0.082	0.274	0	1
非农就业	过去 12 个月, 您自家有没有从事农林牧副渔方面的工作, 包括种地、管理果树、采集农林产品、养鱼、打渔、养牲畜等: 没有=1, 有=0	0.479	0.499	0	1
社会网络	过去 12 个月, 您家给亲朋好友的人情礼金额 (千元)	4.050	6.430	0	140
重大事件	过去 12 个月, 您家是否发生过男性娶妻、女性出嫁和小孩出生等重大事件: 是=1, 否=0	0.147	0.355	0	1
商业保费	过去 12 个月, 家里为孩子另外购买商业医疗保险花费的金额 (千元)	1.168	3.542	0	100
年龄	岁	47.621	17.376	16	97
性别	男=1, 女=0	0.489	0.500	0	1
婚姻	已婚=1, 未婚=0	0.637	0.481	0	1
家庭人口数	家庭人口总数	3.964	1.878	1	19
健康状况	健康状况自评: 不好=0, 一般=1, 好=2, 很好=3	1.637	1.058	0	3
小学学历	小学及以下学历=1, 其他=0	0.457	0.498	0	1
初中学历	初中学历=1, 其他=0	0.328	0.469	0	1
高中学历	高中学历=1, 其他=0	0.144	0.351	0	1
大专学历	大专及以上学历=1, 其他=0	0.071	0.256	0	1
距离	村委会所在地距本县县城 (市区) 的距离 (公里)	24.942	7.663	0	90
藏书量	家庭藏书量 (本)	27.509	59.690	0	2000
东部	东部地区=1, 其他=0	0.264	0.441	0	1
中部	中部地区=1, 其他=0	0.257	0.437	0	1
西部	西部地区=1, 其他=0	0.358	0.479	0	1
东北	东北地区=1, 其他=0	0.121	0.327	0	1

表2报告了土地流转条件下农民的创业情况。转出和没有转出土地的创业农民分别有252位和388位, 转入和没有转入土地的创业农民分别为105位和535位。表2的统计说明, 相比没有转出土地的农民, 转出土地农民的创业比例高8%。相比没有转入土地的农民, 转入土地农民的创业比例高3%。

表2 土地流转条件下农民的创业情况

		是否转出土地				是否转入土地			
		是		否		是		否	
		样本数	%	样本数	%	样本数	%	样本数	%
是否创业	是	252	16	388	8	105	12	535	9
	否	1369	84	4572	92	780	88	5161	91
总计		1621	100	4960	100	885	100	5696	100

表3报告了按“是否转出土地”和“是否转入土地”分组后, 得到的分组均值t检验结果。第2、3

列分别表示转出和没有转出土地样本各变量的均值，第4列为两组样本的均值差异。分组均值t检验结果反映出两组样本在是否创业、房产市价、金融产品等方面存在显著差异。比如，转出土地农民的创业比例比没有转出土地农民的高约8%。房产市价方面，转出土地农民的房产市价均值为20.6万元，没有转出土地农民的房产市价均值为16.1万元，两者相差4.5万元。表3第5列和第6列分别报告了转入和没有转入土地样本各变量的均值，最后一列为均值差异。分组均值t检验结果反映了两组样本在是否创业、社会网络、商业保费等方面存在显著差异。比如，转入土地农民的创业比例比没有转入土地农民的创业比例高2.5%。转入土地农民每年给亲朋好友的人情礼支出金额比没有转入农民的高612元。尽管表3直观反映了是否流转了土地情况下一些变量的均值存在显著差异，但并不能说明这些差异是土地转出或转入引起的。要准确论证土地流转的创业效应，必须充分考虑样本“自选择”导致的选择性偏误。因此，本文采用较为科学的内生转换Probit模型进行实证研究。

表3 各变量的均值差异

变量	有转出	无转出	有无转出样本的均值差异	有转入	无转入	有无转入样本的均值差异
创业	0.155	0.078	0.077***	0.119	0.094	0.025**
房产市价	20.620	16.089	4.531***	17.401	17.175	0.226
金融产品	0.131	0.066	0.065***	0.092	0.080	0.012
社会网络	4.147	4.018	0.129	4.579	3.967	0.612***
商业保费	1.559	1.040	0.519***	1.525	1.113	0.412***
非农就业	0.453	0.487	-0.034**	0.481	0.478	0.003
重大事件	0.141	0.150	-0.009	0.176	0.143	0.033***
年龄	47.961	47.510	0.451	47.260	47.678	-0.418
性别	0.477	0.492	-0.015	0.493	0.488	0.005
婚姻	0.630	0.640	-0.010	0.655	0.634	0.021
家庭人口数	3.468	4.126	-0.658***	4.320	3.909	0.411***
健康状况	1.657	1.630	0.027	1.678	1.631	0.047
小学学历	0.437	0.464	-0.027*	0.456	0.458	-0.002
初中学历	0.347	0.322	0.025*	0.320	0.330	-0.010
高中学历	0.147	0.143	0.004	0.153	0.142	0.011
大专学历	0.068	0.071	-0.003	0.071	0.070	0.001
距离	23.290	25.482	-2.192***	25.253	24.894	0.359*
藏书量	31.954	26.056	5.898***	42.885	25.120	17.765***
样本量	1621	4960	6581	885	5696	6581

