

2020年后中国多维相对贫困标准： 国际经验与政策取向*

王小林 冯贺霞

摘要：2020年后，中国扶贫工作将由消除绝对贫困向缓解发展不平衡、不充分的相对贫困转变。本文首先回顾了绝对贫困和相对贫困标准的相关文献，基于可行能力理论从“贫”和“困”的视角构建了多维相对贫困标准概念框架，然后在对基本需要法和能力方法进行理论分析的基础上，结合典型国家的国别经验研究，提出了中国2020年后多维相对贫困标准的政策取向。本文认为，2020年后中国应采用多维相对贫困标准，没有必要与OECD国家相对贫困标准接轨。多维相对贫困标准，既要包括反映“贫”的经济维度，也要包括反映“困”的社会发展维度，还要包括生态环境维度：在经济维度，需要考虑收入和就业两个方面；在社会发展维度，需要考虑教育、健康、社会保障、信息获得等方面；而新发展理念以及生态补偿脱贫实践经验要求把生态环境纳入多维贫困框架中。

关键词：相对贫困 多维贫困 多维相对贫困标准 2020年后

中图分类号：F323.8 C913.7 **文献标识码：**A

一、引言

中国在经济快速增长和减少贫困方面取得了“史无前例的成就”（World Bank, 2018）。具体来说，其一，到2018年，按照现价美元计算，中国人均GDP达到9770.84美元^①，已经成为中高等收入国家；其二，中国率先实现联合国《可持续发展目标》所确定的到2030年消除贫困的目标^②。2015年，1.9美元（2011年购买力平价）贫困标准下中国城乡绝对贫困人口比率下降到0.7%^③。并且，中国现行

*本文研究受国家社会科学基金重大项目“基于多维视角的2020年以后我国相对贫困问题研究”（项目编号：19ZDA051）资助。

^①数据来源：世界银行数据库（<https://data.worldbank.org.cn/indicator/NY.GDP.PCAP.CD?view=chart>）。

^②资料来源：《发展权：中国的理念、实践与贡献》，中华人民共和国中央人民政府网（http://www.gov.cn/zhengce/2016-12/01/content_5141177.htm）。

^③数据来源：世界银行数据库（<https://data.worldbank.org.cn/indicator/SI.POV.DDAY?view=chart>）。

贫困标准下7000万农村贫困人口在2020年可全部脱贫，实现“两不愁、三保障”目标^①。可见，无论是按照国内贫困标准还是国际贫困标准，中国都实现了消除绝对贫困的目标。现行贫困标准下绝对贫困问题的解决，不等于扶贫工作的终结，而是意味着新时代扶贫事业将从解决绝对贫困问题向缓解相对贫困状况转变（孙久文、夏添，2019；陈志刚等，2019）。

新贫困标准的制定是2020年后扶贫战略需要考虑的首要问题，这不仅是贫困测量的重要基础，也是识别扶贫对象并制定相应扶贫政策的重要依据。针对中国的相对贫困标准问题，陈宗胜等（2013）建议用上一年农村居民的平均收入乘以均值系数作为下一年农村“相对贫困线”，并将0.4~0.5的均值系数作为界定“相对贫困”的标准。孙久文、夏添（2019）认为，2020年后应分别以城乡居民中位数收入的一定比例作为城市和农村的相对贫困标准，以一定年限（例如5年或10年）为调整周期。王小林（2017）从“贫困”一词的中文定义、全面小康和全面发展的要求以及联合国2030年可持续发展目标关于“消除一切形式的贫困”的要求等方面论证认为，2020年后的贫困定义和贫困标准必将是多维度的。汪晨等（2020）则认为中国使用相对贫困标准为时过早。汪三贵、曾小溪（2018）认为，2020年后贫困标准的制定可以考虑把社会公认的基本需求量转换为相应的价值量，并根据经济社会发展状况和生活水平做出调整。他们认为，这种方法更简单，可操作性更强；可以不使用“绝对贫困”一词，而采用“低收入”“欠发达”等来表述。

2020年后，随着中国人均收入水平的提升和现行标准下绝对贫困的消除，中国扶贫工作将由实现“两不愁、三保障”目标向应对和缓解发展不平衡、不充分的多维相对贫困转变。如何制定2020年后中国的相对贫困标准，是当前扶贫研究的热点问题，学者提出了不同的观点，还没有达成基本共识。本文将研究的问题是：在中国于2020年消除绝对贫困、进入缓解相对贫困的重要经济社会发展阶段，如何制定相对贫困标准？具体问题包括：第一，中国的相对贫困标准是基于收入或消费的一维相对贫困标准还是多维相对贫困标准？第二，中国的相对贫困标准是否应该像一些学者所说的那样，以中位数收入一定比例作为相对贫困标准，并逐步和经济合作与发展组织（Organization for Economic Co-operation and Development，简称OECD）国家接轨？第三，如果采用多维相对贫困标准，在2021~2035年间，这一标准应包括哪些维度？本文采用福利经济学与人类发展理论相结合的研究框架，通过对典型国家贫困标准的研究，提出中国2020年后进入缓解相对贫困阶段的多维相对贫困标准政策取向。

二、文献综述：绝对贫困与相对贫困标准

长期以来，学者倾向于将贫困标准分为基于基本需要（生存需要）法所界定的绝对贫困和基于相对收入法所界定的相对贫困（阿马蒂亚·森，2001；王小林，2017）。而使用相对贫困线的国家的经济发展水平都很高，故相对贫困线又被称为“富裕国家确定贫困率最有效的方法”（UNDP，2007）。

^①资料来源：《7000万贫困人口4年全部脱贫》，中华人民共和国中央人民政府网（http://www.gov.cn/shuju/2016-12/02/content_5141712.htm?allContent#1）。

（一）绝对贫困标准

绝对贫困标准的早期定义，源于 Rowntree（1901）对英国约克市的贫困线估计，即按照“获得维持体力的最低需要”的“购物篮子”所需要的货币预算确定贫困线。1963年，欧桑斯基采用这一方法，对美国的绝对贫困进行了定义和测量（参见安格斯·迪顿，2014；王小林，2017）。1969年，美国采纳了欧桑斯基对绝对贫困的定义。20世纪中期，考虑到贫困者的社会需求和人力资本积累需要，贫困的收入测度中增加了诸如公共环境卫生、教育和文化设施等社会福利内容，由此产生了基本需要概念（Townsend，1979）。

“基本需要法”是发展中国家比较常用的测量绝对贫困的方式，核心是从消费角度确定维持个人生存所需的基本需要的种类和数量，并相应地折换成货币量作为收入或消费贫困线（王小林，2017）。传统的基本需要法涵盖了食物（包括饮水）、住房和衣着指标，后期增加了对教育、卫生厕所以及健康保健的关注。World Bank（2001）认为“贫困是福祉被剥夺的现象”，并按照基本需要法来定义和测量贫困（有关基本需要包括食物基本需要和非食物基本需要）。尽管人们对贫困的定义还包括教育、健康、住所等非食物基本需要，但由于贫困测量手段的滞后，长期以来都把非食物基本需要简单折算为货币量来测量贫困。

世界银行采用基本需要法帮助发展中国家制定国家贫困线，并从最贫困的国家中选出一部分代表，将这些国家的贫困线加以平均，进而得出全球贫困线（安格斯·迪顿，2014）。世界银行行长罗伯特·麦克纳马拉在1978年《世界发展报告》的序言中指出，“大约8亿人继续陷于我所称的绝对贫困之中：一种以营养不良、文盲、疾病、肮脏的环境、高婴儿死亡率为特征的生活条件，以及预期寿命低，低于任何合理的人类尊严定义”（World Bank，1978）。这一对绝对贫困的界定显然很宽泛，涵盖了贫困的多个层面，但贫困人口具体数量的确定是以经济资源所衡量的贫困为基础的（World Bank，2017）。这个贫困线最初的标准是每人每天1美元。2008年，世界银行根据15个最贫穷国家^①的贫困线平均值，确定每人每天1.25美元为全球贫困线。2015年，世界银行将每人每天1.25美元的贫困线按照2011年购买力平价调整为每人每天1.9美元^②。依据这种方法，世界银行可以测算出各个国家“全球性”的贫困人口数量，进而测算出一个地区以及整个世界的贫困人口数量。世界银行所界定的绝对贫困线为全球贫困人口测量和比较提供了依据。

（二）相对贫困标准

Townsend（1979）认为，只有从相对剥夺的概念出发，才能客观地定义和一致性地应用贫困概念。当个人、家庭和群体缺乏获得他们所属社会层次的饮食类型、参与活动和拥有习惯的或至少得到社会广泛认可的生活条件和便利设施时，他们可以说是处于贫困之中。他们所拥有的资源严重少于个人或家庭平均所支配的资源，他们实际上被排斥在普通的生活模式、习俗和活动之外。Oppenheim（1993）

^①这15个最贫穷的国家为马拉维、马里、埃塞俄比亚、塞拉利昂、尼日尔、乌干达、冈比亚、卢旺达、坦桑尼亚、几内亚比绍、塔吉克斯坦、莫桑比克、乍得、尼泊尔和加纳。

^②关于世界银行对贫困标准的制定和调整，详见王小林（2017）。

认为，贫困是指物质上的、社会上的和情感的匮乏，它意味着在食物、衣着方面的开支要低于平均水平。Foster（1998）认为，贫困的测量应该基于需求资源的比较，若是微观个体或家庭的资源达不到贫困线（基于参照群体的贫困线），就应被认为处于贫困状态。

阿特金森描绘了绝对贫困和相对贫困的关系（见图1）。图1的横轴表示国家人均消费水平，纵轴表示家庭人均消费水平。判断一个家庭是否处于贫困线下，首先要判断其所在国家的人均消费水平在横轴上所处的位置，然后在纵轴上观察该家庭的贫困状态。例如，X国人均消费水平低于OB的家庭，为绝对贫困群体（分布在区域I）。如果一个国家的人均消费水平位于A的右侧，那么，相对贫困线RP是适用的，家庭可能处于相对贫困线和绝对贫困线以下（区域II）或处于绝对贫困线以上、相对贫困线以下（区域III）。BRP线左上侧的群体则不属于任何贫困群体（分布在区域IV）（World Bank, 2017）。

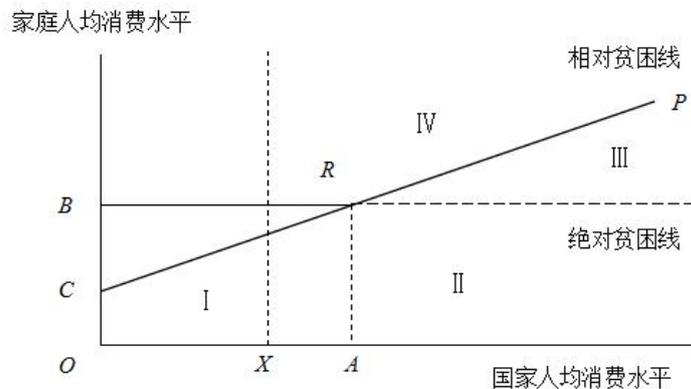


图1 绝对贫困和相对贫困的关系

资料来源：World Bank（2017）。

2001年欧盟通过了相对贫困线的官方定义，即人均可支配收入中位数的60%，这大致相当于平均收入的50%；在其他国家，这个数字是中位数的50%或接近中位数的40%（World Bank, 2017）。相对贫困线也被联合国开发计划署、联合国儿童基金会作为测度贫困的重要方式，是欧盟国家度量社会包容性指数和“陷入贫困风险或遭受社会排斥”的重要指标。

阿马蒂亚·森（2001）从权利相对剥夺的视角理解相对贫困，认为相对贫困是个人或家庭的权利相对被剥夺。他所关注的不仅包括穷人的收入分配，还包括贫困的程度如何，以及穷人进入市场、获得教育与健康等经济和社会权利的相对剥夺状况。针对反映收入相对不平等状况的基尼系数等测量方法，Seth and Santos（2018）认为，除了通过人类发展指数等指数来评估人类发展水平以外，还必须捕捉人类发展的分布——需要测量不平等，而对不平等的测量需要使用多维方法和技术。阿马蒂亚·森的分析把相对贫困纳入了多维贫困和能力方法框架。

贫困的内涵丰富而复杂，贫困概念经历了经济学视角的基本需要、社会学视角的社会排斥、发展学视角的能力贫困和政治学视角的权利剥夺的演进过程（王小林，2012；2017），其变化趋势是将贫困战略拓展到人和社会发展的高度。综合起来，贫困的基本特性为：第一，贫困是一个具有动态性和历史性的概念；第二，贫困是一个复合、相对、多维的概念；第三，贫困的核心是能力的欠缺性。

三、多维相对贫困标准的概念框架

自Sen（1976）提出“能力贫困”的观点以来，学术界对贫困问题的研究逐渐转向多维视角。美好生活需要的不仅仅是健康的身体和足够的金钱。要远离贫困，人类也需要拥有更好的教育、健康以及更广泛地参与社会的能力（安格斯·迪顿，2014）。

（一）能力方法

Sen（1976）的“能力贫困”思想源于亚里士多德关于生活质量和斯密关于生活必需品的论述，他提出，一个人有价值的可行能力包括拥有获得食品、衣着、居住、行动、教育、健康、社会参与等各种功能性活动的的能力。Sen（1999）把这些功能性活动所构成的基本可行能力的被剥夺定义为贫困。Sen（1999）区分了收入贫困与能力贫困在本质上的差异：收入只是实现一定生活水平的“手段”，而改善了的生活状态才是人类发展的真正“目的”。收入不足确实是造成生活贫困的很强诱发性条件，但更好的教育和医疗保健不仅能直接改善生活质量，也能提高获取收入并摆脱收入贫困的能力（Sen，1999）。因此，Sen提出，从获得食物、饮用水、卫生设施、健康保健、住房、教育和信息等基本能力方面来测量贫困与发展。这一方法不仅扩展了社会福利和贫困的视角，也被广泛应用到人类发展指数和多维贫困指数。

事实上，收入贫困标准只能满足个人的基本需要，改善健康状况或治疗疾病等重要方面的花费并没有被包括在内（安格斯·迪顿，2014）。贫困既包含收入不能满足基本需要造成的“贫”，也包括没有能力获得教育、卫生、饮水、社会保障等基本服务的“困”，“贫”与“困”相互影响（王小林、Alkire，2009；王小林，2012；2017）。

（二）多维贫困指数

Sen（1999）阐明了能力和功能性活动的重要性以反映真实的体验贫困，超越了基于消费或收入的福利贫困线的设定。自能力贫困提出后，如何捕捉或测量这种多维的能力贫困成为学者们关注的焦点。已有研究对多维贫困的维度和指标的组成部分、权重及其设置、贫困阈值的设定以及多维贫困指数的加总和解进行了大量讨论（例如Tsui，2002；Bourguignon and Chakravarty，2003；王小林、Alkire，2009；Alkire and Foster，2011）。

在研究多维贫困测量方法的早期文献中，Bourguignon and Chakravarty（2003）建议为贫困的每个维度设定贫困线（如果低于这些贫困线中的至少一个，则为贫困者），并探讨了如何将不同的贫困线和一维的贫困缺口加总到多维贫困的测量中。Tsui（2002）从收入方法出发，探讨了一种本质上是多维贫困测量的方法——不将收入作为基本需要的中介变量，而是根据基本需要本身的最低水平的短缺程度来设定贫困线。Tsui（2002）还讨论了在不同的贫困维度下如何识别总的多维贫困人口，只要有一个维度低于该维度的最低需要，即使其他维度都高于其维度最低需要，这个人也是贫困的，这种状况下的贫困人口总数为多维贫困人口总数。

Alkire and Foster (2007) 提出了一种新的测量多维贫困的方法——AF方法^①，也被称为“双阈值法”。双阈值包括：一是对每个维度内的贫困指标设定贫困阈值，以判断每个维度的指标贫困状况；二是跨维度设定多维贫困的阈值，以判断多维贫困状况。按照指标—维度—多维贫困指数这一顺序进行三级加总计算，即可得到多维贫困指数^②。《2010年人类发展报告》首次公布了基于AF方法测算的全球104个国家和地区的多维贫困指数，随后每年对该指数进行更新。AF方法是第一个将多维贫困测量广泛应用于全球多维贫困测量实践并得到越来越多国家采纳的方法。全球多维贫困指数包括健康、教育和生活水平3个维度，具体维度、指标、阈值和权重的设定见表1。

表1 全球多维贫困指数中使用的维度、指标、阈值及权重设置

维度	指标	阈值	依据	权重
健康	营养	家中有70岁以下人口营养不良	SDG 2	1/6
	儿童死亡率	在调查前5年内家中有儿童死亡	SDG 3	1/6
教育	受教育年限	10岁及以上人口未完成6年学校教育	SDG 4	1/6
	入学儿童	8年级之前的适龄儿童未入学	SDG 4	1/6
生活水平	做饭用燃料	家中使用牲畜粪便、秸秆、灌木、木材、木炭或煤做饭	SDG 7	1/18
	卫生厕所	厕所设施没有得到改善（依据SDG指南），或与其他户共用改善了的厕所设施	SDG 11	1/18
	安全饮用水	家中不能获得安全饮用水（依据SDG指南），或来回至少需步行30分钟才能获得安全饮用水	SDG 6	1/18
	用电	家中不通电	SDG 7	1/18
	住房	家庭住房不足：地面由泥土、沙土或粪便制成，住宅没有屋顶或墙壁，住宅或墙壁使用的是未经装修的自然材料（甘蔗、棕榈、松散石头等）	SDG 11	1/18
	耐用消费品	下列资产中家庭所拥有的不超过1项：收音机、电视、电话、电脑、动物拖车、自行车、摩托车或电冰箱，并且没有汽车或卡车	SDG 1	1/18

资料来源：OPHI（2018）。

Sen（1999）认为，多维贫困分析应显示的是人们可以做和能够做成的事情，而不是可以购买或能购买的东西；应更好地捕捉贫困人口的真实体验贫困，而不仅是纯粹的收入贫困。图2表明，总体上，人均GDP越高的国家，其多维贫困指数相应越低；D区域各国家的人均GDP高于B区域，其多维贫困指数也明显低于B区域。然而，多维贫困并不仅是收入层面的贫困，C区域各国家的人均GDP高于A区域，但C区域各国家的多维贫困水平反而高于A区域。

^①以 Alkire 和 Foster 首字母组合命名。

^②关于多维贫困指数的测算方法参见 Alkire and Foster（2007；2011）和王小林、Alkire（2009）。

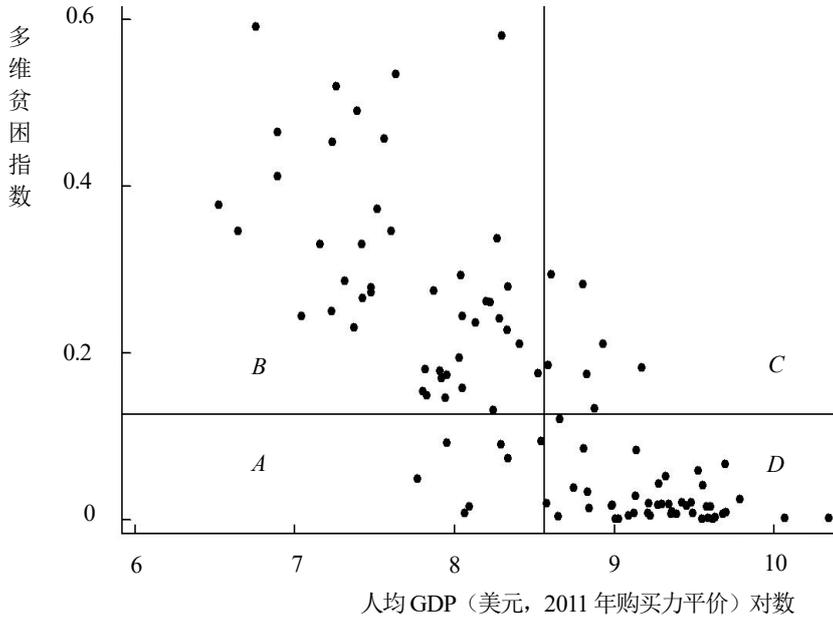


图2 全球多维贫困指数与人均GDP（对数）

注：样本为《2010年人类发展报告》首次公布的基于AF方法测算多维贫困指数的全球104个国家和地区。

资料来源：多维贫困指数数据来源于OPHI（2018）；与多维贫困指数相对应年份的人均GDP数据来源于世界银行数据库（<https://data.worldbank.org.cn/indicator/NY.GDP.PCAP.PP.KD?view=chart>）。

（三）多维相对贫困标准的概念框架

基于基本需要理论和可行能力理论，本文从“贫”和“困”的视角界定收入贫困与多维贫困的关系，构建多维相对贫困标准的概念框架见图3。在维度层面，“贫”反映的是经济层面的福利相对不足，主要用收入相对贫困来测量；“困”反映的是非货币方面的公共服务相对不足，主要用教育、医疗等的相对贫困指标来测量。本文认为，应从“贫”（相对基本需要）和“困”（相对基本能力）两个层面选择相对贫困指标。

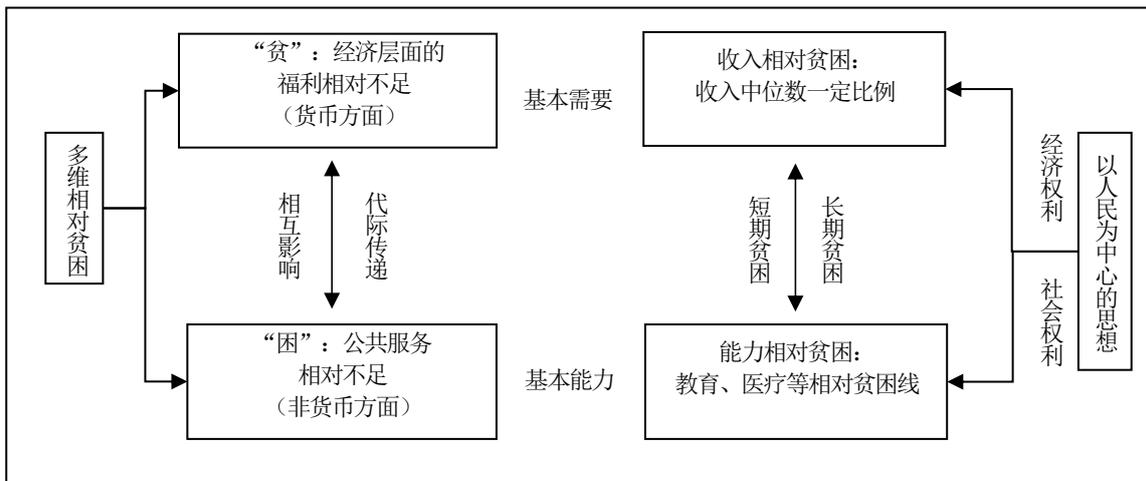


图3 多维相对贫困标准的概念框架

多维贫困指数AF方法仍可用于计算多维相对贫困指数。首先，需要设定单个指标的相对贫困阈值。单个指标的相对贫困阈值可以采用该指标中位数的一定比例来设置。跨维度的相对贫困阈值则可导入AF方法，例如，考虑 k 个维度，假定任意30%以上维度的贫困即为多维绝对贫困，任意低于30%维度贫困的群体都是多维相对贫困群体；然后，用AF方法对各维度加总可以计算出多维相对贫困指数。

四、发达国家的贫困标准

发达国家的贫困标准主要有三类：第一类是OECD国家（不包括美国和日本），以可支配收入中位数的一定比例作为相对贫困标准；第二类是美国，以绝对收入方法制定相对贫困标准；第三类是日本，用生活水平相对均衡法度量相对贫困。

（一）英国的贫困标准

英国是OECD国家中用相对贫困标准最为成熟的国家，也是全球较早使用相对贫困标准的国家。1950年以前，英国主要以Rowntree（1901）提出的“获得维持体力的最低需要”的“购物篮子”作为衡量贫困的标准。1950年以后，随着现代福利国家的建立，英国废除了这一方法。1979年，英国开始用相对方法测量贫困。英国的贫困标准可分为两种：第一种是“绝对贫困率”，它衡量的是“家庭收入低于可支配收入中位数的50%”的人口比例（Bourquin et al., 2019）；第二种是“相对贫困率”，衡量的是同一年家庭收入低于可支配收入中位数的60%的人口比例（王小林，2017）。其中，可支配收入中位数是指家庭所获得的税后收入的中位数。

2018年，英国的社会度量委员会提出了新的贫困衡量标准：考虑了育儿和残疾的成本，以及家庭拥有的储蓄额以及其他差异（Bourquin et al., 2019）。英国在使用收入作为家庭生活水平的指标时，还考虑了家庭规模和构成的差异（见表2）。

百分位数	一个人家庭	一对夫妇没有孩子的家庭	一对夫妇和两个14岁以下孩子的家庭
10 th	8700	13100	18300
50 th	17600	26400	37000
90 th	34700	52000	72800
99 th	86700	130100	182100

资料来源：Bourquin et al.（2019）。

表2表明，较大的家庭需要更多的收入才能达到分配的特定标准，经过家庭结构的调整后，要达到可支配收入中位数，一对夫妇和两个14岁以下孩子的家庭需要年度净收入达到37000英镑，而一对没有孩子的夫妇需获得26400英镑的年度净收入，一个人家庭则仅需要年度净收入达到17600英镑。

（二）美国的贫困标准

美国的贫困标准是基于收入的绝对贫困标准，有两个官方贫困标准：一个是由美国人口调查局制定的联邦政府官方贫困线，主要用于估算美国的贫困状况，即贫困人口数和贫困发生率；另一个是由美国卫生和公众服务部根据联邦政府官方贫困线制定的联邦贫困指导线，主要用于识别谁（或哪些家

庭)有资格获得联邦补贴或援助,例如医疗补助或儿童健康保险计划、国家学校午餐计划等等。

美国联邦政府官方贫困线的制定始于1963年,由莫利·欧桑斯基研究提出。欧桑斯基对一个四口之家(一对父母和两个孩子)每天所必需的食物费用进行了统计,而因为当时一个典型家庭把1/3的家庭收入用于食品支出,因此,欧桑斯基将统计得到的结果乘以3,就得出了当时的贫困线水平——年收入3165美元(安格斯·迪顿,2014)。1969年8月,这一贫困线被采纳并被确定为美国联邦政府官方贫困线。目前,美国联邦政府官方贫困线仍然是根据满足消费者基本需要的最低收入确定的,并根据不同地理位置的住房成本进行调整。表3是2016年美国的官方贫困线,一个四口之家(一对父母和两个孩子)的贫困线是24339美元/年,其贫困线的数据来源于人口调查年度社会和经济补编。

表3 2016年美国联邦政府官方贫困线 单位:美元/年

家庭规模与结构	加权平均 贫困线	18岁以下儿童								
		0人	1人	2人	3人	4人	5人	6人	7人	8人或 以上
1口之家	12228	—	—	—	—	—	—	—	—	—
65岁以下	12486	12486	—	—	—	—	—	—	—	—
65岁及以上	11511	11511	—	—	—	—	—	—	—	—
2口之家	15569	—	—	—	—	—	—	—	—	—
户主65岁以下	16151	16072	16543	—	—	—	—	—	—	—
户主65岁及以上	14522	14507	16480	—	—	—	—	—	—	—
3口之家	19105	18744	19318	19337	—	—	—	—	—	—
4口之家	24563	24755	25160	24339	24424	—	—	—	—	—
5口之家	29111	29854	30288	29360	28643	28205	—	—	—	—
6口之家	32928	34337	34473	33763	33082	32070	31470	—	—	—
7口之家	37458	39509	39756	38905	38313	37208	35920	34507	—	—
8口之家	41781	44188	44578	43776	43072	42075	40809	39491	39156	—
9口及以上家庭	49721	53155	53413	52702	52106	51127	49779	48561	48259	46400

资料来源: United States Census Bureau (2017)。

美国卫生和公众服务部发布的联邦贫困指导线,是用于操作层面识别贫困家庭的贫困标准,根据联邦政府官方贫困线,每年使用消费者价格指数进行调整。表4给出了2019年美国不同地区的联邦贫困指导线,在48个连片的州和哥伦比亚特区,一个四口之家的贫困指导线为25750美元。

表4 2019年美国联邦贫困指导线

家庭人口数(人)	48个连片的州和哥伦比亚特区	阿拉斯加州	夏威夷
1	12490	15600	14380
2	16910	21130	19460
3	21330	26660	24540
4	25750	32190	29620
5	30170	37720	34700

(续表4)

6	34590	43250	39780
7	39010	48780	44860
8	43430	54310	49940
8人以上	每增加1人增加4420	每增加1人增加5530	每增加1人增加5080

数据来源：“2019 Poverty Guidelines”, Office of the Assistant Secretary for Planning and Evaluation (<https://aspe.hhs.gov/2019-poverty-guidelines>)。

(三) 日本的贫困标准

日本于1984年采用“生活水平相对均衡方法”来测量贫困，其总目标是低收入家庭的人均生活消费支出达到中等收入家庭的60%。其中，低收入家庭是指：在厚生劳动省开展“全国消费实况调查”的对象中，按照家庭规模和人均年收入十等份分组中的第一组家庭；中等收入家庭则为按家庭规模和人均年收入五等份分组中的第三组家庭（焦培欣，2019）。作为OECD成员国，日本的相对贫困标准与可支配收入中位数的60%类似，但是在操作层面更加精细化。

在具体的操作（方式见表5）中，主要通过测算具有代表性的“标准家庭”的生活救助额，然后按照年龄、家庭规模、家庭结构（例如孕妇、产妇、残障和重度残障、护理患者、居家患者、放射线障碍者、儿童养育等）调整，再按照地区生活费用指数进行区域调整。

表5 日本生活水平相对均衡方法的操作方式

操作方式	明细
“标准家庭”的选定	1986年至今，“标准家庭”为3口之家，丈夫33岁、妻子29岁、孩子4岁。确定方法参见焦培欣（2019）和厚生労働省社会・援護局保護課（2011）。
生活救助标准的制定	根据“标准家庭”的实际消费测算第1类费用（包括伙食费、被服费），利用各年龄段所需热量的国家标准，测算各年龄段第1类费用的标准； 参考“总理府家计调查”各种人口规模低收入家庭的实际生活消费支出，测算“标准家庭”的第2类费用（包括水电费、家什器具购置费及地区冬季费用等），根据不同的折算率计算不同人口规模家庭的第2类费用的标准；
	根据孕产妇、母子、残障者、护理患者、居家患者、放射线障碍者、儿童养育以及教育等加算标准进行调整，得到特殊群体家庭生活救助标准；
	设定劳动收入扣除标准，具体分为基础扣除、特别扣除、新生劳动力就业扣除、未成年人扣除4种。
等级地划分以及救助标准的调整	日本划分了3个等级地，且将3个等级地内部细分为1类地区和2类地区； 救助标准的调整：将1级1类地区的救助标准指数设定为100%，其他等级地的指数依次降低4.5%，经调整得到不同等级地的救助标准。

资料来源：根据焦培欣（2019）和厚生労働省社会・援護局保護課（2011）整理。

OECD数据显示，2009~2012年，日本0~17岁人口的相对贫困发生率由15.7%上升到16.3%，日本的儿童相对贫困问题比较突出。人口老龄化是日本最严重的问题之一，2009年日本政府宣布，街头有

大约16000名无家可归者，其中约35%的人年龄大约为60岁或以上^①。因此，日本注重家庭结构中儿童和老年人的消费支出，并根据其消费支出调整生活救助标准。

五、中等收入国家的多维贫困标准

OECD 发达国家的相对贫困标准主要建立在福利经济学理论上。1990 年联合国开发计划署发布第一份《人类发展报告》，以阿马蒂亚·森（2001）为代表的基于人类发展理论的能力方法提出后，多维贫困标准在中等收入国家得到推广应用。2013 年，多维贫困同行网络（Multidimensional Poverty Peer Network, 简称 MPPN）正式建立，目前包括中国在内的 50 多个国家以及 19 个国际组织都是其成员^②。选择多维贫困标准的国家，大多是面临着发展差距扩大挑战的发展中国家。本文这一部分将以多维贫困实践比较成熟和典型的墨西哥、哥伦比亚、南非、越南以及中国为案例进行分析。

（一）墨西哥

1990~2000 年，墨西哥的收入基尼系数高达 0.54，严重损害着国家的增长动力，社会矛盾突出。为了缩小发展差距，增强社会凝聚力，2004 年，墨西哥政党间达成共识，通过《社会发展普通法》，提出建立社会政策评估独立委员会，由该委员会根据《墨西哥宪法》和《社会发展普通法》所规定的公民享有的基本经济福利和社会权利来设计多维贫困指数。2009 年，一种新的多维贫困测量方法被墨西哥政府采纳（CONEVAL, 2010）。

墨西哥多维贫困指数包括 8 个维度：当前人均收入、家庭平均教育差距、健康服务、社会安全、住宅空间和住宅质量、室内基本服务、食物、社会融合度（CONEVAL, 2010）。这 8 个维度分为经济福利和社会权利两大类，两类被赋予了相同的权重，各占 50%。在社会权利这一大类下，每个维度都被赋予相同的权重。

墨西哥把贫困人口分为贫困人口和绝对贫困人口两类：贫困人口指一个人不仅收入贫困，而且还在 1~2 个社会权利维度上存在贫困；绝对贫困人口指一个人不仅收入贫困，而且还在 3 个及以上社会权利维度上存在贫困。图 4 描述了墨西哥的收入贫困与多维贫困的关系，其中，纵轴代表的是经济福利，用收入来度量；横轴代表的是社会权利，横轴越往左边，值越大，阈值 $K=1$ 左边的区域表示至少在一个社会权利维度存在贫困； A_1 、 A_2 、 A_3 和 E 区域就是墨西哥所定义的多维贫困区域——在收入低于收入贫困线的同时，还至少在一个社会权利维度存在贫困； B 区域是社会权利脆弱性贫困区域，即经济福利方面不贫困，但至少在一个社会权利维度存在贫困； D 区域是收入脆弱性贫困区域，即收入低于收入贫困线，但社会权利方面不贫困； C 区域表示的是在经济福利和社会权利方面都不贫困。

墨西哥在多维贫困的基础上，制定了最低收入贫困线 and 多维绝对社会权利贫困线。最低收入贫困的含义是：收入非常低，即使全部用来购买食物也不能满足其基本需要；多维绝对社会权利贫困的界定是：至少在 3 个社会权利维度存在贫困。在多维贫困人口中，多维绝对贫困人口（分布在 E 区域）

^①数据来源：World Update: Top 10 Facts about Poverty in Japan (<https://borgenproject.org/top-10-facts-about-poverty-in-japan/>)。

^②数据来源：Multidimensional Poverty Peer Network (<https://mppn.org/participants/institutions/>)。

以外的贫困人口也被称为“中等多维贫困人口”，是多维相对贫困人口。

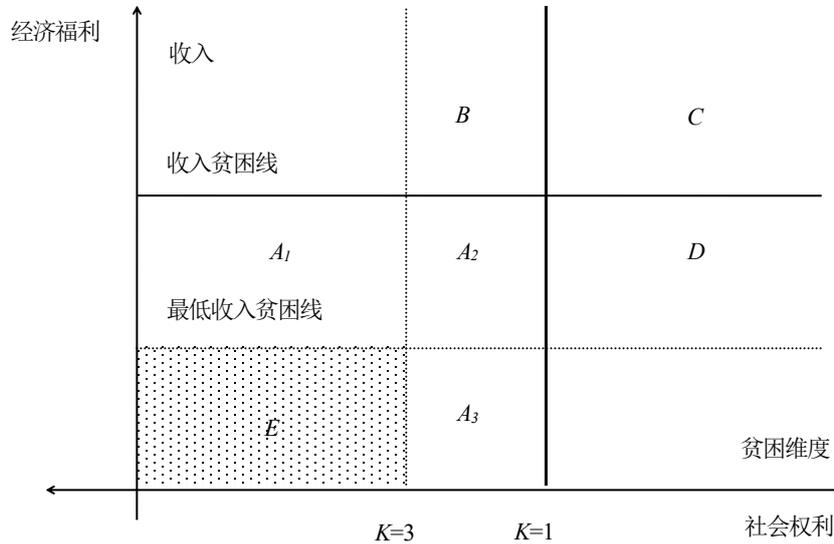


图4 墨西哥绝对贫困与相对贫困的比较

注：根据 CONEVAL（2010）整理而得。

（二）哥伦比亚

2011年，哥伦比亚总统 Juan Manuel Santos 倡议设计国家多维贫困指数作为收入贫困标准的补充，并与《国家发展计划（2010~2014年）》同步设计（Angulo Salazar et al., 2013）。哥伦比亚多维贫困指数主要基于 AF 方法计算，用于反映社会政策目标、协调各公共部门制定政策、监测公共政策实施效率和反作用于相关政策制定。哥伦比亚多维贫困指数包括 5 个维度 15 个细化指标，每个指标均落实到具体政府部门。哥伦比亚对 5 个维度 15 个细化指标的贫困发生率均设定了目标，为相应贫困领域倾斜政策的制定提供了参考依据（Angulo, 2016）。表 6 表明，哥伦比亚政府以 2009 年为基线，制定了到 2014 年的多维度消除贫困目标，并将其纳入《国家发展计划（2010~2014 年）》实施。

表 6 哥伦比亚多维贫困指数与《国家发展计划（2010~2014 年）》目标的关系

多维贫困指数		国家发展计划（2010~2014 年）		
维度	指标	指标	2009 年基线	2014 年目标
家庭教育条件 (0.2)	平均受教育水平 (0.1)	15~24 岁人口平均受教育年限 (年)	9.15	9.80
	读写能力 (0.1)	文盲率 (15 岁及以上, %)	6.70	5.70
儿童及青少年情况 (0.2)	入学率 (0.05)	中学入学率 (%)	79.27	91.00
	不上学状况 (0.05)	每年辍学率 (包括学前、小学和中学, %)	5.15	3.80
	获得儿童保育服务 (0.05)	—		
	童工 (0.05)	劳动市场中男孩、女孩和青少年 (5~17 岁) 的数量 (人)	1768153	1149300

(续表6)

就业 (0.2)	长期失业状态 (0.1)	失业率 (全国合计, %)	12.00	8.90
	正规就业状况 (0.1)	纳入1个养老基金的比例 (%)	32.00	42.00
健康 (0.2)	健康保险 (0.1)	纳入健康保险缴费系统人数 (人)	18116769	19593047
		补贴系统的覆盖范围 (%)	90.27	100.00
	获得健康服务 (0.1)	—		
公共设施和住房条件 (0.2)	获得水源 (0.04)	供水服务覆盖的家庭比例 (%)	91.79	94.12
	充分清除下水道废物 (0.04)	下水道覆盖的家庭比例 (%)	87.48	90.76
	房屋地面状况 (0.04)	建筑材料短缺家庭的百分比 (%)	9.40	6.70
	房屋外墙 (0.04)			
居住过于拥挤 (0.04)	居住拥挤严重的家庭所占比例 (%)	12.50	8.20	

注：第1列和第2列中括号内的数字表示维度或指标的权重。

资料来源：Angulo Salazar et al. (2013)。

(三) 南非

2006年开始，南非许多省开始测算多维贫困指数，主要涉及收入和物质、就业、教育、健康、生活环境5个维度 (Statistics South Africa, 2014)。2014年，南非统计局使用AF方法和人口普查数据测算了南非多维贫困指数。从南非多维贫困指数的维度、指标和阈值设置 (见表7) 看，南非的多维贫困指数强调5岁以下儿童的生存情况和家庭中成年人的就业情况。

表7 南非多维贫困指数的维度、指标和阈值

维度	指标	阈值	权重
健康	儿童死亡率	过去12个月内家庭中有5岁以下的儿童死亡	1/4
教育	受教育年限	家中有15岁以上的人口受教育年限低于5年	1/8
	入学情况	家中有7~15岁的儿童失学	1/8
生活水平	照明燃料	使用石蜡、蜡烛或什么都没有或使用其他燃料	1/28
	供暖燃料	使用石蜡、木材、煤炭、牲畜粪便、其他或无	1/28
	烹饪燃料	使用石蜡、木材、煤炭、牲畜粪便、其他或无	1/28
	饮用水	住宅或住所没有自来水	1/28
	厕所	不是抽水马桶	1/28
	住宅类型	非正式小屋、传统住宅、大篷车、帐篷、其他	1/28
经济活动	资产拥有情况	收音机、电视、电话和冰箱的拥有量不超过1个，并且没有车	1/28
	失业情况	家中所有成年人 (15~64岁) 都失业	1/4

资料来源：Statistics South Africa (2014)。

多维贫困指数的使用，使南非政府可以更加准确地识别贫困的具体维度和程度，进而制定有针对性的减贫政策。南非的多维贫困发生率从2001年的17.9%下降到2011年的8%，多维贫困指数从2001年

的0.08下降到2011年的0.03。不过，失业贫困发生率从2001年的33%上升到2011年的40%，这表明，在南非的多维贫困指数中纳入失业情况并进行监测是至关重要的。

（四）越南

因多维贫困指数比收入贫困标准能更加全面地捕获真实的贫困状况，2015年9月，越南政府决定采用AF方法测量多维贫困，用来监测和评估社会保障项目以及确定这些项目的受益人。越南多维贫困包括5个维度，即卫生保健（健康服务的可获得性和健康保险）、教育（成人教育和儿童入学率）、住房（住房面积和住房质量）、水和卫生（饮用水来源和厕所）以及信息获取（有使用电信服务和获取信息的资产）。每个维度都有两个指标，权重相等。如果一个家庭至少在3个指标上处于被剥夺状态，则被认为处于多维贫困。

在具体实施方面，越南残疾和社会事务部负责使用多维方法识别贫困家庭，越南统计局负责根据家庭生活水平调查结果发布贫困率、多维贫困发生率以及多维贫困指数。越南各部委、机构和省制定了具体而有针对性的定期扶贫政策和区域发展政策，为贫困和弱势家庭提供直接支持。2016~2018年，越南的多维贫困发生率下降明显。以指标贫困阈值30%为例，多维贫困发生率从2016年的8.8%下降到2018年的6.1%（见图5）。

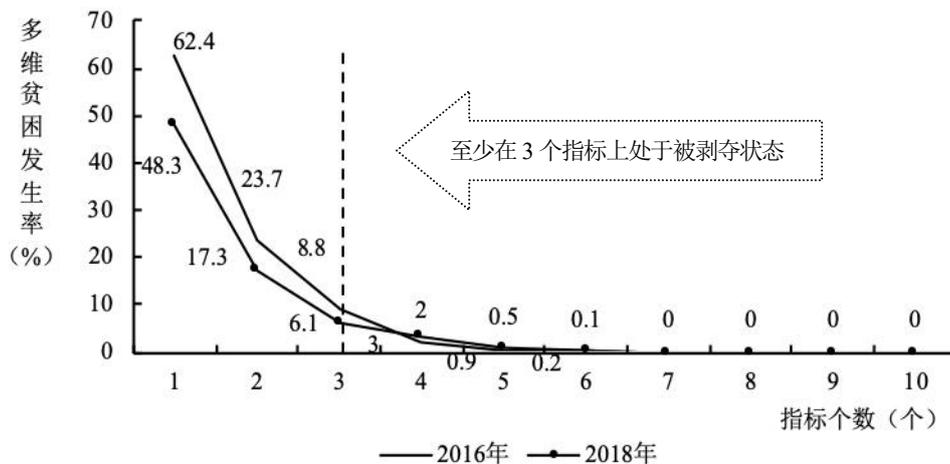


图5 2016~2018年越南多维贫困发生率及其变化趋势

数据来源：Multidimensional Poverty Peer Network (<https://mppn.org/multidimensional-poverty-viet-nam/>)。

（五）中国农村贫困标准的历史经验

中国的农村贫困标准有国家农村贫困标准、贫困识别标准和贫困退出评估标准三种。

1.国家农村贫困标准。中国第一个农村贫困标准是国家统计局在1986年对全国6.7万户农村居民收支调查资料（即常规住户调查）进行计算后得出的（朱向东，2000）。这一标准当时按照世界银行基本需要法测算，涵盖维持生存的基本食品需要和满足最低限度的衣着、住房、交通、医疗等非食品需要。根据这种方法计算，1985年中国农村贫困标准为人均年纯收入205元，此后根据物价指数变动逐年调整（朱向东，2000）。1997年开始建立农村贫困监测系统，针对贫困地区开展监测。在1990

年、1994年、1997年和2010年，由国家统计局农村社会经济调查总队根据全国农村住户调查分户资料测定农村贫困标准，在其他年份则根据农村居民消费价格指数进行更新。

当前，中国的农村贫困标准是2010年贫困标准。2011年中央扶贫工作会议颁布《中国农村扶贫开发纲要（2011~2020年）》，将扶贫开发任务定位为“巩固温饱成果、加快脱贫致富、改善生态环境、提高发展能力、缩小发展差距”。为了缩小发展差距，让更多贫困人口分享改革开放的成果，中央决定将扶贫标准确定为“农民年人均纯收入2300元（2010年不变价）”。

王萍萍在《中国农村贫困监测报告2015》中解释了当前农村贫困标准的含义：“2014年，在有基本住房的情况下，每人每年2800元（2010年不变价2300元）的农村贫困标准中，实际食品支出比重（即恩格尔系数）为53.5%，相当于人均每天食品消费支出4.1元；若将每天1斤米面（商品粮）、1斤菜、1两肉或1个鸡蛋当作每人基本食品消费需求，根据农村居民出售和购买产品综合平均价格，需要开支3.925元（见表8）。4.1元约为3.925元的1.05倍。因此，在2014年，农村贫困标准中食品支出可满足健康生存需要的热量和蛋白质需求。”

表8 中国1985年和2014年农村居民基本食品消费支出需求

项目		单位	1985年	2014年
综合平均价	粮食（原粮）	元/千克	0.43	2.48
	蔬菜		0.20	2.96
	猪肉		3.44	18.39
	蛋类		2.52	9.53
基本食品消费 所需支出	每天0.5千克商品粮	元	0.288	1.653
	每天0.5千克蔬菜		0.098	1.478
	每天0.025千克肉		0.086	0.460
	每天半个鸡蛋		0.088	0.334
	合计		0.560	3.925

注：综合平均价是农村住户调查中农户出售和购买价格的简单平均；原粮对商品粮的折算系数是0.75。1个鸡蛋按0.07千克计算。

资料来源：国家统计局住户调查办公室，2015：《中国农村贫困监测报告2015》，北京：中国统计出版社。

2. 贫困识别标准。《中国农村扶贫开发纲要（2001~2010年）》实施完成后，中国贫困人口分布发生了明显变化，分布在贫困地区的贫困人口比例只占全国贫困人口的一半多，其余分布在非贫困地区。为了提高扶贫工作成效，必须改变瞄准机制。正是在这个历史背景下，习近平总书记明确提出实施精准扶贫精准脱贫方略。

实施精准扶贫精准脱贫方略，必须开展贫困人口的精准识别。根据《关于创新机制扎实推进农村扶贫开发工作的意见》（中办发〔2013〕25号文件）制定统一的扶贫对象识别办法的有关精神，国务院扶贫办印发《扶贫开发建档立卡工作方案》（国开办发〔2014〕24号），开始在全国进行贫困人口

精准识别。扶贫对象建档立卡标准（即贫困识别标准）以考虑收入为主，并同时考虑“两不愁、三保障”，实际上就是按照多维度的方法识别贫困。在贫困识别的实践操作中，基层扶贫干部进一步将这一标准演化为“几看法”：“一看房”，包括住房安全、人均住房面积，出行工具，饮水和用电条件；“二看粮”，包括人均经营耕地面积、种植结构、人均占有粮食、人均经营收入等；“三看劳动力强不强”，包括劳动力占家庭人口的比例、健康状况、劳动力素质、人均务工收入等；“四看家中有没有读书郎”，包括教育负债、教育回报等。全国各地在“几看法”的操作中稍有不同。

3. 贫困退出评估标准。精准扶贫要求精准退出，这就必然要求制定贫困退出评估标准。《关于建立贫困退出机制的意见》中明确规定，“贫困人口退出以户为单位，主要衡量标准是该户年人均纯收入稳定超过国家扶贫标准且吃穿不愁，义务教育、基本医疗、住房安全有保障”。贫困人口退出标准不仅要高于国家农村贫困标准（2010年不变价2300元），还要实现“两不愁、三保障”。在第三方评估工作中，评估专家组针对“两不愁、三保障”制定了具体的评估方法和评价标准。

自“八七扶贫攻坚计划”实施以来，中国建立了农村贫困监测制度，制定了国家农村贫困标准，并在不同扶贫阶段进行相应调整。国家农村贫困标准用于测算全国和分省（区、市）贫困人口的规模及分布，监测贫困地区的减贫进程，为科学制定不同阶段的扶贫纲要和政策提供了科学依据。2014年以来，中国制定建档立卡标准（贫困识别标准），用于精准识别贫困户、精准分析致贫原因、精准施策和考核评估扶贫成效。

六、2020年后多维相对贫困标准的政策取向

基于贫困概念、贫困标准的演进以及发达国家和发展中国家的经验，特别是中国农村贫困标准的变化和脱贫攻坚实践经验，本文在这一部分提出制定中国2020年后相对贫困标准的政策取向。