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

#### (四) 模型构建

内生性是选择计量模型时需要重点考虑的问题。土地流转是农村土地资源重新配置的过程，当非农生产的预期收益与土地租金之和超过自己耕种土地所获得的收益时，农民会选择租出土地；当土地

经营收益超过耕种土地的机会成本与土地租金之和, 农民会选择租入土地(陈飞、翟伟娟, 2015)。农民通过衡量收益决定是否流转土地, 但该决策并不是随机的, 具有“自选择”特征, 需要进行纠正, 否则会得到有偏估计。土地流转决策是很多因素共同作用的结果, 而且, 有些因素是无法观测的, 比如, 农民对土地流转政策的认知能力、对土地流转实践的了解程度以及对土地流转成本的核算等。另外, 非随机对照实验无法得到反事实的相关信息, 很难区别因果关系(Miguel and Kremer, 2004), 需要区分农民在是否流转土地时创业概率的差异。Rosenbaum and Rubin(1983)提出的倾向得分匹配法(PSM)在处理因果关系问题时被广泛应用(如陈飞、翟伟娟, 2015; Martey et al., 2019)。但该方法的缺点在于, 没有考虑不可观测变量带来的选择性偏误(Abdulai and Huffman, 2014; Ma et al., 2018)。

考虑到可观测和不可观测因素导致的选择性偏误问题, 本文参考Lokshin and Sajaia(2011)、Abdulai and Huffman(2014)和Ma et al.(2018)等文献, 采用内生转换Probit模型实证研究土地流转的创业效应。该模型估计分两个阶段。第一阶段用Probit模型估计农民土地流转(转出或转入)概率。借鉴Abdulai and Huffman(2014), 陈飞、翟伟娟(2015)和Ma et al.(2018)等的分析, 假设农民是风险中性的, 土地流转的决策主要取决于土地流转产生的效用。假设农民流转土地能获得的效用为 $T_{li}^*$ , 不流转时为 $T_{oi}^*$ , 如果 $T_i^* = T_{li}^* - T_{oi}^* > 0$ , 农民将选择流转土地, 反之, 不流转土地。但是,  $T_i^*$ 是未观测的, 调研中只能得知农民有没有流转土地, 可由以下公式来表示:

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

(1)式为选择方程,  $T_i=1$ 表示农民流转了土地(转出或转入), 反之为0;  $Z_i$ 是影响土地流转的相关变量,  $\gamma$ 是待估计参数, 衡量各变量对农民土地流转的影响;  $u_i$ 为随机误差项。

ESP模型第二阶段估计土地流转对农民创业的影响, 用下式来估算:

当 $T_i=1$ 时,

$$T_{Ti}^* = \beta_T X_{Ti} + \varepsilon_{Ti}, \quad Y_{Ti} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } T_{Ti}^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } T_{Ti}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2a)$$

当 $T_i=0$ 时,

$$T_{Ni}^* = \beta_N X_{Ni} + \varepsilon_{Ni}, \quad Y_{Ni} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } T_{Ni}^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } T_{Ni}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2b)$$

(2a)和(2b)为结果方程。其中,  $T_{Ti}^*$ 和 $T_{Ni}^*$ 分别表示流转土地和没有流转土地农民的创业概率, 是无法观测的潜变量。 $Y_{Ti}$ 和 $Y_{Ni}$ 分别表示流转土地和没有流转土地的农民是否创业, 可以通过调研得到, 如果创业, 赋值为1, 否则赋值为0。 $X_{Ti}$ 和 $X_{Ni}$ 分别表示流转和没有流转土地农民的创业影响因素。 $\beta_T$ 和 $\beta_N$ 为待估计参数,  $\varepsilon_{Ti}$ 和 $\varepsilon_{Ni}$ 为随机误差项。如果有不可观测变量同时影响 $u_i$ 和 $\varepsilon_{Ti}$ ( $\varepsilon_{Ni}$ ), 导致 $u_i$ 和 $\varepsilon_{Ti}$ ( $\varepsilon_{Ni}$ )的协方差至少有一个显著不为0, 说明模型存在选择性偏误(Lokshin and Sajaia, 2011)。

ESP模型采用完全信息极大似然估计法, 把在第一阶段回归计算出的逆米尔斯比率(即选择性偏误项)加入结果方程进行估计, 解决不可观测变量导致的选择性偏误问题, 能尽量减少因遗漏变量导