（一）2020年后中国应采用多维相对贫困标准

在理论上，人类对贫困的认识从福利经济学的基本需要理论拓展到人类发展理论的能力方法。本文的概念框架表明，单靠收入或消费指标只能捕获“贫”，而无法准确地衡量“困”。在实践层面，多维贫困测量方法在发展中国家取得了较好效果。中国农村贫困标准、“两不愁、三保障”贫困识别标准和贫困退出评估标准的历史经验，也为中国2020年后相对贫困标准的制定奠定了理论和实践基础。在国家“八七扶贫攻坚计划”（1994~2000年）和《中国农村扶贫开发纲要（2001~2010年）》实施期间，中国对贫困的定义强调“食不果腹、衣不蔽体、住不避风雨”，目标是解决以维持基本生存需要的“吃、穿、住”为特征的绝对贫困。贫困标准虽经过几次调整，但仍为“收入贫困”单一标准。

《中国农村扶贫开发纲要（2011~2020年）》明确提出“稳定实现扶贫对象不愁吃、不愁穿，保障其义务教育、基本医疗和住房”。对贫困的定义强调“不愁吃、不愁穿，义务教育、基本医疗、住房安全有保障”，即要解决维持生存的基本需要和提供促进发展的基本服务。在这个过程中，中国实现了由收入贫困单一监测标准向多维贫困识别标准的转变，并制定了多维度的贫困退出评估标准。在脱贫攻坚战中，教育、健康和保障扶贫对阻断贫困代际传递并促进贫困人口发展起到了至关重要的作用。2020年以后，中国进入缓解相对贫困阶段，将应对多方面发展的不平衡、不充分问题，采用多维相对

贫困标准可以在继实现全面小康之后更加全面地向共同富裕目标迈进。

（二）中国没必要在相对贫困标准上与OECD国家接轨

根据OECD国家、欧盟国家以可支配收入中位数的一定比例作为相对贫困标准的国际经验，一些学者提出，中国应采用类似的相对贫困标准。本文认为，中国没有必要与这些国家接轨。其原因是：首先，发达国家在制定以可支配收入中位数为参照的相对贫困线时，基本完成了城镇化进程，且基本公共服务的均等化水平比较高，而中国则不同；其次，发达国家大部分劳动力为正规就业，可以低成本且便捷地获得准确的收入和纳税数据，中国农业经营收入、工资性收入都难以进行准确核算，因而相对贫困人口的收入无法准确核算，特别是在操作上难度比较大；再次，发达国家在开发相对贫困标准时，人类发展理论以及基于能力方法的多维贫困理论还没有得到广泛应用，新的贫困理论和测量方法已经超越了福利经济学的基本需要理论，多维贫困标准成为新的国际发展方向。2020年后，在基本公共服务没有实现普惠、均等化以及城镇化没有完成的条件下，中国应制定多维相对贫困标准。应在“两不愁、三保障”的基础上，根据发展阶段制定多维相对贫困标准，而不是简单地像欧盟国家一样把可支配收入中位数的一定比例作为相对贫困标准。仅仅用收入衡量相对贫困的局限性太多了，重要的是，这种做法不能反映贫困人口的“困”，与中国到2035年的发展战略目标不符合。

（三）中国多维相对贫困标准的维度与指标讨论

中国的多维相对贫困标准，既要包括反映“贫”的经济维度，也要包括反映“困”的社会发展维度，还要包括生态环境相关指标。

第一，在经济维度，需要考虑收入和就业两个方面。增加收入和促进就业是缓解相对贫困的重要维度。在收入方面，可以借鉴OECD国家可支配收入中位数一定比例的方法，并且把扶贫的考核目标转变为低收入人口的收入增长幅度，而不是减少贫困人口数量；在就业方面，相关指标应包括失业率和正规就业率。随着经济结构的转型升级，就业问题将变得更加突出，就业扶贫也将是缓解相对贫困的重要措施。因此，把就业纳入经济维度十分必要。

第二，在社会发展维度，需要考虑教育、健康、社会保障、信息获得等方面。在九年制义务教育基本普及的基础上，适应2035年迈入创新型国家前列以及进入高收入国家行列的发展需要，需向普及12年义务教育或12年免费教育方向发展，教育方面的指标和相对贫困线应据此来设定。健康和社会保障制度需在脱贫攻坚的基础上进一步完善。考虑到数字经济和知识经济的需要，借鉴越南多维贫困指数的经验，把信息作为一个维度纳入多维贫困框架是十分必要的。

第三，在生态环境方面，考虑到新发展理念、生态补偿脱贫的实践经验以及人们追求更加美好生态环境的需求，生态环境相关指标需被纳入多维贫困框架中。针对人和户的多维相对贫困指数在生态环境方面需主要纳入饮用水、卫生厕所和洗澡设施、生活用燃料、畜禽粪便、生活垃圾、生活污水等人居环境指标；而针对区域发展的多维相对贫困指数则可从区域可持续发展视角设置相应指标。

在各维度指标的设置方面，应根据全面建成小康社会后下一阶段的发展目标进行选择，即研究制定2021~2035年多维相对贫困指标及其发展目标，并将其运用于相关部门的实际工作中。

（四）中国多维相对贫困指数的测算

第一，中国多维相对贫困指数。可以采用两种框架：一种是把收入作为一个维度纳入多维相对贫困指数，并赋予较高权重，中国精准脱贫中收入脱贫并实现“两不愁、三保障”的实践经验以及墨西哥的做法可供参考；另一种是把收入单独作为收入相对贫困标准，与不包括收入的多维相对贫困指数共同使用，哥伦比亚、南非、越南的做法可供借鉴。

第二，多维相对贫困。根据全球多维贫困指数以及墨西哥多维贫困指数分类的经验，中国可以把在任意2个及以下维度贫困定义为多维相对贫困，相应的贫困人口则定义为多维相对贫困人口。多维相对贫困人口可以按照城乡、区域、年龄、性别等进行分解，以便采取更具针对性的减贫政策。

第三，多维绝对贫困。在3个及以上维度贫困的人口可以定义为多维绝对贫困人口。例如，当设定收入、就业、教育、健康和生活水平5个维度来衡量多维贫困时，当在任意3/5及以上维度贫困时，可以定义为“多维绝对贫困”；当在任意1/5和2/5维度贫困时，可以定义为“多维相对贫困”。

总之，笔者建议，在“两不愁、三保障”实践经验的基础上，2020年后中国应采用多维相对贫困标准。多维相对贫困标准可以简称“相对贫困标准”，由国务院扶贫开发领导小组牵头，国家统计局、扶贫办、教育部、卫健委、民政部等相关部门和专家共同研究制定。其中，国家统计局根据全国住户收支与生活状况调查数据测算多维贫困指数、多维贫困发生率和分布状况，供国家制定相关战略和政策使用，并作为相对贫困监测结果向社会公布；国务院扶贫开发领导小组或将来类似的领导小组，根据相对贫困的维度和指标，协调领导小组相关成员单位开展多维度缓解相对贫困问题的的工作，例如制定行业或部门政策、制定发展目标等。

参考文献

- 1.阿马蒂亚·森，2001：《贫困与饥荒》，王宇、王文玉译，北京：商务印书馆。
- 2.安格斯·迪顿，2014：《逃离不平等》，崔传刚译，北京：中信出版社。
- 3.陈志刚、毕洁颖、吴国宝、何晓军、王子妹一，2019：《中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点》，《中国农村经济》第1期。
- 4.陈宗胜、沈扬扬、周云波，2013：《中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定》，《管理世界》第1期。
- 5.焦培欣，2019：《我国小康社会生活救助标准研究——日本水准均衡方式的借鉴》，《中国行政管理》第5期。
- 6.孙久文、夏添，2019：《中国扶贫战略与2020年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析》，《中国农村经济》第10期。
- 7.汪晨、万广华、吴万宗，2020：《中国减贫战略转型及其面临的挑战》，《中国工业经济》第1期。
- 8.汪三贵、曾小溪，2018：《后2020贫困问题初探》，《河海大学学报（哲学社会科学版）》第2期。
- 9.王小林，2012：《贫困标准及全球贫困状况》，《经济研究参考》第55期。
- 10.王小林，2017：《贫困测量：理论与方法（第二版）》，北京：社会科学文献出版社。
- 11.王小林、Alkire Sabina，2009：《中国多维贫困测量：估计和政策含义》，《中国农村经济》第12期。

- 12.朱向东, 2000: 《中国农村贫困监测系统的建立与发展》, 《调研世界》第8期。
- 13.Alkire, S., and J. E. Foster, 2007, “Counting and Multidimensional Poverty Measures”, OPHI Working Paper, No.7, <https://ophi.org.uk/working-paper-number-07>.
- 14.Alkire, S., and J. E. Foster, 2011, “Counting and Multidimensional Poverty Measurement”, *Journal of Public Economics*, 95(7): 476-487.
- 15.Angulo, R., 2016, “From Multidimensional Poverty Measurement to Multisector Public Policy for Poverty Reduction: Lessons from the Colombian Case”, OPHI Working Paper, No.102, <https://ophi.org.uk/from-multidimensional-poverty-measurement-to-multisector-public-policy-for-poverty-reduction-lessons-from-the-colombian-case/>.
- 16.Angulo Salazar, R. C., B. Y. Díaz, and R. Pardo Pinzón, 2013, “A Counting Multidimensional Poverty Index in Public Policy Context: The Case of Colombia”, OPHI Working Paper, No. 62, <https://ophi.org.uk/a-counting-multidimensional-poverty-index-in-public-policy-context-the-case-of-colombia/>.
- 17.Bourguignon, F., and S. R. Chakravarty, 2003, “The Measurement of Multidimensional Poverty”, *Journal of Economic Inequality*, 1 (1): 25-49.
- 18.Bourquin, P., J. Cribb, T. Waters, and X. Xu, 2019, “Living Standards, Poverty and Inequality in the UK: 2019”, Institute for Fiscal Studies, <https://www.ifs.org.uk/publications/14193>.
- 19.CONEVAL, 2010, “Methodology for Multidimensional Poverty Measurement in Mexico: An Executive Vision”, Coneval, https://www.coneval.org.mx/rw/resource/coneval/med_pobreza/MPMMPshortversion100903.pdf.
- 20.Foster, J. E., 1998, “What is Poverty and Who are the Poor? Redefinition for the United States in the 1990s”, *The American Economic Review*, 88(2): 335-341.
- 21.OPHI, 2018, “Global Multidimensional Poverty Index 2018: The Most Detailed Picture to Date of the World’s Poorest People”, University of Oxford, <https://ophi.org.uk/global-multidimensional-poverty-index-2018-the-most-detailed>.
- 22.Oppenheim, C., 1993, *Poverty: The Facts*, London: Child Poverty Action Group.
- 23.Rowntree, S., 1901, *Poverty: A Study of Town Life*, London: Macmillan.
- 24.Sen, A., 1976, “Poverty: An Order Approach to Measurement”, *Econometrica*, 44(2): 219-231.
- 25.Sen, A., 1999, *Commodities and Capabilities* (2nd Ed.), London: Oxford University Press.
- 26.Seth, S., and M. E. Santos, 2018, “Multidimensional Inequality and Human Development”, OPHI Working Paper, No. 114, <https://ophi.org.uk/multidimensional-inequality-and-human-development>.
- 27.Statistics South Africa, 2014, “The South Africa MPI”, Statistics South Africa, <https://ophi.org.uk/south-africa-launches-south-african-multidimensional-poverty-index>.
- 28.Townsend, P., 1979, *Poverty in United Kingdom*, Harmondsworth: Penguin.
- 29.Tsui, K., 2002, “Multidimensional Poverty Indices”, *Social Choice and Welfare*, 19(1): 69-93.
- 30.UNDP, 2007, “Human Development Report 2007/2008”, UNDP, <http://hdr.undp.org/en/content/human-development-report-20078>.
- 31.United States Census Bureau, 2017, “How the Census Bureau Measures Poverty: 2017”, United States Census Bureau,

https://www.census.gov/library/visualizations/2017/demo/poverty_measure-how.html.

32. World Bank, 1978, “World Development Report 1978”, World Bank, <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/5961>.

33. World Bank, 2001, “World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty”, World Bank, <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/11856>.

34. World Bank, 2017, “Monitoring Global Poverty: Report of the Commission on Global Poverty”, World Bank, <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/25141>.

35. World Bank, 2018, “China Systematic Country Diagnostic: Towards a More Inclusive and Sustainable Development”, World Bank, <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/29422>.

36. 厚生労働省社会・援護局保護課, 2011: 《生活保護基準の体系等について》, <https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r985200001d2yo-att/2r985200001d31w.pdf>.

(作者单位：复旦大学六次产业研究院)

(责任编辑：陈秋红)

China’s Multidimensional Relative Poverty Standards in the Post-2020 Era: International Experience and Policy Orientation

Wang Xiaolin Feng Hexia

Abstract: After 2020, China’s poverty alleviation efforts will shift from eradicating absolute poverty to alleviating imbalanced and inadequate relative poverty. This article firstly reviews the relevant literature on absolute and relative poverty standards. Afterwards, based on the theory of capabilities, a Multidimensional Relative Poverty Standards (MRPS) conceptual framework is constructed from the perspectives of “*pin*” and “*kun*”. Based on the theoretical analysis of basic needs and capabilities approaches, combined with typical country experience studies, this article proposes China’s MPRS policy choice in the post-2020 era. This study argues that after 2020, China should adopt MPRS, and there is no need to align with the relative poverty standards of OECD countries. The MRPS must include both the economic dimension reflecting “*pin*”, the social development dimension reflecting “*kun*” and the ecological environment dimension. In the economic dimension, income and employment need to be considered; in the social development dimension, education, health, social security, and information access need to be considered. New development concepts and the practical experience in ecological compensation and poverty alleviation require the ecological environment dimension to be integrated into the multidimensional poverty framework.

Key Words: Relative Poverty; Multidimensional Poverty; Multidimensional Relative Poverty Standards (MRPS); Post 2020

发起人特征、信用背书与偏远贫困地区农产品 众筹扶贫项目的融资绩效*

朱海波¹ 马九杰²

摘要：信任与有效监督是农产品众筹融资得以成功的基石。发起人与支持者之间的物理距离以及与此相关的直接监督是影响众筹扶贫项目融资绩效的重要因素。本文选取四个代表性的偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目为案例，运用逐项复制与差别复制的多案例研究方法，探讨偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目融资绩效的实现机制与关键影响因素。研究发现：第一，因其公共组织身份特征并处于利益中立位置，作为发起人的扶贫干部发挥了信用背书功能，增强了支持者的信任感；第二，在驻村机制下，扶贫干部有条件对生产者行为实施直接监督，发挥代理监督功能，且为维护组织及自身的声誉，监督会更加强化，增强了支持者的认可度，缓解了因交易半径扩大导致的信息不对称及支持者参与程度低等问题；第三，发起人利用其公共组织身份的在线社会关系资源，发挥“弱连接”机制下网络社群的异质性优势，在不同层级扩散项目信息、扩大受众边界，进而提高了农产品众筹扶贫项目融资绩效。

关键词：农产品众筹 偏远贫困地区 发起人特征 信用背书 代理监督

中图分类号：F832.4 **文献标识码：**A

一、引言

消除贫困是人类社会发展的基本要求。习近平总书记在2015年11月27日召开的中央扶贫开发工作会议上强调“消除贫困，全面建成小康社会，是我们党对全国人民的庄严承诺”。金融扶贫是重要的扶贫手段之一，现阶段，我国贫困人口多分布在偏远地区，但由于传统正规金融机构受服务半径、信贷成本、信贷规制等方面的限制，导致小农户一直遭受信贷排斥(Leyshon and Thrift, 1995; World Bank, 2006; 许圣道、田霖, 2008; 刘西川、程恩江, 2009; 王修华等, 2012; 马九杰、吴本健, 2014)。

*本文研究得到国家自然科学基金国际合作与交流项目“精准扶贫与互联网扶贫的实施机制与效果评估研究”(项目编号: 71661147001)、国家自然科学基金面上项目“数字金融发展在农村金融空间配给缓解和实体经济金融普惠中的作用研究”(项目编号: 71973146)、国家自然科学基金国际合作与交流项目“变化市场中农产品价值链转型及价格、食品安全的互动关系”(项目编号: 71361140369)的资助。感谢匿名审稿专家和编辑部老师提出的宝贵意见，但文责自负。

本文通讯作者：马九杰。

随着互联网技术与金融技术的融合发展，互联网金融逐步成为促进农村普惠金融发展、推动金融扶贫的重要着力点。2019年2月中办印发的《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》和2019年5月中办印发的《数字乡村发展战略纲要》均提出“创新农村普惠金融服务，鼓励互联网金融在依法合规前提下为农户提供金融服务”。与传统正规金融服务依赖物理网点不同，互联网金融服务以网络平台为载体，克服了金融服务的地理排斥问题（马九杰、吴本健，2014），降低了向偏远地区提供金融服务的成本，提高了金融的普惠性（谢平、邹传伟，2015；罗兴、吴本健、马九杰，2018；何婧、李庆海，2019；张勋、万广华等，2019）。作为互联网金融的一种类型，近年来发展迅速的互联网众筹，具有融资对象广、融资门槛低、无需担保、灵活快捷等特征（Dresner, 2014），对于有融资需求但缺乏担保和抵押能力的农户而言，是一种很有亲和力的融资手段。也因此，涉农领域的众筹不断涌现。

判断众筹成功与否的标准是实际筹资额是否超过目标额。影响众筹成功的因素很多，国内外学界从社会网络资本、产品质量、发起人与支持人的互动、投资时机选择、参与者行为动机、项目性质等角度进行了研究。Mollick (2014) 对回报型众筹平台 Kickstarter 上 48526 个项目的研究表明，发起人的在线社会资本与产品质量是众筹项目成功的两个主要因素，Lehner (2013) 研究表明筹资人的社交关系网越强大，其筹资能力越强，获得的筹资规模就越大；也有研究认为早期支持者数量与支持金额能显著提高众筹成功率（Agrawal et al., 2014）。黄玲、周勤（2014）研究表明新颖度高的众筹项目能提高投资人对项目的预期，而明确发出项目目标的质量信号、差异化设置回报种类能提高投资人的心理预期，从而提高项目成功概率。因此发起人的社会网络资本对于农产品众筹项目的成功至关重要。

然而，学者对众筹成功影响因素的研究多集中于总体层面，很少考虑到不同类型众筹的异质性问题。对于农产品众筹而言，因为涉及食品安全，支持者对产品质量尤为关切，对信息不对称的容忍度更低。因此农产品众筹所面临的核心问题是如何在信息不对称下构建信任与监督机制。一般而言，农产品众筹多见于城市近郊的有机农场，在“短链+短距离”交易机制下，支持者可以便捷而低成本地实施直接监督，从而显著降低交易双方的信息不对称程度。但是偏远贫困地区的农产品众筹，交易特点是“短链+远距离”，支持者虽然可以从众筹平台获取关于发起人、产品产地、品质等的描述性信息，但由于对实施过程很难直接监督（成本太高），往往无法确保发起人获得融资后不做出机会主义行为。在这种情况下，就需要寻求替代机制解决这种交易半径扩大带来的监督失灵问题。杜俊娟、李姚矿（2018）指出发起人特征是影响农产品众筹融资成功的重要因素，但刻画发起人特征的变量集（行业一致性、金牌卖家认证、保证金和支付宝认证类型）却很难用于表征偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目发起人的特点，也使得其结论无法准确解析偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目实现融资成功的机理。

那么，偏远贫困地区农产品众筹扶贫是因怎样的作用机制得以解决支持者的信任不足与监督失灵问题，从而取得良好的融资绩效呢？有必要进行深入研究。本文将在已有研究基础上，使用笔者2017-2018年在偏远贫困地区调研电商扶贫期间访谈的4个代表性农产品众筹扶贫案例，基于信用背书理论与代理监督理论，及在线网络的“弱连接”优势理论，探讨发起人特征对偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目融资绩效的影响机理及路径，提出优化利用众筹扶贫模式的建议。

二、理论分析与研究假说

(一) 农产品众筹项目面临的一个难题：远距离如何实施有效监督？

1. 相关利益主体及其相互关系。本文涉及两个重要概念的区分，即农产品众筹项目和农产品众筹扶贫项目。首先，国际上对众筹的公认定义为：众筹是互联网金融的一个分支，是指个人、机构或企业通过互联网平台（即众筹平台）向不特定社会公众募集资金的行为（Dresner, 2014）。一个众筹项目相关的利益主体包括：项目发起人、项目受益人、项目支持者、众筹平台，其相互之间的关系如图1所示。农产品众筹与农产品众筹扶贫都属于农业众筹的派生类型，二者相似性在于都是以农产品为标的物的筹资行为，目标都是获得支持者的投资，实现成功融资；但二者也存在关键区别：前者的发起人与受益人是一体或者高度耦合的，而后的发起人与受益人是彼此独立的，这会引致两种模式下发起人与支持者之间信任与监督机制实现的差异。

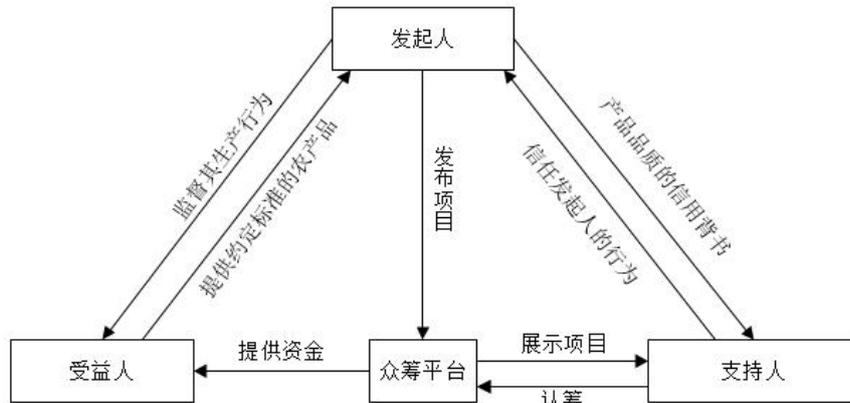


图1 农产品众筹项目相关利益主体及其相互关系

2. 偏远地区的农产品众筹有效监督为何很困难？由于农产品更具有信任品属性（Nelson, 1970; Darby and Karni, 1973），因此需要解决的关键问题是生产者与支持者之间因信息不对称导致的生产者道德风险行为与消费者逆向选择行为。在农产品众筹交易中，由于支持者处于信息弱势一方，需要通过对生产者的生产过程进行有效监督以约束其投机行为取向，在缺乏第三方有效监督情况下（众筹平台虽然有责任对发起人的项目真实性进行审核，但对于农产品而言，过程监督比形式审核更重要，由于农产品众筹项目融资金额较低，过程监督成本高，平台收取的项目佣金难以支持有效监督），支持者对生产者的直接监督就成了唯一选择。但直接监督需要付出时间与金钱成本，成本高低与交易半径高度正相关，当交易半径超出有效监督地理范围后，会对农产品众筹项目的成功产生显著的负向效应（朱海波、马九杰，2018）。对于偏远地区农产品众筹而言，监督成本太高使得支持者无法实施直接监督，在既无法实现有效监督，也没有辅助信息帮助甄别的情况下，投资者不支持的概率就会显著增加，在“羊群效应”下，众筹项目更易失败。因此，如何构建一个有效的替代监督机制，是偏远地区农产品众筹项目要解决的核心问题。对于农产品众筹扶贫项目而言，由于贫困地区大都地处偏远，

与潜在支持者的物理距离很远，直接监督几无可能。在缺乏直接监督条件下，构建可信的间接监督机制就格外重要，而间接监督的实现则有赖于特定的组织安排。

(二) 偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目有效实施的理论框架

1. 发起人特征视角。毋庸置疑，发起人特征在农产品众筹中充当了关键“软信息”提供者角色。偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目“扶贫干部+贫困户+特色农产品”组织模式的特殊性，产生了区别于一般性农产品众筹项目的交易关系。一般性农产品众筹项目的交易机制与监督机制如图 2。但偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目中，发起人是组织下派的扶贫干部，受益人是贫困户，发起人与受益人是二元且不存在经济利益捆绑关系。作为发起人的扶贫干部，虽然发挥了将贫困户的农特产品通过众筹平台预售出去的关键作用，但其并不从整个交易中获得经济利益，也即扶贫干部是利益中立的，这使得其能够在受益者与支持者之间充当降低信息不对称作用的角色。一方面，扶贫干部拥有的公共组织身份特征向支持者提供了对贫困户农产品质量安全的信用背书功能，即支持者参与众筹扶贫项目更看重发起人及其背靠的公共组织的声誉，也即相信发起人为维护其所属公共组织及自身的声誉不会与贫困户“共谋”以欺骗支持者，以此增强支持者对众筹农产品质量的信任度。另一方面，扶贫干部在发起众筹扶贫项目时一般首先会向自己的同事及亲友推荐，从道义上会对他们负责，监督生产者（贫困户）在农产品生产过程中不出现机会主义行为，从而其能够被支持者视为合理的代理监督者，对农产品众筹扶贫项目产品质量进行监督。因此，农产品众筹扶贫项目中发起人在整个交易过程中的利益中立属性，以及出于对背靠公共组织及自身声誉的维护，使其具有承担信用背书与代理监督功能的身份特征。正是这两重特征，解决了因距离偏远导致支持者直接监督失灵而引起的信任缺失问题，增强了支持意愿，推动众筹融资成功。

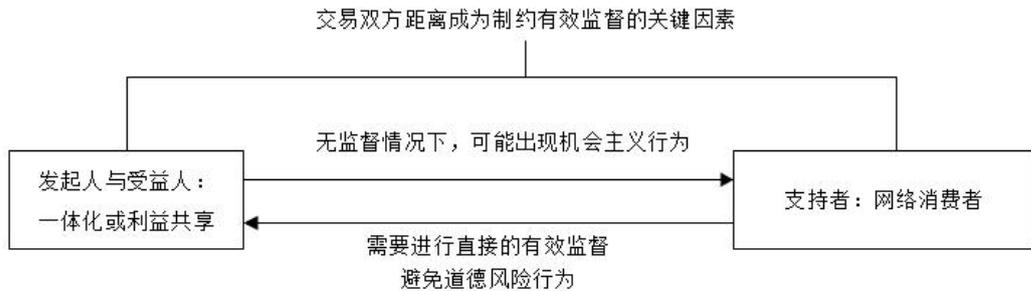


图 2 一般性农产品众筹的交易关系与监督机制

2. 发起人特征及其信用背书功能。与一般性农产品众筹项目发起人与受益人一体或利益捆绑不同，农产品众筹扶贫项目发起人的利益中立属性和公共组织身份特征，使得在一般农产品众筹项目中需要对发起人进行有效监督的必要性大大降低。正如 Lehner (2013) 所言发起人身份特征作为一种信誉或可信度的信号对于支持人的决策行为具有重要的影响。这些发起人以党政机关、事业单位、科研机构等公权组织下派进行精准扶贫的公职人员为主，他们都具有公共组织身份特征。由于这些扶贫干部与众筹项目不涉及任何经济利益关系（在国家扶贫战略体系下，这是他们的职责），近似于公正第三方。作为农产品众筹扶贫项目发起人，出于对所背靠的公共组织及自身的声誉维护，他们在发布农产品众

筹扶贫项目时没有动机刻意隐匿或掩盖真实的产品来源、品质等信息，不会与受益人（贫困户）“共谋”做出不利于支持者的行为，并会督促受益人按照约定提供农产品。因此，农产品众筹扶贫项目中发起人具有的公共组织身份特征，能够向支持者发送产品质量真实度和可信度信号，提供了信用背书功能，从而解决了支持者对项目信任缺失问题，最大化降低因信息不对称引致的项目融资失败风险。

3. 发起人特征及其代理监督功能。信用背书功能的发挥有赖于发起人具有公信力，这就要求发起人具有良好的声誉。在农产品众筹扶贫中，扶贫干部依赖于背靠的公共组织的公信力提供声誉担保。但这种声誉需要扶贫干部去维护，不能因众筹行为而遭受损害。因此，扶贫干部对于农产品众筹扶贫行为具有主动监督的诉求。精准扶贫战略要求扶贫干部深入基层、驻村蹲点、保持队伍稳定（一般都要求1-2年），与贫困户建立全方位结对帮扶关系。这种组织安排使得扶贫干部能够深入村社内部，介入农户生产活动，有便利条件对农产品众筹扶贫项目受益的农户生产过程、投入要素质量等进行有效的过程监督，避免生产者机会主义行为。同时，农产品众筹项目信息的扩散会遵循社交关系“由近及远”的规律，也即发起人首先会将信息发送给自己的同事及亲朋好友等，然后再通过网络社群进行扩散。因此，作为扶贫干部会首先在道义上对他亲近的社交关系网负责，而加强对农产品的品质把控和过程监督。总之，出于对所背靠的公共组织及自身声誉的维护，作为发起人的扶贫干部承担了监督代理人角色，能够为支持者提供可信赖的代理监督功能。这种机制克服了农产品众筹扶贫项目中因交易双方距离远导致的有效监督失灵问题，降低支持者逆向选择的可能性，从而提高众筹融资成功率。

4. 发起人特征及其在线社会网络功能。大量研究表明发起人的在线社会网络资本对众筹项目的成功具有重要影响，如果发起人拥有强大的在线社会关系网络资本，那么就能够将众筹项目通过互联网渠道推介出去，并通过其社会关系网的逐层扩散，最大化地扩大信息的受众范围（Kuppuswamy and Bayus, 2013; Lehner, 2013; Mollick, 2014）。这也就意味着，如果发起人拥有强大的社会网络资本，那么将有助于众筹项目的融资成功。对于农产品众筹扶贫项目而言，依赖于发起人的身份特征解决了信任与有效监督问题后，如何将农产品众筹扶贫项目通过在线社会网络有效扩散出去，是决定农产品众筹扶贫项目融资绩效的另一重要因素。

囿于能力限制，贫困地区农户很难使用互联网社交工具，其社会关系网络更多限于物理上的村落内部与亲戚邻居等，也即纯粹的线下社会网络，具有相似的社会经济特征，正如格兰诺维特（1973）指出，这类线下社会网络属于“强关系”结构，这种结构导致的结果是信息只能在一个单一的社会经济特征群体内传递，难以跨越其社会界限向外突破扩散到其他不同社会经济特征群体。格兰诺维特（1973）进一步指出，只有“弱关系”的社会网络结构，能够突破“强关系”网络的社会界限，将具有不同社会经济特征的群体连接起来，这样一个群体的重要信息才能够扩散传递给不属于这一群体的外部个体。偏远贫困地区农产品众筹扶贫中，这些外来扶贫干部往往都具有“精英属性”（基于扶贫的政治责任以及考核要求，各级机构派下来的大都是有思想、能力强、关系广的人充当扶贫干部），他们往往拥有很强的社会网络资本，一方面是基于“强连接”的亲戚、同事、朋友关系，这类关系能够在项目早期快速形成支持群体，而有研究表明早期支持者数量与众筹成功具有显著的正相关性（Massimo and Cristina, 2014）；另一方面扶贫干部会通过在线社交工具以自身及与其有“强连接”

关系的群体为网络节点，在网络社区进行众筹信息的宣传扩散。而微信等在线社交工具所形成的社会网络具有显著的“弱连接”特征，因为每个人网络好友的社会经济特征都非常广泛，这使得同样的项目信息能够在不同的在线社会圈层迅速扩散与传递，扩大受众对象。因此，扶贫干部在农产品众筹扶贫项目中的公共组织身份特征，通过发挥其“强连接”社会网络与“弱连接”在线社会网络的“涟漪效应”，能够推动信息的圈层扩散与有效传递，从而提升众筹项目的融资绩效。

综上，本研究构建了一套基于发起人公共组织身份特征所形成的信用背书、代理监督与在线社会网络的理论框架（如图3），以尝试解释在直接监督失灵情况下偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目得以成功实施的机制。

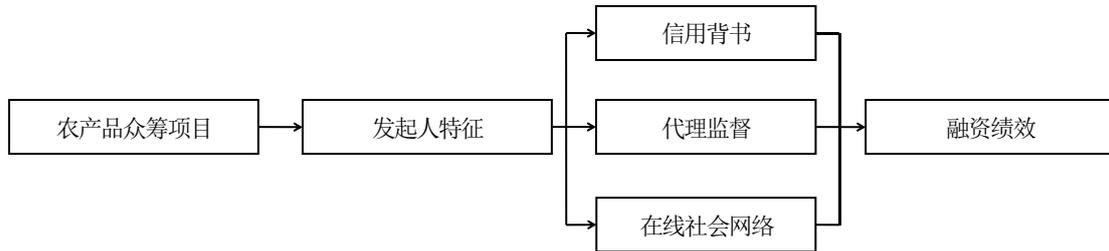


图3 本文理论框架

基于上述分析，本文得出以下两个推论：

推论1：对于农产品众筹扶贫项目而言，其发起人的公共组织身份特征发挥了信用背书和代理监督功能，有助于解决支持者对偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目的信任缺失与监督失灵问题，缓解了交易双方的信息不对称，从而提升了众筹的融资绩效。

推论2：农产品众筹扶贫项目发起人的公共组织身份特征，能够充分发挥在线社会网络的“弱连接”优势，推动信息的圈层扩散与有效传递，从而提升众筹的融资绩效。

三、研究方法与数据来源

（一）资料与数据的来源

本研究的资料主要来自于笔者2017-2018年实地调研获取的第一手案例资料，同时通过众筹网等平台获取对应案例的融资额、融资期限、支持者数量等可定量描述的数据资料。案例包含3个成功案例：1）“众筹扶贫牵手会泽”中国工程院挂职第一书记邀您品乌蒙山苹果（云南省曲靖市会泽县）；2）“挂职副书记”富硒茶叶众筹，助力脱贫攻坚（湖北省恩施州咸丰县）；3）大学生村官向您推荐秦岭“老树山核桃”（陕西省商洛市镇安县）；1个失败案例为：秦岭老树核桃爱心在行动（陕西省商洛市山阳县）。通过与上述众筹扶贫项目相关方——发起人、支持者、村干部、贫困户等深入交流访谈，获取了一手信息资料，使得本研究能够透过平台公开信息深入分析农产品众筹扶贫项目实施的内在机制。

（二）案例选取的依据

本研究案例选择遵循严格的质性分析要求，首先在产品上，都是生鲜农产品，符合针对农产品众

筹这一类别的探讨；其次，在地域范围上，都是西部贫困山区县，与支持者距离遥远，符合本研究所针对的偏远贫困地区农产品众筹；第三，在属性上，都具有扶贫属性，符合本研究的目标，即农产品众筹扶贫；第四，为了明晰发起人特征对农产品众筹扶贫融资绩效的影响，在控制其他因素影响下，案例选择注重构建发起人公共组织身份特征属性。

（三）资料的分析方法

本研究更多地是一种归纳推理，适用于 Yin（2004）提出的基于“复制逻辑”的结构化多案例分析方法。主要采用逐项复制（即哪些条件作用下可能出现某一特定的结果）与差别复制（即哪些条件下某一特定结果不可能出现）相结合的多案例比较研究方法，结合吕力（2014）和黄振辉（2010）对多案例研究方法应用的论述，对调研的案例资料进行分析。通过对 4 个农产品众筹扶贫案例的对比分析，归纳出项目发起人哪些因素特征对农产品众筹扶贫项目的成功与融资成效的提升具有关键性影响。

在具体思路上，基于第二部分建构的理论框架，在“逐项复制逻辑”下，强调作为农产品众筹扶贫项目发起人的扶贫干部所具有的公共组织身份及利益中立特征，能够发挥信用背书与代理监督的功能，从而解决支持者的信任缺失及直接监督失灵问题。同时扶贫干部的公共组织身份特征使其社会关系网络更为多元，具有“弱连接”社会关系网络特征，能够推动信息的有效扩散传递，提高众筹的融资绩效。在“差别复制逻辑”下，作为一般性主体（比如返乡创业者）的发起人，由于其并不拥有公共组织身份特征，也很难澄清自身的利益中立属性，导致其很难具有公信力构成背书能力和代理监督能力，也即难以消弭支持者信任缺失和监督失灵问题。同时，其社会关系网络结构单一，更具有“强连接”社会关系网络特征，导致很难推动信息在异质性社会圈层内有效扩散，因此最终融资不成功。

（四）案例呈现

1. 云南省曲靖市会泽县金钟街道竹园村“第一书记”苹果众筹扶贫。会泽县是云南省深度贫困县，2016 年底，会泽县竹园村被中国工程院确定为定点帮扶村，2017 年 7 月，中国工程院选派 MSL 副处长到竹园村挂职第一书记。当年 9 月，村里苹果成熟，从北京过去的 MSL 觉得很好吃，但让他惊讶的是当地苹果一直存在滞销问题。笔者访谈 MSL 时他说：“看到这种情况，刚接任第一书记不久的他感觉很苦闷，当地苹果均种植在海拔千米以上山地，温差大、日照强，山泉水灌溉，是天然优质的高山苹果，理应是紧俏货”。但是因为地处深山、交通不便，山上大部分小组不通路，导致优质高山苹果卖不上价，群众增不了收。有果农知道他是来自北京的官，就找到他希望想办法帮助销售。一次偶然机会 MSL 了解到众筹模式后，仔细研究决定开展一次众筹卖苹果活动。在众筹项目宣传推介上，除了介绍当地苹果的种植环境、生产过程、品质口感等信息外，着重强调他作为中国工程院挂职竹园村第一书记身份、以及他从事的食品质量安全相关工作的经历。从项目融资绩效看，在 15 日期限内，502 人支持了该项目，整个项目融资额达 55023 元，是预期融资额的 5.5 倍，可以说非常成功。

2. 湖北省恩施州咸丰县高乐山镇“挂职副书记”富硒茶叶众筹扶贫。2015 年 5 月，YF 作为省直部门挂职干部被派到咸丰县挂职，担任咸丰县高乐山镇党委副书记，负责精准扶贫工作。高乐山镇地处偏远，在实际工作中，YF 发现该镇虽然拥有青山、绿水，有种植高山茶的悠久历史，出产优质传统红茶，但由于品牌知名度低，只能是低价卖给中间商，充当品牌名茶的仿冒品，大部分贫困家庭虽

然都有茶园，但很少能通过种茶增收脱贫。针对这一问题，为了将当地的高山茶叶推介出去并探索新的产业扶贫模式，YF 借助各方力量，以本地茶农种植的茶叶为原料，由茶叶企业加工成乌龙茶，在众筹网平台上发起茶叶众筹扶贫项目。该众筹项目名称既凸显了发起人的公共组织身份特征及众筹的扶贫目标，也强调了茶叶的产地、品质等特性。从项目融资绩效看，在 30 日期限内，336 人支持了该项目，实现融资额 41479 元，是预期目标的 1.4 倍，取得了成功。

3. 陕西省商洛市镇安县永乐镇孙家砭村大学生村官核桃众筹扶贫。2015 年 9 月，GHX 作为全省统一安排到镇安县永乐镇孙家砭村的一名大学生村官，负责精准扶贫工作。孙家砭村依山傍水、土壤肥沃，核桃自然生长，自然成熟，属于老山核桃的优质产地。但是，缺乏好的市场渠道，只能低价卖给商贩。笔者访谈 GHX 时了解到，作为一名大学生村官，GHX 思考如何能够帮助果农们拓展销路，提高收入。后来一位从事电商的大学同学向他介绍众筹模式后，GHX 意识到这是很好的方式。经过近半年的准备，以 GHX 蹲点的 SJB 村为核桃供应基地，并由 GHX 作为发起人的农产品众筹扶贫项目——大学生村官向您推荐秦岭“老树山核桃”于 2016 年 6 月 26 日在轻松筹众筹平台上发布，第一期项目即取得了巨大成功，由于结束后在评论区还有人不断发需求信息，因此，GHX 又于 2016 年 8 月 20 日再次进行了第二期众筹，同样获得了巨大成功。该项目信息着重凸显了发起人的公共组织身份特征及众筹的扶贫目标，强调了核桃的产地及品质。笔者访谈 GHX 时，有一个特别的印象就是为了将信息传递出去，GHX 依靠他全省大学生村官微信群群主身份，号召大家广泛传递该项目信息，如 GHX 所言，这对于该项目获得大量支持至关重要。从该众筹扶贫项目融资绩效看，两期 60 天融资期内，共有 3216 人支持了该项目，实际筹资额 118320 元，是预期目标的 2 倍，融资绩效显著。

4. 商洛市山阳县杨地镇孔岭村返乡创业者核桃众筹扶贫。山阳县孔岭村核桃众筹扶贫项目的发起人 YS，是一名山阳本地人，在北京创业几年后，回到了家乡，创立了山阳县供销电子商务公司，设想通过发展原产地农产品直供形式，让山区的农产品能够直接与城市消费者对接，提高当地山货价格以增加农户收入。2016 年，YS 在孔岭村发现该村有大量优质老树核桃，但是却存在滞销价贱问题，由于没有销售渠道，村里人只有把核桃背到几十公里外的县城摆地摊卖，或者卖给小贩，即便如此，也只能卖出去一小部分，大部分要么烂在地里，要么就发霉坏掉。为了让该村的贫困户能够从核桃产业中获得更好的收益，也为了搭建贫困小农户的生产与城市消费者之间的流通渠道，YS 尝试通过众筹形式将孔岭村的核桃销售出去。2016 年 7 月 20 日，该核桃众筹扶贫项目“助农扶贫——秦岭老树核桃爱心在行动”在众筹网平台上线，项目信息强调了核桃来自于山里农户，品质好，YS 的公司只是帮助贫困户卖。从该众筹扶贫项目融资绩效看，在为期 60 天的筹资期内，仅有 19 人支持了该项目，实际筹资额 2685 元，仅达到预期目标的 6%，项目融资以失败告终。

四、案例分析与讨论

本研究共选取了 4 个案例，采用逐项复制（针对会泽县竹园村苹果、咸丰县高乐山镇茶叶和镇安县孙家砭村核桃 3 个案例）与差别复制（针对镇安县孙家砭村核桃与山阳县孔岭村核桃 2 个案例）相结合的方法进行分析，为便于直观对比分析不同案例的基本情况，对以上 4 个案例的重点信息，包括

发起人身份、筹资期、目标筹资额、实际筹资额、项目进展信息更新数、项目评论信息条数、项目支持人数、项目回报等级及项目结果共 9 个指标，进行了归纳展示，详见表 1。

表 1 4 个农产品众筹扶贫案例的基本信息

项目名	云南省会泽县 竹园村苹果	湖北省咸丰县 高乐山镇茶叶	陕西省镇安县 孙家砭村核桃	陕西省山阳县 孔岭村核桃
发起人特征	中国工程院挂职第一书记	省组织部挂职镇副书记	省统一招考大学生村官	北京返乡创业个体
筹资期限	15 日	30 日	60 日	60 日
目标筹资额	10000 元	30000 元	65000 元	50000 元
实际筹资额	55023 元	41479 元	118320 元	2685 元
项目信息更新数	13 条	11 条	26 条	0 条
项目评论消息数	121 条	112 条	178 条	8 条
回报等级	2 级	5 级	5 级	5 级
项目支持人数	502 人	336 人	3216 人	19 人
项目结果	成功	成功	成功	失败

注：以上资料是笔者整理的众筹网众筹平台上上述 4 个项目的资料。

（一）发起人特征、信用背书与代理监督

1. 发起人特征与信用背书功能。4 个案例均为偏远贫困地区生鲜农产品众筹扶贫项目，同时存在信息不对称下支持者的信任缺失与监督失灵问题。从发起人特征看，会泽县竹园村苹果、咸丰县高乐山镇茶叶和镇安县孙家砭村核桃这 3 个众筹项目的发起人都具有公共组织身份特征，都是背靠公权机构形成信用背书，作为发起人从不中获取任何经济利益，处于利益中立地位。这种公共组织的信用背书和利益中立性，使得发起人有关项目真实性与产品质量信息的阐述能够获得支持者的信任，解决支持者对项目真实性及质量的信任缺失。笔者通过对发起人的访谈及平台交易记录评论的查看，了解到他们在与支持者互动时，对于支持者提出来的疑问都会进行客观公正的陈述，有些存在的问题（比如案例中苹果外形不好看、茶叶可能芽叶大小不一、核桃有可能个别是坏的等）会坦诚地告诉支持者，同时对于支持者尤其关心的是否打农药等问题，他们也都给出承诺。很多时候，支持者会在互动上给出“相信你们公职人员不会说假话”这样的留言。因此，作为公共组织身份特征的发起人所给出的承诺，能够获得支持者的信任，形成了信用背书。而第 4 个山阳县孔岭村核桃众筹项目，由于发起人是一位私营业者，虽然他是以公司名义发起的众筹，但是一个小微公司很难提供如公共组织具有的信用背书功能，在没有更强公信力组织提供信用背书前提下，靠 YS 公司的声誉难以解决支持者对项目真实性和产品质量的信任缺失问题。访谈中，YS 也指出虽然他的宗旨是做扶贫，但因为没有很强的“背景”很难获得支持者信任，而所谓的背景就是没有政府的支持。因此，对于偏远贫困地区农产品众筹扶贫而言，发起人的公共组织身份特征，能够提供信用背书功能，成为解决支持者信任缺失的一条路径。

2. 发起人特征与代理监督能力。信任建立是一个方面，扶贫干部有能力提供有效的代理监督是获得支持者支持的另一关键因素。会泽县竹园村苹果与镇安县孙家砭村核桃的项目发起人都是专职负责本村扶贫工作的挂职干部与大学生村官，他们有便利性条件对农户的生产过程与投入要素质量进行直

接监督，能够发挥代理监督功能，这也与笔者实际调研获得的信息相吻合。对MSL的访谈了解到，出于维护背靠公共组织及自身的声誉需要，他在实施众筹项目期间，都是不断到农户家果园看苹果、把关质量，告知果农采用生物防虫，一定不要喷农药杀虫剂等，因为一旦出现质量安全问题，会有损于他背靠的中国工程院及他个人的声誉。咸丰县高乐山镇副书记YF因为肩负全镇的扶贫工作，本人只能抽出时间不定期查看，访谈中了解到她专门委派了驻村扶贫干部代她对茶园管理进行跟踪监督，特别强调监督农户不要打农药和施化肥，否则茶叶品质不好，损害的是她所在的公共组织的声誉。正因为这3个项目的发起人都具有公共组织身份特征且有维护组织声誉不受损害的压力，使得支持者的核心关切——产品质量，通过发起人代理监督机制得到了有效解决，因此能够获得支持者的认可与支持。但是山阳县孔岭村核桃的众筹扶贫项目，虽然与镇安县孙家砭村的项目特征高度吻合（都是商洛市下属县的山核桃众筹扶贫），但该项目发起人YS与前述3个项目的发起人不同的是，他在该众筹扶贫项目中很难表明处于利益中立位置（毕竟他的公司从事山货网销）。同时，扶贫活动对企业而言具有显著的外部性，实施过程监督需要付出成本，YS既无公共组织背景也没有获得公共资金补贴，使得其从事有效过程监督的可信度不够，也即无法有效解决支持者监督失灵问题，所以项目融资失败。

表2 发起人特征、信用背书与代理监督

项目名	云南省会泽县 竹园村苹果	湖北省咸丰县 高乐山镇茶叶	陕西省镇安县 孙家砭村核桃	陕西省山阳县 孔岭村核桃
发起人身份	挂职第一书记	挂职镇副书记	大学生村官	返乡创业个体
公共组织特征	√	√	√	∅
信用背书	√	√	√	∅
代理监督	√	√	√	∅
项目结果	成功	成功	成功	失败

由上述分析可得出如下结论：正如本文推论1所述，偏远贫困地区农产品众筹扶贫，发起人所拥有的公共组织身份特征能够提供信用背书功能，同时出于维护组织及自身声誉的需要，发起人会主动对农户生产行为进行有效监督，发挥代理监督能力，解决了交易双方远距离下的信任缺失与直接监督失灵问题，从而提高支持者参与意愿并促进融资成功。

（二）发起人公共组织身份特征、社会关系网络与众筹项目融资绩效

由于众筹平台只承担项目发布功能，众筹项目信息的扩散高度依赖于项目发起人的社会关系网络，而发起人的社会关系网络又与其身份特征高度相关(Mollick, 2014)。正如格兰诺维特对于“强连接”与“弱连接”社会关系的分析，本文4个案例中，MSL作为中国工程院下派会泽县挂职干部，依靠他在中国工程院的“强连接”社会关系网络，很快将项目信息传递给了北京的同事、朋友、亲戚，同时再利用其公共组织身份特征所具有的网络号召力，利用微博、微信朋友圈等社交网络工具，发挥“弱连接”的优势，将该项目信息在具有不同经济社会特征的群体内进行扩散传递，显著扩大了项目的受众范围，提高了项目融资绩效。咸丰县高乐山镇挂职副书记YF，通过将项目信息在其所在省直

部门系统内发布并发动大家转发支持，同时利用组织关系，将项目信息在恩施日报上发布，从而大大提高了信息传递的范围，并最终获得了足够多的支持，融资绩效显著。

表3 发起人特征、社会关系网络与项目融资绩效

项目名称	发起人特征下的社会关系网络与信息传递	支持者数量
云南省会泽县竹园村苹果	充分利用其公共组织身份特征，发动单位领导、同事等支持项目，并通过其本人及单位同事的朋友圈、微博等大量转发推介该项目。	502人
湖北省咸丰县高乐山镇茶叶	发挥其本身的公共组织身份特征，让系统内人员大量转发项目，同时运用组织关系，在恩施日报发布该项目信息，有效提高了信息传递效率。	336人
陕西省镇安县孙家砭村核桃	通过其组织身份特征，在拥有300多人的村官微信群里发布信息并请大家转发支持，使得项目信息很快得到了广泛扩散	3216人
陕西省山阳县孔岭村核桃	由于其作为返乡创业的独立个人，只能依靠自身的社会关系网络进行信息传递，受到关系网的限制，项目信息无法有效传递出去	19人

注：以上信息整理自作者对项目发起人访谈资料。

镇安县孙家砭村与山阳县孔岭村两个核桃项目具有很强的对比性，两个项目产品均是同一地域的特色山核桃，项目目标也基本一致，但最终融资绩效却去差距巨大。从社会关系网络特征看，孙家砭村核桃项目发起人GHX是一名大学生村官，具有丰富的组织资源，特别是他作为一个有300多位村官微信群的群主，得以借助这一“弱连接”特征的社会关系网将众筹项目信息有效扩散出去，最终获得超3000名支持者。而孔岭村核桃项目发起人YS只是一名返乡创业个体，他没有可借助的强大组织资源，只能依赖其个人的社会关系网络去传递项目，但其社会网络资本更具有“强连接”特征，项目信息的传递更多是在同质化社会属性圈层内传递，而无法传递到具有社会异质性圈层的支持者，并最终导致项目只有19人支持，笔者访谈YS所知这19人都是项目开始阶段他的熟人圈子所支持。由此可见，如推论2所述，竹园村苹果、高乐山镇茶叶和孙家砭村核桃3个项目，发起人具有的公共组织身份特征，使得他们有条件充分利用“弱连接”特征的异质性社会关系网络将项目信息有效传递出去，吸引大量支持者参与并取得显著的融资绩效；而孔岭村核桃项目，因为发起人不具备公共组织身份特征，社会关系网络同质性强，导致无法吸引足够数量的投资者参与而最终失败。

五、结论与启示

本文通过对偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目融资绩效影响机制进行的多案例研究发现，偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目成功的内在逻辑归因于发起人的公共组织身份特征所赋予的信用背书与代理监督能力，从而缓解了因物理距离扩大导致的农产品众筹项目各参与主体之间的信息不对称，降低了交易成本，提升了支持者的支持意愿，进而推动农产品众筹项目的融资成功。同时，发起人的公共组织身份特征，使其更有优势利用组织身份去拓展不同社群属性的线上社会关系资源，并利用不同社群之间的成员异质性所形成的“弱连接”优势将农产品众筹项目信息进行有效扩散传递，获得更多支持者，从而提升农产品众筹扶贫项目融资绩效。而发起人一旦缺失公共组织的身份特征，对于具有信任品属性的农产品众筹而言，将很难构建有效的“信任+监督”机制以改善支持者所处的信息弱势地

位，导致交易失败；同时也没有资格利用公共组织身份去拓展不同社群属性的线上社会关系资源，使得其众筹项目信息更多是在具有同质性特征的社群内传播，效果要弱很多，最终失败的风险也更高。

本文研究结论的启示在于，虽然互联网技术创新是众筹发展的源动力，但单纯依靠网络技术依然解决不了众筹交易过程中的信任与监督机制问题，还是需要引入“社会网+”的社会关系逻辑去解决。对于偏远贫困地区的农产品众筹扶贫而言，发起人的公共组织身份特征所体现的信用背书与代理监督这一社会关系逻辑，对项目成功及融资绩效的提升发挥了关键性作用。因此，在推进偏远贫困地区利用众筹进行融资过程中，要充分发挥具有公共组织身份特征的扶贫干部的作用，推动他们作为项目发起人，依靠其公共组织身份特征所具有的信用背书能力，提高支持者对项目的信任度。同时，要强化挂职干部对其背靠公共组织及自身的声誉维护，发挥代理监督功能，确保品质，以此打消支持者对产品质量的疑虑。通过上述机制，最大化降低因为生产者与消费者远距离造成的信息不对称与监督失灵问题。另外，作为一种农产品网络预售行为，农产品众筹项目融资成功也依赖于发起人的社会资本，由于小农户社会资本的天然薄弱性，要发挥扶贫干部社会关系的“弱连接”优势，积极拓展异质性社会关系网络，有效扩大农产品众筹扶贫项目的信息传递圈层，尽可能多地吸引城市消费者的支持，从而提高偏远贫困地区农产品众筹项目的融资绩效，为偏远贫困地区小农发展提供有效的金融服务。

参考文献

1. 崔凯、冯献，2018：《演化视角下农村电商“上下并行”的逻辑与趋势》，《中国农村经济》第3期。
2. 杜俊娟、李姚矿，2018：《农产品众筹发起人特征对融资达成率的影响研究——基于信任理论视角》，《中国农村经济》第3期。
3. 龚强、张一林、余建宇，2013：《激励、信息与食品安全规制》，《经济研究》第3期。
4. 何婧、李庆海，2019：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期。
5. 黄玲、周勤，2014：《创意众筹的异质性融资激励与自反馈机制设计研究——以“点名时间”为例》，《中国工业经济》第7期。
6. 黄振辉，2010：《多案例与单案例研究的差异与进路安排——理论探讨与实例分析》，《管理案例研究与评论》第2期。
7. 李霖、郭红东，2014：《小农户集体行动研究文献综述——基于市场准入视角》，《中国农村观察》第6期。
8. 刘西川、程恩江，2009：《贫困地区农户的正规信贷约束：基于配给机制的经验考察》，《中国农村经济》第6期。
9. 罗兴、吴本健、马九杰，2018：《农村互联网信贷：“互联网+”的技术逻辑还是“社会网+”的社会逻辑？》，《中国农村经济》第8期。
10. 吕力，2014：《归纳逻辑在管理案例研究中的应用：以AMJ年度最佳论文为例》，《南开管理评论》第1期。
11. 马九杰、吴本健，2014：《互联网金融创新对农村金融普惠的作用：经验、前景与挑战》，《农村金融研究》第8期。
12. 聂凤英、熊雪，2018：《“涉农电商”减贫机制分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期。
13. 阮文彪，2019：《小农户和现代农业发展有机衔接——经验证据、突出矛盾与路径选择》，《中国农村观察》

第1期。

14. 汪向东、王昕天, 2015: 《电子商务与信息扶贫: 互联网时代扶贫工作的新特点》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期。
15. 王修华、傅勇、贺小金等, 2013: 《中国农户受金融排斥状况研究——基于我国8省29县1547户农户的调研数据》, 《金融研究》第7期。
16. 谢平、邹传伟、刘海二, 2015: 《互联网金融的基础理论》, 《金融研究》第8期。
17. 许惠娇、贺聪志、叶敬忠, 2017: 《“去小农化”与“再小农化”? ——重思食品安全问题》, 《农业经济问题》第8期。
18. 许圣道、田霖, 2008: 《我国农村地区金融排斥研究》, 《金融研究》第7期。
19. 曾亿武、郭红东、金松青, 2018: 《电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据》, 《中国农村经济》第2期。
20. 张勋、万广华、张佳佳等, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期。
21. 朱海波, 2016: 《农业众筹对普惠金融创新与农业发展的影响研究》, 《农村金融研究》第12期。
22. Agrawal, A. K., C. Catalini, and A. Goldfarb, 2015, “Crowdfunding: Geography, Social Networks, and the Timing of Investment Decisions”, *Journal of Economics and Management Strategy*, 24(2): 253-274.
23. Barrett, C. B., 2008, “Smallholder market participation: Concepts and evidence from eastern and southern Africa”, *Food Policy*, 33(4): 299-317.
24. Dresner S., 2014, “Crowdfunding: A guide to raising capital on the Internet”, *New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.*, 272.
25. Fan J., Tang L. and Zhu W., et al., 2018, “The Alibaba effect: Spatial consumption inequality and the welfare gains from e-commerce”, *Journal of International Economics*, 114: 203-220.
26. Helms B., 2006, “Access for all: building inclusive financial systems”, *Washington: World Bank Publications*.
27. Granovetter, M., 1973, “The strength of weak ties”, *American Journal of Sociology*, 78(6): 1360-1380.
28. Kanbur R. and Vines D., 2000, “The World Bank and poverty reduction: past, present and future”, *The world bank: Structure and policies*, 87-107.
29. Kempson E., Whyley C. and Collard S., et al., 2000, “In or out? Financial exclusion: a literature and research review”. London: *Financial Services Authority*, 1-101.
30. Kunz, M. M., U. Bretschneider, and M. Erler, et al., 2017, “An empirical investigation of signaling in reward-based crowdfunding”, *Electronic Commerce Research*, 17(3): 425-461.
31. Leyshon A. and Thrift N., 1995, “Geographies of Financial Exclusion: Financial Abandonment in Britain and the United States”, *Transactions of the Institute of British Geographers*, 20(3): 312-341.
32. Lehner O. M., 2013, “Crowdfunding social ventures: a model and research agenda”, *Venture Capital*, 15(4): 289-311.
33. Liao, C., Y. Zhu, and X. Liao, 2014, “The Role of Internal and External Social Capital in Crowdfunding: Evidence from China”, *Review of Research and Social Intervention*, 49: 187-204.
34. Marcel F. and Vargas R., 2005, “Selling at the Farm-Gate or Travelling to Market”, *American Journal of Agricultural*

Economics, 87(3): 717-734.

35. Markelova H., Meinzen-Dick R. and Hellin J., et al., 2009, "Collective action for smallholder market access", *Food Policy*, 33(1): 1-7.

36. Mollick E., 2014, "The dynamics of crowdfunding: An exploratory study", *Journal of Business Venturing*, 29(1): 1-16.

37. Nelson P., 1970, "Information and Consumer Behavior". *Journal of Political Economy*, 78(2): 311-329.

38. Poulton C., Dorward A. and Kydd J., 2010, "The Future of Small Farms: New Directions for Services, Institutions, and Intermediation", *World Development*, 38(10): 1413-1428.

(作者单位: ¹ 中国农业科学院农业信息研究所;

² 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 朱 炯)

Sponsor Characteristics, Credit Endorsement and Financing Performance of Agricultural Crowdfunding Poverty Alleviation Projects in Remote and Poverty-stricken Areas

Zhu Haibo Ma Jijie

Abstract: Trust and effective supervision form the cornerstone of the success of agricultural crowdfunding activities. With the expansion of physical distance between sponsors and supporters, the increase of direct supervision cost can inevitably affect projects' crowdfunding performance. This article selects four representative agricultural crowdfunding poverty alleviation projects as cases, and uses the multiple case study method to explore the determinants and implementation mechanisms that affect the financing performance of agricultural crowdfunding activities in poverty alleviation projects in remote and poverty-stricken areas. The study finds that, due to the identity of public organizations and the neutral position of interests, the poverty alleviation cadres as sponsors have played the role of credit endorsement and enhanced the trust of supporters. In order to maintain the reputation of public organizations and their own, the poverty alleviation cadres have the conditions to directly supervise the production process, play the role of agent supervision and resolve supervision failures, so as to reduce the information asymmetry as a result of the expansion of transaction radius. Meanwhile, the promoters make use of the online social relations resources of their public organization identity and give full play to the heterogeneous advantages of the online community under the "weak connection" mechanism to spread the project information at different levels, expand audience boundaries and improve the financing performance of agricultural crowdfunding activities in poverty alleviation projects in remote and poverty-stricken areas.

Key Words: Agricultural Crowdfunding; Remote and Poverty-stricken Area; Sponsors' Characteristic; Credit Endorsement; Agent Supervision

利率市场化改革如何影响了农村正规金融 对非正规金融的替代性？*

许月丽¹ 李 帅² 刘志媛³ 周 杭² Zhan Shurui⁴

摘要：本文基于“技术内生效应”的视角研究了利率市场化改革对农村正规与非正规金融替代性的影响。本文指出利率市场化改革对农村正规金融利率调整的效应有三种，分别是直接名义收益效应、农户类型异质的借款人结构类型效应和正规金融机构解决信息不对称与监督问题的技术内生效应，这三种效应导致农村正规金融对非正规金融的替代呈倒“U”形关系。本文的实证研究表明利率市场化改革对正规与非正规金融替代性主要不是源于利率价格变动的名义收益效应，而是与信息不对称问题密切相关的借款人结构类型效应与技术内生效应。本文的政策含义在于，农村利率市场化改革要考虑普惠金融与金融精准扶贫的有效性，同时要考虑农村的信息不对称问题并做好激励机制设计。

关键词：利率市场化 正规金融 非正规金融 技术内生效应

中图分类号：F323.9 **文献标识码：**A

一、引言

制度、技术与社会转型是新常态下中国农村金融市场所面临的三大冲击，考察这些冲击在农村金融体系中的扩散过程与持续时间，对于理解农村金融市场的运行机理与均衡状态，从而对当前中央大力推行的普惠金融、金融精准扶贫等政策的制订与实施具有重要的理论与现实意义。与大多数发展中国家类似，中国的农村金融市场表现出典型的正规与非正规金融并存的二元性（Myint, 1964; Mckinnon, 1973; Shaw, 1973; 朱信凯和刘刚, 2009）。农村非正规金融存在的原因，或者说农村正规与非正规金融共存的原因在于，通过非正规金融市场借贷的农户，可能是因道德风险与逆向选择而遭受正规金融机构信贷配给的“信贷排斥者”，也可能是因交易成本与合约风险非状态依赖性而难以从正规金融机构获得贷款的“信贷支持者”。虽然非正规金融的存在有其理论逻辑，但是，由于农村

*本文研究感谢国家社科基金重点项目“借贷合约不完备视域下新兴互联网金融对传统农村金融机构的替代性研究”（项目编号：19AJY017）、浙江大学金融研究院和浙江省金融研究院 AFR 金融学科发展研究课题“农村正规金融机构与新兴互联网金融关系研究：替代抑或互补？”（项目编号：XK17003）提供资助。作者感谢匿名评审专家和编辑部提出的宝贵修改意见，但文责自负。

非正规金融往往与高利贷、市场分割和农村金融市场的严重信息不对称等问题联系在一起，因而正规金融对非正规金融的替代，被认为是发展中国家城乡二元转型、农村金融市场一体化和农村金融市场组织运行形态现代化的重要标志。

作为近些年农村金融市场最重要的制度冲击，中国的农村利率市场化改革始于1996年，并于2015年完全放开商业银行与农村合作金融存款利率浮动上限而最终完成。农村利率市场化改革的目的是为农村正规金融机构根据供需与风险环境定价决策创造条件，从而在农村构建更有效的跨期配置金融资源的激励机制设计。理论上，这种新的激励机制设计会改变农村正规金融的贷款决策行为，从而改变农村正规与非正规金融的关系和农村金融市场的结构。但是，始于上个世纪80年代的拉美国家的农村利率市场化改革的实践表明，市场取向的改革并未显著促进正规金融对非正规金融的替代，改革对于农村非正规金融市场的影响微乎其微（Catherine and Guirking, 2008），这一现象意味着利率价格机制在农村金融市场的无效性。一些研究从信息不对称、贷款交易成本和合约风险的状态依赖性角度，提出了数量化的信贷配给或正规与非正规金融的同步发展是内生于农村金融市场的信息结构与风险结构的理论，认为外生的利率价格机制的变动对其仅有有限的影响，从而对这种价格机制的无效性进行了解释（Stiglitz and Weiss, 1981; Conning, 1996; Hoff and Stiglitz, 1990; Kochar, 1992; Chung, 1995; Mushinski, 1999; Boucher and Guirking, 2007）。不过，由于农村正规金融的治理结构与组织形态、农村社区关系和农村经济社会发展阶段存在差异，因此，农村市场化改革的效果及运作机理应当具有很强的国家类型的敏感性。据此，本文研究的问题如下：中国农村利率市场化改革对农村正规与非正规金融的关系产生了什么样的影响？它显著地促进了正规金融对非正规金融的替代吗？如果是，其背后的经济学逻辑是什么？

二、相关文献回顾与本文贡献

正规与非正规金融共存的二元性是发展中国家农村金融市场结构的基本特征，这种特征是如此稳固，以至于大多数农村金融改革都难以对其产生实质性的冲击（Guirking, 2008）。有四种理论来解释农村正规与非正规金融的共存：第一种观点认为，农户向非正规金融借款是被正规金融信贷数量配给排斥所致，非正规金融是农户借款的最终诉求者（Conning, 1996; Hoff and Stiglitz, 1990）。按照这一观点，农村金融市场的严重信息不对称，会内生出逆向选择与道德风险问题，正规金融在价格与风险两个维度的权衡中，达到的是一个稳态的非供需均衡状态。不能被正规金融满足的那部分农户，就被迫转向非正规金融寻求借贷支持。第二种观点认为，农户向非正规金融借款是借款交易成本优化决策结果，正规金融市场因高交易成本而存在成本配给均衡现象（Kochar, 1992; Chung, 1995; Mushinski, 1999; Barham et al., 1996），不能接受正规金融高借款交易成本的农户就会在成本优化决策的基础上转向非正规金融，通过降低信息不对称程度，能提高农户的正规信贷可得性（周月书等，2019）。第三种观点认为，非正规金融的借贷合约更具有状态依赖性，农户向非正规金融借款是对风险定价理性决策的结果（Boucher and Guirking, 2007）。这种观点认为，由于对借款农户的生产与消费的信息有着更多的了解，因而相对于正规金融机构，非正规金融机构与农户间的借贷合约对于生

产与消费的风险更具有现实针对性，合约更真实地反映了农户风险定价信息。不能接受正规金融风险定价扭曲而被风险配给的农户，将转向非正规金融借款。第四种观点认为，正规与非正规金融是垂直的互补关系，农户同时向正规与非正规金融借款是利用了正规与非正规金融彼此的优势（Jain, 1999; Watts, 1994; Burkart and Ellingsen, 2004; 刘西川等, 2014; 张龙耀等, 2019）。这一观点认为，正规与非正规金融有着各自的优势，其中正规金融因有着广泛的储蓄网络而在资金成本方面更为便宜，而非正规金融在信息搜寻与监督方面有着更大的优势。由此，为了在监督与信息获取方面搭便车，正规金融会仅向农户提供部分贷款，而迫使农户向非正规金融借贷以满足剩余的借款需求。

关于农村正规与非正规金融共存的研究大多是将正规与非正规金融看作两个独立的市场，因而无法揭示二者的互动机理。关于正规金融影响非正规金融机理的经典研究来自 Bose (1998)，他提出了一个借款人结构类型效应的理论框架。根据这一理论，由于农村金融市场由一些违约概率异质性的不同类型农户组成，因而无论是正规还是非正规金融的贷款群体，均由一定比例的高风险农户与低风险农户混合构成，对正规金融机构而言，农户的这种结构类型比例是利率的函数。如果农村正规金融机构实行低的利率水平，那么其贷款群体中低风险农户比例可能会增加，这相应会提高非正规金融中高风险农户的比例，因而在正规金融降低利率水平的同时，会伴随着非正规金融利率水平提高的违背直觉现象的发生。另一种理论认为，农村正规与非正规金融的联系，是通过在农户面临流动性约束条件下的信贷需求溢出效应实现的（Disney et al., 2002）。但是，这一理论仅是从农户融资决策行为出发进行的分析，而将正规与非正规金融的决策看作是外生的。另外，这一理论对溢出效应的解释也缺乏微观基础。

由于农村金融市场的严重不完全性，因而政府可以在农村金融市场有效运作中发挥重要作用是显而易见的。政府对农村金融的干预有各种各样的形式，诸多的研究表明，政府在完善法律、加强监管、构建统一征信体系、强化竞争以及推动金融供给侧结构性改革等方面的举措，有助于解决借贷合约的不完备性、提升农村金融资源利用效率、缓解农户家庭“资源无效”困境和提高农村普惠金融服务水平（Goetzmann, 1996; 刘民权和徐忠, 2003; 褚保金和张龙耀, 2007; 孙同全, 2017）。但是，出于政治竞选或经济内生的原因，很多情形下政府对农村金融的干预进一步扭曲和降低了农村金融的配置效率，政府对农村金融的优惠补贴或政治周期性的增加供给，对农业产出的贡献甚微且补贴的优惠往往被富裕农户或乡村精英所俘获，而贫穷农户从中受益颇少因而所需资金仍主要来自非正规金融（Warning and Sadoulet, 1998; Deininger, 2003; Cole, 2004; Ibrahim and Aliero, 2012; 黄祖辉等, 2009; 温涛等, 2016）。此外，侧重于增加金融供给主体和数量的改革，因为对信贷配给类型及其影响因素不甚敏感，往往也难以取得预期效果（李庆海等, 2016）。虽然上述研究意味着政府干预对农村非正规金融市场的影响有限，但对农村金融市场来说，这些干预更多的是一种非市场化的金融抑制，那么农村金融的市场化改革是否改变了这一结果呢？不幸的是，始于上个世纪 80 年代的市场化导向的拉美农村金融改革的实践表明，改革并没有显著地改变农村非正规金融在农村的地位，非正规金融仍是农村金融的重要供给者。研究显示，市场化改革对农村非正规金融冲击远弱于预期的原因在于，市场化改革并未实质性地改变农村金融信息不对称的问题（Guirkinge, 2008），这一结论也被基于非

洲国家的研究所验证（Ibrahim and Aliero, 2012）。

国内关于利率市场化对农村金融市场的影响有三种观点：第一种观点认为利率市场化可以有效推动农村正规金融的发展。持这种观点的学者认为，利率市场化有助于借贷合约结构更具有状态依赖性、提高正规金融机构对农户类型的识别能力、更有效地进行风险定价以及增加对正规金融机构放贷的激励，从而有效推进农村正规金融机构的发展或提高农村正规金融机构的资金配置效率（周孟亮和文春晖，2010；马九杰和吴本健，2012；许月丽等，2013；汪昌云等，2014）。第二种观点认为利率市场化对农村正规金融发展影响有限。这些观点从缺少风险定价的技术会增加风险、市场过度垄断对利率变动不敏感、过度竞争会降低贷款质量与降低资本充足率等角度，认为不宜对利率市场化影响正规金融的效果估计过高（中国人民银行赣州市中心支行课题组，2006；张龙耀等，2011）。第三种观点认为，利率市场化对农村正规金融的影响方向不确定。这些观点认为，利率市场化的效果因区域经济发展水平、农村正规金融机构的类型和农业经营组织形式的不同而不同，利率市场化对农村正规金融的冲击效果不宜一概而论（易小兰和钟甫宁，2011；黄惠春和李静，2015）。

相比于已有研究主要关注利率市场化对农村正规金融的影响，本文是从农村金融市场结构的二元性出发，研究利率市场化对农村正规与非正规金融关系的冲击效果与冲击机理，研究贡献如下：一是不再将农村正规与非正规金融市场看作是独立的，而是将彼此的决策行为看作是自身面对利率市场化冲击决策的约束条件；二是从市场结构动态互动的中观视角，提供了一个分析利率市场化外生制度冲击对农村金融市场影响的理论分析框架；三是突破了传统信息不对称条件下信贷配给理论的价格与风险二维分析维度，将利率市场化引起的正规金融信息收集与处理技术内生效应引入分析框架，拓展了信息不对称条件下农村金融市场的微观分析逻辑。

三、理论框架与研究假说

（一）理论模型构建

1. 模型的基本假定与推导结果

假定农村金融市场中有正规与非正规两类金融机构；农户按违约率的不同分为两种不同的类型，一类是高风险的农户，一类是低风险的农户；农户风险的不同可能来自于项目失败，也可能来自于策略性违约。类似于 Stiglitz and Weiss（1981），假定两种不同类型农户每个项目的预期收益相同。假设放贷人有足够的资金向农户放贷，项目成功，放贷人能收回本息；项目失败，放贷人收不回任何东西。假定每个农户的贷款需求数量是相同的且均为 1，低风险农户项目收益是 R^{sl} ，高风险农户项目收益是 R^{sh} 。金融市场的有效运行要求满足金融机构的收益最大化约束与农户的参与约束。假定正规金融机构需要付出违约执行成本，并且该执行成本与当地正规金融机构贷款利率直接相关；而非正规金融机构虽然也需要付出违约执行成本，但该执行成本与当地正规金融机构贷款利率则无直接关联。假定利率市场化过程是一个利率抑制逐步放松的过程，且由于农村金融市场一直存在比较严重的信贷配给现象，因此这一过程表现为正规金融机构均衡利率水平的升高。假定正规金融机构在这一过程中不仅获得了利率提高的收益，还提高了处理信息不对称技术的能力，从而降低了正规金融机构的违约执行

成本。设高风险农户数量是 N_h ，低风险农户数量是 N_l ，每个项目的贷款量为 1，且不存在信息收集搭便车的问题^①。

正规金融机构的净收益方程：

$$\max pr_f = \pi_h N_{h1}(R_1)(1 + R_1) + \pi_l N_{l1}(R_1)(1 + R_1) - C_f(R_1) \quad (1)$$

$$\partial N_{h1}(R_1) / \partial R_1 > 0, \partial N_{l1}(R_1) / \partial R_1 < 0, \pi_h < \pi_l \quad (2)$$

其中， pr_f 一正规金融机构的净收益， N_{h1} 一正规金融机构中高风险类型农户的数量， N_{l1} 一正规金融机构中低风险类型农户的数量， π_h 一高风险农户的还款概率， π_l 一低风险农户的还款概率， R_1 一正规金融机构的贷款利率， C_f 一当农户违约时正规金融机构的执行成本。

非正规金融机构的净收益方程：

$$\max pr_{ff} = \pi_h N_{h2}(R_1)(1 + R_{21}) + \pi_l N_{l2}(R_1)(1 + R_{22}) - (N_{h2} + N_{l2})(1 + R_1) - C_{ff} \quad (3)$$

$$R_{21} = R_{21}(R_1), R_{22} = R_{22}(R_1), N_{h1} + N_{h2} = N_h, N_{l1} + N_{l2} = N_l \quad (4)$$

pr_{ff} 一非正规金融机构的净收益， N_{h2} 一非正规金融机构中高风险类型农户的数量， N_{l2} 一非正规金融机构中低风险类型农户的数量， R_{21} 一非正规金融机构给高风险农户提供借贷的贷款利率， R_{22} 一非正规金融机构给低风险农户提供借贷的贷款利率， C_{ff} 一当农户违约时非正规金融机构的执行成本。

高风险农户的收益方程：

$$\pi_{hf} = \frac{N_{h1}(R_1)}{N_h} \pi_h [R^{sh} - (1 + R_1)] + \frac{N_{h2}(R_1)}{N_h} \pi_h [R^{sh} - (1 + R_{21})] \quad (5)$$

$$\text{高风险农户的参与约束：} \pi_{hf} \geq 1 + R_1 \quad (6)$$

低风险农户的收益方程：

$$\pi_{lf} = \frac{N_{l1}(R_1)}{N_l} \pi_l [R^{sl} - (1 + R_1)] + \frac{N_{l2}(R_1)}{N_l} \pi_l [R^{sl} - (1 + R_{22})] \quad (7)$$

$$\text{低风险农户的参与约束：} \pi_{lf} \geq 1 + R_1 \quad (8)$$

高风险与低风险农户的收益均是两部分收益的加权平均：一是农户从正规金融机构贷款的期望收益；二是农户从非正规金融机构贷款的期望收益。

通过对于式 (1)、式 (3)、式 (5) 和式 (7) 关于 R_1 求偏导计算极值并进行整理可知，利率市

^① 不考虑 Jain (1999) 提出的正规与非正规金融的互补性问题，因为在中国，不存在正规金融利用非正规金融的信息优势而通过非正规金融向正规金融贷款的现象。

场化对于农村金融机构的相关效应体现如下^①：

$$\frac{\partial N_{h1}}{\partial R_1} = \frac{(1 - \pi_l) \frac{\partial C_f}{\partial R_1} - \pi_h N_{h1} - \pi_l N_{h2} - \pi_l N_l}{(1 + R_1)(\pi_h - \pi_l)} \quad (9)$$

$$\frac{\partial N_{hl}}{\partial R_1} = \frac{(\pi_l - 1) \frac{\partial C_f}{\partial R_1} + \pi_h N_h + \pi_h N_{l2} + \pi_l N_{l1}}{(1 + R_1)(\pi_h - \pi_l)} \quad (10)$$

2. 直观的经济逻辑与经济含义

由式（1）可知，利率市场化对农村正规金融机构带来三种效应：（1） R_1 提高带来的名义收益效应，这一效应来自于利率市场化导致的农村正规金融机构利率提高所产生的影响。由于在其他条件不变的情况下，利率的提高增加了单位贷款的直接效益，因而这一效应提高了正规金融机构的收益，所以，该效应与利率正相关。（2） N_{h1} 和 N_l 因 R_1 变化引起的借款人结构类型效应。与 Stiglize and Weiss（1981）和 Bose（1998）的分析类似，这一效应源自于以提高利率为标志的利率市场化的推进。金融机构信息不对称条件下对农户风险类型难以识别而导致高风险农户比例增加，进而导致农户收益减少，因此，该效应与利率负相关。（3） C_f 随 R_1 变化引起的技术内生效应。存在这一效应的原因是，违约执行成本不是外生的，而是内生于利率市场化的过程。具体而言，随着利率市场化的推进，农村正规金融机构的竞争性会增强，并且贷款监督技术水平会提高，因而其违约执行成本会降低，技术内生效应与利率市场化程度正相关。特别地，从公式（9）和（10）看，技术内生效应对借款人结构类型效应有影响。信贷技术水平的提高，能降低借款人结构类型恶化效应。

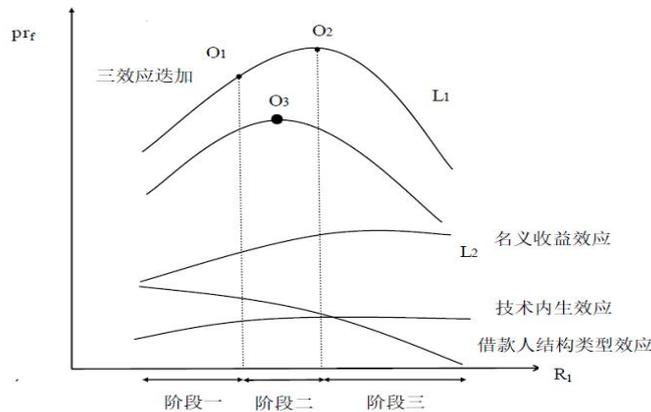


图1 贷款利率市场化引起的正规金融机构效应

为了与标准的信贷配给理论对比，图1给出了 Stiglize and Weiss（1981）标准信贷配给理论条件下正规金融机构的总体效益与本文的对比，其中 L_1 是本文三个效应迭加的收益曲线， L_2 是根据标准信贷配给理论的收益曲线。从机理角度来看，在标准理论的情形下，正规金融机构贷款决策是在利率市

^① 限于篇幅，此处省略式（9）和式（10）的推导过程，备索。

场化导致的利率提高所带来的边际收益增加，以及利率提高导致的农户风险结构类型恶化引起的边际收益减少之间，进行的边际权衡。而在考虑利率市场化的技术内生效应条件下，正规金融机构需要同时在三个维度——名义收益效应、农户结构类型效应和技术内生效应三者之间进行边际权衡，这使得正规金融机构的收益曲线由标准理论的 L_2 提高至 L_1 。虽然二者均随着利率市场化水平的提高而呈倒“U”形变化，但是与 L_2 相比，在其他条件相同的情况下 L_1 所代表的正规金融机构收益率更高，而且正规金融机构收益发生转折的点被延迟。

从式（9）、（10）来看，违约执行成本随利率市场化而减少起到了如下作用：在不存在违约执行成本即 C_f 为 0 的条件下，因 R_1 变化引起的借款人结构类型变化效应，于是高风险的贷款农户数量 N_{h1} 会增加，而低风险农户数量 N_{l1} 会减少。但是， C_f 不为 0 且随利率市场化推进而减少的假定，改变了不同类型贷款农户关于正规金融机构利率的边际效应。具体而言，就是使得高风险农户数量因利率市场化的推进而导致的边际数量增加进一步被强化，而低风险农户数量因利率市场化推进而导致的边际数量减少则被抑制。从政策角度来看，这意味着利率市场化改革的效果很可能不是通过利率价格机制直接实现的，而是通过金融机构间的竞争或新的商业模式的开发，从而降低农村金融市场的摩擦来获得的。

（二）研究假说提出

根据上述分析，本文提出如下假说：

假说 1：在渐进利率市场化过程中，正规金融与非正规金融的关系是上述三种效应的迭加。在三种效应的共同作用下，正规金融对非正规金融的替代效应呈倒“U”型变化特征，且可分为三大阶段。在第一个阶段，名义收益效应与技术内生效应起占据主导作用，正规金融对非正规金融的替代性渐次增强，且边际替代效应在递增；在第二个阶段，名义收益效应与技术内生效应受到不断增强的借款人结构类型效应作用而递减，但仍居主导地位，因此正规金融对非正规金融的替代性还在增强，但边际替代效应不断递减；在第三个阶段，名义收益效应与技术内生效应无法覆盖借款人结构类型效应带来的风险损失，正规金融不再对非正规金融进行有效替代，二者在一个新的水平上实现市场分割的均衡。

假说 2：信息不对称程度是比利率市场化更能影响农村金融市场的因素。在渐进利率市场化的过程中，正规金融能否对非正规金融形成有效替代，关键取决于利率市场化改革是否改变了信息不对称所决定的借款人结构类型效应与金融机构信息搜集的技术内生效应，利率价格因素本身的作用不是最重要的。

（三）假说结论分析

1. 假说 1 的结论分析

假说 1 的成立需要证明以下三点：（1）存在三个阶段。（2）在不同阶段中有假说 1 所提到的特征。（3）不同阶段特征的产生机制是假说 1 中三种效应的迭加。故提出以下需要验证的结论与机制。

结论：在渐进利率市场化过程中，正规金融的贷款客户占比边际增加会经历初期递增到中期递减，最后达到新的均衡状态的过程，而非正规金融的客户量变化恰好与之相反。

机制 1：农村正规金融机构解决信息不对称的技术能力虽然内生于贷款利率市场化过程，且与利

率的水平正相关，但是这种能力随着贷款利率市场化的推进而边际递减。

机制 2：正规金融与非正规金融的关系是名义收益效应、借款人结构类型效应、技术内生效应的迭加。在渐进利率市场化过程中，名义收益效应和技术内生效应对正规金融吸引客户能力的影响边际递减，借款人结构类型效应的影响则边际递增。相比传统标准理论，由于新增技术内生效应会增强正规金融对非正规金融的替代，因而第二阶段与第三阶段间借款人结构类型效应起主导作用的时间将有所延迟。

2.假说 2 的结论分析

虽然假说 1 在特定的渐进利率市场化设定场景下，支持了与解决信息不对称问题密切相关的内生技术效应对正规与非正规金融关系有重要影响的判断，但是，仅据此判断内生技术效应主要是来自利率市场化改革，在逻辑上还过于松散，因为在假说 1 的时段内，还可能有其他因素影响内生技术效应。因此，假说 2 的成立还需要证明以下两点：（1）贷款利率市场化通过技术内生效应间接影响农村正规金融对非正规金融的替代能力。（2）信息不对称是比贷款利率市场化更能影响农村金融结构的因素。故提出以下结论以待验证。

结论 1：在渐进利率市场化的过程中，贷款利率市场化是通过强化农村正规金融机构间的竞争，从而强化技术内生效应，进而影响农村正规金融对非正规金融的替代能力的。

结论 2：与贷款利率市场化相比，信息不对称这一因素更能影响农村传统正规金融对非正规金融的替代性。即在某种意义上，农村金融市场信息的完善程度是比利率市场化本身更为重要的影响农村金融市场的因素。

四、数据来源、模型构建和变量设置

（一）数据来源

本文核心样本数据来自于 2004—2015 年寒暑假期间组织学生对于中国具有代表性的 9 个省份农户所进行的问卷调查结果。该问卷根据历年来学生的主要生源地，结合中国东、中、西部以及东北地区的区域划分特征，选择以浙江、江苏、山东、河南、安徽、云南、甘肃、辽宁和黑龙江共计 9 省作为代表性省份，逐年对于各省不同市县内农村居民的相关借贷信息进行了访问调查。在此期间，本文的研究人员累计共发放问卷 1650 份，在问卷收回后筛选出了有效问卷 1325 份，经过对于有效问卷的梳理总结，如利用随机森林法对少量缺失的数据进行了插值补充，最终本文的研究人员获得了 2004—2015 年期间连续 12 年的样本数据。需要说明的是，本文的研究人员对于历年来的问卷数据均进行了分省计算处理，因而最终依据调查问卷计算得到的相关变量均为连续的省级面板层面的数据。因此，本文的研究样本为年度频率的省级面板数据，时间范围为 2004-2015 年。其余宏观数据均来自中国人民银行、中国银监会、《中国金融年鉴》与 wind 资讯。

（二）模型构建

1.假说 1 验证结论与机制的逻辑

结论与机制 1 的主要目的都是研究两个变量之间的函数关系。但是，大部分函数关系结构或参数

形式不可任意假定，故，考虑运用非参数统计进行分析。首先用 Spearman 秩相关检验对两个变量的相关程度进行考察，然后再具体建立局部多项式回归模型进行一元拟合，用拟合图来刻画两个变量之间的动态变化，从而检验结论与机制 1 的合理性，并用残差分析拟合的可靠性。

对于机制 2，理论模型得出结论是正规与非正规金融的关系随贷款利率市场化进程呈倒“U”型变化，故首先用一个非线性模型来刻画这一动态过程，然后通过面板向量自回归模型以检验机制 2 中各个效应影响的正确性。最后为验证技术内生效应的特殊作用，将用一个无技术内生效应的模型作为对照，以此对比观察包含与不包含技术内生效应条件下，估计结果分别达到替代效应最高点年份的差异性。

验证假说 1 的结论与机制 1 的局部多项式回归模型分别如下：

$$p_{it} = a(x) + b(x)r_{it} + \beta_1 PGDP_{it} + \beta_2 POAE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$tech_{it} = a(x) + b(x)r_{it} + \beta_1 PGDP_{it} + \beta_2 POAE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中， $a(x)$ 与 $b(x)$ 是两个局部参数； p 表示正规与非正规金融机构间借款客户比例； $tech$ 表示技术内生效应； r 表示贷款平均利率； $PGDP$ 和 $POAE$ 均为控制变量，二者分别表示农村人均 GDP 和农村农业就业人口比重； ε 表示扰动项； i 表示各省截面， t 表示年份。若结论与机制 1 成立，则局部多项式回归所得拟合线应符合其描述特征，并得到较好的残差分析图。所描述的关系特征应如图 2 与图 3 所示：

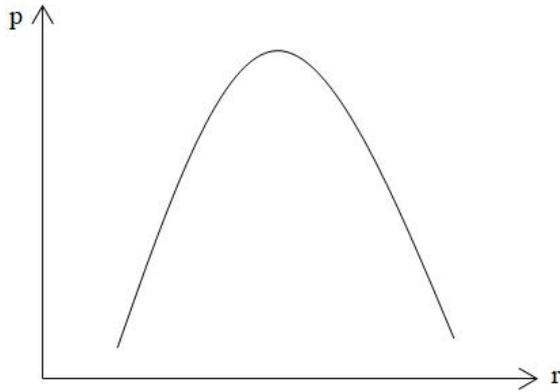


图 2 假说 1 的结论所描述的关系特征

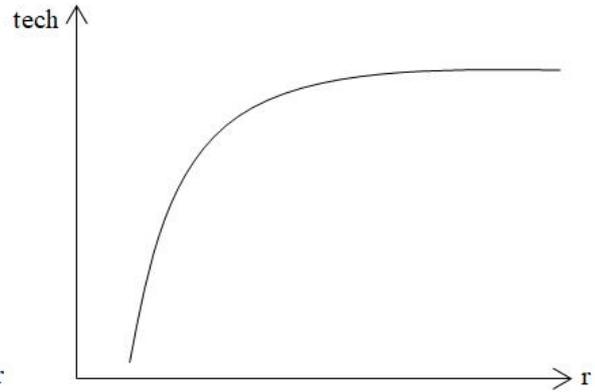


图 3 假说 1 的机制 1 所描述的关系特征

验证假说 1 的机制 2 的计量模型如下：

①多项式模型：

$$p_{it} = c + \sum_{j=1}^2 \gamma_j earn_{it}^j + \sum_{j=1}^2 \varphi_j borr_{it}^j + \sum_{j=1}^2 \eta_j D \times tech_{it}^j + \beta_1 PDGP_{it} + \beta_2 POAE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中， c 表示常数项； $earn$ 表示名义收益效应； $borr$ 表示借款人结构类型效应； D 为虚拟变量，当存在技术内生效应时取 1，反之为 0；其余变量定义同前。若机制 2 成立，则以下结果应显著成立： $\gamma_1 > 0$ ， $\varphi_1 > 0$ ， $\eta_1 > 0$ 。

②面板向量自回归模型如下：

$$P_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_{11}(L)P_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中， $P = \{\text{正规与非正规金融机构间的贷款客户比例 } p、\text{名义收益效应 } earn、\text{借款人结构类型效应 } borr、\text{技术内生效应 } tech\}$ ； Γ_0 为常数系数向量； Γ_{11} 为待估系数矩阵。就滞后阶数的选取问题，本文根据广义矩估计系数的 t 统计量值及脉冲响应函数的收敛情况，在不断调试后，选取了滞后 1 期的面板 VAR。

2. 假说 2 验证结论的逻辑

对于假说 2 的结论 1 的验证，主要是通过对验证假说 1 的多项式模型进行修正，即在式 (13) 的基础上加入利率市场化程度、农村金融机构间的竞争程度与利率市场化程度 \times 农村金融机构间的竞争程度。为了防止多重共线性问题，在模型的筛选过程中利用逐步回归法排除明显相关的解释变量^①。最后根据交叉变量、利率市场化程度与技术内生效应的显著性结果来检验假说 2 的结论 1 的正确性。对于假说 2 的结论 2，如果结论成立，那么在控制了内生技术效应、互联网金融发展等变量后，利率市场化改革所导致的正规对非正规金融替代的作用会被大大降低。而且，这些因素的总效应要大于利率市场化产生的价格效应。

验证假说 2 的结论 1 的计量模型：

$$p_{it} = c + \sum_{j=1}^2 \gamma_j tech_{it}^j + \beta_1 r_{it} + \beta_2 rl_{it} + \beta_3 tech_{it} \times rl_{it} + \beta_4 PDGP_{it} + \beta_5 POAE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中， rl 表示利率市场化程度； $tech \times rl$ 表示农村金融机构间的竞争程度与利率市场化水平的交叉项；其余变量定义同前。若结论 1 得到支持，则以下结果应显著成立： $\beta_3 > 0$ ，且与不加入 $tech \times rl$ 项相比， β_2 显著减小。

验证假说 2 的结论 2 的计量模型：

$$p_{it} = c + \beta_1 rl_{it} + \beta_2 \left(\frac{nfd}{ny}\right)_{it} + \beta_3 tech_{it} + \beta_4 tech_{it}^2 + \beta_5 r_{it} + \beta_6 PDGP_{it} + \beta_7 POAE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中， nfd 表示互联网金融的发展水平， ny 表示农业产值，二者之比反映外生技术冲击对农村金融市场信息不对称程度的影响；其余变量定义同前。若结论 2 成立，由于互联网金融在解决农村信息不对称问题方面可能更具优势，因而控制这一因素的影响可以显著增加正规金融的贷款占比，则应有：与不包含 nfd / ny 相比， β_1 的系数显著增大。

(三) 变量说明与描述性统计

1. 主要变量定义说明

(1) 正规与非正规金融机构间借款客户比例 (p)：作为本文的核心被解释变量，该指标依据每年各省份的有效问卷之中，“曾向银行等正规金融机构借款”与“曾向非正规金融机构借款”的农户数量之比（剔除同时借款的农户）来计算得到。并且为确保该指标数据的有效性，本文查询了相关

^① 下面报告的式 (15) 是最终筛选结果。

专家学者的研究中（何广文，1999；李锐等，2004；郝朝艳等，2012）对于这一指标所进行的测算，并将其结果与本文计算所得结果进行了比较分析，结果显示本文这一指标与历年来各路专家学者的测度结果基本保持一致，即这一指标数据有效性较高。

（2）名义收益效应（*earn*）：贷款利率市场化使得正规金融可以通过贷款利率弹性调节改变风险收益水平，为了衡量这一收益的增加水平，需要选取一个基准收益率进行对比，这里选取的是一年期国债收益率日收益率加权平均值。实际贷款利率与一年期国债平均收益率之差，作为利率市场化导致的正规金融名义收益效应大小指标。此外，考虑到本文所研究的“三大效应”之间存在着较为明显的相互影响，并且其均受到宏观经济发展的影响。因而为更加准确地测度这三大效应，构建更加合理的指标变量，本文借鉴 Chen et al. (2018) 和战明华等 (2019) 的做法，构造如下的计量模型来将引起名义收益效应变动的其他影响因素予以剔除： $earn_{it} = c + \beta_1 tech_{it} + \beta_2 borr_{it} + \beta_3 PGDP_{it} + \varepsilon_{1it}$ 。其中，*tech* 和 *borr* 分别为“正规金融分支机构数的对数值”和“商业银行不良贷款率”，用来剔除技术内生效应和借款人结构类型效应的影响；*PGDP* 为农村人均 GDP 对数值，用于剔除宏观经济周期对于名义收益效应所造成的宏观发展影响。因此，上式中的回归残差 ε_1 的含义便为剔除了其余两种效应和宏观经济发展影响的名义收益效应指标变量。

（3）借款人结构类型效应（*borr*）：这一变量的含义是，随着高风险客户的增加，正规金融面临的违约率会不断提高。显然，它与显性统计指标中的不良贷款率是正相关的，因此首先考虑采用商业银行不良贷款率指标来刻画这一变量。类似对名义收益效应的处理方式，这里也通过如下的计量模型来剔除其它因素的影响： $borr_{it} = c + \beta_1 tech_{it} + \beta_2 earn_{it} + \beta_3 PGDP_{it} + \varepsilon_{2it}$ 。其中，*tech* 和 *earn* 分别为“正规金融分支机构数的对数值”和“实际贷款利率与一年期国债平均收益率之差”，用来剔除技术内生效应和贷款机会成本的影响；*PGDP* 为农村人均 GDP 对数值，用于剔除宏观经济周期对于借款人结构类型效应所造成的宏观发展影响。因此，上式中的回归残差 ε_2 的含义便为剔除了其余两种效应和宏观经济发展影响的借款人结构类型效应指标变量。

（4）技术内生效应（*tech*）：这一变量是非显性可观测的，因而比较可行的方法是寻找一个与此变量相关度较高且可折射反映这一变量变化的指标。一种常用的方法是选择相对价格水平或绝对价格水平（宋铮等，2011），这一方法内在的逻辑是：技术内生效应反映的是金融市场中的摩擦程度，摩擦程度越低，市场越接近于完全竞争，因而事前的识别与事后的监督等技术内生能力的提高，就会表现为金融机构降低价格的竞争行为与不同市场（比如正规与非正规）之间利率差异的趋同。但是，对本文的环境而言，利率市场化是一个渐进的放松利率管制的过程，因而金融机构信息收集技术能力的提升，不会首先体现为价格的竞争，利率市场化首先是对价格扭曲的一种纠偏。相对而言，如果在利率市场化过程的同时，金融机构的准入也被放松，那么金融机构服务水平提升的一个表现是主动增加农村金融机构的分支数量，即利率市场化产生的技术内生效应与农村金融机构的数量具有一定的正相关关系，而渐进利率市场化改革的同时不断放松金融机构的准入，正与中国农村金融改革的现实相

吻合。当然，与名义收益效应的处理方式类似，本文同样构造如下的计量模型来将引起技术内生效应变动的其他影响因素予以剔除： $tech_{it} = c + \beta_1 borrh_{it} + \beta_2 earn_{it} + \beta_3 PGDP_{it} + \varepsilon_{3it}$ 。其中， $borrh$ 和 $earn$ 分别为“商业银行不良贷款率”和“实际贷款利率与一年期国债平均收益率之差”，用来剔除借款人结构类型效应和名义收入效应的影响； $PGDP$ 为农村人均 GDP 对数值，用于剔除宏观经济周期对于技术内生效应所造成的宏观发展影响。因此，上式中的回归残差 ε_3 的含义便为剔除了其余两种效应和宏观经济发展影响的技术内生效应指标变量。

(5) 一年期贷款平均利率 (r)：从有效问卷中提取出每年来自正规金融贷款的利率水平，加权计算出每年的平均贷款利率。另外，为了保证贷款利率的准确性与普遍性，在数据处理时还从已有研究中提取了部分对应年份的贷款利率计算结果（陈彦斌等，2014；孟建华，2006），并利用这些结果对初始利率数据进行了加权平均调整。

(6) 利率市场化程度 (rl)：在中国利率市场化程度的指标选取上，目前国内尚没有较为一致的意见。已有相关研究大多采用虚拟变量法（张宗益等，2012）或直接使用存贷款基准利率（张孝岩和梁琪，2010）来测度中国利率市场化的发展程度。但由于中国的利率市场化是一个逐步推进的动态过程，在不同时期利率市场化的程度不同，其发挥作用的效果也不一样，简单采用虚拟变量法不合适，而基准利率又是由中央银行制定的，并不能反映市场化情况，因而直接选择其作为指标变量也不合理。综上，本文选择使用彭建刚等（2016）所构建的“中国利率市场化指数”来测度这一变量。

(7) 互联网金融发展水平 (nfd)：对于互联网金融发展水平的测度方式，目前学术界较为公认的有如下几种方法：首先，直接使用北京大学数字金融研究中心编制的中国数字普惠金融指数（谢绚丽等，2018）。其次，采用“文本挖掘法”从金融功能角度建立初始词库，并依据百度搜索的词条数目构建互联网金融指数（张庆君和刘靖，2017）。然后，使用第三方支付的规模的对数值作为互联网金融发展水平的代理指标（刘笑彤和杨德勇，2017）。本文认为，第一类方法对于互联网金融的发展测度虽然较为全面，但是时间跨度较短，仅从 2011 年开始，与本文研究样本不符；而第二类方法在数据筛选过程中则未剔除无关或错误信息，因而欠缺准确性。因此，本文选用第三类方法，使用“第三方互联网支付与移动支付之和的对数值”来测度这一变量。需要说明的是，因 2007 年是这一指标被正式系统统计的最早时间，此前的数据缺失，故本文用后向趋势修正移动平均法将之补足。