致的内生性问题。该方法得到的估计结果比倾向得分匹配法等方法得到的结果更加有效 (Lokshin and Sajaia, 2004)。ESP 模型估算出相关系数后, 还可以计算出土地流转对创业影响的三种平均处理效应, 即处理组的平均处理效应(ATT)、对照组的平均处理效应(ATU)以及总体样本的平均处理效应(ATE)。但是, ATU 和 ATE 的估计结果对政策评估的意义不大, 因为都包含了没有受到相关政策影响的样本的效应, 最重要的估计参数是处理组的平均处理效应 (Heckman et.al, 1998)。因此本文只估算 ATT 来衡量土地流转对农民的创业效应。

#### 四、实证检验与结果分析

##### (一) 土地流转影响因素的 ESP 模型估计结果及分析

表 4 第 2 列和第 5 列分别报告了土地转出和土地转入影响因素的估计结果。房产市值变量在土地转出方程中的估计系数为 0.002, 在 1%统计水平上具有显著性, 说明房产市值提升会显著提高农民转出土地的概率。金融产品变量的估计系数表明, 金融行为和金融意识有利于农民转出土地。商业保费变量的估计结果表明, 为孩子购买商业保险能够显著提高农民土地转出的概率, 可能的原因是, 商业保险弱化了土地的社会保障功能, 促进农民转出土地。家庭人口数越多, 转出土地的概率越小, 转入土地的概率越大, 显示了劳动力在土地利用中的重要作用。相比东部地区, 中部地区、西部地区和东北地区的农民转出土地的概率更小, 而中部和东北地区的农民转入土地的概率更大, 说明经济发展水平对土地流转有重要影响。

表 4 中距离和藏书量变量的估计系数表明, 两个变量对土地转出和转入都有显著影响。当用 Probit 模型估计两个工具变量对创业的影响时, 两个工具变量的估计结果都不显著( $p$  值分别为 0.365 和 0.371)。土地转出和转入影响创业的工具变量模型 (IV-2SLS) 估计结果显示, 第一阶段  $F$  值分别为 27.87 和 15.18, 表明工具变量不是弱工具变量。过度识别检验的  $p$  值分别为 0.419 和 0.358, 均不显著, 没有拒绝“所有工具变量均外生”的原假设。因此, 两个工具变量是合适的。

表 4 土地转出、转入的影响因素及其对农民创业影响的 ESP 模型估计结果

变量	选择方程 (是否转出土地)	结果方程 (是否创业)		选择方程 (是否转入土地)	结果方程 (是否创业)	
		转出土地	未转出土地		转入土地	未转入土地
房产市价	0.002*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.011***(0.001)	-0.000 (0.001)	0.008***(0.001)	0.007 (0.005)
金融产品	0.347*** (0.065)	0.567***(0.173)	2.357***(0.092)	-0.008 (0.076)	2.080***(0.077)	1.470 (1.024)
社会网络	-0.002 (0.003)	0.016** (0.007)	0.027***(0.005)	0.003 (0.003)	0.027***(0.004)	0.019 (0.019)
商业保费	0.029*** (0.008)	0.021 (0.014)	0.067***(0.014)	0.010 (0.007)	0.061***(0.016)	0.028 (0.021)
非农就业	-0.043 (0.035)	0.308***(0.098)	0.414***(0.078)	—	—	—
重大事件	0.045 (0.050)	-0.037 (0.069)	-0.168 (0.115)	0.069 (0.055)	-0.079 (0.089)	-0.171 (0.146)
年龄	0.001 (0.001)	-0.004***(0.002)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.003)
性别	-0.033 (0.034)	-0.008 (0.050)	-0.075 (0.074)	0.010 (0.039)	-0.056 (0.063)	-0.030 (0.095)
婚姻	-0.035 (0.037)	0.126** (0.063)	0.325***(0.086)	0.053 (0.042)	0.315***(0.073)	0.034 (0.128)

土地流转的创业效应

家庭人口数	-0.120*** (0.011)	0.164***(0.017)	0.061***(0.021)	0.054***(0.010)	0.088***(0.016)	-0.042 (0.038)
健康状况	-0.004 (0.017)	0.098** (0.038)	0.203*** (0.036)	0.006 (0.019)	0.209*** (0.030)	0.140 (0.106)
小学学历	0.009 (0.070)	0.059 (0.095)	0.035 (0.157)	-0.024 (0.079)	-0.015 (0.128)	0.137 (0.215)
初中学历	0.088 (0.072)	-0.062 (0.099)	0.080 (0.158)	-0.036 (0.081)	0.014 (0.130)	0.106 (0.214)
高中学历	0.059 (0.079)	0.095 (0.110)	0.156 (0.175)	0.022 (0.090)	0.198 (0.139)	0.087 (0.224)
中部	-0.194*** (0.047)	0.296*** (0.068)	-0.051 (0.105)	0.092* (0.055)	0.095 (0.086)	-0.048 (0.125)
西部	-0.460*** (0.045)	0.454*** (0.065)	-0.102 (0.098)	0.066 (0.052)	0.028 (0.079)	-0.257 (0.181)
东北	-0.209*** (0.058)	0.271*** (0.082)	-0.380** (0.164)	0.191*** (0.069)	-0.178 (0.124)	-0.330 (0.241)
距离	-0.016*** (0.004)	—	—	0.004** (0.002)	—	—
藏书量	0.001*** (0.000)	—	—	0.002*** (0.001)	—	—
常数项	0.228* (0.136)	-0.718 (0.343)**	-3.427*** (0.250)	-1.556*** (0.129)	-3.108*** (0.190)	-0.090 (1.782)
$\rho_1$		-2.404*** (0.665)			-0.266* (0.146)	
$\rho_0$		-0.037 (0.115)			-1.393 (1.248)	
模型拟合		374.85***			92.61***	
优度检验						
对数伪似		-4428.384			-3624.905	
然值						
方程独立		13.39***			13.68***	
性检验						
样本量		6581			6581	

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；②括号内为标准误；③受教育程度变量中大专学历是对照组，经济区域变量中东部是对照组。

## (二) 农民创业影响因素的 ESP 模型估计结果及分析

表4第3列和第4列分别报告了转出和没有转出土地农民创业影响因素的估计结果，表4第6列和最后1列分别报告了转入和没有转入土地农民创业影响因素的估计结果。结果表明，房产市价、金融产品和社会网络对转出和没有转出土地农民以及转入土地农民的创业都有显著正向影响。该结论和Djankov et al. (2006) 的发现是一致的，说明经济状况和社会资本对创业有显著影响。周广肃等 (2015) 以及胡浩、王海燕 (2019) 等学者的研究也印证了社会网络在信息获取以及社会性学习机制等方面对创业决策的重要作用。商业保费对转入土地农民的创业有显著正向影响，说明金融知识和风险意识对创业有促进作用。非农就业对创业有显著正向影响，可能的原因在于，非农就业能增加农民的人均年收入 (Ma et al., 2018)，从而有利于积累创业启动资金。人力资本变量中，家庭人口数和健康状况对转出和没有转出土地农民以及转入土地农民的创业都有显著正向影响。可能的原因在于，人力资本是影响创业的重要因素，人力资本状况会影响创业能力，而个人能力决定了对雇佣劳动力的需求，支配着劳动力在创业者和雇员之间的分配 (Van Praag and Cramer, 2001)。

表4下方报告了土地转出和土地转入模型与创业模型联立估计的误差项相关系数 ( $\rho_0$  和  $\rho_1$ ) 及方程独立性Wald检验值等结果。 $\rho_1$  均为负，且在1%和10%的统计水平上显著，说明创业模型确实存在

样本选择性偏误，这和前文的理论分析是一致的。方程独立性Wald检验值分别为13.39和13.68，均在1%的统计水平上拒绝了选择方程和结果方程相互独立的原假设。模型拟合优度检验都在1%水平上显著。因此，本文采用的ESP模型是合适的。

### (三) 土地流转对农民创业影响的平均处理效应估计结果及分析

表5第二行报告了土地转出对农民创业影响的平均处理效应估计结果。ATT估计值为0.023，*t*值为9.131，在1%的统计水平上显著。其含义是，1621位转出土地农民的创业概率比这些农民没有转出土地时（反事实）的创业概率增加了2.3个百分点。表5第三行是土地转入对创业影响的平均处理效应估计结果。ATT估计值表明，转入了土地的885位农民的创业概率比这些农民在没有转入土地时（反事实）增加了4.8%。本文假说1和假说2得到验证，说明土地转出和转入对农民创业有显著正向影响。

表5 土地转出、转入对农民创业影响的平均处理效应（ATT）

	样本数	ATT	标准误	<i>t</i> 值
土地转出对农民创业影响的平均处理效应	1621	0.023***	0.003	9.131
土地转入对农民创业影响的平均处理效应	885	0.048***	0.003	14.690

注：\*\*\*代表在1%的统计水平上显著。

表5的估计结果还表明，虽然土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响，但相比土地转出，土地转入的创业效应更明显（4.8% > 2.3%）。可能的原因在于，创新是创业的本质和手段（熊彼特，1942）。土地转入者比转出者更需要创新，更能体现和发挥创业主体的企业家才能。在土地流转市场中，转入户是更为主动的市场行动者（仇童伟等，2019）。转入土地的一些新型农业经营主体中，专业大户和家庭农场具有企业特征，也是企业化的经济组织（孔祥智，2014）。从实践来看，2013年中央一号文件提出“鼓励和支持承包土地向专业大户、家庭农场、农民合作社流转，发展多种形式的适度规模经营”，2017年中央一号文件提出“大力培育新型农业经营主体和服务主体”以来，新型农业经营主体和新型职业农民飞速发展，土地转入市场的发展是非常重要的原因之一。