(8) 控制变量：本文实证研究模型中的被解释变量均为正规与非正规金融机构间借款客户比例 (p)，因而本文控制变量的选择标准是既影响被解释变量又与关注的解释变量具有一定的相关性。为此本文选择农村人均 GDP ($PGDP$) 和农村农业就业人口比重 ($POAE$) 作为本文各实证模型的控制变量，其中农村人均 GDP 通过“农村人均 GDP 的对数值”测度，农村农业就业人口比重通过“农村第一产业就业人口占农村总就业人口的比重”进行测度。选择二者的理由为，相关研究显示（孙玉奎和冯乾，2014），城镇化水平、农村人均受教育水平均与农村正规金融贷款之间存在显著的正相关性，而前两者均与农村人均 GDP 高度相关，因而农村人均 GDP 对于农村正规金融贷款存在显著的影响。而农村农业就业人口比重则显著地影响了农村的收入结构，进而影响了农户的融资方式选择，

因而其同样适合作为本文的控制变量。

2. 变量描述性统计

表 1 列出了本文研究所涉及变量的描述性统计情况。正规与非正规金融机构间借款客户比例的均值仅为 0.45，这一结果与以往文献中的结论仍保持一致，即意味着中国农户的主要资金来源仍为非正规金融渠道。

表 1 变量的描述性统计

变量名称	均值	最大值	最小值	标准差
正规与非正规金融机构间借款客户比例 (p)	0.45	0.55	0.30	0.2646
名义收益效应 ($earn$)	0.18	0.46	-0.03	0.1263
借款人结构类型效应 ($borr$)	0.28	0.65	0.12	0.1822
技术内生效应 ($tech$)	0.12	0.14	0.09	0.1916
一年期贷款平均利率 (r)	5.91	6.98	4.81	0.3948
虚拟变量 (D)	0.34	1.00	0.00	0.1071
利率市场化程度 (rl)	0.69	0.92	0.29	0.1563
互联网金融发展水平 (nfd)	8.75	11.21	5.01	1.7878
农业产业 (ny)	10.60	11.08	9.94	0.4019
农村人均 GDP ($PGDP$)	7.46	8.71	5.34	1.3891
农村农业就业人口比重 ($POAE$)	0.76	0.94	0.65	0.0962

五、模型估计与实证结果分析

(一) 假说 1 的实证结果分析

1. 关于假说 1 结论的实证结果

Spearmen 秩相关检验的相关性结果为 0.35，说明实际贷款利率与正规、非正规客户比例存在相关性，但相关程度较弱，这间接表明实际贷款利率的增加会导致比例变化的不确定性。继续观察拟合图（图 4）可知，利用局部多项式估计拟合出来的曲线大致呈先增后降的形态，这表明随着实际贷款利率的增加，正规金融的客户量与非正规金融的客户量之比先有一定程度的上升，直至贷款利率超过 6.2% 时，两者比例开始下降。具体而言，当实际贷款利率不超过 6.0% 时，利率的上升会增加正规金融的客户量，正规金融对非正规金融的替代效应显著；当实际贷款利率在 6.0% 至 6.2% 之间时，正规与非正规金融会出现一个短暂的均衡状态；而当实际贷款利率超过 6.2% 时，会出现非正规金融对正规金融的反替代现象，即许多农户因正规金融贷款利率过高而偏向非正规金融贷款，这支持了结论的判断。同时为观测拟合曲线与样本点之间的偏差程度，本文对此回归做了残差分析。如图 5 所示，每个残差的绝对值都比较小，且描绘的点都围绕着残差等于 0 的直线上下随机散布，说明局部多项式回归曲线对原观测值的拟合情况较好。

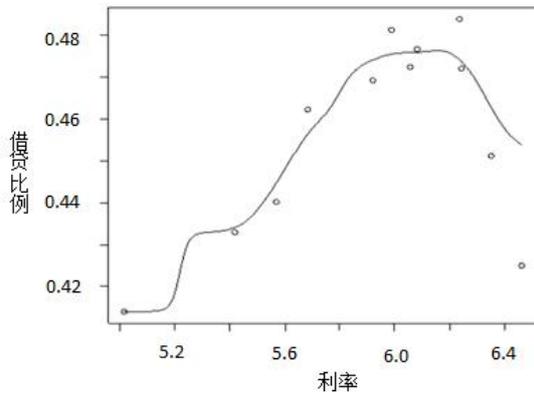


图4 实际贷款利率与借贷比例关系

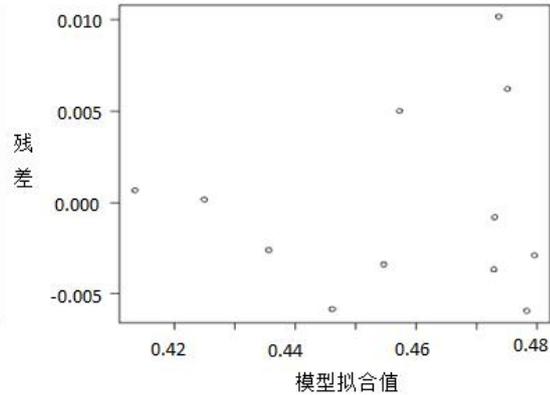


图5 拟合的残差分析

2. 关于机制1的实证结果

Spearman 秩相关检验的相关性结果为0.68，说明实际利率与技术内生效应有了一定程度的正相关性。拟合图结果显示^①，利用局部多项式估计拟合出来的曲线总体上呈现先不断上升，后平缓波动的形态，这表明随着实际贷款利率的增加，农村正规金融机构解决信息不对称的技术能力先是不断增强，达到一定程度后就保持稳定。具体而言，恰好也约在实际利率为6.0%至6.2%之间，出现一定的转折。但受限于样本的大小，这里尚难以从图中发现技术内生的边际递减效应，这将在机制2的模型中做进一步的考察。

3. 关于机制2的实证结果

(1) 多项式回归，表2给出了式(13)的回归结果。首先，对比有无技术内生效应的两组结果，可以发现当有技术内生效应时的拟合优度为0.92，明显大于无技术内生效应时的拟合优度，且从F检验也可看出当控制技术内生效应时，拟合方程的总体显著性更高，无技术内生效应组因存在重要缺失变量，导致显著性较低。其次，观察包含技术内生效应模型的估计结果，可以看出三种效应对正规与非正规金融的客户比例均有显著影响，但就影响大小的绝对值而言，名义收益效应最小，技术内生效应次之，借款人结构类型效应最大。具体而言，从当期的直接影响大小来看，名义收益效应每增加1个单位，向正规金融借款人比例将提高1.91个百分点；技术内生效应每增加1%，向正规金融借款人比例将降低8.52个百分点；借款人结构类型效应每增加1个单位，则会导致相应比例增加11.86个百分点。另外，名义收益效应与技术内生效应的估计结果均表明，二者对正规与非正规金融借贷比例的影响是非线性的且均呈抛物线变化形态。

表2 模型(13)回归结果

被解释变量： p D 取1			被解释变量： p D 取0		
解释变量	系数	标准误	解释变量	系数	标准误
$earn$	1.91**	0.92	$earn$	4.52	4.35
$earn^2$	0.23	0.69	$earn^2$	-0.53	1.42

^① 限于篇幅，此处省略了相关图示结果，备索。

(续表 2)

<i>borr</i>	11.86**	5.13	<i>borr</i>	-9.61*	5.11
<i>borr</i> ^ 2	-2.83*	1.52	<i>borr</i> ^ 2	-4.56*	2.44
<i>tech</i>	-8.52***	2.18			
<i>tech</i> ^ 2	-0.65***	0.14			
<i>PGDP</i>	0.68***	0.13	<i>PGDP</i>	0.89***	0.22
<i>POAE</i>	-1.38**	0.55	<i>POAE</i>	-2.14*	1.17
常数项	4.13	6.90	常数项	2.71	9.65
R-squared		0.92	R-squared		0.78
F 检验 (P 值)		0.03	F 检验 (P 值)		0.46

注：*代表 90%置信度下显著成立，**代表在 95%置信度下显著成立，***代表在 99%置信度下显著成立。下同。

(2) 面板向量自回归，图 6 给出了三种效应对农村正规与非正规金融客户比例的脉冲图。随着名义收益效应的增强，正规金融将会降低对客户的要求以吸引更多的客户来借贷，故 *earn* 与 *p* 呈正向关系。但由于正规金融所处市场结构所决定的需求与供给弹性等因素，正规金融因名义收益效应所能吸引到的客户的速度会慢慢减弱，且减弱速度并非均衡而是越来越快。如图 6（左）所示，名义收益效应对正规金融客户的增加的确有显著的短期拉动效果，这种波动在大约 2 期时趋于平稳，期间拉动效果明显不断减缓，最后趋于稳定。

由图 6，随着借款人结构类型效应的增强，更多高风险的农户会寻求正规金融的贷款，而低风险的农户则不断退出贷款，导致正规金融机构减少放贷，故 *borr* 与 *p* 呈负相关关系。且在初始阶段，借款人结构很小的恶化效应增加就会带来大面积放贷减少，故放贷减少的速率也在不断增加，但后期客户减少的速率会减缓。如图 6（中）所示，借款人结构类型效应对正规金融客户变化有一定的长期影响，约在 3 期以前，客户量明显减少，且速率较快，3 期之后减少的速率略有降低，直至平稳。

关于技术内生效应，图 6 显示，随着技术内生效应的加强，正规金融不断发展信息搜集技术而可以有效地减弱违约执行成本，故 *tech* 与 *p* 呈正相关关系。但受限于客户群体的总量与信息的重复提取，后期每强化一份技术内生效应能寻求到的客户会边际递减，且这种减少程度会越来越快，直至技术内生效应不再产生影响。如图 6（右）所示，技术内生效应对正规金融客户的增加有一定的短期拉动效果，但约在 3 期之后趋于平稳，期间拉动效果慢慢减缓，直至两者达到均衡的关系。

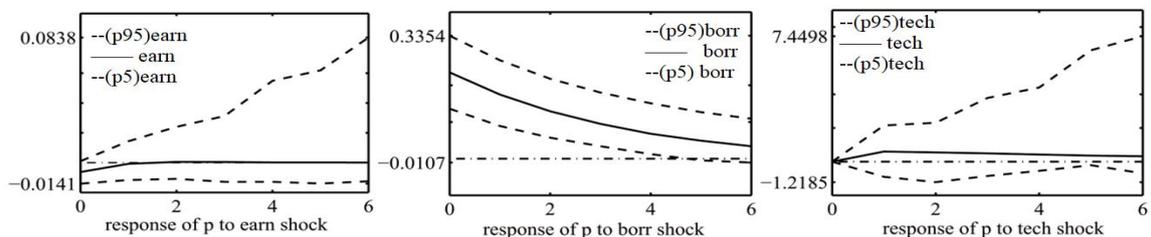


图 6 三大效应分别对正规与非正规金融客户比例的脉冲图

表 3 给出了三种效应的方差分解结果。三种效应对正规与非正规金融客户比例的冲击长期解释能力分别为 38.62%、67.04%、39.71%，说明长期内三种效应的平均影响都比较显著，但结合脉冲图可

知，由于后期名义收益效应与技术内生效应的影响逐渐减小，导致解释能力不及借款人结构类型效应。总之，在其他条件不变的经济环境中，名义收益效应与技术内生效应都对正规与非正规金融客户比例影响相对较小，但有短期拉动效果，加速期约能保持3年，此后两个效应的拉动效果则会保持平稳。但随着借款人结构类型效应的不断增强，前二者的效应会被慢慢抵消，导致正规与非正规金融客户比例增加边际递减情况出现，减速期大约为4—5年。最后借款人结构类型效应占据主导地位，从而降低正规与非正规金融客户比例，最后是三者力量实现平衡。

表3 三种效应与正规、非正规金融客户比例预测误差的方差分解

	时期	<i>p</i>
<i>earn</i>	10	0.3862
<i>borr</i>	10	0.6704
<i>tech</i>	10	0.3971

(二) 假说2的实证结果分析

1. 关于假说2结论1的实证结果

表4给出了式(15)的回归结果。由表4中考虑交叉项 $tech \times rl$ 的回归结果可知，所关注的技术内生效应与利率市场化水平变量的系数均较显著，且 $tech \times rl$ 系数显著为正，这为结论1的有效性提供了部分证据。另外，与不考虑交叉项 $tech \times rl$ 的回归结果相比，在控制反映利率市场化通过技术内生效应而间接影响正规金融对非正规金融替代性的渠道后，利率市场化前面的系数约显著减少了47%，这进一步支持了结论1。表明如果将利率市场化通过技术内生效应进而影响农村正规金融对非正规金融的替代性剔除后，利率市场化对农村正规与非正规金融替代性的影响将大大降低。也就是说，技术内生效应是利率市场化改革影响正规金融对非正规金融替代效果的主要机制。

表4 模型(15)回归结果

未考虑交叉项的模型			考虑交叉项的模型		
解释变量	系数	标准误	解释变量	系数	标准误
<i>rl</i>	23.16**	10.51	<i>rl</i>	12.29*	6.52
			<i>tech × rl</i>	2.16**	0.92
<i>r</i>	2.68**	1.19	<i>r</i>	4.81**	2.26
<i>tech</i>	10.51**	4.38	<i>tech</i>	12.63*	5.89
<i>tech</i> ²	-1.91*	1.01	<i>tech</i> ²	-2.36**	0.93
<i>PGDP</i>	0.81**	0.37	<i>PGDP</i>	0.59**	0.24
<i>POAE</i>	-2.30**	1.12	<i>POAE</i>	-1.86*	0.99
常数项	-3.13	3.08	常数项	-1.93*	1.04
R-squared	0.89		R-squared	0.93	
F 检验 (P 值)	0.04		F 检验 (P 值)	0.01	

2. 关于假说2结论2的实证结果

表5给出了式(16)的估计结果。由表5，首先，在控制了以互联网金融发展为代表的外生技术

冲击的影响后，利率市场化 rl 的系数显著增大，表明如果新的农村金融机构的兴起有助于解决信息不对称问题，那么就会对传统正规金融机构产生强有力的挤出效应，这反映了农村金融改革效果与改革是否有助于解决农村金融市场信息不对称问题的密切相关性，从而一定程度上支持了结论2的判断。其次，互联网金融的发展对传统正规金融在农村金融市场中的占比产生了虽然绝对数量不大但却显著的影响，说明科技金融对于解决农村金融市场不完全的问题，确实是有效的，因而未来如何在强化监管的条件下通过政策支持，进一步促进科技金融在农村的渗透与发展，是解决普惠金融和农户资金需求的一个重要政策选项。

表5 模型(16)回归结果

包含 nfd / ny			未包含 nfd / ny		
解释变量	系数	标准误	解释变量	系数	标准误
rl	23.13*	12.77	rl	18.06**	8.25
nfd / ny	-3.68**	1.72			
$tech$	11.08**	5.06	$tech$	14.91*	7.89
$tech^2$	-1.58*	0.84	$tech^2$	-1.72*	0.91
r	3.96*	2.06	r	4.35**	1.92
$PGDP$	0.73**	0.31	$PGDP$	0.89*	0.47
$POAE$	-2.21**	1.02	$POAE$	-1.93**	0.91
常数项	-0.52	0.81	常数项	-0.63	0.96
R-squared	0.88		R-squared	0.85	

六、结论与政策含义

作为重大的外生制度性冲击，利率市场化改革对中国农村金融市场产生了全方位的影响。从信息不对称和激励制度创新设计内生演变的微观经济环境假设出发，本文集中研究了利率市场化改革对中国农村金融市场二元性——正规与非正规金融市场关系的影响，得到了一些有意义的结论与政策含义。

首先，利率市场化改革对农村正规与非正规金融的影响是通过三种效应迭加，而非传统两种效应迭加来实现的。其次，利率市场化改革确实能诱致正规金融对非正规金融的替代，但是这一替代过程表现为倒“U”形变化的三个阶段。再次，信息不对称程度是比利率市场化更能影响农村金融市场的因素，利率市场化改革只有切实有助于改变农村金融市场信息不对称的问题，才会对正规与非正规金融的关系产生实质影响。

最后，本文研究的政策含义是，对于包括普惠金融与金融精准扶贫等在内的农村金融改革的政策制度设计而言，政策有效与可持续性的关键在于设计一系列的解决农村严重信息不对称问题的激励机制，而其前提是清晰地界定政府、农村社区与市场的功能，过度强调任何一方面的作用，都会造成农村金融资源配置的进一步扭曲。不宜过度夸大农村利率市场化改革的效果，价格是否完全市场化本身不是最重要的因素，如果价格体系的改革不能有效诱致农村正规金融机构构建解决信息不对称问题的新的机制，那么改革的效果就是有限的。

参考文献

- 1.陈彦斌、陈小亮、陈伟泽, 2014: 《利率管制与总需求结构失衡》, 《经济研究》第2期。
- 2.程郁、韩俊、罗丹, 2009: 《供给配给与需求压抑交互影响下的正规信贷约束: 来自1874户农户金融需求行为考察》, 《世界经济》第5期。
- 3.褚保金、张龙耀, 2007: 《农信社扶贫小额贷款的有益尝试》, 《中国农村信用合作》第12期。
- 4.郝朝艳、平新乔、张海洋、梁爽, 2012: 《农户的创业选择及其影响因素——来自“农村金融调查”的证据》, 《中国农村经济》第4期。
- 5.何广文, 1999: 《从农村居民资金借贷行为看农村金融抑制与金融深化》, 《中国农村经济》第10期。
- 6.黄惠春、李静, 2015: 《利率市场化、市场势力与农村金融市场效率损失——以江苏为例》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 7.黄祖辉、刘西川、程恩江, 2009: 《贫困地区农户正规信贷市场低参与程度的经验解释》, 《经济研究》第4期。
- 8.李庆海、吕小锋、孙光林, 2016: 《农户信贷配给: 需求型还是供给型? ——基于双重样本选择模型的分析》, 《中国农村经济》第1期。
- 9.李锐、李宁辉, 2004: 《农户借贷行为及其福利效果分析》, 《经济研究》第12期。
- 10.刘民权、徐忠, 2003: 《农村信用社改革和政府的职能》, 《经济学(季刊)》第2期。
- 11.刘西川、杨奇明、陈立辉, 2014: 《农户信贷市场的正规部门与非正规部门: 替代还是互补?》, 《经济研究》第11期。
- 12.刘笑彤、杨德勇, 2017: 《互联网金融背景下商业银行并购重组选择差异的效率研究——基于商业银行异质性的Malmquist指数实证分析》, 《国际金融研究》第10期。
- 13.马九杰、吴本健, 2012: 《利率浮动政策、差别定价策略与金融机构对农户的信贷配给》, 《金融研究》第4期。
- 14.孟建华, 2006: 《金融企业性质、法人治理与贷款定价——对农村信用社贷款利率浮动政策执行效果的实证分析》, 《金融研究》第4期。
- 15.彭建刚、王舒军、关天宇, 2016: 《利率市场化导致商业银行利差缩窄吗? ——来自中国银行业的经验证据》, 《金融研究》第7期。
- 16.孙同全, 2017: 《从农户家庭资产负债表看农村普惠金融供给侧结构性改革》, 《中国农村经济》第5期。
- 17.孙玉奎、冯乾, 2014: 《我国农村金融发展与农民收入差距关系研究——基于农村正规金融与非正规金融整体的视角》, 《农业技术经济》第11期。
- 18.汪昌云、钟腾、郑华懋, 2014: 《金融市场化提高了农户信贷获得吗? ——基于农户调查的实证研究》, 《经济研究》第10期。
- 19.温涛、朱炯、王小华, 2016: 《中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较》, 《经济研究》第2期。
- 20.谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, 2018: 《数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据》, 《经济学(季刊)》第4期。
- 21.许月丽、张忠根、战明华, 2013: 《社会资本视角下的利率市场化与农村正规金融的经济绩效》, 《世界经济》

第 5 期。

22.易小兰、钟甫宁, 2011: 《农户贷款利率改革的福利分析——以江苏、河南与甘肃农村信用社为例》, 《农业经济问题》第 4 期。

23.战明华、李帅、刘恩慧、许月丽, 2019: 《利率市场化改革是否弱化了货币政策传导的“伯南克之谜”》, 《世界经济》第 4 期。

24.张海洋、平新乔, 2012: 《土地流转、信息甄别与农村信用社贷款定价》, 《世界经济》第 3 期。

25.张龙耀、徐曼曼、刘俊杰, 2019: 《自然灾害冲击与农户信贷获得水平——基于 CFPS 数据的实证研究》, 《中国农村经济》第 3 期。

26.张龙耀、杨军、陈畅, 2011: 《信贷需求、信贷交易成本与农村利率市场化——基于农户调查数据的经验分析》, 《财贸经济》第 11 期。

27.张庆君、刘靖, 2017: 《互联网金融提升了商业银行资本配置效率吗? ——基于中国上市银行的经验证据》, 《金融论坛》第 7 期。

28.张孝岩、梁琪, 2010, 《中国利率市场化的效果研究——基于我国农村经济数据的实证分析》, 《数量经济技术经济研究》第 6 期。

29.张宗益、吴恒宇、吴俊, 2012: 《商业银行价格竞争与风险行为关系——基于贷款利率市场化的经验研究》, 《金融研究》第 7 期。

30.中国人民银行赣州市中心支行课题组, 2006: 《市场分割与信贷配给: 利率市场化的体制及经济效应》, 《金融研究》第 1 期。

31.周孟亮、文春晖, 2010: 《我国农村金融适应性成长模式研究》, 《经济学家》第 5 期。

32.周月书、王雨露、彭媛媛, 2019: 《农业产业链组织、信贷交易成本与规模农户信贷可得性》, 《中国农村经济》第 4 期。

33.朱信凯、刘刚, 2009: 《二元金融体制与农户消费信贷选择——对合会的解释与分析》, 《经济研究》第 2 期。

34.Barham, B., S., Boucher, and M., Carter, 1996, “Credit Constraints, Credit Unions, and Small Scale Producers in Guatemala”, *World Development*, 24(5): 792–805.

35.Bose, P., 1998, “Formal – Informal Sector Interaction in Rural Credit Markets”, *Journal of Development Economics*, 56(2): 265–280.

36.Boucher, S., and C., Guirking, 2007, “Risk, Wealth and Sectoral Choice in Rural Credit Markets”, *American Journal of Agricultural Economics*, 89(4): 991–1004.

37.Boucher, S., M., Carter, and C., Guirking, 2008, “Risk Rationing and Wealth Effects in Credit Markets: Theory and Implications for Agricultural Development”, *American Journal of Agricultural Economics*, 90(2): 409–423.

38.Burgess, R., and R., Pande, 2003, “Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment”, BREAD Working Paper, No.037.

39.Burkart, M., and T., Ellingsen, 2004, “In-kind Finance: A Theory of Trade Credit”, *American Economic Review*, 94(3): 569–590.

- 40.Chen, K., Ren, J. and Zha, T. “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China”, *American Economic Review*, 2018, 108(12):3891-3936.
- 41.Chung, I., 1995, “Market Choice and Effective Demand for Credit: The Roles of Borrower Transaction Costs and Rationing Constraints”, *Journal of Economic Development*, 20(2): 23-44.
- 42.Cole, S., 2004, “Fixing Market Failures or Fixing Elections? Agricultural Credit in India”, Working Paper, Department of Economics, MIT.
- 43.Conning, J., 1996, “Financial Contracting and Intermediary Structures in A Rural Credit Market in Chile: A Theoretical and Empirical Analysis”, Unpublished Doctoral Dissertation, Yale University.
- 44.Deininger, K., 2003, “Land Policies for Growth and Poverty Reduction”, Washington, DC: World Bank and Oxford University Press.
- 45.Disney, R., E., Fichera, and T., Owens, 2002, “Credit Constraints and Credit Spillovers in Formal and Informal Markets: Evidence from Malawi”, Working Paper, School of Economics, University of Nottingham.
- 46.Goetzmann, W., N., 1996, “Financing Civilization”, Yale School of Management.
- 47.Gonzalez-Vega, C., 1984, “Credit Rationing Behavior of Agricultural Lenders: The Iron Law of Interest Rate Restrictions”, World Bank Discussion Paper, No.9.
- 48.Gormley, T., A., 2010, “The Impact of Foreign Bank Entry in Emerging Markets: Evidence from India”, *Journal of Financial Intermediation*, 19(1): 26-51.
- 49.Guirkinger, C., 2008, “Understanding the Coexistence of Formal and Informal Credit Markets in Piura, Peru”, *World Development*, 36(8): 1436-1452.
- 50.Hoff, K., and J., Stiglitz, 1990, “Imperfect Information and Rural Credit Markets: Puzzles and Policy Perspectives”, *World Bank Economic Review*, 5: 235-250.
- 51.Ibrahim, S., S., and H., M., Aliero, 2012, “An Analysis of Farmers’ Access to Formal Credit in the Rural Areas of Nigeria”, *African Journal of Agricultural Research*, 7(47): 6249-6253.
- 52.Jain, S., 1999, “Symbiosis vs. Crowding-out: The Interaction of Formal and Informal Credit Markets in Developing Countries”, *Journal of Development Economics*, 59: 419-444.
- 53.Kochar, A., 1992, “An Empirical Investigation of Rationing Constraints in Rural Credit Markets in India”, Stanford University, Mimeo.
- 54.Mckinnon, R., I., 1973, “Money and Capital in Economic Development”, Washington, D.C.: The Brookings Institution.
- 55.Mushinski, D., 1999, “An Analysis of Loan Offer Functions of Banks and Credit Unions in Guatemala”, *Journal of Development Studies*, 36(2): 88-112.
- 56.Myint, H., 1964, “The Economics of the Developing Countries”, London: Hutchinson and Co. Ltd.
- 57.Shaw, E., S., 1973, “Financial Deepening in Economic Development”, New York: Oxford University Press.
- 58.Song, Z., K., Storesletten, and F., Zilibott, 2011, “Growing like China”, *American Economic Review*, 101(1): 196-233.
- 59.Stiglitz, J., and A., Weiss, 1981, “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information”, *American Economic*

Review, 73(3): 383–410.

60. Warning, M., and E., Sadoulet, 1998, “The Performance of Village Intermediaries in Rural Credit Delivery under Changing Penalty Regimes: Evidence from Senegal”, *Journal of Development Studies*, 35(1): 115–138.

61. Watts, M., J., 1994, “Life under Contract: Contract Farming, Agrarian Restructuring, and Flexible Accumulation”, In: Little, P.-D., Watts, M.-J. (Eds.), *Living under Contract: Contract Farming and Agrarian Transformation in Sub-Saharan Africa*. Madison: The University of Wisconsin Press, 21–77.

(作者单位：¹ 广东外语外贸大学经贸学院；

² 浙江理工大学经济管理学院；

³ 河北北方学院理学院；

⁴ 悉尼大学商学院)

(责任编辑：朱 炯)

The Impact of Interest Rate Liberalization on the Substitution of Formal and Informal Finance in Rural Areas

Xu Yueli Li Shuai Liu Zhiyuan Zhou Hang Zhan Shurui

Abstract: Based on the perspective of “technology endogenous effect”, this article discusses the impact of interest rate liberalization on the substitution of formal and informal finance in rural areas. The new theoretical framework proposed in this study holds that the reform of interest rate liberalization can induce rural formal finance to balance the decision of funds supply by taking into account of three effects, namely, the direct nominal income effect, the heterogeneous borrower structure type effect and the technical endogenous effect of formal financial institutions to solve the problem of information asymmetry and supervision. The antagonistic relationship of these three effects leads to an inverted “U” shape relationship between the replacement of rural formal finance and informal finance. The empirical results further indicate that the impact of interest rate liberalization on the substitution of formal and informal finance is not due to the nominal income effect of interest rate price changes, but the borrower structure type effect and technology endogenous effect closely related to information asymmetry. The policy implication is that the effectiveness of inclusive finance and financial targeted poverty alleviation should be considered in the reform of interest rate liberalization in rural areas. It is also important to take into account the problem of information asymmetry in rural areas and have good incentive mechanism design.

Key Words: Interest Rate Liberalization; Formal Finance; Informal Finance; Technology Endogenous Effect

互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究*

——来自 CFPS 的微观证据

张景娜 张雪凯

摘要: 本文利用中国家庭追踪调查数据 (CFPS), 从家庭层面分析了互联网的使用行为是否会对农地转出产生影响。研究结果表明, 使用互联网会使家庭农地转出的概率显著提高。使用工具变量解决内生性问题, 并从农地有偿转出、农地新转出和不同上网方式对农地转出影响三个方面进行稳健性检验后, 仍然得到了一致的结论。农户异质性分析表明, 户主中高受教育水平和收入处于中高水平的家庭使用互联网对其农地转出的正向影响更为显著。影响机制分析表明, 互联网使用主要通过促进非农就业及其稳定性、拓宽信息渠道、增强社会互动三条路径影响农地转出。

关键词: 互联网使用 农地转出 信息技术

中图分类号: F321.1 **文献标识码:** A

一、引言

1978 年中国通过确立家庭联产承包责任制, 在不改变土地集体所有权的前提下实现了所有权与承包经营权的分离, 极大地提高了农业生产效率 (McMillan et al., 1989)。但是, 目前农地细碎化经营模式严重制约了中国农业现代化的发展和生产效率的提高 (Thapa and Gaiha, 2011)。为改变中国农业细碎化经营模式, 切实提高农业生产效率, 中央政府试图通过农地经营权流转政策的实施以构建新型农业经营体系。党的十九大报告中明确指出要“巩固和完善农村基本经营制度, 深化农村土地制度改革, 完善承包地‘三权’分置制度”^①, 为实现乡村振兴提供制度保障。因此, 农地经营权流转 (下文简称农地流转) 已经成为农村经济发展的重要动力来源。在政府的推动下, 农地流转参与率稳步提升, 但农地经营权流转市场还存在规模不大、市场化程度不高等问题, 在契约选择上, 较多农户仍然选择无偿租金的形式 (钱龙、洪名勇, 2018), 有悖于政府长期以来“租金市场化”的主张。

*本文研究获得教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国特色社会主义经济重大理论和实践问题专题研究” (编号: 16JJD790028) 的资助。

^①参见习近平:《决胜全面建成小康社会夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》, http://www.gov.cn/zhuanti/2017-10/27/content_5234876.htm。

尽管学者们对农地流转的影响因素已经进行了大量研究，但是以互联网为代表的信息技术带来的外部冲击对农地流转的影响却被忽视。尤其近年来互联网发展迅速，“互联网+”成为经济进一步发展的引擎。根据中国互联网络信息中心（CNNIC）第44次《中国互联网络发展状况统计报告》^①，截至2019年6月，中国网民规模达8.54亿，较2018年底增长2598万，互联网普及率达61.2%。2019年中央一号文件中明确提出要“实施数字乡村战略，深入推进‘互联网+农业’”，表明信息化将逐渐成为推动农业现代化的关键力量。已有研究表明以互联网为代表的信息技术能够正向影响劳动生产率、土地生产率和全要素生产率（Ogutu et al., 2014；朱秋博等，2019），但农地流转作为农业资源优化的重要一环，目前仅有围绕如何建设以互联网为依托的农地流转平台及其效率的定性分析，而缺乏基于微观层面的互联网使用行为能否影响农地流转以及通过何种机制影响的研究。

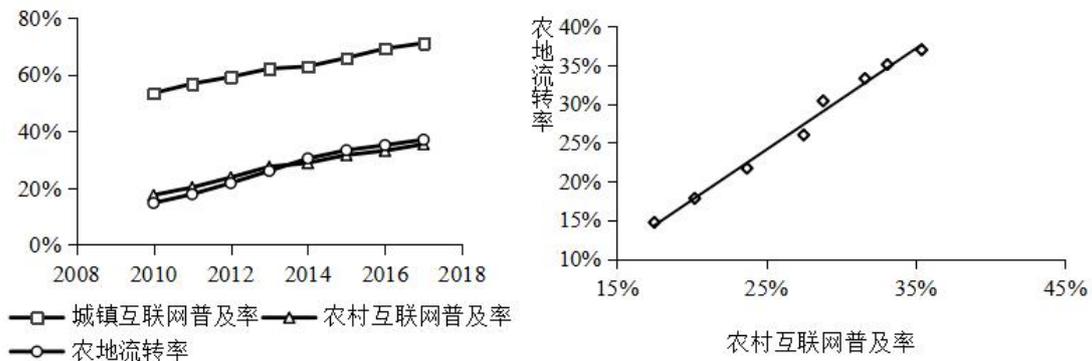


图1 中国城乡互联网普及率与农地流转率趋势

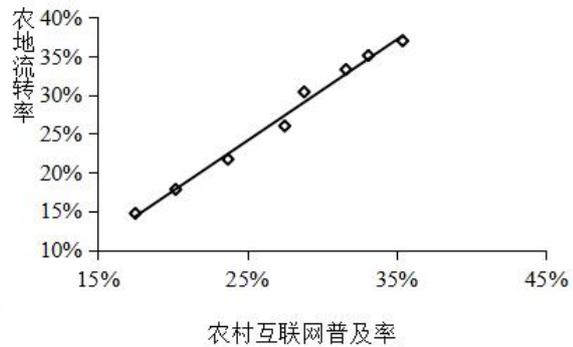


图2 中国农村互联网普及率及农地流转率关系

资料来源：①中国互联网络信息中心（CNNIC）发布的《中国互联网络发展状况统计报告》，<http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/hlwzbg>。②根据农业农村部官方网站（<http://www.moa.gov.cn>）资料整理所得。

图1展示了2010年以来中国城乡互联网普及率与农地流转率^②的变化趋势。具体来看，互联网普及率与农地流转率稳步提升，且两者几乎同步，有所不同的是，2013年以后乡村互联网普及率提升速度稍降。虽然城乡之间互联网普及率发展速度相近，但是相对差距较大，说明相较于城镇，乡村互联网的普及与应用仍有很大的发展空间。图2显示2010年以来中国农村互联网普及率与农地流转率之间呈现正相关关系，表明互联网使用对土地流转可能存在正向影响，为后文的实证检验提供了线索。

基于以上分析，本文利用中国家庭追踪调查数据（CFPS），从家庭层面分析了互联网的使用行为是否会对农地转出产生影响并分析其内在机制，探索互联网使用能否成为激活并进一步完善农地流转市场的契机。本文的贡献在于：第一，首次以家庭互联网使用为核心解释变量实证检验其对农地转出的影响；第二，进一步对家庭互联网使用影响农地转出的可能机制进行分析。

本文的结构安排如下：第二部分对农地流转影响因素的相关文献进行梳理，对潜在影响机制从理论上进行初步的分析，并提出假说；第三部分介绍了本文的数据来源、关键变量与实证方法，并对变量进

^①参见：中国互联网络信息中心官方网站，<http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/hlwzbg>。

^②全国土地流转面积占家庭承包耕地总面积的比例。

行描述性统计；第四部分为互联网使用影响农地转出的计量分析，包括基准回归、内生性处理、稳健性检验和异质性分析；第五部分对互联网使用影响农地转出的机制进行检验；最后一部分为结论和启示。

二、文献回顾与理论分析

（一）文献回顾

关于影响农地流转的因素，现有的文献主要从制度、非农就业以及家庭层面和村庄层面的特征进行分析。首先，制度是影响农地流转的最重要因素，主要包括产权制度和保险制度。主流经济学认为农地确权可以促进农地流转（Kimura et al., 2011；胡新艳等，2018）。冯华超、钟涨宝（2019）的研究表明，农地确权主要通过劳动力流动和交易费用机制对农地转出产生正向作用。但是，从实际情况来看，确权政策还未曾获得农户在农地流转方面的积极响应，这是因为除产权界定之外，农地流转还有赖于产权的实施效果，因此有必要选择适当的产权交易装置进行匹配来改善总的福利效果（罗必良，2017、2019）。一些学者对产权的内涵进行了更细致的研究，如胡新艳等（2013）将产权能力细分为排他能力、交易能力和处置能力三大类，并对每类进行了细分，发现经营权交易能力对不同类型农户农地流转均存在正向影响。一部分研究从社会保障制度的角度研究农地流转，如张锦华等（2016）研究发现新农合提高了农户的健康状况并提高了农户的农地流转意愿。

其次，大量研究表明农村劳动力非农就业使得闲置农地增加，促进了农地流转（Kung, 2002；胡新艳、洪炜杰，2019）。进一步的研究发现非农就业的区域选择（李宁等，2018）、兼业程度（廖洪乐，2012）、稳定性（许庆、陆钰凤，2018）、劳动力性别（黄枫、孙世龙，2015）会对流转产生不同影响。然而，一些学者认为农村向城市的劳动力转移对农地流转的正向作用存在高估：一是从家庭行为选择视角，钱忠好（2008）认为家庭内部会进行分工，尽管有成员外出务工，但是其他成员可以继续经营农地，因此外出务工不一定导致农地流转；钱龙等（2019）发现尽管家庭成员外出务工提高了农地转出倾向，但是并不降低农地转入倾向，因为可以使用机械代替劳动力。二是从农户劳动力转移的动态特征视角，认为农村劳动力转移对农地流转产生正向影响存在门槛值，只有超过门槛值才会有显著的促进作用（洪炜杰等，2016）。

除了以上两点，还存在众多从不同方面研究农地流转的文献。主要结论表明家庭层面的人口特征、经济特征、土地禀赋、认知水平以及村庄层面的交通状况、经济特征、社会环境因素均会对农户参与农地流转产生显著影响（Rahman, 2010；罗必良等，2012；冀县卿、钱忠好，2018）。在信贷方面，侯建昀、霍学喜（2016）发现信贷可得性显著影响农地流转，许泉等（2016）的研究则表明非正式信贷会对农户农地转入产生更显著的正影响。在社会关系方面，陈姝洁等（2015）的研究表明外生性中介组织对农地转出和转入都产生正向影响，而内生性中介组织对转出则具有负向影响。贾晋等（2019）考察了村干部与宗族网络对农地流转的影响，发现有经商经历村干部的村庄内更可能进行农地有偿流转，宗族网络与之相反，会显著促进无偿流转。王雨濛等（2018）和陈浩、王佳（2016）研究了社会资本对农地流转的影响，前者以新型农业经营主体为研究对象，认为家庭在村委会和镇政府有亲友以及家庭人情支出会增加转入农地的概率，后者以整体农户为研究对象，认为家庭人情支出、与邻居亲

朋交往频率、有族谱或家谱会增加农地转出的可能性，参与非正式组织会增加农地转入的可能性。

综上，可以看到关于农地流转影响因素的研究主要集中在农地产权和非农就业上，除此之外学者们还从信贷、社保、社会资本等角度进行了大量研究。然而，目前鲜有直接研究互联网使用对农地流转影响的文献。仅有的相关文献是以互联网为依托的农地流转平台为研究对象，认为互联网农地流转平台作为一种中介组织可以削弱信息不对称、降低交易费用、保护利益相关者合法权益（钟涨宝、狄金华，2005），并且与传统方法相比，具有各项交易信息充分的优势（李光荣等，2016）。

（二）理论分析与假说提出

在信息技术飞速发展的今天，家庭互联网使用是影响农地流转的重要因素。理论上，互联网主要通过改变参与各项经济活动的相对收益和成本来影响个体的选择。通过使用互联网，农村劳动力可以以更低的成本提高自己的生产率、信息获取能力和人际交往能力，从而促进农地转出。具体来说，互联网主要通过以下三个渠道影响农地转出：

第一，互联网作为一种技术进步，能够通过促进非农就业影响农地转出。研究表明，农村到城市的劳动力转移会带动农地转出（Kung, 2002；黄枫、孙世龙，2015），尽管一些学者提出质疑，认为农地转出是家庭农地禀赋、劳动力禀赋以及农业与非农业收益比较综合衡量后的结果（钱忠好，2008），并且非农就业的收入效应提高了使用资本替代劳动的可能性（李明艳等，2010），从而会高估非农就业对农地转出的正向作用。但排除这些因素仍然可以肯定，劳动力转移会显著促进农地转出（胡新艳、洪炜杰，2019）。农地流转之所以滞后于非农就业较大程度上是因为忽略了非农就业稳定性的问题（许庆、陆钰凤，2018），非农就业不稳定的家庭农地转出时更倾向于零租金（王亚楠等，2015）。农村劳动力使用互联网对非农就业的促进作用体现在：首先，可以提高工作效率，增加其在劳动力市场上的竞争力，一方面可以提高实现自我雇佣和成为工资获得者概率（马俊龙、宁光杰，2017），另一方面可以提升非农就业的稳定性（毛宇飞等，2019），这必然带来部分农村劳动力转移向城市甚至实现市民化；其次，为获得非农工作机会提供了更多可能，例如网店、微商等伴随互联网而生的新就业形态创造了较多新岗位，网络兼职、远程办公等工作方式的多元化降低了参加非农工作的地域束缚（Dettling, 2017），从而使部分农村劳动力脱离农业生产向非农部门转移。综上，农村劳动力使用互联网既能提高非农就业的概率，又能提升非农就业的稳定性，进而促进农地转出。

第二，互联网作为一种信息传播载体，能够通过降低信息费用、减少信息不对称从而影响农地转出。互联网作为一种信息渠道，不仅提高了信息传播效率，而且拓宽了信息传播范围。农地转出的过程实际上是转出者和转入者契约的达成，但由于农地流转仍然存在规模不大、市场化程度不高等问题，由此而来的信息不对称严重制约了农地流转契约的达成。同时，对农地流转合约安排产生的交易费用认知不足也制约了农地的转出行为（罗必良等，2012）。互联网的使用一方面可以降低农地转出者与转入者之间的信息不对称，尤其在现阶段农地流转市场化程度不高的情况下，显著降低市场主体之间信息传递和搜寻成本（Aker et al., 2016），并打破农地流转主要发生在“熟人社会”的局限性，在有助于农地流转契约达成的同时实现流转交易价格逐步市场化；另一方面可以降低劳动力市场信息不对称，有利于农业人口及时获得就业信息，尤其是网络求职的普及，增加从事兼业生产或外出务工的可

能 (Lu et al., 2016; Dettling, 2017), 降低农地依赖程度, 带动农地转出。

第三, 互联网是一种便于人与人之间沟通的社交媒介, 能够促进农户积累社会资本从而影响农地转出。社会资本作为一种以社会网络为载体的社会性资源, 主要依靠相互之间平时的交往所积累, 使用互联网, 一方面有助于随时实现面对面交流, 降低了时间成本和通信成本, 为维持已有亲密联系、发展强关系提供便利; 另一方面, 互联网为建立更多弱联系提供了更多可能, Ellison et al. (2014) 的研究表明, 低自尊和低满意感的人更易于利用互联网社交平台建立联系, Mckenna and Bargh (2000) 的研究表明, 使用互联网社交比面对面社交更自如的人更倾向于通过互联网与陌生人建立联系, 并发展至现实生活中。总而言之, 使用互联网既利于发展强关系, 又有利于建立弱关系, 从而增加社会资本。社会资本的增加对农地转出具有重要的促进作用 (陈浩、王佳, 2016): 首先, 对于家庭来说, 较大的社交网络会带来更多样的信息, 降低了事前交易成本, 当农地经营权所有者有转出意愿时, 能够降低寻找农地租入者的成本, 与此同时, 交易双方也降低了协商和议价成本, 直接促进农地转出; 其次, 社会资本能有效降低事后交易成本, 一方面出于交易双方之间的信任直接降低监督成本, 另一方面在社交网络约束下会降低农地租入一方机会主义行为发生的可能性。另外, 中国农村是一个典型的人情社会, 社会资本可以直接作用于非农就业过程, 提高效率和成功率 (蒋乃华、卞智勇, 2007), 间接影响农地流转决策。

根据以上理论分析, 本文提出以下两个假说:

假说 1: 农村家庭使用互联网会促进农地转出。

假说 2: 农村家庭使用互联网通过促进非农就业、拓宽信息渠道、增加社会资本三个机制促进农地转出。

三、数据与实证方法

(一) 数据介绍

本文所使用的微观数据来自中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, 简称 CFPS) 2014 年和 2016 年两轮的全局调查数据。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心负责实施并于 2010 年首次进行的两年一次的追踪调查数据。CFPS 全国基线调查覆盖 25 个省份^①, 采用三阶段不等概率的整群抽样设计, 可以视为一个全国代表性样本。由于本文研究互联网使用对农地转出的影响, 而农地是否转出通常以家庭为单位进行集体决策, 因此, 本文在家庭层面对此问题进行研究, 并将样本限定为从集体分配到土地的家庭, 经过筛选, 最终样本包括在 CFPS2014 和 CFPS2016 中均接受调查的 5323 个家庭。

(二) 变量描述

1. 农地转出。农地转出是本文的被解释变量, 根据问卷中的问题“是否将土地出租他人?”进行定义, 无论是否收取租金, 只要将土地交与其他人使用即视为“出租”。如果回答是, 则取值为 1, 否则为 0。

^①不含港澳台地区、新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏、海南。

2.家庭互联网使用。家庭是否使用互联网是本文的核心解释变量。本文借鉴周广肃、梁琪（2018）的做法，利用户主^①的互联网使用情况作为一个家庭互联网利用的衡量指标。互联网使用在两年的问卷中情况有所不同，其中，2014年根据问卷中的问题“你是否上网？”进行定义，如果回答是，则定义互联网使用取值为1，否则为0。2016年根据问卷中的“是否移动上网？”和“是否电脑上网？”进行定义，如果回答均为否，则定义互联网使用取值为0，否则为1。

比较农地转出与未转出农户的互联网使用状况，结果显示，有农地转出的农户使用互联网比例比无农地转出的农户高出5%，两种不同的上网形式（电脑上网、移动上网）的状况也是如此，详见表1。从表1中的数据可初步看出互联网使用与农地转出之间呈正相关关系。

表1 有转出与无转出农户互联网使用状况比较

	有转出	无转出
互联网使用	20.2%	15.1%
电脑上网（2016年）	9.70%	6.84%
移动上网（2016年）	22.9%	19.0%

3.控制变量。本文参照既有文献引入包括户主层面特征、家庭层面特征、村庄层面特征以及地区和时间固定效应以降低估计偏误。户主层面特征包括：年龄、年龄平方、性别、户口类型、政治面貌、受教育年限、健康状况等人口统计学特征。加入年龄及年龄平方是为了控制户主随着年龄增长对农地转出的非线性影响；性别上看一般认为男性比女性更有能力从事农业生产，转出农地的可能性更低；从户口类型看，已经实现市民化的农户更可能转出农地；政治面貌为党员、受教育年限高的户主理论上更可能从事非农工作而转出农地；户主健康对农地转出的影响则不确定，户主健康水平较低可能导致无法从事农业生产从而增加农地转出的可能性，但若健康水平较高，更容易获得非农工作，也会增加农地转出的可能性。比较有农地转出与无转出户主的特征，结果显示有农地转出的户主年龄偏大、男性更少、党员占比较大、受教育年限较高、健康水平较低，详见表2。

表2 有转出与无转出农户户主特征比较

	有转出	无转出
户主年龄	54.48	51.31
户主年龄平方	3169	2785
户主性别（男）	51.7%	57.1%
户主户口（非农）	6.84%	5.06%
户主是党员	8.30%	7.64%
户主受教育年限	6.127	6.079
户主健康程度（共分1~5五个等级，其中1表示非常健康，5表示不健康）	3.347	3.186

家庭层面特征包括家庭劳动力禀赋、家庭成员平均年龄、家庭成员平均受教育年限、家庭成员平

^①将CFPS家庭问卷当中的财务回答人定义为户主。

均健康程度、家庭人均收入、家庭农地禀赋。家庭劳动力禀赋代表了从事农业生产的能力，禀赋越高说明更有能力经营农地，较低可能转出农地；家庭成员平均年龄代表了一个家庭的生命周期，平均年龄过大代表家庭进入老龄化，可能没有能力继续经营农地，从而增加转出的概率（钱龙、洪名勇，2016）；家庭成员平均健康程度对农地转出的影响则不确定，有待于进一步检验；家庭人均收入更可能和农地转出正相关，因为收入较高的家庭本身有更大概率从事能带来更多经济回报的非农业工作，进而降低了对农地的依赖，增加转出农地的可能性；家庭农地禀赋较高一方面更可能进行规模化经营，有利于农业生产，从而减少转出，但另一方面也可能因为拥有更多富余农地从而增加转出，最终效果需要实证检验。比较有农地转出与无转出的农户家庭特征，结果显示，有农地转出的农户劳动力禀赋较低、平均年龄较大、受教育年限较高、健康水平较低、人均收入更高、家庭农地禀赋较低，详见表 3。

表 3 有转出与无转出农户家庭特征比较

	有转出	无转出
家庭劳动力禀赋	4.800	6.410
家庭成员平均年龄	46.08	41.49
家庭成员平均受教育年限	6.285	6.251
家庭成员平均健康程度	3.224	3.061
家庭人均收入	9.091	8.856
家庭农地禀赋	2.357	2.737

村庄层面特征包括村庄经济水平、雇工市场、交通状况、村庄地形地貌。经济水平越高的村庄非农经济发展更好，因此有更多的非农就业机会，从而更可能转出农地；雇工市场反映了农村雇佣人力从事农业生产的成本，雇佣价格高可能导致更偏向于将农地转出；交通状况良好可能会增加农户外出就业机会，进而影响农地转出，但地理位置过于偏远难以实现近距离向非农部门转移，被迫外出务工，彻底脱离农业生产，促进农地转出，因此，其结果有待于进一步验证；村庄地形地貌能够直接影响农地规模化经营实现的难易程度从而影响农地转出。比较有农地转出与未转出农户所在村庄特征，结果显示，有农地转出的农户所在村庄经济水平较高、交通状况较差，平原占比较大，村庄雇工市场差别较小，详见表 4。

表 4 有转出与无转出农户所在村庄特征比较

	有转出	无转出
村庄经济水平	9.370	9.211
村庄雇工市场	4.533	4.541
村庄交通状况	4.710	3.890
丘陵	0.291	0.314
高山	0.0488	0.137
高原	0.0298	0.0725
平原	0.534	0.403
其它	0.0963	0.0743

在回归中会控制不同的变量，以验证实证结果的稳健性。其中，CFPS2014、CFPS2016 中缺失家庭获得承包地的面积数据，用 CFPS2012 家庭问卷中的数据进行匹配；CFPS2016 中缺失村庄层面的雇工市场、交通状况以及村庄地形地貌的数据，用 CFPS2014 村（居）问卷中的数据进行匹配。跨时间匹配的控制变量均属于短时期不会改变或者变化程度较小的类型，因此具有一定合理性。表 5 中给出了变量的描述性统计特征。

表 5 变量的描述性统计特征

变量名称	度量方法	2014 年			2016 年		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
农地转出	是=1；否=0	5323	0.132	0.339	5323	0.164	0.371
农地有偿转出	是=1；否=0	5323	0.0992	0.299	5323	0.124	0.329
互联网使用	使用=1；不使用=0	5323	0.109	0.312	5323	0.208	0.406
电脑上网	使用=1；不使用=0	—	—	—	5295	0.0731	0.260
移动上网	使用=1；不使用=0	—	—	—	5295	0.196	0.397
户主年龄	单位：岁	5323	51.04	12.46	5323	52.52	12.88
户主年龄平方	户主年龄平方	5323	2761	1290	5323	2924	1362
户主性别	男=1；女=0	5323	0.568	0.495	5323	0.557	0.497
户主户口	非农户口=1；农业户口=0	5323	0.0526	0.223	5323	0.0539	0.226
户主是否是党员	是=1；否=0	5323	0.0750	0.263	5323	0.0798	0.271
户主受教育年限	单位：年	5323	6.060	4.082	5323	6.112	4.131
户主健康程度	共分 1~5 五个等级，其中 1 表示非常健康，5 表示不健康	5323	3.172	1.302	5323	3.249	1.254
家庭劳动力禀赋	16 岁~60 岁家庭成员数量	5323	3.074	1.289	5323	3.026	1.305
家庭成员平均年龄	单位：岁	5323	41.30	14.11	5323	43.04	14.63
家庭成员平均受教育年限	单位：年	5323	6.207	3.155	5323	5.634	3.297
家庭成员平均健康程度	共分 1~5 五个等级，其中 1 表示非常健康，5 表示不健康	5323	3.038	0.943	5323	3.131	0.922
家庭人均收入	单位：元，取对数	5056	8.707	1.217	5310	9.065	0.943
家庭农地禀赋	人均农地面积，单位：亩	5003	2.682	10.02	5001	2.682	10.03
村庄经济水平	单位：元，取对数	5321	9.080	0.418	5323	9.390	0.459
村庄雇工市场	农忙雇工价格（元/天）取对数	5098	4.540	0.471	5098	4.540	0.472
村庄交通状况	到本县县城时间（小时）	5308	4.011	9.809	5308	4.011	9.810
丘陵	是=1，否=0	5323	0.310	0.463	5323	0.310	0.463
高山	是=1，否=0	5323	0.124	0.330	5323	0.124	0.329
高原	是=1，否=0	5323	0.0661	0.249	5323	0.0661	0.249
平原	是=1，否=0	5323	0.422	0.494	5323	0.423	0.494
其它	对照组，是=1，否=0	5323	0.0776	0.268	5323	0.0776	0.268

（三）实证方法

1. 基准回归。由于家庭的农地转出是一个二值虚拟变量，本文通过以下 Probit 模型来研究互联网使用对农地转出的影响：

$$Prob(Transfer_{it} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \times Internet_{it} + \beta_2 \times X_{it} + \beta_3 \times \theta_j + \beta_4 \times \delta_t) \quad (1)$$

(1) 式中， $Transfer_{it}$ 为家庭 i 在 t 年是否有农地转出的二值虚拟变量， $Internet_{it}$ 为是否使用互联网的虚拟变量， X_{it} 为户主、家庭、村庄层面的特征变量， θ_j 表示省份固定效应，用来控制省份差异， δ_t 表示年份固定效应，用来控制时间趋势。

2. 内生性处理。互联网使用行为作为一种个人决策，可能因反向因果或遗漏变量而存在潜在的内生性问题。由于内生变量——是否使用互联网是一个二值虚拟变量，而 Ivprobit 模型只能解决内生变量为连续变量的情形，因此本文采用条件混合估计方法（CMP），该方法由 Roodman（2011）提出，以似不相关回归为基础，基于极大似然估计法，通过构建递归方程组而实现两（多）阶段回归模型的估计。其估计过程分为两部分：第一部分寻找外生变量或工具变量并估计其与内生变量的相关性。第二部分将结果带入基准模型进行回归，并可参考内生性检验参数 $atanrho_12$ 判别变量外生性，如果参数显著异于 0，则说明模型存在内生性问题，此时 CMP 估计结果更为准确。反之，则表示基准模型估计结果可信。本文将用该方法估计互联网使用方程和农地转出决策方程，前者估计工具变量对互联网使用的影响，并将结果带入农地转出决策方程估计互联网使用对农地转出的影响。

由上文可知，此方法需要选择一个工具变量以进行 CMP 估计。工具变量既要保证与内生变量的相关性，又要满足外生性条件。通常来说，历史变量是一个很好的选择，因此，本文借鉴 Ciccone and Hall（1996）的思想，并与祝仲坤、冷晨昕（2018）的做法保持一致，选取“2012 年家庭邮寄通信支出”为工具变量。一方面，通讯支出属于消费范畴，根据消费行为的“棘轮效应”，消费习惯一旦形成则难以逆转，而互联网从广义的角度看也属于通讯类消费，那么之前家庭通讯支出所蕴含的网络使用习惯则会持续，因此与本文的内生变量满足相关性条件。另一方面，邮寄通信支出理论上并不会直接影响家庭的农地转出决策。同时，本文选用的工具变量“2012 年家庭邮寄通信支出”属于历史变量，该特点决定了其比当期变量具有更强的外生性，不会存在反向因果问题，因此满足外生性条件。

四、计量分析

（一）互联网使用对农地转出影响的基准回归

表 6 是互联网使用对农地转出影响的基准回归结果，汇报的结果为 Probit 模型的边际效应及 cluster 在县（区）层面的标准误。所有回归均控制省份和年份固定效应，在此基础上，（1）列加入户主层面控制变量，结果显示，与不使用互联网的家庭比较，使用互联网的家庭农地转出的概率增加了 7.74%；

（2）列同时加入户主层面、家庭层面的控制变量，互联网使用的估计结果稍有下降，显示互联网使用能够使家庭农地转出的概率增加 6.42%；（3）列同时加入户主、家庭、村庄层面的控制变量，互联网使用的估计结果下降至 5.9%，仍然具有十分显著的经济意义，初步印证了假说 1。

	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.0774*** (0.0123)	0.0642*** (0.0130)	0.0590*** (0.0127)
户主年龄	-0.00723*** (0.00219)	-0.00815*** (0.00223)	-0.00882*** (0.00225)
户主年龄平方	0.000101*** (0.0000205)	0.0000976*** (0.0000222)	0.000103*** (0.0000225)
户主性别	-0.0358** (0.00952)	-0.0337*** (0.0103)	-0.0355*** (0.0104)
户主户口	0.0167 (0.0164)	0.0108 (0.0164)	0.00137 (0.0168)
户主是否党员	-0.00364 (0.0161)	-0.00925 (0.0167)	-0.00497 (0.0165)
户主受教育年限	0.00214* (0.00122)	-0.00106 (0.00142)	-0.000751 (0.00139)
户主健康程度	0.00847*** (0.00295)	0.00300 (0.00445)	0.00182 (0.00460)
家庭劳动力禀赋		-1.85e-11** (8.88e-12)	-1.31e-11 (8.87e-12)
家庭成员平均年龄		0.00201*** (0.000447)	0.00169*** (0.000434)
家庭成员平均受教育年限		0.00510*** (0.00193)	0.00355* (0.00188)
家庭成员平均健康程度		0.0104 (0.00660)	0.0128* (0.00676)
家庭人均收入		0.0261*** (0.00437)	0.0203*** (0.00414)
家庭农地禀赋		-0.000660 (0.000816)	0.0000220 (0.000398)
村庄经济水平			0.0415** (0.0174)
村庄雇工市场			0.00286 (0.0148)
村庄交通状况			0.000316 (0.000614)
丘陵			-0.0523 (0.0341)

(续表 6)

高山			-0.120*** (0.0372)
高原			-0.0984** (0.0400)
平原			0.0000254 (0.0329)
省份虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
观测值	10646	9741	9313

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。报告结果为边际效应。

控制变量的估计结果与预期基本相符，（3）列的回归结果表明，户主年龄平方系数为正，户主年龄系数为负，经计算拐点在 43，这一结果表明户主小于 43 岁时不倾向于转出农地，而当年龄超过 43 岁，转出农地的意愿增强；户主性别系数为负，户主为男性的家庭比户主为女性的家庭更不轻易转出农地；户主户口对农地转出影响系数为正，表明户主市民化的家庭比其他家庭更倾向于转出农地，但这一影响并不显著。户主层面是否党员、受教育年限对农地转出的影响不显著；户主健康水平较低会增加家庭农地转出的可能，但是加入家庭和村庄层面控制变量后结果不显著；家庭劳动力禀赋系数显著为负，代表家庭劳动力禀赋越高越不会转出农地，但控制村庄变量后不再显著；家庭成员平均年龄系数显著为正，表明家庭整体年龄越大越倾向转出土地；家庭成员平均受教育年限显著为正，说明平均受教育水平较高的家庭更倾向于转出农地；家庭成员平均健康程度系数为正，表明与户主健康状况类似，家庭成员健康状况较差不利于从事农业生产，并倾向于转出农地；家庭人均收入系数显著为正，表明经济条件较好的家庭倾向于转出农地；家庭农地禀赋并不会对农地转出有显著影响；村庄经济水平系数显著为正，表明处于经济环境较好村庄的家庭较少从事农业生产，倾向于转出农地；高山、高原系数显著为负，表明高山、高原的农地不易于转出；村庄层面雇工市场、交通状况、地形地貌为丘陵或平原均不会对农地转出有显著影响。

（二）内生性问题处理

为了解决关键变量潜在的内生性问题，本文使用 CMP 估计方法。表 7 为 CMP 估计得到的结果，工具变量系数表示互联网使用方程中工具变量对互联网使用的效应，均在 1%水平上显著，因此满足相关性， atanhrho_{12} 参数同样显著，表明 CMP 估计结果更加准确。（3）列结果表明，在考虑内生性之后，互联网使用对农地转出的影响下降到 2.58%，比 Probit 模型的结果要小，说明后者的估计结果在一定程度上存在向上的偏误。可能因为互联网使用与农地转出之间存在反向因果的问题。具体来说，一方面，原本从事农业生产经营的家庭在农地转出后，可能部分成员会有更多闲暇时间用于上网；另一方面，作出农地转出决策的家庭更可能从事非农工作，可能会出于个人工作需要使用互联网，并且工作方式的改变会带来家庭经济状况的改善，间接促进家庭的互联网使用。即便关键变量的估计值有

所下降，这一效果大约占到 2016 年参与农地转出概率 16.4% 的 15.6%，仍有很强的经济意义。

表 7 互联网使用对农地转出的 CMP 估计结果

	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.0279*** (0.00758)	0.0267*** (0.00756)	0.0258*** (0.00765)
2012 年邮寄通信支出	0.00643*** (0.00118)	0.00578*** (0.00117)	-0.00872*** (0.00156)
atanrho_12	-0.203** (0.0893)	-0.238*** (0.0900)	-0.249** (0.0994)
户主控制变量	是	是	是
家庭控制变量		是	是
村庄控制变量			是
省份虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
观测值	10513	9651	9232

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。报告结果为边际效应。

（三）稳健性检验

1. 互联网使用对农地有偿转出的影响。中国当前农村广泛存在的不收取实物与货币租的农地流转具有很强的非正式性(王亚楠等, 2015)。根据本文变量的描述性统计特征部分可以计算得到, CFPS2016 中无租金的农地流转仍然占到 24.4%。基于此, 本部分探究互联网使用对家庭农地有偿转出的影响, 以此论证互联网使用对农地流转市场完善的重要意义, 同时验证基准结果的稳健性。根据问卷中的问题“过去 12 个月, 您家出租集体分配的土地收取多少租金?” 定义有偿转出, 若回答为大于 0 的值, 则有偿转出取值为 1, 没有实现农地转出或者有转出但收取租金为 0 的家庭, 则有偿转出取值为 0, 回归结果见表 8。CMP 估计结果中, 工具变量在 1%水平上显著, 满足相关性, atanrho_12 参数同样显著, 此时 CMP 结果更准确。Probit 回归估计系数小于表 6 的结果, 内生性处理后的估计系数小于表 7 的结果, 互联网使用对有偿农地转出实现的概率提高了 1.93%, 这一效果大约占到 2016 年实现农地有偿转出概率 12.4% 的 16%, 具有显著的经济意义。

表 8 互联网使用对农地有偿转出的影响

	Probit	CMP
互联网使用	0.0429*** (0.0108)	0.0193*** (0.00622)
2012 年邮寄通信支出		0.00413*** (0.000915)
atanrho_12		-0.227** (0.0975)

(续表 8)

户主控制变量	是	是
家庭控制变量	是	是
村庄控制变量	是	是
省份虚拟变量	是	是
年份虚拟变量	是	是
观测值	9313	9232

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。报告结果为边际效应。

2. 互联网使用对农地新转出的影响。以上检验的被解释变量均为家庭目前农地是否转出的状态，并不精确体现互联网使用对家庭农地转出的直接效应。就这一问题，本文利用 CFPS2014 和 CFPS2016 两轮调查数据，定义“农地新转出”变量：如果 2014 年没有实现农地转出而在 2016 年实现农地转出，农地新转出取值为 1，否则为 0。剔除 2014 年已经存在农地转出的样本，核心解释变量以及控制变量都使用 2014 年数据。结果如表 9 所示，与不使用互联网的家庭相比，使用互联网的家庭农地新转出的概率高 2.64%，系数与显著性均与内生性处理之后的 CMP 估计结果较为接近。

表 9 互联网使用对农地新转出的 probit 估计结果

	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.0325*** (0.00747)	0.0279*** (0.00803)	0.0264*** (0.00785)
户主控制变量	是	是	是
家庭控制变量		是	是
村庄控制变量			是
省份虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
观测值	9240	8262	7916

注：***表示在 1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。报告结果为边际效应。

3. 不同上网方式对农地转出的影响。除电脑上网外，使用手机、平板等移动设备上网的行为越来越普遍。接下来，本文利用是否移动上网以及是否电脑上网分别进行稳健性检验，为了单独识别移动或者电脑上网对农地转出是否有促进作用，将同时移动上网和电脑上网的样本剔除。由于是否移动上网、是否电脑上网这两个变量只存在于 2016 年的数据当中，所以本文使用 2016 年的数据进行分析，结果如表 10 所示。从估计结果可以看出，系数均与表 6 的基准回归结果相近，其中电脑上网对农地转出的正向效应更为明显。

表 10 移动上网、电脑上网对农地转出的 probit 估计结果

上网方式	(1)	(2)
	移动上网	电脑上网
移动上网	0.0467*** (0.0175)	
电脑上网		0.0817*** (0.0304)
户主控制变量	是	是
家庭控制变量	是	是
村庄控制变量	是	是
省份虚拟变量	是	是
观测值	4480	4480

注：***表示在 1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。报告结果为边际效应。

（四）异质性分析

上文中验证了互联网使用对农地转出的促进作用，接下来将按照教育水平、收入水平进行异质性分析。选择教育程度作为划分标准，是由于互联网作为一种技术偏向型技术进步（Skill-Biased Technical Change），不同受教育水平对家庭互联网的使用效果并不等同（Aker et al., 2016）。选择收入水平作为另一划分标准，是由于不同收入水平的家庭收入来源有所区别，例如务工、经商或务农，对农地这一生产要素的转出决策可能有所差异。

1. 分教育水平。样本根据户主受教育水平分为低教育水平（6 年以下）、中教育水平（6 年及以上 9 年以下）、高教育水平（9 年及以上）三个层次，在此将户主受教育年限控制变量剔除，分别通过 Probit 和 CMP 方法进行估计，表 11 汇报了根据受教育水平分组回归的结果。低教育分组 CMP 估计结果中，工具变量在 10%水平上显著，满足相关性，atanrho_12 参数不显著，表明此时 Probit 估计结果更为准确。Probit 结果显示：低教育水平的家庭难以有效运用互联网实现农地转出。中教育水平与高教育水平分组 CMP 估计结果中，工具变量在 1%水平上显著，满足相关性，atanrho_12 参数显著，此时 CMP 结果更为准确。CMP 估计结果显示：中教育水平与高教育水平的家庭能够通过互联网使用促进农地转出，但比较来说，高受教育水平家庭的边际系数大于中教育水平的家庭。这说明受教育水平较高的家庭能更好地利用互联网实现农地转出，而受教育水平低的家庭由于容易产生不正确或不健康的互联网利用方式（Matanda et al., 2004），互联网对其农地转出影响不显著。

表 11 不同受教育水平的回归结果

教育程度	低教育水平		中教育水平		高教育水平	
	Probit	CMP	Probit	CMP	Probit	CMP
互联网使用	-0.0244 (0.0356)	0.000276 (0.00275)	0.0768*** (0.0230)	0.0325*** (0.0112)	0.0631*** (0.0154)	0.0602*** (0.0167)
2012 年邮寄通信支出		0.000527* (0.000314)		0.00579*** (0.00161)		0.0107*** (0.00251)

(续表 11)

atanrho_12	-0.106 (0.255)	-0.488** (0.195)	-0.368*** (0.128)
控制变量	是	是	是
观测值	2752	2717	3756

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。报告结果为边际效应。

2.分收入水平。根据家庭人均收入将样本分为低收入、中低收入、中高收入、高收入四个层次，在此将家庭人均收入控制变量剔除，分别通过 Probit 和 CMP 方法进行估计。CMP 估计结果中，工具变量至少在 10%水平上显著，满足相关性，低收入、中低收入、中高收入分组 atanrho_12 均不显著，此时 Probit 估计结果更为准确，高收入分组 atanrho_12 显著，此时 CMP 结果更为准确，结果显示，互联网使用对于农地转出的影响在低等收入的家庭不显著，但在中低收入、中高收入、高收入的家庭显著为正。对于低收入家庭来说，互联网在这一群体的使用率仅为 6.2%，远远低于平均水平 15.8%。与此同时，2016 年低收入家庭成员非农就业比例^①为 34%，说明在很大程度上依靠农业收入，农地的生产要素功能较为重要，因此对农地依赖性较强，转出意愿相对较弱。

表 12 不同收入水平的回归结果

收入水平	低收入水平		中低收入水平		中高收入水平		高收入水平	
	Probit	CMP	Probit	CMP	Probit	CMP	Probit	CMP
互联网使用	0.0544 (0.0345)	0.00490 (0.00621)	0.0522** (0.0207)	0.00177 (0.0112)	0.0724*** (0.0203)	0.0229 (0.0181)	0.0434* (0.0240)	0.0430*** (0.0162)
2012 年邮寄通信支出		0.00101* (0.000599)		0.00207* (0.00121)		0.00482*** (0.00174)		0.0137*** (0.00295)
atanrho_12		-0.111 (0.290)		0.137 (0.266)		-0.0945 (0.211)		-0.313** (0.124)
控制变量	是		是		是		是	
观测值	2325		2368		2355		2512	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。报告结果为边际效应。

五、机制分析

（一）促进非农就业

为了验证互联网使用是否通过影响非农就业而增加农地转出，本文将同时考虑互联网使用对非农就业决策以及非农就业稳定性的影响。其中，非农就业稳定性借鉴毛宇飞等（2019）的做法，根据是否签合同、工作单位、工作时长三者共同衡量，若签订了合同或者工作单位为政府部门、党政机关、

^①本文非农就业比例定义为家庭中在业的非农就业人数与总劳动力人数之比。

人民团体、事业单位、国有企业且每周工作时长超过 30 小时，则定义为稳定非农就业，取值为“1”，否则取值“0”。^①由于这一部分研究对象是农业人口是否非农就业，将城镇户口样本剔除，因此回归中不再含有户口类型的控制变量。结果如表 13 所示。互联网使用对非农就业影响的 CMP 回归结果中，工具变量在 1%水平上显著，说明满足相关性，*atanrho_12* 参数显著，此时 CMP 回归结果更加准确。对非农就业影响的 CMP 回归结果显示，使用互联网比不使用互联网的农业人口外出务工的概率增加 6.4%。互联网使用对非农就业稳定性影响的 CMP 回归结果中，工具变量在 1%水平上显著，说明满足相关性，*atanrho_12* 参数不显著，此时 Probit 回归结果更加准确。对非农就业稳定性影响的 Probit 回归结果显示，使用互联网比不使用互联网的农业人口非农就业稳定的概率增加 9.46%，说明互联网使用既能增加非农就业概率又能增加非农就业稳定性，从而带动农地转出。

表 13 是否使用互联网对农村劳动力非农就业的影响

	非农就业		非农就业稳定性	
	Probit	CMP	Probit	CMP
互联网使用	0.112*** (0.0106)	0.0640*** (0.0139)	0.0946*** (0.0125)	0.0952* (0.0493)
2012 年邮寄通信支出		0.0189*** (0.00268)		0.0101*** (0.00290)
<i>atanrho_12</i>		-0.208** (0.0829)		-0.207 (0.228)
控制变量	是	是	是	是
观测值	14,877	14,736	5427	5,381

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。报告结果为边际效应。

（二）拓宽信息渠道

CFPS2014 和 CFPS2016 中都有关于受访人根据自己的实际情况判断互联网、电视、期刊、广播等信息渠道重要程度的问题（共分 1~5 五个等级，其中 1 表示非常重要，5 表示非常不重要）。表 14 探讨了不同类型的信息渠道对户主的重要程度对农地是否转出的影响，（1）~（4）列分别是互联网、电视、期刊、广播等信息渠道重要程度对农地转出的影响，（5）~（8）列分别是互联网、电视、期刊、广播等信息渠道重要程度对农地有偿转出的影响。（1）列中的回归结果显示，互联网对于户主作为信息渠道的重要程度每增加一个单位，农地转出的概率增加 1.31%。（2）列中的回归结果显示，电视对于户主作为信息渠道越重要越不利于农地转出。（3）列和（4）列回归结果显示，期刊、广播对于户主作为信息渠道的重要程度对农地转出的影响不显著。（5）列中的结果显示，互联网对于户主作为信息渠道的重要程度每增加一个单位，农地实现有偿转出的概率增加 1.07%。（6）列中的结果显示，电视对于户主作为信息渠道越重要越不利于农地转出。（7）列和（8）列回归结果显示，期刊、广播

^①按照这种定义方式，研究非农就业稳定性的样本包括非农受雇、非农散工，但不包括各类自我雇佣的非农就业样本。

对于户主作为重要信息渠道会对农地有偿转出有促进作用，但显著性以及系数均低于互联网。综合来说，互联网作为信息渠道对农地转出有显著的促进作用，而其他信息渠道不能起到相同的作用。

表 14 不同类型信息渠道对农地转出的影响 (Probit)

不同信息渠道的重要性	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
互联网	0.0131*** (0.00307)				0.0107*** (0.00266)			
电视		-0.00753** (0.00302)				-0.00452* (0.00254)		
期刊			0.00318 (0.00371)				0.00576* (0.00325)	
广播				0.00267 (0.00305)				0.00455* (0.00265)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	9290	9290	9290	9290	9290	9290	9290	9290

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。报告结果为边际效应。

（三）增加社会资本

社会资本是以社交网络为载体通过社会互动维持的一种无形资产。中国农村是典型的人情社会，遵从着“礼尚往来”的传统社交方式。人情礼支出越多代表社交网络越广，那么人情礼支出可以作为社会资本的代理变量（杨汝岱等，2011）。本文借鉴这一做法，将家庭人情礼支出（包括实物和现金）的对数作为社会资本的衡量，进而分析互联网使用对社会资本的影响，结果如表 15 所示。CMP 估计结果中，工具变量在 1%水平上显著，说明满足相关性，atanrho_12 参数不显著，此时 OLS 回归结果更加准确。OLS 回归结果表明户主使用互联网能够带来家庭社会资本增加 25.8%，因此，互联网使用会较大程度上增加社会资本，以此促进农地的转出。

表 15 是否使用互联网对家庭社会资本的影响

变量	OLS	CMP
互联网使用	0.258*** (0.0755)	0.343* (0.208)
2012 年邮寄通信支出		0.178*** (0.0318)
atanrho_12		-0.0766 (0.123)
控制变量	是	是
观测值	9313	9313

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内是 cluster 在县（区）层面的标准误。

此部分验证了农村家庭使用互联网通过促进非农就业、拓宽信息渠道、增加社会资本对农地转出

产生正向影响，印证了假说2。

六、结论与启示

本文首次从家庭层面探讨了互联网使用对农地转出的影响，研究发现互联网使用会显著促进农地转出。这一结果表明，互联网作为信息技术最为重要的载体，对农地流转产生了重要影响，这对于客观全面地评估信息化对“三农”的影响不可或缺。

本文的研究表明，家庭使用互联网会使农地转出的概率显著提高，使用CMP估计方法解决内生性后，这一结论仍然成立。从农地有偿转出、农地新转出和不同上网方式对农地转出影响三个方面进行稳健性检验的结果仍然表明互联网使用会促进农地转出。异质性分析表明，户主低教育水平以及低收入水平的家庭使用互联网对农地转出的影响不显著。本文进一步验证了互联网使用对家庭农地转出的影响机制包括三个方面：促进非农就业、拓宽信息渠道和增加社会资本。具体来说，互联网既是一种技术进步，又是信息传播载体，还是一种社交媒介，首先，互联网使用作为一种工作技能，能够增加农村劳动力非农就业的概率及稳定性，从而带动农地转出；其次，互联网拓宽了信息渠道，一方面有利于农地流转契约的达成，打破了农地流转主要发生在“熟人社会”的局限性，另一方面，降低劳动力市场信息不对称会增加农村劳动力从事兼业生产或者外出务工的可能，从而间接促进了农地转出；再次，互联网有利于农户积累社会资本，社会资本作为一种以社会网络为载体的社会性资源，既可以促进农地转出，又可以通过促进非农就业间接影响农地流转决策。

互联网使用对于农地转出的促进作用表明，互联网可以成为激活并完善农地流转市场的中介。为了更好地发挥互联网的作用，首先，要进一步完善农村互联网基础设施，提高互联网普及率，缩小城乡“数字鸿沟”。这不仅事关广大农业人口能否共享发展成果，而且对农业人口实现非农就业、拓宽信息渠道、增加社会互动也颇有益处，并可借此盘活农地流转市场，实现“乡村振兴”。其次，应该进一步引导依托于互联网的农地流转活动，为农地流转增添新动力，推进农业适度规模经营，从而为中国农村经济的可持续发展提供保障。再次，要加强对农村劳动力的互联网培训工作，突破由于受教育水平过低而不能有效使用互联网的“瓶颈”，推动互联网规模经济的进一步发挥。最后，由于互联网的使用难以推动农村低收入家庭的农地转出，因此解决农村地区贫困问题依然是重点。

参考文献

- 1.陈浩、王佳，2016：《社会资本能促进土地流转吗？——基于中国家庭追踪调查的研究》，《中南财经政法大学学报》第1期。
- 2.陈姝洁、马贤磊、陆凤平、蓝菁、石晓平，2015：《中介组织作用对农户农地流转决策的影响——基于经济发达地区的实证研究》，《中国土地科学》第11期。
- 3.冯华超、钟涨宝，2019：《新一轮农地确权促进了农地转出吗？》，《经济评论》第2期。
- 4.侯建昀、霍学喜，2016：《信贷可得性、融资规模与农户农地流转——以专业化生产农户为例》，《中国农村观察》第6期。

- 5.胡新艳、陈小知、米运生, 2018: 《农地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估——来自准自然实验的证据》, 《中国农村经济》第 12 期。
- 6.胡新艳、洪炜杰, 2019: 《劳动力转移与农地流转: 孰因孰果?》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 1 期。
- 7.胡新艳、罗必良、王晓海、吕佳, 2013: 《农户土地产权行为能力对农地流转的影响——基于中国 26 个省份农户调查分析》, 《财贸研究》第 5 期。
- 8.洪炜杰、陈小知、胡新艳, 2016: 《劳动力转移规模对农户农地流转行为的影响——基于门槛值的验证分析》, 《农业技术经济》第 11 期。
- 9.黄枫、孙世龙, 2015: 《让市场配置农地资源: 劳动力转移与农地使用权市场发育》, 《管理世界》第 7 期。
- 10.冀县卿、钱忠好, 2018: 《如何有针对性地促进农地经营权流转? ——基于苏、桂、鄂、黑四省(区) 99 村、896 户农户调查数据的实证分析》, 《管理世界》第 3 期。
- 11.贾晋、李雪峰、伍骏骞, 2019: 《宗族网络、村干部经商经历与农地经营权流转》, 《经济理论与经济管理》第 2 期。
- 12.蒋乃华、卞智勇, 2007: 《社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证》, 《管理世界》第 12 期。
- 13.李光荣、王力、胡春梅, 2016: 《土地市场蓝皮书: 中国农村土地市场发展报告(2015~2016)》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 14.李明艳、陈利根、石晓平, 2010: 《非农就业与农户土地利用行为实证分析: 配置效应、兼业效应与投资效应——基于 2005 年江西省农户调研数据》, 《农业技术经济》第 3 期。
- 15.李宁、蔡荣、李光勤, 2018: 《农户的非农就业区域选择如何影响农地流转决策? ——基于成员性别与代际分工的分析视角》, 《公共管理学报》第 2 期。
- 16.廖洪乐, 2012: 《农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响》, 《管理世界》第 5 期。
- 17.罗必良, 2019: 《从产权界定到产权实施——中国农地经营制度变革的过去与未来》, 《农业经济问题》第 1 期。
- 18.罗必良, 2017: 《科斯定理: 反思与拓展——兼论中国农地流转制度改革与选择》, 《经济研究》第 11 期。
- 19.罗必良、汪沙、李尚蒲, 2012: 《交易费用、农户认知与农地流转——来自广东省的农户问卷调查》, 《农业技术经济》第 1 期。
- 20.马俊龙、宁光杰, 2017: 《互联网与中国农村劳动力非农就业》, 《财经科学》第 7 期。
- 21.毛宇飞、曾湘泉、祝慧琳, 2019: 《互联网使用、就业决策与就业质量——基于 CGSS 数据的经验证据》, 《经济理论与经济管理》第 1 期。
- 22.钱龙、陈会广、叶俊焘, 2019: 《成员外出务工、家庭人口结构与农户土地流转参与——基于 CFPS 的微观实证》, 《中国农业大学学报》第 1 期。
- 23.钱龙、洪名勇, 2018: 《为何选择口头式、短期类和无偿型的农地流转契约——转出户控制权偏好视角下的实证分析》, 《财贸研究》第 12 期。
- 24.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。

25.钱忠好, 2008: 《非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释》, 《中国农村经济》第10期。

26.王亚楠、纪月清、徐志刚、钟甫宁, 2015: 《有偿 VS 无偿: 产权风险下农地附加价值与农户转包方式选择》, 《管理世界》第11期。

27.王雨濛、张效榕、张清勇, 2018: 《社会关系网络能促进新型农业经营主体流转土地吗? ——基于河北、安徽和山东三省的调查》, 《中国土地科学》第1期。

28.许庆、陆钰凤, 2018: 《非农就业、土地的社会保障功能与农地流转》, 《中国人口科学》第5期。

29.许泉、张龙耀、吴比, 2016: 《信贷市场对农地流转市场发育的影响》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第4期。

30.杨汝岱、陈斌开、朱诗娥, 2011: 《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》, 《经济研究》第11期。

31.张锦华、刘进、许庆, 2016: 《新型农村合作医疗制度、土地流转与农地滞留》, 《管理世界》第1期。

32.钟涨宝、狄金华, 2005: 《中介组织在土地流转中的地位与作用》, 《农村经济》第3期。

33.周广肃、梁琪, 2018: 《互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资》, 《金融研究》第1期。

34.祝仲坤、冷晨昕, 2018: 《互联网使用对居民幸福感的影响——来自CSS2013的经验证据》, 《经济评论》第1期。

35.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019: 《信息化提升了农业生产率吗?》, 《中国农村经济》第4期。

36.Aker, J. C., I. Ghosh, and J. Burrell, 2016, "The Promise (and Pitfalls) of ICT for Agriculture Initiatives", *Agricultural Economics*, 47(S1): 35-48.

37.Ciccone A., and R. E. Hall, 1996, "Productivity and the Density of Economic Activity", *American Economic Review*, 86(1): 54-70.

38.Dettling L. J., 2017, "Broadband in the Labor Market: The Impact of Residential High Speed Internet on Married Women's Labor Force Participation", *ILR Review*, 70(2): 451-482.

39.Ellison, N. B., J. Vitak, R. Gray, and C. Lampe, 2014, "Cultivating Social Resources on Social Network Sites: Facebook Relationship Maintenance Behaviors and Their Role in Social Capital Processes", *Journal of Computer-Mediated Communication*, 19(4): 855-870.

40.Kimura, S., K. Otsuka, T. Sonobe, and S. Rozelle, 2011, "Efficiency of Land Allocation through Tenancy Markets: Evidence from China", *Economic Development and Cultural Change*, 59(3): 485-510.

41.Kung, J. K., 2002, "Off-Farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China", *Journal of Comparative Economics*, 30(2): 395-414.

42.Lu, Y., H. Xie, and L. C. Xu, 2016, "Telecommunication Externality on Migration: Evidence from Chinese Villages", *China Economic Review*, 39(C): 77-90.

43.Matanda, M., V. B. Jenvey, and J. G. Phillips, 2004, "Internet Use in Adulthood: Loneliness, Computer Anxiety and Education", *Behaviour Change*, 21(2): 103-114.

44.Mckenna, K. Y. A., and J. A. Bargh, 2000, "Plan 9 From Cyberspace: The Implications of the Internet for Personality and Social Psychology", *Personality & Social Psychology Review*, 4(1): 57-75.

45.Mcmillan, J., J. Whalley, and L. Zhu, 1989, "The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth", *Journal of Political Economy*, 97(4): 781-807.

46.Ogutu, S. O., J. J. Okello, and D. J. Otieno, 2014, "Impact of Information and Communication Technology-Based Market Information Services on Smallholder Farm Input Use and Productivity: The Case of Kenya", *World Development*, 64(64): 311-321.

47.Rahman, S., 2010, "Determinants of Agricultural Land Rental Market Transactions in Bangladesh", *Land Use Policy*, 27(3): 957-964.

48.Roodman, D., 2011, "Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Model with CMP", *The Stata Journal*, 11(2): 159-206.

49.Thapa, G., and R. Gaiha, 2011, "Smallholder Farming in Asia and the Pacific: Challenges and Opportunities", *IFAD Conference on New Directions for Smallholder Agriculture*, pp. 24-25.

(作者单位: 南开大学经济学院经济系)

(责任编辑: 陈静怡)

The Impact of Internet Use on the Decision-making of Farmland Transfer and its Mechanism: Evidence from the CFPS Data

Zhang Jingna Zhang Xuekai

Abstract: This article uses the Chinese Family Panel Studies (CFPS) data to analyze whether the use of the Internet will affect farmland transfer at the household level. The results show that using the Internet can significantly increase the probability of family farmland transfer. After using instrumental variables to solve the endogenous problems, and after robustness tests from three aspects of paid farmland transfer, new transfer of farmland, and the impact of different Internet access methods on farmland transfer, the study still obtains a consistent conclusion. Heterogeneity analysis shows that the use of the Internet by households with middle and high education levels and middle and high income levels has a more significant positive impact on the transfer of farmland. The mechanism analysis shows that the use of the Internet affects the transfer of farmland mainly through three paths: promoting non-agricultural employment and its stability, expanding information channels, and enhancing social interaction.

Key Words: Internet Use; Farmland Transfer; Information Technology

中国农户在农地流转市场上能否如愿以偿？*

——流转市场的交易成本考察

郜亮亮

摘要：农地流转是实现规模经营的重要途径，尽管中国农地流转市场发展迅速，但农户在流转市场上能否转入自己想要转入数量的土地尚无人关注。本文利用全国6省1200户2000年和2008年追踪调查数据实证分析农户的流转意愿多大程度上可以在流转市场上得以实现，进而考察流转市场交易成本的存在性、对称性和动态性。研究表明，中国农地流转市场存在明显的交易成本，因此流转市场是不完善的。具体结论：第一，流转市场存在明显进入门槛，进入市场后农户也无法实现完全调整，转入户2000年和2008年分别能实现调整意愿的24%和37%，高于转出户的19%和18%；第二，流转市场的交易成本存在非对称性，转入户比转出户面临的交易门槛高，但进入市场后转入户调整意愿实现程度高于转出户；第三，从2000年到2008年，流转市场的交易门槛显著降低了，但进入市场后调整意愿实现程度并没有显著提高；第四，农资设备和劳动力等要素市场的不完善程度更严重，因此农地流转市场发挥了将土地这种“不能移动”的要素移动起来以迎合那些“本该移动”的要素功能，提高了资源配置效率。政府应进一步提高农地产权稳定性，降低流转市场交易成本，加快农业生产社会化服务业发展，完善农村劳动力市场。

关键词：农地流转市场 流转意愿 交易成本 完全调整 对称性

中图分类号：F320 **文献标识码：**A

一、引言

在一个没有不确定性的环境中，要素市场和产品市场都是完全竞争的市场，所有投入要素都是可分的，所有农户都有相同的规模报酬不变的生产函数，此时，土地租赁是没有存在意义的（Skoufias, 1995）。每个拥有土地的农户可以通过转入或转出任何一种（或者所有的）非土地生产要素来达到这些要素与其拥有土地禀赋的比例最优化，例如调整牲畜数量，甚至长期来讲可以通过生育而改变劳动力个数（Bell and Sussangkarn, 1988）。但是，任何一种交易终究是在科斯的交易成本世界中进行的，

*本文为国家社科基金“中国农地‘三权分置’改革的经验总结及效果评估”项目（编号：17BJY010）。感谢匿名审稿专家和编辑部提出的宝贵修改意见，但文责自负。

因此必然面临交易成本的问题。

关于土地市场（流转或者买卖）存在必要性的文献特别强调土地以外的某种关键投入要素市场的不存在或者不完善（imperfection）是土地市场出现的关键原因。例如，农户的管理能力市场（Bell and Zusman, 1976; Reid, 1976; Eswaran and Kotwal, 1985），农用畜力市场（Bell, 1977; Bliss and Stern, 1982），信用市场（Jaynes, 1982; Kochar, 1997）和家庭劳动力市场（Pant, 1983）。这些研究的共同之处在于强调这些要素的交易都面临着交易成本，进而造成市场不完善甚至缺失。这样，那些劳动力或者畜力富余的农户会有冲动到土地市场上（如果有的话）转入（甚至买入）土地，而劳动力或者畜力不足的农户也会有激励到土地市场上转出自己的土地，即通过改变土地数量来实现最优要素比。另外，如果把农户的种植管理能力（往往和教育、就业经历有关）也当成一种投入要素的话，那些户主管理能力强（或者家庭成员中管理能力高的人数多）的农户就有冲动转入土地来实现管理能力报酬最大化，反之则反是。

进一步地，很多文献都从经验上证实了上述理论逻辑。例如，关于印度马哈拉斯特拉地区的研究（Pant, 1983），关于巴基斯坦的研究（Nabi, 1985），关于孟加拉国的研究（Taslim and Ahmed, 1992），关于印度的研究（Kochar, 1997; Deininger et al., 2009），关于苏丹的研究（Kevane, 1997），关于越南的研究（Deininger and Jin, 2003; Huy, 2013; Promsopha, 2015; Huy et al., 2016），关于非洲的研究（Holden et al., 2008），关于埃塞俄比亚的研究（Holden et al., 2011），关于肯尼亚的研究（Muraoka et al., 2018），关于中国的研究（Deininger and Jin, 2005; Jin and Deininger, 2009; Huang et al., 2012）。这些研究利用各种调查数据进行计量分析，发现在这些地方要么是劳动力市场、要么是农用牲畜市场、要么是农户的管理能力市场、要么是信用市场、要么是多个市场共存的不完善导致了农地市场，特别是农地流转市场的发展。因为，如果这些市场功能健全，那根据随机抽取的调查样本进行分析的话，畜力的多少、劳动力的多少、男女劳力的不同、户主的教育水平等本不应该影响农户拥有土地的多少，因此这些变量的系数在流转方程中也不应该显著，但结果往往是统计显著的。因此，这些变量对应的市场的不完善就被间接地证明了。需要提醒的是，这些经验研究的背后假设是，与劳动力、畜力市场相比，土地租赁市场很少受到道德风险问题^①的约束，或者说利用土地市场改进要素比的成本更低。

研究理论逻辑的自洽，加上经验证据的印证使上述研究热潮持续了相当长时期。但是，笔者相信，没有人敢说土地市场不受交易成本的困扰，而谁又敢肯定土地市场上的摩擦就一定小于其他要素市场上的摩擦呢？

实际上，要实现“理性人”的“优化”梦想，最主要的方法就是“交换”或者“交易”，这就需要市场，而市场运作的效率取决于交易成本。如果有两个市场可以由你选择，同样朴素的想法就是选择交易成本小的那个市场来实现最优要素比问题。那么，如果农村劳动力市场面临的道德风险（导致监督成本）

^①这些文献都注意到劳动力市场和畜力市场面临着巨大监督问题及其带来的出工不出力、耕牛等被过度使用问题；而土地市场似乎这些问题要小一些，但是，目前看，当土地不是被所有者而是被转入者耕种时，是否会被掠夺式使用是需要注意的一个问题，在农地流转市场不健全，流转期限短的情况下更需要注意。Gao et al. (2012) 注意到了这样的问题。

很大，进而这种市场的交易成本很大，或者至少要比交易土地带来的成本大，那么农户当然会优先到土地市场上进行交易来实现劳动力与土地的最优比例了。这也是上述那些理论和经验分析证明的逻辑。同样的逻辑反过来就是，如果农村劳动力市场的交易成本不大于（甚至小于）土地市场的交易成本的话，那么农户当然会优先选择通过在劳动力市场上进行交易来实现最优要素比。而这个时候，土地市场的不完善或许就是劳动力市场出现的原因了。正如万事万物是联系的朴素哲学道理预示的一样，要素市场之间有着千丝万缕的联系，交易人就是通过对每个市场的交易成本进行权衡后再决定出现在哪个市场上。所以，即使有研究发现劳动力市场的不完善导致了土地市场的出现——或者土地市场上的交易弥补了其他要素市场不完善的效率损失，也要回头想一想，土地市场上的交易成本是否也很大呢？土地市场的效率如何？农户在土地市场上就一定转入（转出）自己想转入（转出）数量的土地吗？或者如何能进一步降低交易成本呢？毕竟，降低任何一个要素市场的交易成本都可能带来进一步的效率改进^①。

无独有偶，Binswanger and Rosenzweig（1986）、Bardhan（1979）就强调，像其他要素市场一样，转入户的道德风险以及其他代理成本也同样导致了土地租赁市场的不完善。进一步地，一些文章对不同国家或地区土地市场（流转或者买卖）的交易成本问题（特别是存在性的实证问题）进行了针对性研究，例如印度（Bliss and Stern, 1982; Pant, 1983; Bell and Sussangkarn, 1988; Skoufias, 1995）、巴基斯坦（Nabi, 1985）、孟加拉国（Taslim and Ahmed, 1992）、苏丹（Kevane, 1997）、埃塞俄比亚（Holden and Ghebru, 2005; Deininger et al., 2011; Gebru et al., 2017）、厄立特里亚（Tikabo et al., 2008）、菲律宾（Bresciani and Ballesteros, 2008）、肯尼亚（Jin and Jayne, 2013; Muraoka et al., 2018）、越南（Huy et al., 2016）。这些文章的思路本质还是某些要素市场的不完善影响了土地市场的发展。但他们将重点偏向了在原先文献中以解决其他市场不完善的“英雄”身份出现的土地市场上，或者他们开始思考土地市场运行效率是否足够好并能保证农户可以得到其想要经营的规模等问题。例如，经验证明土地市场（流转市场）上交易成本的存在性，经验比较不同地区土地流转市场的交易成本大小，并据此深刻挖掘哪些因素导致了这些差异，进而为改进土地流转市场埋下伏笔。

本文在 Skoufias（1995）的研究方法上做三方面创新：一是经验实证中国农地流转市场上交易成本的存在性，即实证检验是否存在固定交易成本导致了进入门槛和是否存在交易成本导致了不完全调整^②；二是实证检验交易成本的对称性，即实证检验转出方和转入方在流转市场上是否面临着同样的交易成本（进入门槛和调整难度）；三是实证检验交易成本的动态性，即利用特有的面板数据实证检验流转市场的交易成本是否从 2000 年到 2008 年发生了动态变迁。理论上，本文将为发展经济学文献提供中国元素；实践上，本文的研究对把握目前农地流转市场的现状及下一步的改革提供经验依据。

^①这样至少可以避免姚洋（2004）所担心的，“当两个或者两个以上的市场同时出现缺陷时，农民的行为才会发生扭曲。”

^②这里的“调整”是指对经营土地数量大小的“调整”，与中国农村广泛存在的村级（组级）调整有区别，后者本质上是通过行政手段进行的土地调整，是一种特指，而本文的调整是一般意义上的含义，按本文的语境，这里的调整是通过流转市场这种方式实现的。

文章接下来介绍所用数据，第三部分提出理论模型，第四部分是计量分析，最后总结全文并给出政策含义。

二、数据来源及分析所用样本

本文所用数据来自两轮全国范围的追踪调查。中国农业政策研究中心（CCAP）于2000年11月和2009年4月分别对2000年和2008年农户情况进行调查。2000年在全国随机选取了河北、辽宁、陕西、浙江、四川、湖北六个省份，在每个省分层随机抽取5个县，每个县两个乡镇，每个乡镇1个村，每村20户，共1200户进行了入户^①调查。调查内容涉及农地制度以及过去5年的变动趋势。2009年4月对2000年的农户进行了追踪调查。2000年有效样本为1189户，2008年有效样本^②1046户。

剔除了非耕地信息以及缺失值，最终形成了分析所用的有效样本（详见表1）。如果把转出和转入都看作参与流转市场的话，从表1可以看出，参与农地流转的农户比例2000年为26%，到2008年上升为35%，这表明2000~2008年中国农地流转市场发展迅速。

表1 分析所用样本情况

	总户数	未流转	转出户	转入户
两年混合	2051	1443	281	327
2000年	1150	856	125	169
2008年	901	587	156	158

三、理论模型

（一）摩擦力模型

Rosett（1959）在将Tobin（1958）提到的受限因变量模型扩展到一般情况时，提出了摩擦力模型（friction model）。现实生活中有很多对小变化不敏感（insensitivity）的现象，这类不敏感性传统上被称为摩擦。例如在研究收入变化对某种资产持有量的影响中，经常发现，收入发生很小的变化不会导致资产持有量发生变化。下面图1描述了这种关系。 ΔA 表示资产持有量变化， Δr 表示收入变化。任何处于 $\Delta r_1 \leq \Delta r \leq \Delta r_2$ 范围内的收入变化，资产持有量变化都为0。 Δr_1 和 Δr_2 可分别理解为上下两个门限，超过这个门限了，行为主体才算进入资产市场，进一步开始对持有多少资产进行决策。

（二）土地租赁模型^③

在土地租赁的背景中，有大量的农户不参与市场，这对应着摩擦力模型中的不敏感性，即0变化。本文沿袭Skoufias（1995）模型，将摩擦力模型用于分析中国农地流转市场的交易成本。

^①调查人员有项目负责人和硕士、博士。项目组给每个被调查农户20元钱和一份礼物作为误工补贴。

^②2008年四川因为地震导致两个村不能被调查。这样，应该有1160（1200-40）户样本。最后有效样本是1046。损失的114户样本中，89户已经不在农村生活，另外25户中要么是整个家庭消亡（7户），要么是不进行农业生产（18户）。

^③这里的土地租赁模型主要依据Bliss and Stern（1982），Nabi（1985）和Skoufias（1995）的模型进行细化。

新制度经济学往往将交易成本分为两类：一是固定的交易成本，即建立制度安排所作出的投资；二是可变的交易成本，即取决于交易的数目或规模的成本（埃里克·弗鲁博顿、鲁道夫·瑞切特，2006年）。在土地租赁交易市场中也存在这两种成本。第一，固定交易成本（fixed transaction cost）包括获取相关信息的成本，例如交易的成本和收益信息，或者彼此谈判所产生的成本。转出户和转入户可能就交易土地的质量^①、数量难以达成一致意见。另外，寻找和敲定最终交易对象也往往耗费很大成本。固定交易成本的显著特点是不随交易量而发生变化，相当于进入市场开展交易必须支付的底线门槛成本，这个成本要求交易量达到一个最低值，否则因无法抵消这个成本而做出不进入市场的决策。第二，可变交易成本（variable transaction cost）往往取决于交易的数量^②，例如随着交易数量的增加，转出户对转入户进行监督的成本递增，从此可能造成转入户对土地的滥用。这是一种道德风险或者机会主义产生的交易成本，会使交易不易发生，或者交易量下降。