### (四) 土地流转创业效应的异质性分析

不同年龄农民的创业意愿可能会有较大差别，把在1980年及以后出生的农民分在新生代组，反之分在老一代组，考察按年龄分组时土地流转对农民创业的影响。表6第3行和第4行报告了土地流转对创业影响的年龄异质性估计结果。研究表明，土地转出和转入对新生代和老一代农民创业都有显著正向影响。转出土地的新生代和老一代农民的创业概率比没有转出时分别高4.7%和1.2%，转入土地的新生代和老一代农民的创业概率比没有转入时分别高4.4%和4.9%。按年龄分组的异质性估计结果表明，土地流转既能显著促进新生代农民创业，也能显著促进老一代农民创业。但是，比较而言，土地转出对新生代农民的创业效应比对老一代农民大，土地转入对老一代农民的创业效应比对新生代农民大。

表6第5至第8行报告了土地流转对农民创业影响的地区异质性估计结果。结果显示，土地转出和转入对各经济区域农民的创业都有显著正向影响。在东部、中部、西部和东北四个经济区域，转出土地农民的创业概率比没有转出土地时分别高2.9%、3.9%、2.7%和5.0%。土地转入的创业效应估计结果表明，各经济区域转入了土地的农民的创业概率比没有转入土地时分别高7.1%、6.1%、2.6%和4.2%。按

经济区域分组的异质性估计结果表明，虽然各区域土地流转的创业效应都显著为正，但差异性比较明显。相对而言，土地转出对东北地区农民的创业效应最大，土地转入对东部地区农民的创业效应最大。

综上所述，土地转出和转入对农民创业的影响存在年龄和地区异质性。本文假说3得到验证。

表 6 按年龄分组的 ESP 模型估计结果 (ATT)

分样本	土地转出对农民创业影响的平均处理效应				土地转入对农民创业影响的平均处理效应			
	样本数	ATT	标准误	t 值	样本数	ATT	标准误	t 值
新生代	506	0.047***	0.005	9.165	288	0.044***	0.006	7.786
老一代	1115	0.012***	0.003	4.380	597	0.049***	0.004	12.473
东部	569	0.029***	0.004	7.181	205	0.071***	0.008	8.407
中部	422	0.039***	0.005	7.336	238	0.061***	0.007	9.324
西部	408	0.027***	0.005	5.056	324	0.026***	0.003	6.348
东北	222	0.050***	0.007	7.221	118	0.042***	0.008	5.261

注：\*\*\*代表在1%的统计水平上显著。

### (五) 稳健性检验

1. 稳健性检验一：加入既转出又转入土地的 99 个样本。为便于分析，基准回归中删除了既转出又转入土地的 99 个样本。本部分加上这些样本，采用同样方法重新估计土地流转对农民创业的影响，对基准回归结果作稳健性检验。表 7 报告了该稳健性检验结果，表明土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响<sup>①</sup>。第一，土地转出能显著促进农民创业 (ATT 为 0.032, t 值为 10.699)，1720 位转出土地农民的创业概率比没有转出土地时 (反事实) 增加了 3.2%。第二，土地转入也能显著促进农民创业 (ATT 为 0.038, t 值为 14.496)，转入了土地的 984 位农民的创业概率比没有转入土地时增加了 3.8%。第三，虽然土地转出和转入对农民创业都有正向影响，但土地转入的创业效应 (3.8%) 大于土地转出的创业效应 (3.2%)。以上结果表明，重新加入既转出又转入土地的 99 个样本后，得到的稳健性检验结果和基准回归结果是非常一致的。

表 7 土地转出、转入对农民创业影响的平均处理效应 (ATT)

	样本数	ATT	标准差	t 值
土地转出对农民创业影响的平均处理效应	1720	0.032***	0.003	10.699
土地转入对农民创业影响的平均处理效应	984	0.038***	0.003	14.496

注：\*\*\*代表在 1%的统计水平上显著。

2. 稳健性检验二：采用自变量滞后一期数据。考虑到土地流转和创业可能存在反向因果关系，同时，如果这两个变量的数据都来自 CFPS2016，难以准确判断土地流转和创业的先后顺序。因此，参考李涛、张文韬 (2015) 和胡浩、王海燕 (2019) 的做法，使用 CFPS2014 的土地流转数据替换 CFPS2016 的土地流转数据，其他数据保持不变。再根据 CFPS2016 的家户号 (fid16) 对应的 CFPS2014 的家户

<sup>①</sup> 受篇幅所限，稳健性检验只报告平均处理效应，土地流转和创业影响因素等估计结果以及分样本异质性回归等结果和基准回归结果基本一致。如有需要，可向作者索要。

号 (fid14) 对样本进行匹配, 最终得到 6595 个样本。其中既转出又转入土地的样本共 97 个, 占比为 1.5%。和基准回归时一样, 删除这 97 个样本, 最终得到 6498 个样本。然后使用相同方法重新估算土地流转的创业效应。