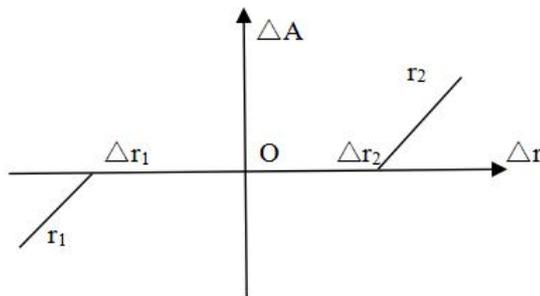


图1 摩擦力模型

为了描述交易成本对交易的影响，设 LL^* 表示在没有交易成本情况下的土地名义转入量（往往是无法观测的）， LL 表示受交易成本影响的土地实际转入量（也可称为净转入量），对应着实际调查中观测到的转入数量。交易成本的存在使得两者之间有某种差异，假设二者关系如下：

$$LL = f(LL^*) \quad (1)$$

其中， f 表示调整函数，这里不妨假设其是线性的^③。下面图2描述了 LL 和 LL^* 之间的关系。转入户的 LL^* 和 LL 为正的，对应着图2中第一象限部分；转出户的 LL^* 和 LL 为负的，对应着图2中第三象限部分。没有交易成本时， $f=1$ ，或者 f 的斜率为1，此时 LL 和 LL^* 没有差异，对应着图2中的45°直线 a 。如果固定和（或）可变交易成本变得比较显著时， f 的截距和（或）斜率将发生变化。如果转出户和转入户面临着不同的交易成本，那么 f 的第一三象限部分就是不对称的。

如果只有进入土地租赁市场的固定交易成本，这个成本使得交易需求量必须超过某个阈值才能被观察到，如图2中的 r_1 和 r_2 。当 LL^* 在这个阈值区间内时，观测到的 LL 等于0。当 LL^* 超出这个区间，实际转入量 LL 就能被观测到，而且 LL 等于 LL^* ，这对应着图2中的 c 线和 v 线；如果没有

^①更何况土地被分成无数小块，位置也不同，土壤质量本身的核实也异常困难。

^②Key et al. (2000) 称其为比例交易成本（proportional transactions costs, PTC）。

^③更一般的情况，假设 f 是关于 LL^* 的单调增函数。 f 的其他形状可以详见 Bliss and Stern (1982)。

固定交易成本，则对应着图 2 中的 a 线。具体地，如果某些农户不能支付租赁合约的谈判、签订和执行中的固定成本的话，他们将被挡在流转市场外，除非转入面积（或者转出面积）超过某个最小值^①。这种情况下，这些潜在的转入户或者转出户只耕种自家初始的耕地并通过其他同样不完善的要素市场来实现要素比调整的总交易成本要小于其利用土地市场进行要素比调整的成本（Roumasset and Uy, 1987）。结果，不参与流转市场的自给自足的农户既可能是那些想交易但被巨大交易成本吓回去的农户，也可能是那些已经实现要素比调整的农户。这些农户就构成 Tikabo and Holden (2008) 所言的“价格波段（price band）”，如果是零固定交易成本，则产生 Bell and Sussangkan (1988) 所言的“楔形区域（wedge-shaped region）”。

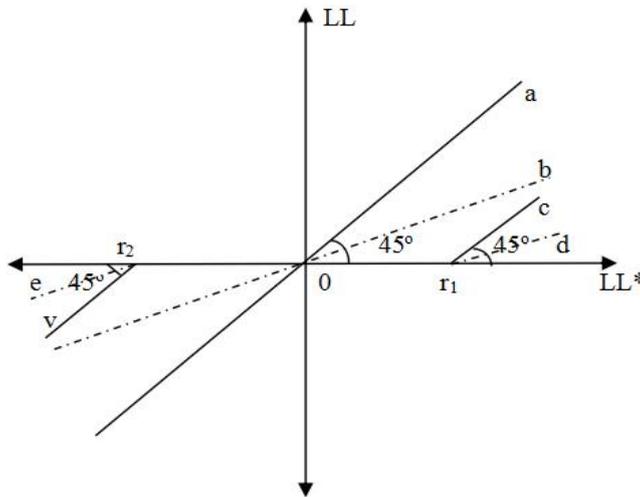


图 2 调整函数图

如果固定和可变交易成本同时存在，那么函数 f 具有非零截距项，且其斜率小于 1，这对应着图 2 中的 d 线和 e 线。与 c 线相比， d 线斜率小，意味着同样的 LL^* 实现的程度低，即通过市场能实现的调整程度低于 c 线对应的完全调整。

若 f 的一三象限不一样，则表明流转市场上转入方和转出方面临着不一样的交易成本（文献中所言的“非对称性”），例如转出户可能因自己特殊偏好对转入户进行筛选^②，即对所有潜在转入户实行配给制，进而导致某些潜在转入户无法进入市场或者进入市场后无法实现完全调整，这意味着转入户面临的交易成本高于转出户；在某些情况下则相反。总之，一三象限可能截距大小不同——双方进入门槛不同，可能斜率大小不同——双方调整面临的交易成本不同，也可能两者同时有差异，都意味着交易双方面临着不对称的交易成本。

更具体地，设：

^①此时的交易收益能够补偿这种交易成本。

^②例如为了可以随时调整流转合约，转出户只想把地流转给亲戚朋友或者本村的人。如郜亮亮（2014）发现亲属间流转是常见的现象。

$$LL^* = Q - LO \quad (2)$$

其中 Q 表示农户渴望的经营土地面积 (Desired Cultivated Area, DCA), LO 表示农户的初始土地禀赋 (自家耕地面积)。 Q 取决于所有影响农户想要经营规模的因素, 这里不妨假设只有家庭劳动力数量 P 和农资设备价值 K , 这样:

$$Q = g(P, K) \quad (3)$$

$$LL = f(LL^*) = f(g(P, K) - LO) \quad (4)$$

利用泰勒级数一阶展式对 (4) 式进行线性近似, 得到:

$$LL = c + f'g_1 * P + f'g_2 * K - f' * LO \quad (5)$$

其中, c 是常数项, g_1 和 g_2 分别表示渴望经营土地规模函数 g 对家庭劳动力数量 P 和农资设备价值 K 的偏导, 即渴望经营的土地面积 Q 对劳动力和农资设备的边际反应。 $f' = df / d(LL^*)$, 是调整函数的斜率。

既然总经营耕地面积 (设为 A) 等于土地初始禀赋 LO 与净转入 (实际转入) 土地 LL 的和, 即:

$$A = LL + LO \quad (6)$$

那么假设方程 (1) 中的 $f(x) = x$ (这意味着完全调整), 便可得到:

$$LL = LL^* \quad (7)$$

将其代入 (6) 式, 结合方程 (2), 得到:

$$A = Q = g(P, K) \quad (8)$$

利用泰勒级数对 (8) 式进行一阶线性近似, 得到:

$$A = c + g_1 * P + g_2 * K \quad (9)$$

对比 (5) 式和 (9) 式, 便可以发现, 当 $f' = 1$ 时, 得到:

$$LL = c + g_1 * P + g_2 * K - LO \quad (10)$$

对 (10) 式移项变换并结合 (6) 式便得到:

$$A = c + g_1 * P + g_2 * K \quad (11)$$

此时发现 (11) 式与 (9) 式一样, 而 (9) 式则是完全调整 (即没有交易成本) 情况下的结果。所以 $f' = 1$ 是否成立就提供了检验土地市场是否完全调整的一个方法。对方程 (5) 估计, 得到 f' , 然后检验 $H_0: -f' = 1$ 是否成立, 如果成立则表明土地市场是完全调整的。

从方程 (5) 可知, 其两个具体的估计方程 (例如转出和转入方程) 的不对称不但取决于双方调整函数的斜率 f' 异同, 也取决于双方渴望经营的土地面积函数 $g(P, K)$ 对各变量的边际反应 g_1 、 g_2 的异同。如果双方只是调整函数的斜率 f' 不同, 那么两个方程中土地初始禀赋变量 LO 前的系数就不同, 其大小则取决于各自市场存在的摩擦大小。如果双方的 f' 一样, g_1 、 g_2 的不同意味着转出

户和转入户在土地流转方面的效用函数或（和）生产函数有所差异。

四、计量分析

（一）模型设定

基于方程（5），对计量模型设定如下：

$$ROarea = \alpha + \beta * areaown + f(Z) + u \quad (12)$$

$$Rlarea = \alpha + \beta * areaown + f(Z) + u \quad (13)$$

其中 $ROarea$ 和 $Rlarea$ 分别表示转出和转入的面积，它们分别对应方程（5）中 LL 取负值和正值的情况。 $areaown$ 表示农户自家的农地面积。 Z 是一系列类似于方程（5）中家庭劳动力数量和农户农资设备价值等影响农户想要经营耕地面积大小的因素。这里的 Z 包括：家庭农资（取家庭单位自家土地上农资价值的对数：元）、家庭劳动力、家庭人数、家庭孩子数（家庭 15~25 岁孩子数）、户主非农就业（2002 年和 1994 年户主是否非农就业：是=1，0=否）、家庭本地非农就业人数（2002 年和 1994 年在本地非农就业的家庭成员数）、家庭外地非农就业人数（2002 年和 1994 年在外地非农就业的家庭成员数）、户主教育水平（受教育年限）、户主教育水平平方、户主年龄、户主年龄平方、家庭财富（家庭人均财富的对数：元）， u 是方程的扰动项^①。

控制变量中的家庭农资用来考察农用设备（耕犁、耕牛、驴、马等畜力）市场的完善程度，若其系数显著则表明该市场是缺失或不完善的。另一类关于家庭劳动力的变量（劳动力、人数、孩子数、非农就业人数）用来检验劳动力市场是否缺失或者不完善。户主特征变量（非农就业、教育水平、年龄）用于考察户主的禀赋特征是否也显著影响土地需求，若显著则表明户主劳动力的某些特质（例如本身种地能力、管理能力等）也是不容易在其相应市场上交易的，所以只能通过在地土地市场上的交易来调整土地的多少进而达到其管理能力的最优使用，因此其系数将统计显著。家庭财富变量用来检验流转行为尤其是转入行为是否受到信用资金约束。

方程（12）和（13）分别为转出和转入方程。其中截距项 α 对应图 2 中的截距，代表了转出或转入面积的最低门限值，某种程度上刻画了流转市场的固定交易成本。跨不过这个门限，观测不到交易行为。本文关心的是变量 $areaown$ （自家耕地面积）的系数 β ，根据上述理论模型，若其与 -1 没有显著差异，则表明该估计方程对应的流转市场是完全调整的，若其绝对值小于 1，则表明该市场上有交易成本，不能实现完全调整。当然， β 绝对值离 1 越近，表明调整面临的交易成本越小、越接近完全调整。据此，可以通过比较 β 的大小，来比较不同市场上交易成本的大小。需要注意的是，由于 $ROarea$ 和 $Rlarea$ 一负一正，按照理论预期，方程（12）和（13）中的 β 应该具有相同的符号，都为负，表明自家耕地越多越不可能转入，却越可能转出。

（二）估计方法

土地流转市场上供给（转出户）和需求（转入户）双方可能面临着不同的交易成本，为了便于分

^①为节省篇幅，这里省略了这些变量的统计描述表。

析，本文将数据分成两个部分，即转出户和转入户分别与不参与流转的农户组成两组数据，分别用于估计转出和转入方程。由于每一部分都包括相当数量的 0 值，因此用 Tobit 模型进行估计。第一，为了考察同一市场的交易成本是否随时间变化，将分别用 2000 年和 2008 年数据估计上述两组方程。这样就构成 4 个回归方程：2008 年转出和转入方程，2000 年转出和转入方程（估计结果分别对应表 2 的（1）～（4）列）。第二，最可能内生的三个非农就业变量（户主非农就业、家庭本地非农就业人数和家庭外地非农就业人数）都采用历史的信息，2008 年时用 2002 年的非农就业信息，2000 年时用 1994 年的非农就业信息，这样能够很好地解决农户在土地和劳动力两个要素市场上决策不可分导致的内生性^①。第三，为了控制每个村庄的特质，估计每个方程时加入村庄虚变量，这样至少可以控制每个村庄层面影响土地需求量的特有制度环境因素，甚至那些影响生产要素比的习惯等因素^②。第四，为了检验流转市场交易成本的对称性（转出与转入市场比）和动态性（2008 年与 2000 年市场比），下文将对 4 个方程的估计系数做跨方程检验。为了便于解释和检验，转出方程的估计系数都乘以-1。

（三）交易成本的存在性检验

从表 2 可以发现，4 个方程的估计总体上都是显著的，运行良好。估计结果显示：

1. 流转市场存在明显的进入门槛，表明存在固定交易成本。①2000 年转出与转入市场存在显著的进入门槛。表 2 中（3）列和（4）列的截距项都显著不为零，表明 2000 年转出市场和转入市场都存在最低交易量门限，市场存在明显的固定交易成本。为了直接估计每个村的最低交易量，本文进行了无常数项回归。表 3 中（3）列和（4）列结果表明，2000 年转出和转入方程的所有村虚变量是联合显著的，即存在显著的最低交易量。村虚变量的单个检验表明转出和转入方程中分别有 14 个和 20 个村虚变量是显著的。转出和转入方程中所有村虚变量系数的平均值分别为 8.79 亩和 12.58 亩，分别意味着转出户和转入户参与流转市场需最低转出和转入 8.79 亩和 12.58 亩，方能克服市场中存在的固定交易成本。而 2000 年浙江省的转出户面临的交易门槛只有 0.64 亩，陕西省的则需要 14.26 亩。②2008 年转出市场存在显著的进入门槛，而转入市场没有显著进入门槛。表 3 中（1）列和（2）列的结果表明，2008 年只有转出方程的所有村虚变量是联合显著的，即转出市场存在显著的最低交易量。所有村平均来看，转出户需要完成的最低交易量为 9.56 亩，各省的交易门槛有较大差异。转入市场总体看不存在显著门槛，但也有 5 个村的转入户存在显著的进入门槛，其中河北有两个村，辽宁、浙江和湖北各 1 个村，因此可粗略判断 2008 年除了陕西和四川外，4 个样本省至少各有 1 个村的转入户必须完成最低转入量进入市场才是有利的。例如，河北省的两个村平均最低转入量为 5.23 亩，辽宁、浙江和湖北分别为 12.16 亩、20.97 亩和 9.55 亩。③从样本数据的市场参与率（见表 1），也可判断流转市场存在明显的进入门槛。2000 年和 2008 年分别有 74.43%和 65.15%的农户没有参与市场，这在一定程度上

^①根据调查数据，农地流转平均发生在 4 年前，选择滞后 6 年足以保证其外生性。

^②2008 年四川省有两个村无法调研，共有 58 个村。由于放入了 58 个村虚拟变量，所以模型估计在相当大程度上控制了除户级以外所有层级的固定效应，这一村级的虚拟变量回归（dummy variable regression）相当于做了一个固定效应回归（Wooldridge, 2002），模型的内生性得到很大程度的解决。

反映了固定交易成本的存在。

表2 农地流转市场的 Tobit 模型估计

	系数符号及系数估计				系数符号及系数估计			
	(1) 转出		(2) 转入		(3) 转出		(4) 转入	
自家耕地面积	a1	0.18** (0.09)	b1	-0.37*** (0.14)	c1	0.19* (0.10)	d1	-0.24** (0.12)
家庭农资	a2	-0.45*** (0.06)	b2	0.56*** (0.16)	c2	-0.37*** (0.06)	d2	0.26*** (0.10)
家庭劳动力	a3	-0.31 (0.21)	b3	-1.27* (0.69)	c3	-0.29 (0.31)	d3	-0.58 (0.76)
家庭人数	a4	-0.72** (0.29)	b4	0.15 (0.53)	c4	-0.36 (0.26)	d4	-0.42 (0.36)
家庭孩子数	a5	0.64 (1.15)	b5	-1.34 (2.24)	c5	1.83 (1.22)	d5	-0.09 (1.65)
户主非农就业	a6	0.29 (0.88)	b6	2.04 (1.71)	c6	0.58 (1.07)	d6	-1.55 (1.57)
家庭本地非农就业 人数	a7	0.60 (0.53)	b7	-2.00* (1.19)	c7	0.52 (0.73)	d7	-0.07 (1.09)
家庭外地非农就业 人数	a8	0.81 (0.60)	b8	-1.25 (1.08)	c8	-0.74 (0.88)	d8	-0.13 (1.30)
户主教育水平	a9	0.33 (0.34)	b9	0.81 (0.69)	c9	-0.48 (0.30)	d9	0.68 (0.47)
户主教育水平平方	a10	-0.02 (0.03)	b10	-0.06 (0.06)	c10	0.03 (0.02)	d10	-0.07** (0.03)
户主年龄	a11	-0.37* (0.22)	b11	0.24 (0.50)	c11	-0.41* (0.17)	d11	0.85*** (0.31)
户主年龄平方	a12	-0.004* (0.002)	b12	-0.00 (0.00)	c12	0.005*** (0.002)	d12	-0.01*** (0.00)
家庭财富	a13	0.42* (0.23)	b13	0.50 (0.51)	c13	0.20 (0.20)	d13	0.16 (0.30)
常数项	a0	6.98 (6.30)	b0	-20.78 (14.69)	c0	8.51* (4.64)	d0	-20.01*** (7.41)
村虚变量		包括		包括		包括		包括
观测值		734		745		981		1024
Pseudo R ²		0.16		0.10		0.21		0.13
LR χ^2		232.85		166.42		257.33		222.70
Prob> χ^2		0.00		0.00		0.00		0.00

注：①括号中为稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著；②为节省空间，略去模型中的村虚拟变量；③为了便于说明，两个转出方程的系数都乘了-1。

表3 2008年和2000年农地流转市场转出与转入方程的截距项的显著性检验

待检验变量 (x) 及变量关系	2008年		2000年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	转出方程 ($H_0: x = 0$)	转入方程 ($H_0: x = 0$)	转出方程 ($H_0: x = 0$)	转入方程 ($H_0: x = 0$)
1.所有村虚变量的联合显著性检验: Wald 统计量	77.73**	46.81	78.43***	57.95***
2.所有村虚变量的单个显著性检验: 显著的个数	26	5	14	20
其中: 河北省个数	4	2	6	4
陕西省个数	5	0	3	4
辽宁省个数	6	1	2	4
浙江省个数	6	1	0	0
四川省个数	0	0	2	6
湖北省个数	5	1	1	2
3.村虚变量系数绝对值: 所有虚变量的平均值	9.56	9.83	8.79	12.58
其中: 河北省均值	7.31	11.58	6.96	3.43
陕西省均值	21.28	26.46	14.26	13.17
辽宁省均值	8.45	4.25	10.39	6.51
浙江省均值	4.80	1.35	0.64	2.93
四川省均值	9.93	8.54	10.84	22.00
湖北省均值	3.32	6.77	9.63	27.42

注: ①本表基于不含常数项的回归结果; ②***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著。

2.流转市场无法实现完全调整,表明存在明显的交易成本。从表2可知,最重要的变量自家耕地面积的系数 β 在每个方程中都是显著的,且符号正确。土地初始禀赋越多的农户转入面积越少,相反则转出更多的面积。重要的是,4个系数都与-1有显著差异(表5的第1,2个检验),这表明2000年和2008年的转出和转入4个流转市场都没有实现完全调整。在克服固定交易成本而进入市场后,2000年和2008年的转出户分别实现了调整意愿的19%和18%,同期转入户则分别实现了调整意愿的24%和37%。而且绝对值最大的系数也才0.37,与印度土地流转市场的0.78(Bliss and Stern, 1982)和0.73(Skoufias, 1995)相比都有所差距,与肯尼亚(Jin and Jayne, 2013)的0.14~0.28差不多。因此,尽管流转市场可以帮助土地禀赋多的农户转出土地,也可以帮助土地禀赋少的农户转入土地,但不能帮助他们完全实现调整意愿进而达到希望经营的规模,这意味着流转市场存在明显的交易成本。

(四) 交易成本的对称性检验

转出户和转入户在流转市场上是否面临着同样的交易成本,进入市场的门槛是否一样,利用市场实现调整意愿的程度是否相同,检验结果见表4和表5。

1. 不管 2000 年还是 2008 年，转出与转入市场在进入门槛上存在显著差异，即固定交易成本是不对称的。从所有村虚变量成对检验的结果（见表 4）可以发现，不管 2000 年还是 2008 年，转出和转入方程中 58 个村虚变量的系数的成对相等性检验是联合显著的，这表明两个市场的交易门限值总体看存在显著差异。对两个方程的村虚变量依次进行成对检验发现，2008 年转出与转入方程在 22 个村虚变量上有显著差异（在 10% 的显著水平），而且这 22 个村虚变量遍及每个省，即 22 个村的转出市场和转入市场的最低交易量存在差异。2000 年则有 14 个村两个市场的交易门槛存在显著差异，14 个村遍及浙江省外的 5 个省。结合表 3 中村变量系数绝对值大小，从村层面看，2008 年转出户的交易门限为 9.56 亩，低于转入户的 9.83 亩；2000 年转出户的交易门限（8.79 亩）也小于转入户的交易门限（12.58 亩）。因此，转入户比转出户面临着更高的交易门槛，即两个市场的固定交易成本是不对称的，这可能是因为潜在转入户在流转市场上确实存在相关文献中所言的“被配给出”的可能。

表 4 2008 年和 2000 年农地流转市场转出与转入方程的截距项的对称性和动态性检验

待检验变量 (x) 及变量关系	交易成本对称性检验 (H_0 : 转出方程 x = 转入方程 x)		交易成本动态性检验 (H_0 : 2008 年方程 x = 2000 年方程 x)	
	2008 年	2000 年	转出方	转入方
	(1)	(2)	(3)	(4)
1. 所有村虚变量成对检验联合显著性: Wald 统计量	1327.54***	829.21***	674.02***	770.53***
2. 所有村虚变量成对检验单个显著性: 显著的个数	22	14	21	18
其中: 河北省个数	4	2	2	2
陕西省个数	9	4	5	4
辽宁省个数	2	2	3	1
浙江省个数	3	0	3	2
四川省个数	1	3	5	2
湖北省个数	3	3	3	7

注: ①本表基于不含常数项的回归结果; ②***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著。

2. 不管是 2000 年还是 2008 年，转出与转入市场在调整意愿实现程度上存在显著差异，两个市场的交易成本存在不对称性。表 5 第 5 个检验表明，2000 年和 2008 年转出和转入方程的所有斜率变量的成对检验联合起来存在显著差异，即两个市场在调整意愿实现程度方面整体上存在显著差异，转出户和转入户在流转市场上进行调整时面临着不对称的交易成本。为进一步探究这种差异，分别对每个解释变量的差异做了检验，对应表 5 的 6~17 个检验。例如，2000 年流转双方的整体差异主要是家庭农资（检验 6）和户主教育水平和年龄特征（检验 13~16）方面的差异造成的。这表明 2000 年时，控制其他条件不变的情况下，两个户主教育水平相同的农户只是由于分别处于转出和转入市场而导致

其实际流转面积数量不同，或者说一个户主是高中教育水平的农户在流转市场上可以实现的转出土地和转入土地数量有显著差异。2008年流转双方的整体差异主要是家庭农资（检验6）、家庭劳动力（检验7）、家庭本地非农就业人数（检验11）和家庭外地非农就业人数（检验12）方面的差异造成的。因此，一个都拥有2个劳动力的转入户和转出户在流转市场上能实现的转入面积和转出面积是有显著差异的，或者说，当一个转入户和一个转出户都增加一个劳动力后，对各自转入面积和转出面积的实际刺激效应是有差异的。这些都表明，转出市场和转入市场存在显著的不对称。表5第1~4个检验表明，转出市场和转入市场都没有实现完全调整，调整函数的斜率都小于1，即每个市场都存在显著的交易成本；而且同等条件下，转入户调整意愿的实现程度显著高于转出户，2008年转出户实现其调整意愿的18%，小于同年转入户的37%，2000年转出户的调整意愿实现了19%，也小于转入户的24%。

表5 2008年和2000年农地流转市场转出与转入方程相关系数的关系检验

序号	检验的变量 (x)	对称性检验 H_0 : 转出方程 x = 转入方程 x		动态性检验 H_0 : 2008年 x = 2000年 x	
		2008年	2000年	转出方	转入方
1	完全调整检验	$a1=-1$ (103.11 ^{***})	$c1=-1$ (86.32 ^{***})	$a1=-1$ (103.11 ^{***})	$b1=-1$ (33.43 ^{***})
2	完全调整检验	$b1=-1$ (33.43 ^{***})	$d1=-1$ (27.40 ^{***})	$c1=-1$ (86.32 ^{***})	$d1=-1$ (27.40 ^{***})
3	自家耕地面积	$a1=b1$ (14.37 ^{***})	$c1=d1$ (5.34 ^{**})	$a1=c1$ (0.00)	$b1=d1$ (0.53)
4	自家耕地面积	$a1=b1=-1$ (120.07 ^{***})	$c1=d1=-1$ (106.16 ^{***})	$a1=c1=-1$ (189.43 ^{***})	$b1=d1=-1$ (60.83 ^{***})
5	所有斜率变量 联合检验	$a1=b1, a2=b2, \dots,$ $a13=b13$ (44.33 ^{***})	$c1=d1, c2=d2, \dots,$ $c13=d13$ (51.54 ^{***})	$a1=c1, a2=c2, \dots,$ $a13=c13$ (14.15)	$b1=d1, b2=d2, \dots,$ $b13=d13$ (13.47)
6	家庭农资	$a2=b2$ (31.36 ^{***})	$c2=d2$ (29.62 ^{***})	$a2=c2$ (0.72)	$b2=d2$ (2.15)
7	家庭劳动力	$a3=b3$ (2.94 [*])	$c3=d3$ (0.20)	$a3=c3$ (0.01)	$b3=d3$ (0.71)
8	家庭人数	$a4=b4$ (2.55) ^a	$c4=d4$ (0.03)	$a4=c4$ (0.90)	$b4=d4$ (0.97)
9	家庭孩子数	$a5=b5$ (1.11)	$c5=d5$ (1.69)	$a5=c5$ (0.81)	$b5=d5$ (0.32)
10	户主非农就业	$a6=b6$ (1.14)	$c6=d6$ (1.85)	$a6=c6$ (0.05)	$b6=d6$ (2.98 [*])
11	家庭本地非农 就业人数	$a7=b7$ (4.25 ^{**})	$c7=d7$ (0.32)	$a7=c7$ (0.01)	$b7=d7$ (1.51)
12	家庭外地非农 就业人数	$a8=b8$ (4.15 ^{**})	$c8=d8$ (0.27)	$a8=c8$ (2.71 [*])	$b8=d8$ (0.63)
13	户主教育水平	$a9=b9$ (0.53)	$c9=d9$ (5.74 ^{**})	$a9=c9$ (3.42 [*])	$b9=d9$ (0.03)
14	户主教育水平 平方	$a10=b10$ (0.53)	$c10=d10$ (7.80 ^{***})	$a10=c10$ (2.68 [*])	$b10=d10$ (0.02)
15	户主年龄	$a11=b11$ (1.53)	$c11=d11$ (13.83 ^{***})	$a11=c11$ (0.03)	$b11=d11$ (1.11)
16	户主年龄平方	$a12=b12$ (1.69)	$c12=d12$ (16.69 ^{***})	$a12=c12$ (0.17)	$b12=d12$ (1.89)

(续表 5)

17	家庭财富	a13=b13 (0.04)	c13=d13 (0.02)	a13=c13 (0.68)	b13=d13 (0.51)
----	------	----------------	----------------	----------------	----------------

注：^a家庭人数对应假设 (a4=b4) 在 11% 显著水平上显著。①小括号中数字为 Wald 统计量及其显著程度；②***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著。

(五) 交易成本的动态性检验

本文研究也对 2000 年和 2008 年不同市场的交易成本进行了对比检验，结果详见表 4、表 5。

1. 转出市场和转入市场的交易门槛高低从 2000 年到 2008 年发生了显著变化 (表 4)，即两个市场的固定交易成本发生显著动态变迁。转出市场的交易门限值不降反升，由 2000 年的 8.79 亩小幅增加到 2008 年的 9.56 亩 (见表 3)。分省看，辽宁、四川和湖北转出市场的交易门限值则出现下降。转入市场的交易门限值由 2000 年的 12.58 亩下降到 2008 年的 9.83 亩，但是河北和陕西的交易门限值是增加的。如果从转出转入的平均情况来看，流转市场交易门限由 2000 年的 10.68 亩下降到 2008 年的 9.69 亩，交易门槛大约下降 1 亩。这表明，不管是转出户还是转入户，为了交易而必须付出的搜寻交易对象费用等固定交易成本从 2000 年到 2008 年发生了显著变化，转入户面临的固定交易成本明显下降，而转出户则略有提高。

2. 转出市场和转入市场的调整意愿实现程度从 2000 年发展到 2008 年没有显著改进。表 5 第 3 个检验表明，一个转出户在 2000 年的市场上和 2008 年的市场上实现调整意愿的程度是一样的，基本稳定在 18%~19% 左右。尽管一个转入户的调整意愿实现程度由 2000 年的 24% 增加到了 2008 年的 37%，但这种改进在统计上是不显著的。从平均转出和转入效应来看，农户利用流转市场实现调整意愿的程度由 2000 年的 21.5% 增加到了 2008 年的 27.5%，提高约 6 个百分点。表 5 第 5 个检验表明，总体看转入市场和转出市场都没有发生显著的动态变迁。这表明 2000 年流转市场上的一个转出户 (转入户) 与 2008 年流转市场上一个转出户 (转入户) 面临着相同程度的调整摩擦。这个结论或许预示着农地流转市场上经常碰到的“敲竹杠”、毁约、滥用土地的道德风险等导致的交易成本并没有随着时间而降低。

(六) 流转市场的重要性检验

尽管农地流转市场存在交易成本，但对资源配置效率依然起到了重要作用，因为农资、劳动力等要素市场是更不完善的。

1. 不管 2000 年还是 2008 年，不管是转出市场还是转入市场，家庭农资变量都高度显著 (表 2 的第 2 行)。这表明家庭农资设备市场是不完善甚至缺失的，所以农户通过土地市场来调整土地与这些农资设备的比例。现实中，农业生产资料由于具有严重的不可分性导致其市场的完善程度较低。调研中经常发现农户因为无法在市场上顺利买到机械化服务而选择自己购买机器，但同时又因为自身的经营规模小导致买入的机器无法实现充分利用而被闲置。而在耕牛时代，由于农户将牛租借出去可能存在被过度或不爱惜地使用风险导致耕牛市场缺失。这个时候，土地市场的存在将通过“移动”土地来实现生产要素比的优化。如表 2 所示，单位自家地上的农资设备价值越高，转出面积越大，相反则反是。显然，农地流转市场有助于充分利用这些农资设备进而提高效率，这个发现和其他很多研究的发现一致 (Nabi, 1985; Taslim and Ahmed, 1992; Skoufias, 1995)。

2. 户主年龄、家庭人数和家庭本地非农就业人数变量在不同的方程中表现出不同的显著程度（参见表 2）。这三个变量都在不同角度上刻画了劳动力这个要素，它们的显著表明劳动力市场（或者人力资本市场）是不完善的。劳动力年龄的不同可能具有不同的流动性、家庭人数和家庭本地非农就业人数的不同带来不同市场出清程度，而土地流转市场则缓解了这些要素市场的不完善对资源配置的负效应，通过流转土地来进一步优化要素比。

3. 家庭财富变量在 2008 年转出方程中是显著的（参见表 2），这表明农户面临着流动性约束。该系数乘以-1 后是负的，表明农户拥有财富越少，转出越多。因为财富少的农户面临的流动性约束更明显，需要转出土地来缓解资金约束，以满足其他需求。

（七）小结

综上，中国农地流转市场存在明显的进入门槛而且无法实现完全调整。农户想利用流转市场进行要素比优化首先要完成一个最低流转面积方能克服产生的固定交易成本，进入市场后由于交易成本的存在使其调整意愿无法完全实现。而且，农户在市场上转入土地面临的交易门槛要高于转出土地，但只要跨过门槛进入市场，转入意愿实现程度就高于转出意愿。这表明，流转市场存在明显的搜寻交易对象的费用、谈判合同条款的成本等固定交易成本，进入市场后还面临着因为交易数量增加——包括因交易对象的多样化（甚至跨村跨镇的流转户）带来的监督成本提高——带来的合约执行成本等交易成本的提高而导致无法完全实现调整意愿，不能达到想要经营的规模。而且，在能否进入市场这个阶段，转入户面临的固定交易成本更高，或许是因为土地产权不够稳定而且租金收益在收入中占比较低，转出户并没有那么大激励转出土地，进而产生对转入户的筛选。转出户可能优先将土地转给熟悉的人，导致很多潜在转入户的搜寻成本增加，无法进入市场。但是，转入户一旦跨过门槛，反而比转出户更加便利。因此，一个农户（经营主体）一旦成为值得信赖的转入方，可能整个村的农户都愿意将土地流转给他，此时该经营主体又具备了对转出户进行筛选的冲动，至少可能因为地块位置、质量和细碎化程度等原因导致转入户不愿意将该转出户的所有土地统统转入，毕竟要实现连片规模经营才更有利，结果转出户的调整意愿实现程度反而较低。

显然，能否进入市场更多考验的是交易双方彼此间的信息充分性和对称性——交易对象在哪里、潜在交易对象是否可信、必要的交易条款能否达成等，转出方往往关注流转可能导致失去土地的风险，转入方更关注转入土地后面面临的敲竹杠等风险。可喜的是，2008 年交易门槛比 2000 年降低了，表明这些固定交易成本降低了。这可能得益于期间城市经济发展、农村土地产权制度的完善和农业税减免等改革——非农就业机会的增加和 2000 年左右完成的二轮承包将 15 年承包期改为 30 年，刺激了转出意愿；农业税减免刺激了转入意愿。但是，2000 年到 2008 年，农户利用流转市场实现调整意愿程度并没有得到显著改观，即一个农户在 2000 年转入 500 亩和在 2008 年转入 500 亩需要付出同等程度的代价，这表明流转市场的交易平台等没有得到充分发展，合约签订和执行成本并没有显著下降，反而与流转规模成比例增加。同时，期间土地细碎化程度并没有得到缓解，致使转出方要么无法进入市场，要么进入市场后不能将所有土地流转出去。

五、结论及政策含义

要素市场不完善是发展中国家经常存在的问题，农地流转市场的完善程度对规模化经营和农业生产效率具有重要影响。本文基于摩擦力模型，对中国农地流转市场的交易成本存在性、对称性和动态性进行了实证研究。研究发现中国农地流转市场存在明显的交易成本，进而流转市场是不完善的。具体结论包括：第一，农地流转市场存在明显进入门槛，进入市场后也无法实现完全调整。2000年，农户在流转市场上转出土地至少要达到8.79亩才能克服固定交易成本，进入市场后调整意愿能实现19%；2008年最低转出面积为9.56亩，进入市场后能实现调整意愿的18%。市场的另一方，转入户2000年时最低交易门槛为12.58亩，进入市场后约1/4的调整意愿能得以实现，2008年时需要跨过9.83亩的交易门槛，然后能实现37%的调整意愿。第二，流转市场的交易成本存在非对称性，转入户比转出户面临的交易门槛高，但进入市场后转入户调整意愿实现程度高于转出户。2000年转入户的交易门槛为12.58亩，高于转出户的8.79亩，但进入市场后其调整意愿实现程度为24%，高于转出户的19%；2008年转入户交易门槛为9.83亩，高于转出户的9.56亩，转入户调整意愿实现程度为37%，高于转出户的18%。第三，从2000年到2008年，流转市场的交易门槛显著降低了，但进入市场后调整意愿实现程度没有显著提高。转入市场进入门槛由2000年的12.58亩下降到2008年的9.83亩，转出市场则由8.79亩变到9.56亩，平均来说由10.68亩下降到9.69亩；而调整意愿——尽管转入市场增加13%，转出市场维持不变——由2000年的21.5%增加到27.5%的趋势是不显著的。

尽管中国农地流转市场存在明显的进入门槛，即使进入后流转农户也不能通过流转市场实现完全调整，但本文研究发现农资设备、劳动力（特别是人力资本）市场的不完善程度更严重，因此，农地流转市场发挥了将土地这种“不能移动”的要素移动起来以迎合那些“本该移动”的要素功能，优化了生产要素比，最终提高了农业生产效率。因此，应进一步完善农村土地产权制度，以提升农地产权完整性和稳定性为目标推动“三权分置”改革，让农户敢于流转；同时，创新完善各类流转服务平台，大力推进土地连片整理等农业项目，降低流转市场的搜寻成本、合约谈判成本和执行成本，让农户易于流转，以更好发挥农地流转市场的资源配置功能；最后也要加快农资设备等生产社会化服务业发展，通过乡村振兴和城镇化为农村劳动力创造更多就业机会，并降低劳动力的流动障碍；让农户可以通过任何一个要素市场进行要素比优化，最终实现农业农村现代化。

参考文献

- 1.埃里克·弗鲁博顿、鲁道夫·瑞切特，2006：《新制度经济学：一个交易费用分析范式》，姜建强、罗长远译，上海：格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社。
- 2.郜亮亮，2014：《中国农地流转发展及特点：1996~2008年》，《农村经济》第4期。
- 3.姚洋，2004：《土地、制度和农业发展》，北京：北京大学出版社。
- 4.Bardhan, P.K., 1979, "Agricultural development and land tenancy in a peasant economy: A theoretical and empirical analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, 61(1): 48-57.

5. Bell, C., 1977, "Alternative theories of sharecropping: some tests using evidence from northeast India", *The Journal of Development Studies*, 13(4): 317-346.
6. Bell, C., and C. Sussangkarn, 1988, "Rationing and adjustment in the market for tenancies: The behavior of landowning households in Thanjavur district", *American Journal of Agricultural Economics*, 70(4):779-789.
7. Bell, C., and P. Zusman, 1976, "A bargaining theoretic approach to cropsharing contracts", *The American Economic Review*, 66(4): 578-588.
8. Binswanger, H.P., and M.R. Rosenzweig, 1986, "Behavioural and material determinants of production relations in agriculture", *The Journal of Development Studies*, 22(3): 503-539.
9. Bliss, C. J., and N. H. Stern, 1982, *Palanpur: the Economy of an Indian Village*, USA: Oxford University Press.
10. Bresciani, F., and M. M. Ballesteros, 2008, "Land Rental Market Activity in Agrarian Reform Areas: Evidence from the Philippines" (No. 2008-26). *PIDS Discussion Paper Series*.
11. 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.
12. Deininger, K., and S. Jin, 2003, "Land sales and rental markets in transition-evidence from rural VietNam", (No. 3013). *The World Bank*.
13. Deininger, K., Jin, S. and H. K. Nagarajan, 2009, "Determinants and consequences of land sales market participation: Panel evidence from India", *World Development*, 37(2): 410-421.
14. Deininger, K. and S. Jin, 2005, "The potential of land rental markets in the process of economic development: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 78(1): 241-270.
15. Deininger, K., D. A. Ali, , and T. Alemu, 2011, "Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence from Ethiopia", *Land Economics*, 87(2): 312-334.
16. Eswaran, M. and A. Kotwal, 1985, "A theory of contractual structure in agriculture", *The American Economic Review*, 75(3): 352-367.
17. Gao, L., J. Huang, and S. Rozelle, 2012, "Rental markets for cultivated land and agricultural investments in China", *Agricultural Economics*, 43(4): 391-403.
18. Gebru, M., S. Holden, and M. Tilahun, 2017, "Can the land rental market facilitate smallholder commercialization? Evidence from northern Ethiopia" (No. 10/17). *Centre for Land Tenure Studies, Norwegian University of Life Sciences*.
19. Holden, S.T., K. Deininger, and H. Ghebru, 2011, "Tenure insecurity, gender, low-cost land certification and land rental market participation in Ethiopia", *The Journal of Development Studies*, 47(1): 31-47.
20. Holden, S.T., and H. Ghebru, 2005, "Kinship, transaction costs and land rental market participation. Department of Economics and Management", *Norwegian University of Life Sciences*.
21. Holden, S.T., K. Otsuka, and F. Place, 2008, *The Emergence of Land Markets in Africa: Assessing the Impacts on Poverty, Equity and Efficiency*, Washington, DC: Resources For the Future Press.
22. Huang, J., L. Gao, and S. Rozelle, 2012, "The effect of off-farm employment on the decisions of households to rent out and

rent in cultivated land in China”, *China Agricultural Economic Review*, 4(1): 5-17.

23.Huy, H.T., 2013, *Low farm incomes and the rental market for cropland in Vietnam*, Doctoral dissertation, Lincoln University.

24.Huy, H.T., M. Lyne, N. Ratna, and P. Nuthall, 2016, “Drivers of transaction costs affecting participation in the rental market for cropland in Vietnam”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 60(3): 476-492.

25.Jaynes, G.D., 1982, “Production and distribution in agrarian economies”, *Oxford Economic Papers*, 34(2): 346-367.

26.Jin, S. and K. Deininger, 2009, “Land rental markets in the process of rural structural transformation: Productivity and equity impacts from China”, *Journal of Comparative Economics*, 37(4): 629-646.

27.Jin, S. and T.S. Jayne, 2013, “Land rental markets in Kenya: implications for efficiency, equity, household income, and poverty”, *Land Economics*, 89(2): 246-271.

28.Kevane, M., 1997, “Land tenure and rental in western Sudan”, *Land use policy*, 14(4): 295-310.

29.Key, N., E. Sadoulet, and A.D. Janvry, 2000, “Transactions costs and agricultural household supply response”, *American journal of agricultural economics*, 82(2): 245-259.

30.Kochar, A., 1997, “Does lack of access to formal credit constrain agricultural production? Evidence from the land tenancy market in rural India”, *American Journal of Agricultural Economics*, 79(3): 754-763.

31.Muraoka, R., S. Jin, and T.S. Jayne, 2018, “Land access, land rental and food security: Evidence from Kenya”, *Land Use Policy*, 70: 611-622.

32.Nabi, I., 1985, “Rural factor market imperfections and the incidence of tenancy in agriculture”, *Oxford Economic Papers*, 37(2): 319-329.

33.Pant, C., 1983, “Tenancy and family resources: A model and some empirical analysis”, *Journal of Development Economics*, 12(1): 27-39.

34.Promsopha, G., 2015, “Land Ownership as Insurance and the Market for Land: A Study in Rural Vietnam”, *Land Economics*, 91(3): 460-478.

35.Reid Jr, J.D., 1976, “Sharecropping and agricultural uncertainty”, *Economic Development and cultural change*, 24(3): 549-576.

36.Rosett, R.N., 1959, “A statistical model of friction in economics”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 27(2): 263-267.

37.Roumasset, J. and M. Uy, 1987, “Agency costs and the agricultural firm”, *Land Economics*, 63(3): 290-302.

38.Skoufias, E., 1995, “Household resources, transaction costs, and adjustment through land tenancy”, *Land economics*, 71(1): 42-56.

39.Taslim, M.A. and F.U. Ahmed, 1992, “An analysis of land leasing in Bangladesh agriculture”, *Economic Development and Cultural Change*, 40(3): 615-628.

40.Tikabo, M.O., S.T. Holden, and O. Bergland, 2007, “Factor market imperfections and the land rental market in the highlands of Eritrea: Theory and evidence”, Revised for *Land Economics*.

41. Tobin, J., 1958, "Estimation of relationships for limited dependent variables", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 26(1): 24-36.

42. Wooldridge, J., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: The MIT Press.

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

Can Chinese Farmers Get What They Desire? An Empirical Study on the Transaction Costs in China's Farmland Rental Market

Gao Liangliang

Abstract: Rural land leasing has gradually become an important way to realize agricultural scale management in China. Despite the rapid development of land rental market, the question of whether farmers can rent the amount of farmland they desire in the land rental market has not been explored. Using a nationally representative panel data (2000 and 2008) of 1200 rural households in 6 provinces, this article empirically analyzes the extent to which farmers' land rental willingness can be realized in China's land rental market. Then, the study investigates the existence, symmetry and dynamic features of the transaction costs in the land rental market. The results suggest that there exist distinct transaction costs in China's land rental market, i.e., the land rental market is imperfect. Specific conclusions are as follows. Firstly, there are obvious entry thresholds in the land rental market, and farmers can hardly achieve full adjustments even though they get access to the land rental market. Farmers who rent farmland can realize their land adjustment willingness by 24% and 37% in 2000 and 2008 respectively, which is higher than that of farmers' who lease their land (19% and 18% in 2000 and 2008, respectively). Secondly, the transaction costs in the land rental market have shown obvious asymmetry features. Farmers who rent farmland encounter higher transaction threshold than those who lease farmland. However, once they step in the land rental market, the realization degree of land adjustment willingness for the farmers who rent farmland is higher than their counterparts. Thirdly, the trading barriers of land rental market has been significantly reduced from 2000 to 2008, however, there is no significant increase in the realization degree of farmers' land adjustment willingness. In addition, the imperfection in the factor market such as agricultural equipment and labor force is more serious. Consequently, the land rental market plays a role in the allocation of resources, i.e., moving the "immobile" factors (land) to match those "should-be-mobile" factors (agricultural labor and equipment), and finally improves the efficiency of resource allocation. The government should further improve the stability of farmland property rights, reduce the transaction costs in the land rental market, accelerate the development of agricultural production service industries, and improve the rural labor market.

Key Words: Farmland Rental Market; Willingness; Transaction Cost; Full Adjustment; Symmetry

非自愿搬迁对移民职业代际流动性的影响研究*

——基于三峡库区调查数据的实证分析

滕祥河¹ 卿 赟¹ 文传浩²

摘要：本研究以三峡库区非自愿搬迁移民为研究对象，具体分析了非自愿搬迁影响职业代际流动性的作用机理，并对其进行实证检验。结果显示：非自愿搬迁移民与原居民的职业代际流动性存在显著差异，非自愿搬迁显著提高了职业向上代际流动性，同时非自愿搬迁移民也存在较高的职业代际传承，在农民阶层、工人阶层和管理者阶层上实现代际流入或流出的可能性较低。相比市内安置和后靠安置，市外安置更有利于职业向上代际流动，且在移民后代0~3岁时搬迁会显著降低职业向上代际流动性，而3~6岁搬迁能显著增加职业向上代际流动性。在发展机会较多、发展差距较大或正式社会支持较强的环境中更易于实现职业向上代际流动，但强社会资本对职业向上代际流动性的提升作用不明显，这主要是源于非自愿搬迁中社会资本规模和质量的损失。

关键词：移民 非自愿搬迁 职业代际流动性

中图分类号：C913.2 **文献标识码：**A

一、引言

新中国成立以来，交通运输、城市建设、能源供给与环境保护等国家工程建设产生了大规模的非自愿搬迁移民。值得注意的是，大规模的非自愿搬迁不仅给移民一代留下烙印，也甚至给几代人都造成深远影响（高峻、李珍，2013）。若仅以移民一代发展状况考察非自愿搬迁的短期影响为研究重点，就难免对重新安置的长期影响了解不足（Wilmsen and Hulten, 2017）。从现实情况来看，搬迁后的移民群体不仅面临生计保障、稳定脱贫、社会适应和社会融入等问题（檀学文，2019），而且移民与迁入地居民的经济分层与社会隔离甚至表现出了继承性和遗传性的代际特征，直接制约了移民代际流动

*本文研究得到国家社会科学基金项目“新时代中国特色社会主义流域生态文明理论研究”（编号：18BGL006）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“长江上游地区生态文明建设体系研究”（编号：18JJD790018）和教育部人文社会科学重点研究基地开放基金项目“推进大三峡旅游一体化发展研究”（编号：KFJJ2019006）的资助。笔者衷心感谢审稿人提出的建设性修改意见，同时也感谢长江上游【流域】复合生态系统管理创新团队给予的支持和帮助，当然作者文责自负。本文通讯作者：文传浩。

性的改善,进而影响“搬得出、稳得住、能致富、可持续”的战略发展目标。因而,基于代际流动性视角分析宏观的社会变迁对非自愿搬迁移民的长期影响具有十分重要的理论价值和实践意义。

早期的国外学者就提出把移民安置划分为规划和招募、调整 and 处理的过渡、社区形成和经济发展以及移交和融合四个阶段,并指出在最后一个阶段中移民后代的生活水平需要持续提高,至少与当地原居民后代保持在同一水平线上(Scudder, 2005)。其后,为了更好地分析移民搬迁安置时多变的发展环境,移民贫困风险与重建(IRR)^①模型逐渐建立起来(Cernea, 2000)。在此模型基础上,有学者重点关注了非自愿搬迁移民后代在健康领域的发展风险问题(Ceri et al., 2016)。21世纪初,可持续生计(SLA)^②分析框架将移民后代发展状况纳入到生计资本或生计结果模块中进行考量。这是由于相关研究发现,移民子女相对父母经济社会地位的变化对实现移民安稳致富具有重要的影响。非自愿搬迁移民之所以满足于当前安置地的生活,不仅仅是因为他们本身被正式纳入与移民利益相关的项目当中,更是由于安置地不断完善的基础设施为其抚养子女提供了诸多便利(Souksavath and Nakayama, 2013),其后代比他们获得了更高的教育和更多的工作机会(Fujikura and Mikiyasu, 2013);同理,其子女未能获得更好的发展是部分移民返迁的原因之一(Yoshida et al., 2013)。

中国的家庭结构不同于西方,维持家庭成员代际再生产的发展取向往往更突出,这种代际间的紧密勾连也相应扩大了搬迁事件的影响群体,搬迁后的生产生活状况在某些情况下也需要一定时期才会呈现,有可能体现在移民二代时期(Tanle, 2015);而且,只有当下一代移民生计可持续时,移民问题才能得到有效消解(李丹等, 2015)。然而,国内前期相关研究绝大多数还是围绕SLA分析框架展开的,比如孙晗霖等(2019)将反映家庭代际可持续性的后代发展状况从SLA框架中抽离出来以进行深度剖析。实际上,基于SLA分析框架的非自愿搬迁移民研究所运用的术语和思想还是既成的,并没有真正体现出中国在移民代际可持续发展问题上的特色和原创性。近年来,随着人们对代际发展机会公平问题的重点关注,少数学者围绕移民搬迁对收入代际流动性或职业代际流动性的影响问题进行了针对性研究。他们通过定量研究发现,迁移者的收入代际流动性比未迁移者更强(孙三百等, 2012),且具有家庭化迁移经历的个体在职业代际流动性方面也明显更强(宋旭光、何佳佳, 2019)。

既有研究成果为研究非自愿搬迁的长期影响提供了诸多有益的参考与借鉴,不过,还存在以下不足:一是既有文献侧重分析自愿搬迁移民,缺少对非自愿搬迁移民这一特殊群体的深入分析;二是既有研究较多关注移民搬迁这一行为的影响,但评估安置方式和搬迁时机所产生的影响相对较少;三是结合移民自身独有特征和移民实践工作展开的影响机制分析也相对欠缺。鉴于此,本研究贡献是:(1)从搬迁意愿的角度选取三峡库区非自愿搬迁移民作为非自愿搬迁移民群体的典型代表进行研究,所得

^①移民贫困风险与重建模型(Impoverishment Risks and Reconstruction)系统揭示了失去土地、失业、失去家园、边缘化、食物得不到保障、发病率和死亡率增加、失去享有公共资源权益和社会组织结构解体等八大风险,同时也提出了重建移民生产生活的途径与措施,如开展以土地为基础的安置,改善移民家庭住所条件,重建社区结构和社区所拥有的资源,保障儿童、老人以及孕妇等脆弱群体的食品供应和健康监测等。

^②可持续生计分析框架(Sustainable Livelihoods Approach)阐明了生计资本、生计策略和生计结果之间的关联机理。

结论更加具有群体关注的精准性和政策设计的指向性；（2）在既有探讨移民搬迁效应的研究基础上，进一步引入安置方式与搬迁时机变量，建立一个基于移民搬迁的、涵盖安置方式和搬迁时机的移民代际流动性分析框架；（3）从非自愿搬迁的积极影响效应和消极影响效应两个方面，识别出发展机会赶超效应、发展差距激励效应、正式社会支持赋能效应和社会资本损失抑制效应四条影响路径。

值得提出的是，代际流动性主要从职业、收入和教育方面来衡量（李任玉等，2017），而本研究选择从职业维度刻画代际流动性。原因是：第一，劳动力市场对非自愿搬迁移民的长期发展极为重要，经历非自愿搬迁后，劳动能力往往成为他们唯一的资产（Isabel and Carlos, 2015）；第二，相比收入，职业问题相对客观，被调研对象更倾向真实回答；第三，相比教育，职业又往往与个体收入直接相关，而且改善了的职业代际流动性实则体现了附着于移民身份之上的发展福利和发展机会的公平性。

二、理论分析与研究假说

（一）非自愿搬迁的属性特征与职业代际流动性

1. 是否进行非自愿搬迁对移民职业代际流动性的影响。在工程建设的外力冲击下，既得利益格局相应地被重新调整，这会使得一部分群体的生产生活受到颠覆性破坏而陷入发展困境，尤其是当移民平均经济条件低于非移民时，这种经济劣势也会在移民二代中表现出来（Bauer et al., 2013）。不过，也有研究发现，移民后代群体追求自身发展与安置地居民同步提高，他们在父代努力的基础上往往也具有较好的劳动力市场表现，其就业率比非移民同龄人要高（Chyn, 2018）。因而，与原居民相比，非自愿搬迁会影响其职业代际流动性的发展轨迹，但职业代际流动性的新发展方向则有待进一步确认。

2. 安置方式对移民职业代际流动性的影响。从安置方式来看，三峡库区主要有重庆市外安置（市外安置）和重庆市内外迁安置（市内安置，包括市内外迁安置和后靠安置^①）。这些不同安置方式会深刻影响职业代际流动性，其主要原因在于移民能力的损失与安置方式有很大关联。就原有的生产生活环境受冲击程度来说，影响最严重的是外迁分散安置，其次是整体外迁，受影响最小的是就地后靠的移民（石智雷等，2009）。搬迁后，原有的生产习惯会随之调整；而且，新安置地与原居住地发展环境相差越远，生产生活习惯调整也越多，进而越有可能引起职业代际流动性的变动。如，在新环境压力和制度变革的耦合作用下，外迁移民更容易放弃农业生产而选择外出务工（赵旭等，2018）。

3. 搬迁时机对移民职业代际流动性的影响。生命历程理论中的时机原则暗含了重要事件发生的时序性，即相同事件发生在不同的时机，对个体的影响也存在差异（George, 1993）。这是由于不同成长阶段的个体拥有不同的职业认知能力和认知水平，对搬迁冲击的反应和调适不同。据此，发展心理学也将人生大致划分为不同阶段^②。一般而言，相比成年后，成年前更易于适应新环境。如，青少年在13岁之前能够从贫困社区搬迁到经济条件较好的社区，那么他们获得高等教育的机会显著提高（Chyn, 2018），从而进一步会影响到他们所从事的职业。综上，本研究提出以下假说：

^①后靠安置是指就近安置淹没线之上的区域，如万州区；市内外迁安置是重庆市内跨区县安置，如江津区。

^②大致划分为0~3岁婴儿期、3~6岁幼儿期、6~12岁童年期、12~18岁青少年期和18岁以上成年期。

H1a: 移民与市内原居民的职业代际流动性存在显著差异。

H1b: 市外安置和非后靠安置更有利于正向改善职业代际流动性。

H1c: 移民后代成年前经历非自愿搬迁更有利于正向改善职业代际流动性。

(二) 非自愿搬迁影响职业代际流动性的作用机制

1. 新发展机会产生赶超效应。机会—流动论将变化了的机会结构、宏观的制度变迁和个人间分层结果的差异联接起来, 并指出不同的社会行动者在面对劳动力市场转型过程中机会结构变迁时会作出相应反应, 在个体选择流动过程中影响社会分层秩序的改变(吴晓刚, 2006)。非自愿搬迁后的生产生活环境往往发生结构转换, 尤其跨区域的劳动力流动可能给迁移者带来诸如重新择业的更多公平选择机会(刘欢, 2017), 同时政府在选择移民安置地时一般倾向于经济发展和社会福利基础相对较好的地区, 非自愿搬迁移民就学和就业机会就会相应增加。实际上, 即使移民没有足够的信心利用这些机会, 他们也能在安置地新环境中切身感受到这种发展机会; 且随着时间推移, 他们开始积极回应新发展机会以努力改善自身生产生活状况(Wilmsen, 2016)。

2. 新发展差距带来内生激励效应。经典社会比较理论认为, 与他人参照时相对位置较高者往往表现出正向态度, 相对位置较低者则会报告负面的评价(王元腾, 2019); 而基于自我参照也同样会产生不同的行为指向。延续此逻辑, 在新发展环境中, 人们对社会地位的评价标准也会发生变化(Wang, 2017), 非自愿搬迁移民通常会将自己的发展与相关群体进行比较并由此决定下一步的行动策略。对从过去相对落后区域搬迁出来的移民而言, 这种发展差距更倾向于提高移民群体的积极性, 激励其为获得更好的生产生活做出积极改变, 而这种“高额”奖励的强烈激励也恰恰有利于打破职业阶层固化。

3. 正式社会支持发挥赋能效应。非自愿搬迁后, 为恢复移民的生产生活, 国家给予了一定的资金补偿, 也相继在安置地和迁出地的道路交通、生产设施和商贸物流等方面提供援助, 这类正式社会支持对移民生产生活改善的作用是直接有效的。通过采取现金直补或项目扶持的“再投入”修复策略不仅能够帮助父代移民生产生活达到或超过搬迁前的水平, 而且还能够帮助移民后代接触到更好的发展环境, 其结果就是旨在促进安置地经济恢复的各项政策和激励措施取得了实质回报, 移民也相继实现了企业就业(Wilmsen, 2016), 进而影响职业代际流动性。

4. 社会资本损失带来抑制效应。搬迁安置不仅仅是空间上的重新定居, 也会引起社会关系网络的重新建立, 进而引起社会资本存量的变动。在非自愿搬迁过程中, 重新安置导致了社会资本的损失(Navarra et al., 2018), 移民原有部分社会资本因空间距离拉大和交往互动频率缩减而逐渐弱化、断裂, 甚至消失, 最终影响移民生产要素的配置和流动。对非自愿搬迁移民而言, 社会资本是影响其职业的重要因素, 社会资本越多的个体, 找工作往往越容易(陈斌开、陈思宇, 2018); 反之, 存量过少的社会资本不利于非自愿搬迁移民职业的发展。综上, 本研究提出以下假说:

H2a: 非自愿搬迁通过安置地新发展机会正向改善职业代际流动性。

H2b: 非自愿搬迁通过安置地新发展差距正向改善职业代际流动性。

H2c: 非自愿搬迁通过安置地正式社会支持正向改善职业代际流动性。

H2d: 非自愿搬迁通过社会资本损失负向影响职业代际流动性。

三、实证研究设计

（一）数据说明

本研究数据来自长江上游【流域】复合生态系统管理创新团队开展的三峡库区移民生计问卷调查（2019）^①。团队对调研在以下四个方面进行了严格设计：第一，设置了移民、重庆市内原居民和重庆市外原居民及其相应的后代作为对照组。第二，采用国际上流行的参与式评估法规避调研方法偏差，通过调研员与调研对象面对面访谈的方式展开调研。第三，通过前期培训调研员和优先选择当地调研员规避调研策略偏差。第四，为保障调研区域的代表性，团队基于科学性和多样性原则，采用随机抽样方法在市外安置的11个省市中抽取了江苏省和江西省两个省市。同时，考虑到地区自然环境和调研可行性因素，再次抽取了4个市（区），包括重庆市万州区和江津区、江西省宜春市和江苏省盐城市。在上述样本市（区）中各抽取5~10个有代表性的乡镇，再对各乡镇所管辖的安置地进行调查。

团队在江西省宜春市、江苏省盐城市（区）以及重庆市万州区和江津区共发放问卷1207份，回收有效问卷1168份。具体根据以下标准选择本研究的样本：（1）为避免由于后代年龄过小和父代年龄过大带来的估计偏误，借鉴周兴和张鹏（2015）及卢盛峰等（2015）关注不同世代的思想，本研究将后代和父代的年龄分别设定为16~45岁^②和35~65岁；（2）剔除父代已故、无子女以及相关变量信息缺失的样本；（3）剔除子女仍在上学的样本。最终，得到样本476份^③，其中重庆市内外安置移民与重庆市原居民的样本分别为262个和117个；市内安置与市外安置的样本分别为122个和140个；搬迁时移民后代年龄介于0~3岁^④、3~6岁、6~12岁、12~18岁以及18岁以上移民的样本分别为13个、34个、95个、75个和40个。

（二）研究方法

1.代际流动矩阵及相关流动指数。一是借鉴Mazumder（2014）和张义祯（2016）的研究思路，根据父代和后代职业层级分类建立职业代际流动矩阵；在此基础上，分别计算总流动率、向上代际流动率、向下代际流动率、结构性流动率、循环流动率、流出指数和流入指数，刻画样本的职业代际流动性特征。其中，总流动率是指实际中全部观察到的职业代际流动程度，结构性流动率是指由于职业结构系统自身变迁引起的流动，循环流动率是指职业结构系统开放作用引起的流动，流入指数测度的是父代不属于某一职业阶层而后代进入该阶层的可能性，流出指数测度的是父代属于某一职业阶层而后

^①依托重庆工商大学“三峡库区百万移民安稳致富国家战略”服务国家特殊需求博士人才培养项目，长江上游【流域】复合生态系统管理创新团队先后于2013年、2014年、2016年、2017年和2019年开展了五次库区问卷调查。本研究所使用统计量借鉴了团队前期设计的原始问卷，同时相关研究指标量化表也参考了学术界普遍认同和使用的问卷。

^②后代年龄下限设定为16岁，这主要是因为既有研究大多是基于全国大样本数据，样本量比较大，而本研究样本相对有限；此外，通过调研发现，库区原居民或移民学历相对较低，较早就进入劳动市场工作。

^③限于篇幅，未呈现更具体的调研样本分布，需要时与作者联系（763694332@qq.com）。

^④不包括搬迁安置完成后出生的群体。

代不进入该阶层可能性。二是借鉴 Altham and Ferrie (2007) 以及杨沫等 (2019) 使用的职业代际流动性群体差异指数, 进一步比较分析移民与市内原居民职业代际流动性的差异程度。关于这些指数的测度公式在上述文献中已经有了非常详细的阐述, 在此不再赘述。

职业代际流动矩阵建立在职业阶层类型划分的基础上。目前, 国际上比较经典的职业阶层划分是 EGP^①。国内比较具有代表性的职业划分标准主要是李春玲 (2006) 根据职业声望排序而建立的职业阶层。此外, 李路路和朱斌 (2015) 以生产性资料权力关系为基础划分的职业阶层也获得学界认可, 由低到高分别为农民阶层、工人阶层、一般非体力劳动阶层、专业技术阶层和管理者阶层。本研究使用后一种分类方法进行回归估计, 同时以 EGP 分类方法进行稳健性检验。这主要是因为, 相比国际上其他国家, 中国职业体系尚处于快速发育过程中, 职业阶层划分宜粗不宜细, 且国际 EGP 方法并不完全体现中国职业特点。近年来, 不同职业声望也发生了较大的变化, 使用基于职业声望排序而建立的职业阶层会产生偏误; 相反, 尽管一些阶层所占有的社会资源和社会声望发生了变化, 而且一些阶层内部也有所调整, 但这些阶层之间的权力关系没有发生实质性改变, 以权力关系为分类依据的阶层结构相对稳定 (李路路、朱斌, 2015)。

此外, 判断职业代际流动性方向的方法主要有两种。一是直接比较法。后代职业阶层高于父代职业阶层则为向上代际流动; 反之, 低于父代职业阶层为向下代际流动; 如果双方职业阶层相同, 则为水平代际流动 (代际传承)。二是标准化后再比较法。人们的职业阶层倾向随着时代的发展而整体提高, 职业阶层的提高实际上也可能只是经济社会发展情况下人们从事职业阶层水平 (均值) 提升的结果。为克服这种估计偏误, 学者采用了职业阶层标准化方法。本研究按此方法判断代际流动性方向。首先, 对个体所处的年龄群组进行划分。具体将父代划分为 50 年代前 (含 50 年代) 和 60 年代后 (含 60 年代) 两个群组, 后代划分为 80 年代前 (含 80 年代) 和 90 年代后 (含 90 年代) 两个群体。其次, 按照个体所在的年龄群组对其职业阶层进行标准化。最后, 比较标准化后的数值大小并确定流动方向。

2. 回归估计模型。上述指数仅是基于个体不同身份比较后的结果, 但职业代际流动性的因素也受到来自个体、家庭和地区等多种因素的影响。控制这些因素后, 非自愿搬迁移民与原居民是否仍具有统计上的显著性需要进一步分析。同时考虑到稳健性检验、异质性分析和影响机制分析的需要, 本研究设定以下计量模型, 并根据变量设置形式使用 OLS、Probit 和 Mprobit 方法进行交叉稳健性测试。具体模型设置如下:

$$mobio_i = \beta_0 + \beta_1 migr_i + \beta_2 X_i + u_i \quad (1)$$

$$mobio_i = \beta_0 + \beta_1 migr_i + \beta_2 migr_i \times M_i + \beta_3 M_i + \beta_4 X_i + u_i \quad (2)$$

式中 $mobio_i$ 为职业代际流动性变量, $migr_i$ 代表非自愿搬迁变量, M_i 为影响机制变量, $migr_i \times M_i$ 为非自愿搬迁与影响机制变量的交互项, X_i 为控制变量, β_i 为影响系数, u_i 为扰动项。

^①三位学者名字的首字母缩写。

（三）变量设置

1.职业代际流动性。本研究主要参考 CHNS^①问卷中相关题项设计职业类型^②，同时再根据上述以生产性资料权力关系为基础的职业阶层划分方法确定本研究的职业阶层^③。在此基础上，本研究重点关注基于标准化方法处理后的职业向上代际流动性情况，若标准化后的后代职业层级大于父代职业层级则赋值为1，否则为0。同时本研究纳入基于直接比较法划分的职业向上代际流动（赋值为1）、水平代际流动（赋值为0）和向下代际流动（赋值为-1）进行初步的对比分析和稳健性测试^④。而且，考虑到父母双方对后代的影响和同时纳入父母双方变量产生的共线性问题，本研究借鉴宋旭光和何佳佳（2019）的研究思路进行处理，具体见表1。

2.非自愿搬迁变量。一是，根据受访者身份判断其是否非自愿搬迁移民。二是，依据安置方式将样本分为市外安置和市内安置，同时考虑到研究区域安置方式的特殊性，进一步将市内安置分为后靠安置和非后靠安置。三是，根据搬迁时后代年龄情况，本研究创新设置了搬迁时机变量^⑤。

3.控制变量。现有研究主要从四个维度选取控制变量，包括后代特征、父母特征、家庭特征和地区发展特征（吴奇峰、苏群，2017；宋旭光、何佳佳，2019；Shultz et al., 2019）。据此，本研究具体选取年龄、性别、健康、户籍、家庭收入和地区经济发展水平等作为控制变量。

（四）描述性统计

表1为主要变量的描述性统计结果。其中，均值检验结果表明，移民职业向上代际流动性显著更高，这也进一步证实了移民与市内原居民的职业向上代际流动性存在显著差异。其他变量均值检验说明移民与市内原居民在其他不同层面上也大多存在显著差异。

^①中国健康与营养调查（China Health and Nutrition Survey）。

^②本研究中的具体职业类型包括“1.高级专业技术工作者（医生/教授/律师/建筑师等）”“2.一般专业技术工作者（护士/教师/编辑/摄影师等）”“3.管理者/行政官员/经理（厂长/政府官员/处长/司局长/行政干部及村干部）”“4.办公室一般工作（秘书/办事员等）”“5.农民/渔民”“6.技术工人或熟练工人（班组长/工艺工人、电工等）”“7.非技术工人（普通工人）”“8.军官与警官”“9.士兵与警察”“10.司机”“11.服务行业人员（管家/厨师/服务员/看门人/理发员/售货员/洗衣、环卫工等）”“12.运动员/演员”“13.学生”“14.照看孩子”和“15.其他”。

^③本研究确定了五个职业阶层。其中，农民阶层包括职业编码为“5”的职业，工人阶层包括职业编码为“6”“7”“10”和“11”的职业，一般非体力劳动阶层包括职业编码为“4”“9”和“12”的职业，专业技术阶层包括职业编码为“1”和“2”的职业，管理者阶层包括职业编码为“3”和“8”的职业。

^④未使用职业阶层标准化后划分的三种流动方向进行测试，主要是因为标准化后的水平代际流动数量有限。

^⑤搬迁时机变量是经计算后设置的，即搬迁时后代年龄=受访时后代年龄-（受访时年份-搬迁时年份）。成年前搬迁是指移民后代小于18岁，成年后搬迁是指移民后代大于等于18岁。

^⑥原调查问卷中该项指标为“是否为三峡库区移民”。这里变量设置为“是否是非自愿搬迁移民”，实际上与原问卷“是否为移民”变量设置的具体指向相同；因为本研究调研的对象为三峡库区移民，从移民性质上来看，该群体属于非自愿搬迁移民。

表1 主要变量描述性统计

变量名称	变量定义及赋值说明	样本1		样本2		均值差异
		样本量	均值	样本量	均值	
职业代际流动性	向上流动(后代职业阶层高于父母职业阶层最高一方)=1, 否=0	262	0.595	117	0.479	-0.117*** (-2.123)
非自愿搬迁	是非自愿搬迁移民 ^a =1, 否=0	262	—	117	—	—
外迁安置	是外迁安置=1, 否=0	140	—	122	—	—
非后靠安置	是非后靠安置=1, 否=0	216	—	46	—	—
后代0~18岁经历搬迁	是成年前搬迁=1, 否=0	222	—	40	—	—
后代0~3岁经历搬迁	是0(含)~3岁搬迁=1, 否=0	13	—	249	—	—
后代3~6岁经历搬迁	是3(含)~6岁搬迁=1, 否=0	34	—	228	—	—
后代6~12岁经历搬迁	是6(含)~12岁搬迁=1, 否=0	95	—	167	—	—
后代12~18岁经历搬迁	是12(含)~18岁搬迁=1, 否=0	75	—	187	—	—
后代年龄	受访时后代当年年龄(周岁)	262	0.618	117	0.581	0.936* (1.558)
后代性别	后代为男性=1, 女性=0	262	0.485	117	0.521	-0.037 (-0.682)
教育代际流动性	后代受教育阶层超过父母最高受教育阶层=1, 否=0	262	0.809	117	0.829	0.037 (0.658)
父母健康状况	父母身体健康状况最高一方的BMI介于18.5(包含)~23.99时=1, 否=0	262	0.145	117	0.274	0.020 (0.460)
父母户籍状况	父母户籍至少一方是非农户口=1, 否=0	262	0.443	117	0.427	0.129*** (3.005)
行业代际传承	父母与后代行业同行业=1, 否=0	262	0.515	117	0.231	-0.015 (-0.278)
后代兄弟姐妹数量	后代兄弟姐妹数量大于1个=1, 否=0	262	3.977	117	3.966	-0.285*** (-5.351)
家庭收入	家庭收入5千以下=1, 5千~1万=2, 1~3万=3, 3~5万=4, 5~10万=5, 10~20万=6	262	4.768	117	4.793	-0.011 (-0.083)
地区经济	当年各地区人均生产总值(元)对数	262	0.595	117	0.479	0.026** (2.486)

注：①均值差异列中的括号数字为t值，*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平，下同；②BMI即身体质量指数，是体重公斤数除以身高米数平方的值；③教育代际流动变量的计算过程与职业代际流动性过程一致；④考虑到样本的分布情况，将原始问卷中的“10~20万”“20~50万”和“50万以上”三种类型合并为“10万以上”，从而形成6个收入阶层；⑤上表中有关非自愿搬迁变量对应的样本1和样本2分别为移民样本中变量取值为1和0的样本，其余样本1和样本2分别指非自愿搬迁移民和市内原居民。

四、实证结果分析

（一）基于代际流动矩阵的初步分析

表2是职业代际流动率^①的测算结果。结果显示，移民与市内原居民均保持了较高的总流动率，其中，市内原居民总流动率为54.70%，低于移民约8个百分点。市内原居民的向上流动率约低于移民12个百分点，其向下流动率约是移民的2倍。移民和市内原居民的结构性流动率分别为50.00%和35.90%，循环流动率分别为12.98%和18.8%，表明由于职业结构自身变迁给移民带来的结构性流动率高于市内原居民，但由于职业体系开放程度提升带来的代际流动性低于市内原居民。

表2 样本职业代际流动率总表

类型	总流动率(%)	向上流动率(%)	向下流动率(%)	结构性流动率(%)	循环流动率(%)
移民	62.96	59.54	3.44	50.00	12.98
市内原居民	54.70	47.86	6.84	35.90	18.80

表3是职业代际流动矩阵分布结果。可以发现：第一，移民与市内原居民在一般非体力劳动阶层、农民阶层和管理者阶层上的代际传承指数相对较高。第二，移民和市内原居民的“子承父业”现象分别主要发生在一般非体力劳动阶层和管理者阶层上。第三，两群体在各职业阶层上的流动存在障碍。其中，移民后代流出一般非体力劳动阶层和专业技术阶层的可能性较大，管理者阶层接受移民后代进入该阶层的可能性也相对较大；市内原居民后代流出专业技术阶层和流入管理者阶层可能性较大。

表3 移民与市内原居民的职业代际流动矩阵

类型	后代 父代	后代					流入指数
		农民阶层	工人阶层	一般非体力劳动阶层	专业技术阶层	管理者阶层	
移民	农民阶层	1.54	1.01	1.12	0.61	0.91	0.91
	工人阶层	0.37	1.00	0.55	1.50	1.20	0.91
	一般非体力劳动阶层	0.00	0.00	10.08	5.46	0.00	1.36
	专业技术阶层	0.00	1.28	0.00	0.00	0.00	0.32
	管理者阶层	0.00	1.03	4.03	0.00	0.00	1.26
	流出指数	0.09	0.83	1.43	1.89	0.53	
市内原居民	农民阶层	1.91	1.03	0.73	1.13	0.00	0.72
	工人阶层	0.46	1.00	1.33	0.62	1.55	0.99
	一般非体力劳动阶层	0.00	1.29	0.00	0.00	0.00	0.32
	专业技术阶层	0.00	1.29	0.00	0.00	0.00	0.32
	管理者阶层	0.00	0.51	0.00	5.20	3.90	1.43
	流出指数	0.12	1.03	0.51	1.74	0.39	

^①表2、表3和表4中的流动率暂时未剔除时代发展引致平均水平提升的效应。

表4是职业代际流动性的统计量比较结果。可见,移民与市内原居民职业代际流动的距离 $d(P,Q)$ 显著不为0,表明两个群体中的职业代际关联程度是不一致的; $d^i(P,Q)$ 低于 $d(P,Q)$,且显著不为0,表明剔除强烈的代际传承因素后两者之间的差异依然存在。引入绝对公平矩阵 J 后, $d(P,J) < d(Q,J)$,且两个距离均大于0,表明移民的职业流动性高于市内原居民。不过, $d(P,J)$ 的统计值没有通过显著性检验,这可能是影响移民职业代际流动性还存在其他影响因素,如移民职业发展对上述时代经济社会发展效应更加敏感;下文通过标准化剔除时代发展效应展开具体分析。

表4 移民与市内原居民职业代际流动性的统计量比较

类型	相对流动距离	统计值	G^2
移民与市内原居民	$d(P,Q)$	(1.63×10^4) ***	353.19
移民与市内原居民(剔除对角线)	$d^i(P,Q)$	(1.42×10^4) ***	298.77
移民与绝对公平	$d(P,J)$	(1.41×10^4)	18.04
市内原居民与绝对公平	$d(Q,J)$	(9.75×10^4) ***	355.12

注:①原代际流动频数分布表中部分数据为0,在不影响结果的前提下使用 10^{-10} 进行替换;②显著性水平根据 χ^2 检验临界值分布表得到。

(二) 基准回归估计结果

本部分所有估计结果均来自Stata15.0计量软件的分析。表5为基准估计结果。变量之间的相关系数小于0.7,均在可控制范围内^①。(1)和(2)列表示以是否实现职业向上代际流动为因变量的OLS估计结果;(3)和(4)列表示以是否实现职业向上代际流动为因变量的Probit估计结果;(5)和(6)列分别表示以职业水平代际流动为参照的职业向下代际流动和向上流动的Mprobit估计结果。

(1)和(2)列估计结果显示,非自愿搬迁与职业向上代际流动性两者之间呈正相关,且在5%的置信水平上显著;(3)和(4)列结果表明,非自愿搬迁显著提高了职业向上代际流动性,这与宋旭光 and 何佳佳(2019)研究家庭化搬迁经历影响效应的结论一致。进一步地,其中(5)列非自愿搬迁变量的估计系数为负,说明非自愿搬迁有利于减少职业向下代际流动,但未通过显著性检验;(6)列非自愿搬迁变量的估计系数显著为正,且通过5%置信水平的显著性检验,表明相对于职业代际传承,非自愿搬迁也有利于实现职业向上代际流动。综上,研究假说H1a得到证实。

表5 基准估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	Probit	Probit	Mprobit	Mprobit
非自愿搬迁	0.117** (0.055)	0.149*** (0.055)	0.295** (0.140)	0.432*** (0.161)	-0.159 (0.361)	0.566** (0.224)
后代年龄	—	0.019*** (0.005)	—	0.053*** (0.014)	-0.046 (0.037)	0.068*** (0.019)

^①限于篇幅,未呈现此表,需要时请与作者联系(763694332@qq.com)。

(续表 5)						
后代性别	—	-0.035 (0.049)	—	-0.094 (0.143)	-0.157 (0.338)	-0.145 (0.203)
教育代际流动性	—	0.084* (0.050)	—	0.244* (0.144)	0.094 (0.348)	0.349* (0.201)
父母健康状况	—	0.163*** (0.057)	—	0.488*** (0.168)	-0.221 (0.385)	0.641** (0.260)
父母户籍状况	—	-0.105 (0.067)	—	-0.310 (0.193)	-0.143 (0.414)	-0.436* (0.262)
行业代际传承	—	-0.184*** (0.049)	—	-0.527*** (0.139)	-0.764** (0.340)	-0.804*** (0.200)
后代兄弟姐妹数量	—	-0.035 (0.051)	—	-0.111 (0.150)	-0.256 (0.374)	-0.174 (0.214)
家庭收入	—	-0.066*** (0.019)	—	-0.195*** (0.059)	0.090 (0.150)	-0.252*** (0.085)
地区经济	—	0.266 (0.250)	—	0.779 (0.728)	1.117 (2.017)	1.168 (1.088)
常数项	0.479 (0.046)	-1.134 (1.218)	-0.054 (0.116)	-4.742 (3.553)	-5.217 (9.736)	-6.700 (5.335)
样本量	379	379	379	379	379	379
R^2 / 伪 R^2	0.012	0.183	0.009	0.144	—	—

注：①（1）至（4）列中括号内为稳健标准误，（5）和（6）列中括号内为标准误；②（3）和（4）列 VIF 均小于 10；③（5）和（6）列中的因变量是采用职业层级直接比较法得出的，这便于与（1）和（2）列对比检验。

（三）安置方式与搬迁时机的异质性影响效应分析

表 6 为安置方式影响效应的估计结果。从（1）列 OLS 和（2）列 Probit 的估计结果来看，相比市内安置，市外安置与职业向上代际流动性正相关，且均在 10% 的置信水平上通过显著性检验，即市外安置显著提高了职业向上代际流动性。（3）和（4）列结果显示，相比市外原居民，市外安置对移民获得职业向上代际流动性仍有显著正向影响；与市内原居民相比，市内安置移民更易于实现向上的职业代际流动，但未通过显著性检验，这可能是由于市内安置移民在搬迁过程中生产生活资料损失较小且对新环境适应较快，前期非自愿搬迁经历对其影响有限。（5）列结果进一步表明，移民职业向上代际流动性并没有因非后靠安置方式而提高。综上，研究假说 H1b 得到部分证实。

表6 不同安置方式的效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	市外安置与市内安置		市外安置与市外原居民	市内安置与市内原居民	后靠与非后靠安置
	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit
安置方式	0.107* (0.062)	0.337* (0.198)	0.589*** (0.204)	0.290 (0.179)	0.284 (0.263)
后代年龄	0.019*** (0.005)	0.058*** (0.017)	0.028 (0.167)	0.065*** (0.018)	0.059*** (0.017)
后代性别	-0.057 (0.058)	-0.180 (0.178)	0.201 (0.189)	-0.052 (0.178)	-0.172 (0.178)
教育代际流动性	0.081 (0.058)	0.239 (0.173)	0.033 (0.186)	0.349* (0.180)	0.281 (0.174)
父母健康状况	0.169** (0.071)	0.527** (0.210)	0.577** (0.225)	0.373* (0.215)	0.477** (0.207)
父母户籍状况	-0.103 (0.091)	-0.331 (0.269)	0.181 (0.280)	-0.269 (0.209)	-0.374 (0.264)
行业代际传承	-0.240*** (0.059)	-0.704*** (0.170)	-0.818*** (0.185)	-0.350** (0.177)	-0.701*** (0.169)
后代兄弟姐妹数量	-0.102* (0.060)	-0.331* (0.186)	-0.680*** (0.199)	0.065 (0.218)	-0.319 (0.195)
家庭收入	-0.059** (0.024)	-0.188** (0.075)	-0.210*** (0.077)	-0.143* (0.075)	-0.191** (0.075)
地区经济	0.349 (0.264)	1.035 (0.813)	0.956 (0.695)	4.026 (5.213)	0.599 (0.749)
常数项	-1.400 (1.293)	-5.655 (3.969)	-4.499 (3.362)	-20.958 (24.935)	-3.626 (3.665)
样本量	262	262	237	239	262
R^2 / 伪 R^2	0.205	0.166	0.194	0.136	0.168

注：①括号内为稳健标准误，下同；②（2）列 VIF 小于 10；③（3）和（4）列变量处理的方式是市外安置和市内安置赋值为 1，市外原居民和市内原居民赋值为 0。

表 7 为搬迁时机影响效应的估计结果。从（1）列 OLS 和（2）列 Probit 估计结果来看，相比在移民后代成年后搬迁，成年前搬迁与职业向上代际流动性正相关，但未通过显著性检验。（3）至（6）列的 Probit 估计结果表明，发生在各个年龄阶段上的非自愿搬迁对移民职业向上代际流动性的影响是不同的。具体来看，移民后代 0~3 岁经历非自愿搬迁显著降低了职业向上代际流动性；3~6 岁经历非自愿搬迁却显著增加了职业向上代际流动性；6~12 岁和 12~18 岁经历非自愿搬迁，对其职业向上代际

流动性的影响不显著。因而，非自愿搬迁对移民职业代际流动性的作用程度受到移民后代的特定年龄阶段的影响，研究假说 H1c 得到部分证实。

表 7 不同搬迁时机的效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	0 (含)~18 岁	0 (含)~18 岁	0 (含)~3 岁	3 (含)~6 岁	6 (含)~12 岁	12 (含)~18 岁
	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
搬迁时机	0.031 (0.093)	0.072 (0.304)	-0.890** (0.441)	0.550** (0.268)	0.077 (0.186)	-0.184 (0.204)
后代年龄	0.020*** (0.007)	0.060*** (0.021)	0.047*** (0.018)	0.068*** (0.018)	0.060*** (0.018)	0.062*** (0.018)
后代性别	-0.053 (0.059)	-0.161 (0.176)	-0.153 (0.178)	-0.174 (0.176)	-0.158 (0.175)	-0.168 (0.176)
教育代际流动性	0.089 (0.059)	0.265 (0.174)	0.266 (0.174)	0.296* (0.174)	0.259 (0.175)	0.268 (0.173)
父母健康状况	0.157** (0.071)	0.479** (0.206)	0.470** (0.206)	0.482** (0.207)	0.470** (0.208)	0.458** (0.208)
父母户籍状况	-0.140 (0.089)	-0.450* (0.260)	-0.426 (0.263)	-0.378 (0.265)	-0.447* (0.262)	-0.415 (0.262)
行业代际传承	-0.235*** (0.059)	-0.685*** (0.168)	-0.676*** (0.169)	-0.682*** (0.168)	-0.685*** (0.168)	-0.689*** (0.168)
后代兄弟姐妹数量	-0.072 (0.057)	-0.238 (0.176)	-0.220 (0.177)	-0.188 (0.180)	-0.238 (0.177)	-0.217 (0.177)
家庭收入	-0.059** (0.024)	-0.183** (0.074)	-0.194*** (0.075)	-0.202*** (0.076)	-0.183** (0.074)	-0.189** (0.074)
地区经济	0.215 (0.254)	0.604 (0.747)	0.550 (0.748)	0.637 (0.750)	0.569 (0.756)	0.557 (0.754)
常数项	-0.775 (1.259)	-3.582 (3.712)	-2.827 (3.659)	-3.927 (3.698)	-3.349 (3.665)	-3.264 (3.664)
样本量	262	262	262	262	262	262
R^2 / 伪 R^2	0.1961	0.1584	0.168	0.169	0.1587	0.1606

注：(2) 列 VIF 小于 10。

(四) 内生性与稳健性检验

1. 内生性处理。本研究重点考虑了两类内生性问题。一是遗漏变量问题。为此，本研究在设置控制变量时主要从后代个体、父母、家庭和地区特征四个层面进行控制，并将父亲和母亲特征变量结合起来引入回归方程以有效避免遗漏父母任何一方变量引起估计偏误的问题。二是被解释变量和主要解

释变量之间的双向因果问题。由于本研究考察的对象属于非自愿搬迁移民，因而主要解释变量（是否非自愿搬迁）和被解释变量（是否实现职业向上代际流动）不存在双向因果关系。

2. 稳健性检验。本研究主要进行了三种稳健性测试。第一，采用国际标准 EGP 职业阶层分类法对本研究的职业代际流动变量进行重新赋值。具体借鉴孙旭和雷晓璐（2018）建立的 EGP 五类职业阶层思路再次划分本研究的职业阶层，由低到高为“农民”“半技术/无技术工人”“工头/技术工人”“常规非体力工人”和“专业技术人员/管理人员”^①，并依次进行 1~5 赋值。在此基础上，再根据上述职业代际流动赋值方法重新赋值。第二，缩减样本估计。为再次剔除年龄偏小和偏大可能带来的估计偏差，本研究将原父代年龄变量的区间 35~65 岁缩减至 45~60 岁，并将后代年龄变量的区间 16~45 岁缩减至 25~40 岁。第三，分样本估计^②。按照父代年龄划分为父代“70 后”和“非 70 后”两个样本。同时，按照后代年龄划分为后代“90 后”和“非 90 后”两个样本。总体而言，表 8 中重估后的结果与表 5 基准估计结果基本一致。因而，上述基准估计结果是稳健的。

表 8 稳健性检验估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)		(5)		
	更换赋值方式		父代 45~60 岁	后代 25~40 岁	父代非 70 后	父代 70 后	后代非 90 后	后代 90 后
	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	
非自愿搬迁	0.454*** (0.160)	0.624*** (0.196)	0.412** (0.182)	0.437** (0.180)	0.019 (0.414)	0.495** (0.228)	0.319 (0.234)	
常数项	-4.705 (3.548)	-7.782* (4.296)	-3.436 (4.609)	-2.159 (4.132)	-7.700 (8.305)	-6.048 (4.631)	-0.605 (6.307)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
样本量	379	279	284	294	85	209	170	
伪 R ²	0.137	0.175	0.130	0.119	0.235	0.155	0.079	

五、影响机制检验

（一）发展机会的赶超机制检验

本研究参考 CGSS^③ 问卷，使用职业获得机会感知作为发展机会的代理变量。具体题项为“只要够努力、够勤奋，都能找到工作”，采用李克特五点量表度量，根据满意程度由低到高分别进行 1~5 赋

^①本研究农民阶层含编码为“5”的职业；半技术/无技术工人阶层含编码为“7”和“11”的职业；工头/技术工人阶层含编码为“6”和“10”的职业；常规非体力工人阶层含编码为“4”“9”和“12”的职业；专业技术人员/管理人员阶层含编码为“1”“2”“3”和“8”的职业。

^②移民集中搬迁主要发生在 2000 年前后，而此时搬迁的父代基本处于 30~40 岁之间，也即处于整个生命历程发展的关键时期。绝大多数移民后代基本为“80 后”和“90 后”。

^③中国综合社会调查（Chinese General Social Survey）。

值，再分为高发展机会组（回答的满意程度在中等以上）和低发展机会组（回答的满意程度在中等及中等以下）。表9结果显示，非自愿搬迁与发展机会变量的交互项系数为正，但均未通过显著性检验。不过，（3）和（4）列分组估计结果表明，两组中的非自愿搬迁变量系数分别在10%和5%的置信水平上显著，而且高发展机会组的系数约是低发展机会组的两倍。这意味着，发展机会越高，对职业向上代际流动的正向影响越大，进而间接证实了发展机会赶超效应，研究假说H2a可信。

表9 发展机会赶超机制的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本		低发展机会	高发展机会
	OLS	Probit	Probit	Probit
非自愿搬迁	0.145** (0.067)	0.410** (0.197)	0.383* (0.196)	0.612** (0.300)
非自愿搬迁 ×发展机会	0.018 (0.109)	0.091 (0.323)	—	—
发展机会	0.063 (0.092)	0.164 (0.268)	—	—
常数项	1.489 (1.245)	-5.963 (3.702)	-8.835* (5.099)	-2.076 (5.711)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	379	379	246	133
R^2 / 伪 R^2	0.188	0.149	0.144	0.187

（二）发展差距的内生激励机制检验

本研究将现实与期望的差距状态作为发展差距的测度指标。具体而言，发展差距来自两个维度：一是基于纵向历史维度比较现在与过去状态的绝对差距，测度题项是“与三年前相比，您本人的社会经济地位如何变化？”和“与三年前相比，您子女的社会经济地位如何变化？”；二是基于横向异质群体维度将自身现在状态与同代人状态进行比较的相对差距，测度题项是“当前，与同龄人相比，您本人的社会经济地位如何变化？”和“当前，与同龄人相比，您子女的社会经济地位如何变化？”。度量方法和赋值方式同发展机会变量测度一致。本研究使用熵值法^①对上述变量进行拟合，并划分为高发展差距组（大于均值）和低发展差距组（小于等于均值）。同时，也将绝对发展差距和相对发展差距按此方法分为高低两组以进行细致考察。表10估计结果显示，非自愿搬迁对职业向上代际流动性影响效应与搬迁后面临的不同发展差距水平相关。相比较低发展差距环境，较高发展差距对提升职业向上代际流动性产生了更大的激励效应，且这种激励主要源自较高的绝对差距和较高的相对差距。

^①相比主成分分析，熵值法不会减少变量维度，更便于观察。而且，本研究主成分分析中KMO（变量间相关性）检验通过，但SMC（复回归方程的可决系数）检验不建议采用主成分拟合。

可能的原因是，如果个体所考虑的位置是出于理性的，那么较高的相对地位对达成个体所要达成的目标就至关重要（Sen，1983）。综上，研究假说 H2b 部分得到证实。

表 10 发展差距内生激励机制的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本		低发展差距	高发展差距	低绝对差距	高绝对差距	低相对差距	高相对差距
	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
非自愿搬迁	0.107 (0.071)	0.318 (0.209)	0.198 (0.213)	0.825*** (0.256)	0.286 (0.259)	0.489** (0.211)	0.261 (0.220)	0.695*** (0.246)
非自愿搬迁 ×发展差距	0.098 (0.105)	0.273 (0.311)	—	—	—	—	—	—
发展差距	-0.071 (0.088)	-0.199 (0.256)	—	—	—	—	—	—
常数项	-1.136 (1.224)	-4.709 (3.560)	0.034 (4.613)	-11.023* (6.416)	10.956** (5.191)	-17.313*** (5.733)	-2.806 (4.710)	-7.334 (6.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	379	379	234	145	172	207	220	159
R^2 / 伪 R^2	0.185	0.146	0.152	0.194	0.157	0.224	0.149	0.180

（三）正式社会支持的赋能机制检验

参考石智雷和朱明宝（2013）研究思路，本研究从以下三个维度测度正式社会支持。从生产条件来看，主要是受访者对安置地交通状况的评价，具体题项是“您对本地的交通环境状况满意吗？”。从基本公共服务来看，主要引入医疗、社会治安和生态环境状况，具体题项分别是“您对本地的医疗卫生设施与条件满意吗？”、“您对当地的社会治安状况是否满意？”和“您对当地的山水林草等景观是否满意？”。从制度条件来看，主要包括当地银行信贷服务和财政支持，具体题项是“您对当地银行信贷服务（借贷金额、办手续等）是否满意？”和“您对当地政府财政支持（救助、补贴等）是否满意？”。这些指标度量、赋值、拟合、分组方式同发展差距变量的处理方式一致。值得提出的是，具有中国特色的开发性移民理论产生于三峡库区非自愿搬迁移民的实践过程，改变了过去单纯依靠金钱直补（内部赋能）进行移民的方式，创建了通过发展地区经济社会（外部赋能）来实现移民可持续发展的新扶持方式。基于此，本研究进一步将正式社会支持分为外部赋能和内部赋能两种方式，进而验证不同正式社会支持方式的有效性。表 11 的估计结果表明，非自愿搬迁对职业向上代际流动性影响效应与不同正式社会支持水平相关。相比较低社会支持组，较高正式社会支持组中非自愿搬迁更显著提高了职业向上代际流动性。此外，一个值得关注的结论是，相对较低的外部赋能和较好的内部赋能，较高的外部赋能和较低的内部赋能更有利于实现职业向上代际流动。这是因为较低的外部赋能对改善职业代际流动性的作用有限，且政府的救助和补贴让部分居民产生了依赖心理，导致他们参加劳动进一步改善自身的贫困状况的积极性降低（石智雷、朱明宝，2013），最终降低了内部赋能作用。这说

明, 尽管可以通过正式社会支持提升职业向上代际流动性, 但需要合理选择正式社会支持的有效手段。综上, 研究假说 H2c 得到部分证实。

表 11 正式社会支持赋能机制的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本		低正式社会支持	高正式社会支持	低内部赋能	高内部赋能	低外部赋能	高外部赋能
	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
非自愿搬迁	0.077 (0.074)	0.225 (0.223)	0.192 (0.235)	0.673*** (0.239)	0.489*** (0.171)	0.725 (0.650)	0.215 (0.247)	0.559** (0.221)
非自愿搬迁× 正式社会支持	0.143 (0.106)	0.406 (0.314)	—	—	—	—	—	—
正式社会支持	-0.092 (0.087)	-0.263 (0.255)	—	—	—	—	—	—
常数项	-1.137 (1.221)	-4.737 (3.557)	-5.709 (4.127)	-3.331 (7.171)	-2.960 (3.661)	-75.911*** (26.333)	-6.046 (0.559)	-2.939 (5.623)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	379	379	226	153	344	35	202	177
R^2 / 伪 R^2	0.187	0.147	0.155	0.152	0.148	0.390	0.174	0.136

注: 外部赋能包括道路交通、医疗卫生、生态环境、社会治安和银行信贷五个题项, 内部赋能包括政府补贴题项。

(四) 社会资本损失的抑制效应检验

本研究根据 Putnam (1993) 的社会资本的测度体系^①设置移民社会资本损失变量, 具体题项分别是“春节时, 走动的亲戚朋友有几户?”“与本地人交往情况?”“对周围人的信任程度是?”“是否有在政府、医院、学校工作的亲戚朋友?”和“是否曾加入过专业合作社?”, 前三项测度的是社会资本规模, 均采用李克特五点量表, 由低到高进行 1~5 赋值; 后两项测度的是社会资本质量, 回答“是”赋值为 1, 否则为 0。相关变量处理方式与前文一致。表 12 结果表明, 社会资本整体上显著影响了非自愿搬迁作用于职业向上代际流动性的强度。相比弱社会资本, 强社会资本没有显著提高移民职业向上代际流动性; 而且, 较高的社会资本规模和质量提升职业向上代际流动性的作用不明显, 这主要是由于搬迁造成了社会资本规模和质量上的双重损失^②, 进而也间接证实了研究假说 H2d。

^①Putnam 提出了社会资本三个基本构成要素, 即信任、网络和制度。

^②本研究样本中移民社会资本规模和质量均值显著低于市内原居民, 其中, 移民社会资本规模和质量均值分别为 0.556 和 0.248, 市内原居民社会资本规模和质量均值分别为 0.340 和 0.168。

表 12 社会资本损失抑制效应机制的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本		弱社会资本	强社会资本	低规模社会 资本	大规模社会 资本	低质量社会 资本	高质量社会 资本
	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
非自愿搬迁	0.222*** (0.064)	0.677*** (0.196)	0.695*** (0.207)	0.031 (0.269)	0.763*** (0.273)	-0.057 (0.247)	0.568*** (0.188)	-0.024 (0.369)
非自愿搬迁× 社会资本损失	-0.212* (0.112)	-0.664** (0.322)	—	—	—	—	—	—
社会资本损失	0.066 (0.094)	0.222 (0.263)	—	—	—	—	—	—
常数项	-1.030 (1.212)	-4.547 (3.597)	-3.975 (4.526)	-7.254 (6.477)	-5.303 (4.211)	-4.474 (7.160)	-3.883 (3.894)	-13.076 (10.548)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	379	379	249	130	225	154	306	73
R ² /伪 R ²	0.197	0.157	0.195	0.104	0.144	0.209	0.183	0.098

六、研究结论与启示

本研究利用三峡库区非自愿搬迁移民调查数据探讨了非自愿搬迁对职业代际流动性的影响。主要结论是：第一，非自愿搬迁显著提高了职业向上代际流动。移民职业代际总流动率超过 60%，大致高于市内原居民 8 个百分点；非自愿搬迁移民的职业代际流动性更容易受到社会结构变迁的影响，但非自愿搬迁移民也存在较高的职业代际传承现象，在农民阶层、工人阶层和管理者阶层上实现代际流入或流出的可能性较低。第二，非自愿搬迁对职业代际流动性的影响存在安置方式和搬迁时机上的异质性效应。市外安置显著提高了职业向上代际流动性；移民后代 0~3 岁经历非自愿搬迁会显著降低职业向上代际流动性，而 3~6 岁经历非自愿搬迁却能显著增加职业向上代际流动性。第三，非自愿搬迁主要通过改变地区经济社会发展环境和个体努力程度影响职业代际流动性，但不同水平上的发展机会、发展差距、正式社会支持与社会资本对移民代际流动性的影响不同。越高的发展机会越有利于提高职业向上代际流动性；相比较低的发展差距，较高的发展差距更可能增加移民的职业向上代际流动性，且这种内生激励效应主要源自较高的绝对发展差距和相对发展差距；较高的正式社会支持有利于改善职业向上代际流动性，但移民的依赖心理也可能会阻碍这一作用的充分发挥；相比弱社会资本对职业向上流动的提升作用，强社会资本对职业向上代际流动的提升作用不明显，主要源于非自愿搬迁给移民在社会资本规模和质量上带来了双重损失。

上述结论的政策含义在于：移民政策内容设计需要把移民后代未来发展充分纳入评估对象，尤其关注不同安置方式和搬迁时机带来的移民职业代际流动分化。同时，将非自愿搬迁移民发展纳入国家

与地方经济社会发展整体规划，创造更多的发展机会；适度利用群体间发展差距产生的激励，完善移民内源发展机制；在为移民提供正式社会支持的同时也要警惕移民对扶持政策的过度依赖；重建非自愿搬迁移民社会资本时，要充分考虑到社会资本规模和质量的影响差异。

参考文献

- 1.陈斌开、陈思宇，2018：《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业》，《经济研究》第3期。
- 2.高峻、李珍，2013：《古田水库移民的历史考察》，《中国经济史研究》第1期。
- 3.李春玲，2006：《流动人口地位获得的非制度途径——流动劳动力与非流动劳动力之比较》，《社会学研究》第5期。
- 4.李丹、许娟、付静，2015：《民族地区水库移民可持续生计资本及其生计策略关系研究》，《中国地质大学学报（社会科学版）》第1期。
- 5.李路路、朱斌，2015：《当代中国的代际流动模式及其变迁》，《中国社会科学》第5期。
- 6.李任玉、陈悉榕、甘犁，2017：《代际流动性趋势及其分解：增长、排序与离散效应》，《经济研究》第9期。
- 7.刘欢，2017：《农村贫困的父辈代际传递与子辈户口迁移削弱效应研究》，《中央财经大学学报》第6期。
- 8.卢盛峰、陈思霞、张东杰，2015：《教育机会、人力资本积累与代际职业流动——基于岳父母/女婿配对数据的实证分析》，《经济学（季刊）》第2期。
- 9.石智雷、杨云彦、程广帅，2009：《非自愿移民、搬迁方式与能力损失》，《南方人口》第2期。
- 10.石智雷、朱明宝，2013：《正式社会支持对非自愿移民经济发展效应分析》，《现代财经（天津财经大学学报）》第11期。
- 11.宋旭光、何佳佳，2019：《家庭化迁移经历对代际流动性的影响》，《中国人口科学》第3期。
- 12.孙晗霖、刘新智、张鹏瑶，2019：《贫困地区精准脱贫户生计可持续及其动态风险研究》，《中国人口·资源与环境》第2期。
- 13.孙三百、黄薇、洪俊杰，2012：《劳动力自由迁移为何如此重要？——基于代际收入流动的视角》，《经济研究》第5期。
- 14.孙旭、雷晓璐，2018：《农村居民职业代际流动性的测度及分析》，《青年研究》第2期。
- 15.檀学文，2019：《中国移民扶贫70年变迁研究》，《中国农村经济》第8期。
- 16.王元腾，2019：《参照群体、相对位置与微观分配公平感：都市户籍移民与流动人口的比较分析》，《社会》第5期。
- 17.吴奇峰、苏群，2017：《行业垄断如何影响代际职业流动》，《山西财经大学学报》第10期。
- 18.吴晓刚，2006：《“下海”：中国城乡劳动力市场转型中的自雇活动与社会分层》，《社会学研究》第6期。
- 19.杨沫、葛燕、王岩，2018：《城镇化进程中农业转移人口家庭的代际职业流动性研究》，《经济科学》第2期。
- 20.赵旭、肖佳奇、段跃芳，2018：《外迁安置、土地流转及水库移民生计转型》，《资源科学》第10期。
- 21.张义祯，2016：《代际教育流动及其不平等实证研究》，《东南学术》第4期。
- 22.周兴、张鹏，2015：《代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究》，《经济学（季刊）》

第 1 期。

23. Altham, P. M. E., and J. P. Ferrie, 2007, "Comparing Contingency Tables Tools for Analyzing Data from Two Groups Cross Classified by Two Characteristics", *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History*, 40(1): 3-16.