表 8 报告了更换自变量数据后土地流转对农民创业影响的 ESP 模型平均处理效应估计结果。结果表明: 第一, 土地转出能显著促进农民创业, 1573 位转出土地农民的创业概率比没有转出土地时增加了 1.6%。第二, 土地转入也能显著促进农民创业, 转入了土地的 879 个样本的创业概率比没有转入土地时增加了 6.1%。第三, 虽然土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响, 但土地转入的创业效应 (6.1%) 大于土地转出的创业效应 (1.6%)。以上结果表明, 采用自变量滞后一期数据, 按同样方法得到的估计结果和基准回归结果是非常一致的。

表 8 自变量数据滞后一期的 ESP 模型平均处理效应 (ATT)

	样本数	ATT	标准误	t 值
土地转出对农民创业影响的平均处理效应	1573	0.016***	0.002	7.697
土地转入对农民创业影响的平均处理效应	879	0.061***	0.004	14.669

注: \*\*\*代表在 1% 的统计水平上显著; 所有控制变量同表 3。

3. 稳健性检验三: 更换估计方法。采用 PSM (倾向得分匹配法) 模型估计土地流转的创业效应, 对基准结果进行稳健性检验。使用 PSM 模型各种匹配法 (如一对一和一对四匹配法) 得到的创业效应估计结果是一致的<sup>①</sup>, 因此, 本部分只报告 PSM 模型一对一匹配法的估计结果 (见表 9)。结果显示, 转出土地农民的创业概率比没有转出时高 3.1%, 转入土地农民的创业概率比没有转入时高 2.5%, 表明土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响, 这和 ESP 模型的估计结果是一致的。当然, 也有不同之处: 用 PSM 模型得到的土地转出的创业效应 (3.1%) 比用 ESP 模型得到的效应 (2.3%) 大很多, 用 PSM 模型得到的土地转入的创业效应 (2.5%) 比用 ESP 模型得到的效应 (4.8%) 小很多。这是因为 PSM 模型没有考虑不可观测因素的影响, 得到的估计结果是有偏的。而 ESP 模型充分考虑了可观测和不可观测因素导致的选择性偏误, 把第一阶段得到的偏误项自动添加到第二阶段估计土地流转对农民创业的影响, 得到的估计结果更加科学。

表 9 PSM 模型一对一匹配法估计结果 (ATT)

	样本数	处理组	对照组	ATT	标准误	t 值
土地转出对农民创业影响的平均处理效应	1621	0.155	0.124	0.031***	0.014	2.26
土地转入对农民创业影响的平均处理效应	885	0.119	0.094	0.025***	0.011	2.31

注: \*\*\*代表在 1% 的统计水平上显著。

<sup>①</sup> PSM 模型一对四匹配法的估计结果显示, 土地转出和转入对农民创业影响的平均处理效应 (ATT) 分别为 0.037 和 0.027, 均在 1% 的统计水平上显著。

## 五、研究结论和政策含义

发挥土地资源在农民创业中的重要作用，这既是新型农业经营主体不断发展的要求，也是实现小农户和现代农业发展有机衔接的要求。本文利用CFPS2016年数据，采用内生转换Probit模型，充分考虑了可观测和不可观测因素导致的选择性偏误，实证检验了土地流转的创业效应。研究发现：第一，房产市价、金融产品、商业保费和藏书量等变量对土地转出有显著正向影响，家庭人口数、距离和藏书量等变量对土地转入有显著正向影响。这说明风险和成本是影响农民流转土地的重要因素。第二，土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响，但土地转入对农民创业的影响比土地转出的大。其机理在于，土地流转市场的充分发展能促使土地、劳动力和资金等生产要素从传统小农部门向现代农业部门转移。土地转出能为农民创业提供创业用地需求，产生劳动力的集聚效应。土地转入能够降低创业农民的筹资风险和成本，提高融资效率，在发挥企业家才能方面比土地转出的作用更明显。第三，异质性估计结果表明，土地转出对新生代农民的创业效应比对老一代农民大，土地转入对老一代农民的创业效应比对新生代农民大。土地转出对东北地区农民的创业效应最大，土地转入对东部地区农民的创业效应最大。

本文的研究结论具有重要的政策含义。第一，中国当前的土地制度有利于促进农民创业。土地“三权分置”制度是制定“三农”政策最根本的理论依据，要在稳定农户土地承包权的基础上，放活农村土地经营权。要不断培育农村土地经营权流转市场，提高土地流转比例，充分满足专业大户、家庭农场、农民专业合作社等新型农业经营主体创业的用地需求，实现土地适度规模经营。第二，土地流转的创业支持要针对不同农民群体实行差异化的政策。土地转出对新生代农民的创业效应比对老一代农民大，应鼓励新生代农民积极转出土地，激励新生代农民在农业和非农领域中创业；土地转入对老一代农民的创业效应比对新生代农民大，转出的土地应适当向老一代农民倾斜，充分发挥老一代农民在农村创业中的重要作用。各经济区域要因地制宜，充分发挥各自比较优势，制定相关措施大力支持创业土地的合理、有效利用，促进农民创业。第三，土地流转对创业的支持还要注重风险防范和成本核算。土地流转影响因素的估计结果表明，风险和成本是影响农民土地流转的重要因素。因此，土地流转中要加强管理，必要时实行一定程度的管制，降低土地流转的风险和成本，以充分发挥土地流转的创业效应。

### 参考文献

1. 柏培文、杨志才，2019：《中国二元经济的要素错配与收入分配格局》，《经济学（季刊）》第2期。
2. 陈飞、翟伟娟，2015：《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》，《经济研究》第10期。
3. 董晓林、孙楠、吴文琪，2019：《人力资本、家庭融资与农户创业决策——基于CFPS7981个有效样本的实证分析》，《中国农村观察》第3期。
4. 韩长赋，2018：《积极推进小农户和现代农业发展有机衔接》，《农村实用技术》第3期。
5. 胡浩、王海燕，2019：《社会互动与农村家庭创业决策、创业动机》，《软科学》第3期。

6. 黄祖辉, 2017: 《“三权分置”与“长久不变”的政策协同逻辑与现实价值》, 《改革》第10期。
7. 冀县卿、黄季焜, 2013: 《改革三十年农地使用权演变: 国家政策与实际执行的对比分析》, 《农业经济问题》第5期。
8. 纪月清、顾天竹、陈奕山、徐志刚、钟甫宁, 2017: 《从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论》, 《管理世界》第7期。
9. 孔祥智, 2014: 《新型农业经营主体的地位和顶层设计》, 《改革》第5期。
10. 孔祥智、穆娜娜, 2018: 《实现小农户与现代农业发展的有机衔接》, 《农村经济》第2期。
11. 李庆海、李锐、王兆华, 2012: 《农户土地租赁行为及其福利效果》, 《经济学(季刊)》第1期。
12. 李涛、张文韬, 2015: 《人格特征与股票投资》, 《经济研究》第6期。
13. 李宴, 2018: 《农村土地承包期满继续承包制度研究》, 《农业经济问题》第2期。
14. 林晨, 2018: 《价格管制、要素流动限制与城乡二元经济——基于历史投入产出表的理论和实证研究》, 《农业经济问题》第5期。
15. 马贤磊、仇童伟、钱忠好, 2016: 《农地流转中的政府作用: 裁判员抑或运动员——基于苏、鄂、桂、黑四省(区)农户农地流转满意度的实证分析》, 《经济学家》第11期。
16. 钱龙、洪名勇, 2016: 《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析》, 《中国农村经济》第12期。
17. 钱忠好、冀县卿, 2016: 《中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析》, 《管理世界》第2期。
18. 仇童伟、罗必良、何勤英, 2019: 《农地流转市场转型: 理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》, 《中国农村观察》第4期。
19. 王亚辉、李秀彬、辛良杰、谈明洪、蒋敏, 2018: 《中国土地流转的区域差异及其影响因素——基于2003-2013年农村固定观察点数据》, 《地理学报》第3期。
20. 闫小欢、霍学喜, 2013: 《农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省479个农户调查的分析》, 《农业技术经济》第7期。
21. 叶文平、李新春、陈强远, 2018: 《流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据》, 《经济研究》第6期。
22. 张应良、汤莉、刘幸希, 2014: 《农民创业成功的影响因素: 基于东、中、西部的区域比较》, 《西南大学学报(社会科学版)》第3期。
23. 庄晋财、卢文秀、李丹, 2018: 《前景理论视角下兼业农户的土地流转行为决策研究》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期。
24. 庄晋财、芮正云、曾纪芬, 2014: 《双重网络嵌入、创业资源获取对农民工创业能力的影响——基于赣、皖、苏183农民工创业样本的实证分析》, 《中国农村观察》第3期。
25. 约瑟夫·熊彼特, 1942: 《资本主义、社会主义与民主》, 吴良健译, 北京: 商务印书馆。
26. 周文、赵方、杨飞、李鲁, 2017: 《土地流转、户籍制度改革与中国城市化: 理论与模拟》, 《经济研究》第6期。

27. 周广肃、谢绚丽、李力行, 2015: 《信任对家庭创业决策的影响及机制探讨》, 《管理世界》第 12 期。
28. 朱红根、康兰媛, 2013: 《金融环境、政策支持与农民创业意愿》, 《中国农村观察》第 5 期。
29. Abdulai, A., and W. Huffman, 2014, “The Adoption and Impact of Soil and Water Conservation Technology: An Endogenous Switching Regression Application”, *Land Economics*, 90(1):26–43.
30. Aparicio, S., D. Urbano, and D. Audretsch, 2016, “Institutional Factors, Opportunity Entrepreneurship and Economic Growth: Panel Data Evidence”, *Technological Forecasting and Social Change*, 102(3):45–61.
31. Chamberlin, J., and J. Ricker-Gilbert, 2016, “Participation in Rural Land Rental Markets in Sub-Saharan Africa: Who Benefits and by How Much? Evidence from Malawi and Zambia”, *American Journal of Agricultural Economics*, 98(5):1507–1528.
32. Chowdhury, F., David B. Audretsch, and Maksim Belitski, 2019, “Institutions and Entrepreneurship Quality”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 43(1):51–81.
33. Djankov, S., Y.Y. Qian, G. Roland, and E. Zhuravskaya, 2006, “Who Are China’s Entrepreneurs?”, *American Economic Review*, 96(2):348–352.
34. Falkinger, J., and V. Grossmann, 2013, “Oligarchic Land Ownership, Entrepreneurship, and Economic Development”, *Journal of Development Economics*, 101(1):206–215
35. Feng, S., N. Heerink, R. Ruben, & F. Qu, 2010, “Land Rental Market, Off-Farm Employment and Agricultural Production in Southeast China: A Plot-Level Case Study”, *China Economic Review*, 21(4):598–606.
36. Heckman, J., H. Ichimura, and P. Todd, 1998, “Matching As An Econometric Evaluation Estimator”, *The Review of Economic Studies Limited*, 65:261–294.
37. Kaika, M., and L. Ruggiero, 2016, “Land Financialization as a Lived Process: The Transformation of Milan’s Bicocca by Pirelli”, *European Urban and Regional Studies*, 23(1):3–22.
38. Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2011, “Impact of Interventions on Discrete Outcomes: Maximum Likelihood Estimation of the Binary Choice Models with Binary Endogenous Regressors”, *The Stata Journal*, 11(3):368–385.
39. Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2004, “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models”, *The Stata Journal*, 4:282–289.
40. Ma, W., A. Abdulai, and R. Goetz, 2018, “Agricultural Cooperatives and Investment in Organic Soil Amendments and Chemical Fertilizer in China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 100(2):502–520.
41. Ma, W., A. Renwick, P. Nie, J. Tang, and R. Cai, 2018, “Off-farm Work, Smartphone Use and Household Income: Evidence from Rural China”, *China Economic Review*, 52:80–94.
42. Martey, E., A. Wiredu, P. Etwire, and J. Kuwornu, 2019, “The Impact of Credit on the Technical Efficiency of Maize-Producing Households in Northern Ghana.” *Agricultural Finance Review*, 79(3):304–322.
43. Miguel, B., and M. Kremer, 2004, “Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities”, *Econometrica*, 72(1):159–217.
44. Petit, O., M. Kuper, and F. Ameer, 2018, “From Worker to Peasant and then to Entrepreneur? Land Reform and Agrarian

Change in the Saïss (Morocco)”, *World Development*, 105:119–131.

45. Van Praag, C.M., and J.S. Cramer. 2001, “The Roots of Entrepreneurship and Labour Demand: Individual Ability and Low Risk Aversion.” *Economica*, 68(269):45–62.

46. Willmore, L., G. Y. Cao, and L. J. Xin, 2012, “Determinants of Off-Farm Work and Temporary Migration in China.” *Population and Environment*, 33(2–3): 161–85.

47. Scheyvens, R., G. Banks, L. Meo-Sewabu, and T. Decena, 2017, “Indigenous Entrepreneurship on Customary Land in the Pacific: Measuring Sustainability”, *Journal of Management & Organization*, 23(6):774–785.

(作者单位: <sup>1</sup>江西农业大学经济管理学院;

<sup>2</sup>华中农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 光明)

## **The Impacts of Land Rental Market Participation on Entrepreneurship: An Empirical Analysis Based on the Endogenous Switching Probit Model**

Li Changsheng Liu Xichuan

**Abstract:** The land use efficiency is fundamental to rural economic development. Based on the 6581 samples from a nationally representative survey of China Family Panel Studies (CFPS), this study employs an endogenous switching probit model to examine the determinants of land rented-out and rented-in and their impacts on farmers’ entrepreneurship. After controlling the selection bias, the results show that house value, financial production, insurance premium and the number of collected books have a significant positive impact on land rented-out, while the number of family members, distance and the number of collected books exert positive effects on land rented-in. Both land rented-out and rented-in have a significant positive impact on farmers’ entrepreneurship, but the effect of land rented-in on entrepreneurship is greater than that of land rented-out. The entrepreneurial effect of land rented-out is greater for younger farmers and those who reside in Northeast China, while the entrepreneurial effect of land rented-in is greater for the old generation of farmers and farmers who reside in East China. Therefore, the Chinese government should encourage farmers to actively participate in the land rental market and promote their entrepreneurship.

**Key Words:** Land Transfer; Entrepreneurship; Selection Bias; Endogenous Switching Probit Model; Treatment Effect