24. Bauer, T. K., S. Braun and M. Kvasnicka, 2013, "The Economic Integration of Forced Migrants: Evidence for Post-war Germany", *The Economic Journal*, 123(9): 998-1024.

25. Ceri, V., Z. Ö. Erkilic, Ü. Özer, M. Yalcin, C. Popow and T. A. Kalayci, 2016, "Psychiatric Symptoms and Disorders among Yazidi Children and Adolescents Immediately after Forced Migration Following ISIS Attacks", *Neuropsychiatrie*, 30(3): 145-150.

26. Cernea, M. M., 2000, "Risks, Safeguards and Reconstruction: A Model for Population Displacement and Resettlement", *Economic and Political Weekly*, 35(41): 3659-3678.

27. Chyn, E., 2018, "Moved to Opportunity: The Long-Run Effect of Public Housing Demolition on Labor Market Outcomes of Children", *American Economic Review*, 108(10): 3028-3056.

28. Fujikura, R., and N. Mikiyasu, 2013, "The Long-term Impacts of Resettlement Programmes Resulting from Dam Construction Projects in Indonesia, Japan, Laos, Sri Lanka and Turkey: A Comparison of Land-for-land and Cash Compensation Schemes", *International Journal of Water Resources Development*, 29(1): 4-13.

29. George, L. K., 1993, "Sociological Perspectives on Life Transitions", *Annual Review of Sociology*, 19(1): 353-373.

30. Isabel, R., and V. S. Carlos, 2015, "The Labor Market Impacts of Forced Migration", *American Economic Review*, 105(5): 581-586.

31. Mazumder, B., 2014, "Black-White Differences in Inter-generational Economic Mobility in the United States", *Social Science Electronic Publishing*, 38(1): 1-18.

32. Navarra, M. Q., A. Niehof, W. Vaart, H. Horst and H. Moerbeek, 2018, "History and Institutions in the Rebuilding of Social Capital after Forced Resettlement in the Philippines and Indonesia", *The Journal of Development Studies*, 54(8): 1392-1405.

33. Putnam, R. D., 1993, "The Prosperous Community: Social Capital and Public Life", *The American Prospect*, 13(4): 35-42.

34. Scudder, T., 2005, *The Future of Large Dams Dealing with Social, Environmental, Institutional and Political Costs*, London: Earthscan.

35. Sen, A. K., 1983, "Poor, Relatively Speaking", *Oxford Economic Papers*, 35(2): 153-169.

36. Shultz, J. M., A. Reckemmer, A. Rai, and K. T. McManus, 2019, "Public Health and Mental Health Implications of Environmentally Induced Forced Migration", *Disaster Med Public Health Preparedness*, 13(2): 116-122.

37. Souksavath, B., and M. Nakayama, 2013, "Reconstruction of the Livelihood of Resettlers from the Nam Theun 2 Hydropower Project in Laos", *International Journal of Water Resources Development*, 29(1): 71-86.

38. Tanle, A., 2015, "Towards an Integrated Framework for Analysing the Links between Migration and Livelihoods", *Norwegian Journal of Geography*, 69(5): 257-264.

39. Wang, J., 2017, "Rural-to-urban Migration and Rising Evaluation Standards for Subjective Social Status in Contemporary China", *Social Indicators Research*, 134(3): 1113-1134.

40. Wilmsen, B., 2016, "After the Deluge: A longitudinal study of Resettlement at the Three Gorges Dam, China", *World*

Development, 84(8): 41-54.

41. Wilmsen, B., and A. V. Hulten, 2017, "Following Resettled People Over Time: The Value of Longitudinal Data Collection for Understanding the Livelihood Impacts of the Three Gorges Dam, China", *Impact Assessment and Project Appraisal*, 35(1): 94-105.

42. Yoshida, H., R. D. Agnes, M. Solle and M. Jayadi, 2013, "A Long-term Evaluation of Families Affected by the Bili-Bili Dam Development Resettlement Project in South Sulawesi, Indonesia", *International Journal of Water Resources Development*, 29(1): 50-58.

(作者单位: ¹重庆工商大学长江上游经济研究中心;
²云南大学经济学院)
(责任编辑: 初心)

The Effect of Involuntary Resettlement on Inter-generational Occupational Mobility: An Empirical Analysis Based on Survey Data from the Three Gorges Reservoir Area

Teng Xianghe Qing Yun Wen Chuanhao

Abstract: With a content analysis of the resettlers in the Three Gorges Reservoir Area, this article tries to explore and empirically analyze the mechanism of the influence of involuntary resettlement on resettlers' inter-generational mobility of occupation (IMO). The results show that there are significant differences on the mobility between resettlers and indigenous inhabitants, and involuntary resettlement significantly increases the upward inter-generational mobility of occupation (UIMO). Meanwhile, involuntary resettlement also has a higher inter-generational inheritance, and the possibility of inter-generational inflow or outflow is low in the classes of farmers, workers or managers. Compared with the urban resettlement and the back-up resettlement, the suburban resettlement is found to be more conducive to the UIMO. Involuntary resettlement can significantly reduce the UIMO when the descendants are 0 to 3 years old, while it can significantly increase the UIMO when the descendants are 3 to 6 years old. The UIMO is more likely to occur in the environments with more development opportunities, large development gap, or strong formal social support. However, strong social capital has no obvious effect on the UIMO, which is mainly due to the loss of both social capital scale and social capital quality during the involuntary resettlement process.

Key Words: Resettler; Involuntary Resettlement; Inter-generational Occupational Mobility

参与电商会促进猕猴桃种植户 绿色生产技术采纳吗？*

——基于倾向得分匹配的反事实估计

李晓静 陈哲 刘斐 夏显力

摘要：本文利用陕西、四川两省 686 户猕猴桃种植户的调查数据，在采用变异系数法度量猕猴桃种植户绿色生产技术采纳程度的基础上，利用倾向得分匹配法构建反事实框架，实证分析参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响效应。结果表明：猕猴桃种植户绿色生产技术的重要性依次为测土配方施肥技术、物理防治技术、套袋技术、无公害农药使用技术、有机肥施用技术；在控制样本选择偏差后，参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳有显著的正向影响；参与电商对不同资本禀赋的猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的促进效应存在差异；参与电商通过提升产品价格预期、提升经济收益水平、提升信息获取能力、追求正向社会评价四条路径来影响猕猴桃种植户的绿色生产技术采纳。

关键词：电商 绿色生产技术 技术采纳 倾向得分匹配 反事实估计

中图分类号：F304.4 **文献标识码：**A

一、引言

农药、化肥等农业资源在农业生产中的长期过量和低效使用，会带来一系列食品安全与环境污染问题（米建伟等，2012；王常伟、顾海英，2013；张复宏等，2017）。坚持农业绿色发展理念，深入推进农业供给侧结构性改革，已经成为农业高质量发展的有效举措。而生产者对绿色生产技术采纳与否以及采纳程度，将成为影响农业高质量发展的关键因素之一。农业农村部发布的《农业绿色发展技术导则（2018-2030 年）》指出，绿色生产技术包括“耕地质量提升与保育技术、农业控水与雨养旱

*本文研究得到国家社会科学基金项目“贫困地区农户农地流转减贫效应研究”（批准号：17BJY137）、国家自然科学基金重点项目“我国西部农业市场培育与开放研究”（批准号：71933005）以及中国人民大学中国扶贫研究院“扶贫研究博士论文奖学金”的资助。感谢“食品安全与农业绿色发展：纪念新中国成立 70 周年全国农业经济学术研讨会”上刘同山教授和张建杰教授的点评和宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：夏显力。

作技术、化肥农药减施增效技术、农业废弃物循环利用技术、……、草畜配套绿色高效生产技术等”^①。目前绿色生产技术已比较先进（陈新忠、李芳芳，2014），但农户通常难以突破常规农业的发展定势，表现为绿色生产技术采纳的积极性不高、采用比例较低（褚彩虹等，2012；罗小娟等，2013）。尽管政府通过设置补贴或惩罚促进了农户对绿色生产技术的采纳，但难以形成长效机制（耿宇宁等，2017）。因此，如何促进农户的农业生产方式从常规生产向绿色生产转型，尤其是形成绿色生产技术采纳的长效机制，这是一个亟待解决的课题。

依据现有文献，国内外学者按照传统经济学观点，从理论层面和实证层面检验了影响农户绿色生产技术采纳的因素，可以总结为以下三个方面。一是，政府在技术推广中具有重要作用。绿色生产是具有正外部性的公益型技术，其对环境的正向影响通常难以用市场价格方式补偿（耿宇宁等，2017），政府在此背景下的农业环境管制、政府农业财政支出及农业补贴政策实施在很大程度上影响着农户的农业绿色生产行为（Espinosa-Goded et al., 2010；高雪萍，2013；Chatzimichasel et al., 2014）。二是，资源禀赋是制约农户采纳新技术的重要原因。家庭的资本、劳动、土地等生产要素是农户可以利用的资源，影响着农户的实践活动和行为选择（曾亿武等，2018；郑旭媛等，2018）。社会网络、信息传递等作为非实物资源也在农户行为选择中发挥重要作用（陈欢等，2017；张童朝等，2017）。三是，市场需求是决定农户技术采纳的重要诱导因素（黄季焜等，1993）。市场需求决定着产品的价值实现，从而成为影响农户技术选择行为的关键因素（林毅夫、沈明高，1991）。例如，市场作用下的农产品质量认证不仅是解决食品质量信息不对称的有效方式，还能通过市场溢价促进农户选择绿色生产技术（耿宇宁等，2017），某种农产品市场的需求规模和某类资源的相对稀缺程度都会影响农户技术选择（黄季焜等，1993），市场预期销售价格和市场预期收入对农户采纳先进技术具有促进作用（贺梅英、庄丽娟，2014）。

当前，在“互联网+”的推动下，农产品电商这一销售模式应运而生，在颠覆传统农产品销售模式的同时，对农户收益层面和农业产业链、农产品价值链层面均有较大改善。农户参与农产品电商的主要形式包括入驻第三方电商平台（例如淘宝、天猫、京东、顺丰优选等），独立网站电商，微博、微商、微信（微信公众号和朋友圈），以及QQ空间等。鉴于此，本文将“参与电商”界定为猕猴桃种植户应用电商平台、自媒体和社交软件进行网络销售的决策行为（参考唐立强，2017；曾亿武等，2019）。查金祥、黎东升（2006）认为，农产品电商对农产品流通具有重要影响，农产品网络营销在降低流通成本、交易成本和交易风险等方面发挥重要作用。汪旭晖、张其林（2016）研究表明，农产品电商对于突破时空限制、解决生鲜农产品销售难的问题有重要作用。曾亿武等（2018）研究表明，参与电商对农户增收具有重要作用。据《中国农村电子商务发展报告（2017-2018）》显示，中国农村网络销售额2018年突破1.3万亿元（其中，农产品网络销售额达3000亿元），越来越多的农民在农产品电商发展中获益。农户绿色生产技术采纳行为是对关键经济变量变动的一种内生反应，必然会受

^①资料来源：《农业农村部关于印发〈农业绿色发展技术导则（2018-2030年）〉的通知》，http://www.moa.gov.cn/gk/ghjh_1/201807/t20180706_6153629.htm。

到农产品电商发展的影响。农产品电商是市场化的有力手段，在影响农户销售方式和经济收入的同时，是否会顺延生产链向上延伸传导到生产端从而倒逼农产品生产安全？这是一个值得研究的问题。

那么，在农产品电商推广进程中，猕猴桃种植户参与电商的现状如何？参与电商是否会促进猕猴桃种植户对绿色生产技术的采纳？其影响机理是什么？本文在理论分析的基础上，利用陕西、四川两省 686 个猕猴桃种植户的微观调查数据，识别猕猴桃种植户参与电商情况及其带来的绿色生产技术采纳效应，并对参与电商影响种植户绿色生产技术采纳的路径进行检验。由于是否参与电商是猕猴桃种植户“自选择”的结果，本文采用倾向得分匹配法构造一组与电商户样本匹配的虚拟的非电商户样本，从而建立反事实框架。这不仅能对猕猴桃种植户参与电商带来的绿色生产技术采纳效应有准确评估，还能利用匹配样本来细化分析影响效应的具体来源及差异。

本文余下内容安排如下：第二部分通过理论分析提出研究假说；第三部分为数据来源、研究方法和变量选取；第四部分为实证结果与分析；最后一部分为研究结论与启示。

二、理论分析与研究假说

销售环节是农产品流通中的重要一环，在传统销售模式下农户受自身禀赋、市场信息不对称等众多因素的影响，在农产品销售过程中处于相对不利的位置（唐立强、周静，2018）。但随着社会经济的发展，农产品电商通过整合农村传统要素与网络资源，实现农户与市场的有效连接（Parker et al., 2016），拉近了农户与消费者之间的空间距离，改变了农户销售方式和生产经营方式（彭小珈、周发明，2018）。就猕猴桃种植户而言，其在参与电商的过程中对绿色农产品有了新的认知，激发了其对生产端的新思考，从而促进其对绿色生产技术的采纳。本文在借鉴已有成果的基础上，对参与电商影响猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的机理进行分解（见图 1）。

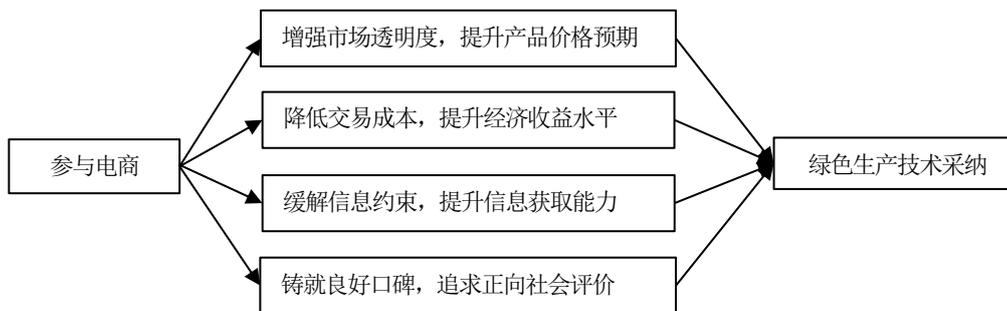


图 1 参与电商影响猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的机理

第一，农产品电商发展增强了市场透明度，提升猕猴桃种植户的产品价格预期，促使猕猴桃种植户采纳绿色生产技术。在传统农业经济中，受信息不对称和市场非正当竞争环境的影响，上游生产者会产生欺诈的机会主义行为，以次充好扰乱市场。依托现代信息技术和互联网发展起来的农产品电商将局限于特定地区的销售和购买行为扩散到全国范围从而增加了竞争，极大地改善了传统农业信息不对称和销售不畅通的问题（Poole, 2001），提升了农产品销售市场的有效性。价格机制是农产品质量高低的“显示信号”，是农产品市场有效性的重要体现。在农产品电商发展推动下的有效市场使绿色

农产品较之普通农产品有较高的价格，为绿色农产品“优质优价”提供了可能。这将提高猕猴桃种植户对绿色农产品的价格预期，从而提升其绿色生产的意愿，并最终促进其绿色生产技术的采纳。基于此，本文提出假说 H1。

H1：参与电商有利于提升猕猴桃种植户的产品价格预期，从而促使其绿色生产技术采纳。

第二，参与电商能够降低猕猴桃种植户在农产品销售过程中的交易成本，增加经济收益，进而促使其拥有更多的资金用于绿色生产技术采纳。农产品电商为原本农产品同质化严重的生产区提供全国性市场，农户通过参与电商能够获得更多的收益和更大的议价能力，大大弱化了农产品同质化带来的丰收不增收的窘境（魏晓蓓、王淼，2018）。在传统销售模式下，中间商利用自身的地理、信息等资源优势压低农产品收购价，由此带来的收益下降则削弱了农户加大生产性投资的意愿，降低了其绿色生产技术采纳的意愿；参与电商则拉近了生产者和消费者的空间距离，降低了中间商的市场垄断地位，提高了农户在销售市场议价能力，也降低了销售过程的交易成本，从而提高了销售环节的经济收益，增强了农户加大生产性投资的意愿（曾亿武等，2018）。投资意愿的增强会引致猕猴桃种植户投资行为的改变，有利于促进其绿色生产技术采纳。基于此，本文提出假说 H2。

H2：参与电商有利于猕猴桃种植户降低交易成本，提升经济收益水平，从而促进其绿色生产技术采纳。

第三，参与电商能够缓解猕猴桃种植户信息约束，提升其信息获取能力。信息作为附着于技术本身的无形要素同样影响农户决策，信息知识匮乏及由此导致的资源配置失效和采纳风险对农户采纳新技术有显著的负向影响，而信息流动能够提高农户对技术信息的了解和掌握程度，促进农户采纳新技术（黄季焜等，2008）。农户信息获取能力和水平直接影响其所拥有资源的配置，最终影响农户绿色生产技术采用（Wozniak，1993；唐立强、周静，2018）。就猕猴桃种植户而言，参与电商打破了其传统交流方式中熟人网络的局限，使其从互联网渠道获取信息成为可能，缓解其信息约束，打破“信息困境”，促进其绿色生产技术采纳。另外，参与电商的信息共享与“锁定效应”为绿色农产品质量安全提供保障（汪旭晖、张其林，2016），倒逼猕猴桃种植户采纳绿色生产技术。基于此，本文提出假说 H3。

H3：参与电商有利于猕猴桃种植户缓解信息约束，提升信息获取能力，从而促进其绿色生产技术采纳。

第四，参与电商能够实现生产者与消费者之间的互动交流，消费者的反馈机制促使猕猴桃种植户铸就良好口碑，追求正向社会评价，倒逼猕猴桃种植户采纳绿色生产技术。农户参与电商对社会网络具有较高依赖，社会网络规模和质量能决定农户电商的销售规模，但社会系统的“口碑效应”是参与电商能否持续长久的关键（朱月季，2016）。参与电商可以实现生产者和消费者之间的一对一实时互动，进而让消费者可了解生产者的生产过程、理念和价值观等方面的信息，从而形成价值认同、购买黏性（曾亿武等，2018），能在一定程度上对农产品质量安全进行监督。农户在社会网络情境下，能够便捷地实现知识共享与物资整合，更科学地组织生产，从而获取收益（周荣等，2018）。农户和消费者之间的反复互动促使其达成集体行动主体间的合作，使买卖双方为实现集体共同利益而努力（朱

月季, 2016; 苗珊珊, 2014), 这种基于社会系统下的“口碑效应”督促猕猴桃种植户更加注重发展绿色生产。基于此, 本文提出假说 H4。

H4: 参与电商有利于猕猴桃种植户铸就良好口碑, 追求正向社会评价, 从而促进其绿色生产技术采纳。

以上分析表明, 参与电商有利于猕猴桃种植户提升产品价格预期, 提升经济收益水平, 提升信息获取能力, 追求正向社会评价, 从而促使其向绿色生产转型。基于此, 本文提出假说 H5。

H5: 参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳具有正向影响。

三、数据来源、研究方法和变量选取

(一) 数据来源

本文研究所使用的数据来源于“猕猴桃产业技术体系”课题组 2018 年 9~10 月对陕西、四川两省猕猴桃种植户开展的实地调查。从猕猴桃的种植规模来看, 陕西省的猕猴桃种植面积居于全国之首, 四川省居于第二, 两省种植规模约占中国猕猴桃种植规模的六成, 以这两省为研究区域, 能反映中国猕猴桃产业的基本发展状况。课题组在陕西省选取的猕猴桃主产县为: 眉县、周至县、武功县; 在四川省选取的猕猴桃主产县(市)为: 都江堰市、蒲江县、苍溪县。在此基础上, 课题组采用分层逐级抽样和随机抽样相结合的方式选取样本种植户, 具体的抽样过程为: 首先在每个县(市)随机选取 4~5 个乡镇, 然后在每个乡镇随机选取 3 个村, 最后在每个村随机选取 8~10 户猕猴桃种植户。本次调查针对猕猴桃种植户共发放问卷 702 份, 经数据筛查, 剔除数据缺失和前后矛盾的问卷后共获得有效问卷 686 份。农户问卷调查采用一对一入户调查的形式, 调查内容包括猕猴桃种植户家庭人口结构、收支状况、农业生产与销售状况以及参与电商情况等方面。村庄问卷主要针对了解村庄情况的村干部进行调查, 主要涉及村庄人口结构、经济发展状况、政府电商推广状况等。

调查样本中, 猕猴桃种植户家庭特征及生产经营的基本特征如表 1 所示。在样本区域中, 有 71.72% 的猕猴桃种植户家庭年收入在 10 万元以下, 有 87.17% 的猕猴桃种植户的种植规模少于 10 亩, 样本猕猴桃种植户家庭劳动力人口数以 1~2 人居多, 有 49.56% 的家庭劳动力平均受教育年限为 5~9 年, 有 43.44% 的猕猴桃种植户一年内参加了 1~3 次农技培训, 有 13.12% 的猕猴桃种植户家中有村干部, 猕猴桃种植户人情往来支出占家庭年支出的比例以 5% 以下居多, 亲戚好友数量以 11~20 人居多, 有 21.72% 的猕猴桃种植户加入合作社, 有 74.78% 的猕猴桃种植户通讯支出占家庭年支出的比例在 10% 以下。

表 1 样本猕猴桃种植户基本统计特征描述

分组变量		样本量 (户)	比例 (%)	分组变量		样本量 (户)	比例 (%)
家庭年收入 (万元)	[0, 5)	234	34.11	农技培训 次数	0 次	293	42.71
	[5, 10)	258	37.61		1~3 次	298	43.44
	10 万元及以上	194	28.28		4 次及以上	95	13.85

(续表 1)

猕猴桃收入占比 (%)	[0, 30)	228	33.24	是否有村干部	是	90	13.12
	[30, 60)	195	28.42		否	596	86.88
	[60, 100]	263	38.34	人情往来占比 (%)	[0, 5)	294	42.86
种植规模 (亩)	[0, 5)	292	42.56		[5, 10)	206	30.03
	[5, 10)	306	44.61		10%及以上	186	27.11
	10 亩及以上	88	12.83	亲戚好友数量	0~10 人	198	28.86
劳动力数量	1~2 人	457	66.62		11~20 人	253	36.88
	3~4 人	217	31.63		21 人及以上	235	34.26
	5 人及以上	12	1.75	是否加入合作社	是	149	21.72
劳动力受教育水平 (年)	[0, 5)	179	26.10		否	537	78.28
	[5, 9)	340	49.56	通讯支出占比 (%)	[0, 5)	242	35.28
	9 年及以上	167	24.34		[5, 10)	271	39.50
					10%及以上	173	25.22

(二) 研究方法

为度量参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响，本文构建猕猴桃种植户绿色生产技术采纳模型，表达式为：

$$Y_i = \alpha + \delta D_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中， Y_i 表示猕猴桃种植户绿色生产技术采纳程度； D_i 表示是否参与电商， δ 表示参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响程度； X_i 为其他解释变量， β 为解释变量的系数； α 为常数项； ε_i 是随机干扰项。

若猕猴桃种植户是被随机分配到电商组和非电商组中，则 (1) 式中的 δ 为净效应。但猕猴桃种植户参与电商是其“自选择”过程，其选择可能会受到自身资本禀赋的影响，而这些因素又会对其绿色生产技术采纳产生影响。因此，忽略“自选择”问题将会导致参数估计结果有偏。倾向得分匹配 (PSM) 是常用的处理“自选择”问题的方法，其基本思想是通过参与电商的猕猴桃种植户和未参与电商的猕猴桃种植户进行匹配，使得参与的和未参与的猕猴桃种植户趋于均衡可比状态，然后比较其绿色生产技术采纳行为。具体而言，猕猴桃种植户参与电商的倾向匹配得分为既定条件下猕猴桃种植户参与电商的概率，通常用 Logit 模型或 Probit 模型来估计倾向匹配得分。以 Logit 模型为例，其表达式为：

$$P(Z_i) = P(D_i = 1 | Z_i) = \Lambda(Z_i' \beta) \equiv \exp(Z_i' \beta) / (1 + \exp(Z_i' \beta)) \quad (2)$$

(2) 式中， $P(D_i = 1 | Z_i)$ 为猕猴桃种植户参与电商的倾向匹配得分或概率， Z_i 为匹配变量。

在得到倾向匹配得分后，选择合适的匹配方法对电商户和非电商户进行匹配，常用的匹配方法有近邻匹配、核匹配、半径匹配等，较好的匹配会使电商户和非电商户有较大的共同支撑区域（即处理组与对照组倾向得分的重叠区间）。匹配完成后即可衡量参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响程度，通常采用处理组（即电商户）绿色生产技术采纳的平均处理效应 (average treatment effect

of the treated, ATT) 进行估计, 其表达式为:

$$ATT = E(Y_1 | D = 1) - E(Y_0 | D = 1) = E(Y_1 - Y_0 | D = 1) \quad (3)$$

(3) 式中, Y_1 为电商户绿色生产技术的采纳程度, Y_0 为非电商户绿色生产技术的采纳程度。

(三) 变量选取及描述性统计

1. 结果变量: 猕猴桃种植户绿色生产技术采纳程度。本文参考农业部“一控两减三基本”的防治目标并结合猕猴桃生产特性, 在借鉴耿宇宇等(2017)、杨志海(2018)、黄炎忠等(2018)、李芬妮等(2019)研究的基础上, 从猕猴桃套袋、病虫害防治、施药、施肥、土壤管理 5 个生产环节中分别选取 1 种绿色生产子技术进行研究, 分别选取了套袋技术、物理防治技术、无公害农药使用技术、有机肥施用技术、测土配方施肥技术, 并用这五种绿色生产子技术的加权平均值来衡量猕猴桃种植户绿色生产技术的采纳程度(猕猴桃种植户是否采用绿色生产子技术均为二元变量, 若采用赋值为 1; 反之, 则赋值为 0)。但受制于绿色生产子技术在不同地区适用性的限制, 等权重估计会导致结果有所偏颇。因此, 本文在充分考虑绿色生产技术的经济收益、化肥农药减量、生态环境保护三个维度的基础上, 采用变异系数法来确定五个绿色生产技术的权重系数。

变异系数法是常用的确定指标权重的客观赋权法, 它是根据各指标样本数据在所有被评价对象上观测值的变异程度来对其进行赋权, 即: 对于变异程度较大的样本, 赋予较大的权重; 反之, 赋予较小的权重(参见杨立、汤尚颖, 2013; 宋彦蓉、张宝元, 2015)。首先, 分别测算每种绿色生产子技术下各维度的变异系数 V_j , 表达式为:

$$V_j = S_j / U_j \quad (4)$$

(4) 式中, S_j 为第 j ($j=1, \dots, 5$) 个指标的标准差, U_j 为第 j 个指标的均值。

其次, 对(4)式所求的变异系数进行归一化处理, 即选择指标变异系数占全部指标变异系数之和的比重, 可得到绿色生产子技术各维度的二级指标权重 W_j , 表达式为:

$$W_j = V_j / \sum_{j=1}^n V_j \quad (5)$$

(5) 式中, W_j 为归一化处理后的相应维度的变异系数。

最后, 将每一个绿色生产子技术三个维度的二级指标权重分别加总, 即可得到五种绿色生产子技术的权重系数。

2. 处理变量: 参与电商。在调查区域中, 猕猴桃种植户参与电商的形式主要有入驻第三方电商平台、独立网站电商、微博微商微信和 QQ 空间四类, 分别占到参与电商的猕猴桃种植户总数的 6.54%、3.08%、98.46%、13.08%^①。

3. 匹配变量。已有研究表明, 农户家庭经济资本、人力资本、社会资本、信息资本等对其参与电

^①根据调查的实际情况, 猕猴桃种植户参与电商的形式并不是单一的, 有可能采用一种或多种形式参与电商。

商（唐立强、周静，2018；曾亿武等，2019）及绿色生产技术采纳（耿宇宁等，2017；杨志海，2018；黄炎忠等，2018；孙小燕、刘雍，2019）有重要影响。借鉴以上研究，本文从四个方面选取多个变量作为匹配变量：①在经济资本方面，选取家庭年收入、猕猴桃收入占比、种植规模3个变量；②在人力资本方面，选取劳动力数量、劳动力受教育水平、农技培训次数3个变量；③在社会资本方面，选取是否有村干部、人情往来占比、亲戚好友数量、是否加入合作社4个变量；④在信息资本方面，选取通讯支出占比1个变量。

表2为本文的变量定义、描述性统计及样本均值差异检验。表2显示，相对于非电商户，电商户在家庭年收入、猕猴桃收入占比、种植规模、劳动力受教育水平、农技培训次数、有村干部、加入合作社方面都表现出较高水平。

表2 变量定义、描述性统计及样本均值差异检验

变量名称	变量定义与赋值	样本户特征值均值		均值差
		电商户 (N=260)	非电商户 (N=426)	
结果变量： 猕猴桃种植户绿色生产技术采纳程度	由变异系数法计算得出，单位：%	62.95 (18.83)	51.84 (17.67)	-11.11***
处理变量： 参与电商	家庭是否应用电商平台进行网络销售：是=1；否=0	1.00 (0.00)	0.00 (0.00)	—
匹配变量： 家庭年收入	按实际值计算，单位：万元	10.93 (18.04)	7.96 (9.29)	-2.97***
猕猴桃收入占比	猕猴桃收入占家庭年收入的比重，单位：%	53.76 (28.69)	46.22 (28.58)	-7.54***
种植规模	按实际值计算，单位：亩	7.01 (10.57)	5.85 (5.35)	-1.16*
劳动力数量	按实际值计算，单位：人	2.53 (0.92)	2.43 (0.93)	-0.10
劳动力受教育水平	家庭中劳动力受教育年限的平均值，单位：年	6.90 (2.76)	6.33 (2.78)	-0.57***
农技培训次数	家庭成员参加农技培训的次数，单位：次	1.92 (2.35)	1.39 (1.83)	-0.53***
是否有村干部	家庭中是否有村干部：是=1；否=0	0.16 (0.37)	0.11 (0.32)	-0.05*
人情往来占比	人情往来支出占家庭年支出的比重，单位：%	7.84 (7.90)	8.64 (8.72)	0.80
亲戚好友数量	按实际值计算，单位：人	23.22 (18.24)	21.34 (18.82)	-1.88

(续表 2)

是否加入合作社	家庭是否加入合作社：是=1；否=0	0.32 (0.47)	0.16 (0.36)	-0.16***
通讯支出占比	通讯支出占家庭年支出的比重，单位：%	8.18 (5.69)	7.51 (5.71)	-0.67
其他变量：				
绿色农产品价格预期	决策者对绿色农产品价格较之一般农产品的价格预期：价格低很多=1；价格低一点=2；差不多=3；价格高一点=4；价格高很多=5	4.02 (0.83)	3.67 (0.87)	-0.35***
猕猴桃边际收益	猕猴桃平均销售价格，单位：元	5.28 (3.04)	3.96 (2.32)	-1.32***
互联网信息获取	使用互联网、手机等现代媒介获取信息的频率：从不=1；很少=2；有时=3；经常=4；频繁=5	2.20 (1.44)	1.61 (1.11)	-0.59***
猕猴桃质量社会评价	顾客或邻里亲友对猕猴桃的总体评价（若仅销售给收购商则询问其邻里亲友的评价）：非常差=1；比较差=2；一般=3；比较好=4；非常好=5	4.49 (0.64)	3.78 (1.20)	-0.71***

注：①*、***分别表示均值差异在 10%和 1%的水平上显著（t 检验）；②括号内数字为标准差。

四、实证结果与分析

（一）猕猴桃种植户绿色生产技术采纳程度的度量

由于绿色生产技术具有差异性，其在生产过程中发挥的作用不尽相同。为了准确地刻画绿色生产技术的属性，本文采用李克特量表对 5 种绿色生产子技术的技术经济收益、化肥农药减量、生态环境保护三个维度进行评价。根据猕猴桃种植户的主观评价数据，本文采用变异系数法计算各指标权重，按指标权重赋权后的结果排序为：测土配方施肥技术、物理防治技术、套袋技术、无公害农药使用技术、有机肥施用技术（见表 3）。

表 3 猕猴桃种植户绿色生产技术采纳程度指标体系及权重

目标层	一级指标	二级指标	变异系数	二级指标权重	一级指标权重
绿色生产技术采纳程度	套袋技术	技术经济收益	0.29	0.05	0.21
		化肥农药减量	0.53	0.08	
		生态环境保护	0.48	0.08	
	物理防治技术	技术经济收益	0.50	0.08	0.23
		化肥农药减量	0.53	0.08	
		生态环境保护	0.45	0.07	
	无公害农药使用技术	技术经济收益	0.30	0.05	0.17
		化肥农药减量	0.44	0.07	
		生态环境保护	0.32	0.05	
	有机肥施用技术	技术经济收益	0.23	0.03	0.15

(续表 3)

绿色生产 技术采纳 程度	有机肥施用技术	化肥农药减量	0.43	0.07	
		生态环境保护	0.29	0.05	
	测土配方施肥技术	技术经济收益	0.49	0.08	
		化肥农药减量	0.54	0.08	0.24
		生态环境保护	0.49	0.08	

(二) 参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响

1. 猕猴桃种植户参与电商决策模型估计。为了匹配电商户和非电商户，本文采用 Logit 模型估计猕猴桃种植户成为电商户的概率，估计结果如表 4 所示。表 4 显示，猕猴桃种植户的经济资本、社会资本、人力资本、信息资本对于猕猴桃种植户成为电商户的可能性有显著影响。

(1) 经济资本层面。家庭年收入和猕猴桃收入占比对猕猴桃种植户参与电商有显著的正向影响。可能的原因是：参与电商需要一定的资金投入，经济资本越丰富的猕猴桃种植户越有可能在电商竞争中完成从普通种植户到电商户的转型；猕猴桃收入占比代表猕猴桃种植户种植的专业性，专业性越高的猕猴桃种植户越具有动力参与电商以获取高利润。种植规模对猕猴桃种植户参与电商具有显著的负向影响。可能的原因是：种植大户多数已建立良好的销售渠道；另外，鉴于农产品电商对生鲜农产品分销速度的限制，种植大户依靠电商渠道销售的风险较大。因此，种植大户依旧选择传统销售方式，电商参与率较低。

(2) 人力资本层面。农技培训次数对猕猴桃种植户参与电商具有显著的正向影响，原因是参加农技培训提高了猕猴桃种植户的学习能力，进而提升其捕捉市场信息的能力，使其较快切入电商市场。

(3) 社会资本层面。加入合作社的猕猴桃种植户具有较高的概率参与电商。如果猕猴桃种植户与异质性社会网络沟通较为密切，其信息获取能力和技术掌握能力都会随之提升，表现为猕猴桃种植户对电商的较快接纳。

(4) 信息资本层面。通讯支出占比对猕猴桃种植户参与电商具有显著的正向影响。这说明，与外界沟通增加了猕猴桃种植户所拥有的信息资本，而信息资本较高的猕猴桃种植户其信息获取的门槛较低，从而在市场上占据有利地位，增加了猕猴桃种植户参与电商的可能性。

表 4 基于 Logit 模型的猕猴桃种植户参与电商决策模型的估计结果

	变量名称	系数	标准误	Z 统计量
经济资本	家庭年收入	0.03**	0.01	2.08
	猕猴桃收入占比	0.01***	0.00	3.59
	种植规模	-0.04*	0.02	-1.67
人力资本	劳动力数量	0.08	0.10	0.84
	劳动力受教育水平	0.04	0.03	1.36
	农技培训次数	0.10**	0.04	2.28
社会资本	是否有村干部	0.07	0.25	0.29

(续表 4)

社会资本	人情往来占比	-0.02	0.01	-1.56
	亲戚好友数量	0.00	0.01	0.54
	是否加入合作社	0.91***	0.20	4.55
信息资本	通讯支出占比	0.03*	0.02	1.75
常数项		-2.07***	0.40	-5.10
LR 统计量		61.29***		
Pseudo R ²		0.07		
样本量		686		

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

2.共同支撑域与平衡性检验。基于猕猴桃种植户参与电商决策模型的估计结果可以计算出猕猴桃种植户的倾向得分，为了保证匹配质量，需要考虑匹配的共同支撑域的条件。如果共同支撑域太窄，则在共同支撑域外的样本得不到有效匹配，会造成样本损失；如果共同支撑域范围越广，匹配过程中的样本损失就越小。统计显示，电商户与非电商户的倾向得分区间分别为[0.11, 0.88]和[0.12, 0.84]，共同支撑域为[0.12, 0.84]。

为了更直观地考察电商户和非电商户的共同支撑域，图 2 (a)、(b) 分别给出了匹配前后的电商户（处理组）和非电商户（对照组）倾向得分的概率密度图。从图 2 可以看出，匹配后的两组样本倾向得分的核密度函数较为接近，匹配结果较佳。

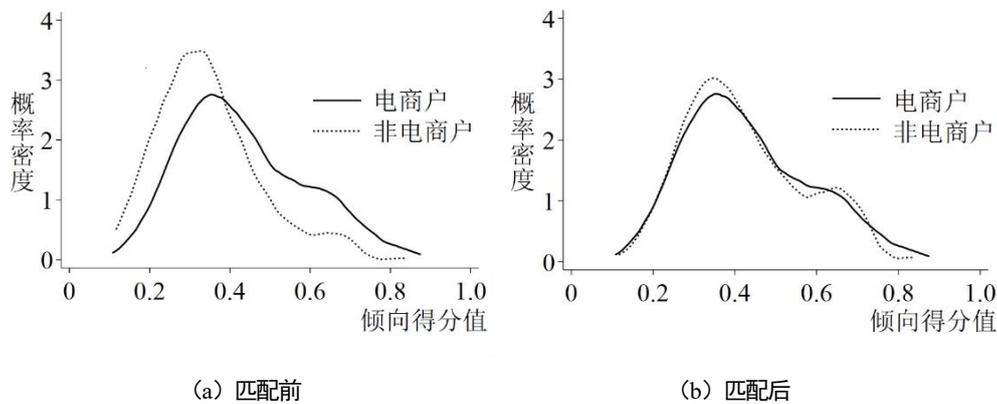


图 2 核匹配前后电商户和非电商户倾向得分的概率密度

由于不同匹配方法会产生不同的样本损失量，为了保证结果的稳健性，本文分别采用最近邻匹配（1 对 3 匹配）、最近邻匹配（1 对 5 匹配）、核匹配（带宽 0.06）、核匹配（带宽 0.10）进行匹配。四种匹配方法的结果显示，电商户的样本损失量均为 3 个，占比较小，可以认为样本得到了较好的匹配。表 5 为匹配前后解释变量的平衡性检验结果，Pseudo R² 由匹配前的 0.07 下降到 0.01，LR 统计量由 61.38 下降到 1.67~4.52，均值偏差由 18.40 下降到 2.50~4.90，中位数偏差由 14.20 下降到 1.70~

4.80。由此可见，匹配后样本总偏误大大降低，两组样本具有类似的特征，即平衡性检验得到通过。

表 5 匹配前后解释变量的平衡性检验结果

匹配方法	Pseudo R ²	LR 值	P 值	均值偏差 (%)	中位数偏差 (%)
匹配前	0.07	61.38	0.00	18.40	14.20
最近邻匹配 (1 对 3 匹配)	0.01	4.52	0.95	4.90	4.80
最近邻匹配 (1 对 5 匹配)	0.01	3.58	0.98	4.20	4.30
核匹配 (0.06)	0.01	2.38	0.99	3.50	3.30
核匹配 (0.10)	0.01	1.67	0.99	2.50	1.70

3.参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳影响的效应分析。为了检验估计结果的稳健性，本文采用四种匹配方法分别估计平均干预效应 ATT。表 6 所示，四种估计结果具有一致性，ATT 均在 1% 的显著性水平上通过检验。从平均值来看，电商户如果没有参与电商，其绿色生产技术采纳率为 54.44%；但由于参与电商，其绿色生产技术采纳率增加到 62.70%，增加了 8.26%，增长率为 15.17%^①。可见，参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳有显著的促进作用，假说 H5 得以验证。

表 6 参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳影响总体效应的估计结果

匹配方法	处理组均值 (%)	对照组均值 (%)	ATT (%)	t 值
最近邻匹配 (1 对 3 匹配)	62.70	54.54	8.16***	4.70
最近邻匹配 (1 对 5 匹配)	62.70	53.91	8.79***	5.31
核匹配 (带宽 0.06)	62.70	54.82	7.88***	5.02
核匹配 (带宽 0.10)	62.70	54.47	8.23***	5.32
平均值	62.70	54.44	8.26***	—

注：***表示在 1% 的水平上显著。

4.参与电商对不同资本禀赋的猕猴桃种植户绿色生产技术采纳影响的差异分析。为进一步分析参与电商对不同资源禀赋的猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响，本文按照猕猴桃种植户资本禀赋差异对猕猴桃种植户进行分组。基于核匹配 (带宽 0.10) 方法对不同组别 ATT 的估计结果如表 7 所示。

表 7 参与电商对不同资本禀赋猕猴桃种植户绿色生产技术采纳影响的分析结果

分组变量		处理组 (%)	对照组 (%)	ATT (%)	t 值
家庭年收入	大于均值	65.48	59.21	6.27**	2.29
	小于均值	59.89	52.09	7.80***	3.91
猕猴桃收入占比	大于均值	64.57	53.95	10.62***	5.05
	小于均值	59.77	53.31	6.46***	2.87
种植规模	大于均值	64.35	57.90	6.45**	2.21
	小于均值	61.56	52.60	8.96***	4.93
劳动力数量	大于均值	61.88	53.96	7.92***	2.83
	小于均值	63.18	54.45	8.73***	4.48

^①增长率的计算公式为：增长率=ATT/对照组均值×100%。

参与电商会促进猕猴桃种植户绿色生产技术采纳吗？

(续表 7)

劳动力受教育水平	大于均值	63.42	55.59	7.83***	3.64
	小于均值	61.00	53.03	7.97***	3.60
是否参加过农技培训	参加过培训	65.37	59.78	5.59**	2.25
	未参加过培训	59.55	49.47	10.08***	5.28
是否有村干部	有村干部	63.35	51.77	11.58***	2.67
	无村干部	62.01	54.40	7.61***	4.57
人情往来占比	大于均值	66.24	60.25	5.99**	1.94
	小于均值	60.73	52.45	8.28***	4.54
亲戚好友数量	大于均值	62.99	54.04	8.95***	3.23
	小于均值	61.20	53.17	8.03***	4.38
是否加入合作社	加入合作社	65.49	60.36	5.13*	1.50
	未加入合作社	61.20	51.52	9.68***	5.69
通讯支出占比	大于均值	63.75	54.73	9.02***	4.48
	小于均值	60.63	53.33	7.30***	3.02

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；对于家庭年收入、猕猴桃收入占比、人情往来占比等变量，以其均值为界分为“大于均值”组和“小于均值”组；对于农技培训次数变量，由于农技培训次数具有分散性，以具体数量进行分组会导致分组样本数量过少，因此以“是否参加过农技培训”为分组。

(1) 经济资本的影响。家庭年收入较高和较低的两组猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳程度均显著提高，分别提高了 6.27%、7.80%。猕猴桃收入占比较高和较低的两组猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳程度也均有显著提高，分别提高了 10.62%、6.46%。这说明，参与电商对专业性强的猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的促进作用更强。种植规模较大的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳程度有显著提高，提高了 6.45%；种植规模较小的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳也有显著提高，提高幅度较大，为 8.96%。这说明，参与电商对小规模种植户的绿色生产技术采纳促进作用更强，可能的原因是大规模种植户参与电商前在追求规模效应的作用下已有较高的绿色生产技术采纳率，无论是否参与电商均有较高的绿色生产技术采纳水平。可见，经济资本在参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响效应中发挥重要作用。

(2) 人力资本的影响。劳动力数量较多和较少的两组猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳程度均有显著提高，分别提高了 7.92%、8.73%，相对而言，参与电商对劳动力数量少的猕猴桃种植户绿色生产技术采纳程度的提高作用更大。劳动力受教育水平较高和较低的两组猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳程度均有显著提高，分别为 7.83%、7.97%，两者差异较小；但劳动力受教育水平较高的猕猴桃种植户在匹配前与匹配后均有较高的绿色生产技术采纳水平。这说明，劳动力受教育水平越高的猕猴桃种植户越能捕捉电商带来的技术革新。参加过农技培训和未参加过农技培训的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳程度分别提高 5.59%、10.08%。可见，参与电商对未参加过农技培训的猕猴桃种植户绿色生产技术采纳具有较大的拉动作用；而参与电商对参加过农技培训的猕猴桃

种植户绿色生产技术采纳的提高程度较低。可能的原因是，农技培训对绿色生产技术采纳的带动作用较强，调查发现，种植户在不参与电商的情况下亦保持较高的绿色生产技术采纳率（59.78%）。上述结果表明，人力资本在参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响效应中发挥重要作用。

（3）社会资本的影响。家中有村干部、亲戚好友数量较多的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳率程度分别提高了 11.58%、8.95%；而家中无村干部、亲戚好友数量较少的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳率程度也有显著提高，但提高幅度相对小一些，分别提高 7.61%、8.03%。人情往来占比较高的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳率程度提高了 5.99%；人情往来占比较低的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳率程度提高了 8.28%，虽然提高幅度变大，但与人情往来占比较高的猕猴桃种植户相比仍有较大的差距。加入合作社的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳率程度显著提高了 5.13%，未加入合作社的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳率程度提高了 9.68%。可见，社会资本在参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响效应中发挥着重要作用。

（4）信息资本的影响。通讯支出占比较高的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳率程度显著提高了 9.02%，通讯支出占比较低的猕猴桃种植户参与电商后绿色生产技术采纳率程度提高了 7.30%。可见信息资本越高，猕猴桃种植户参与电商所产生的绿色生产技术采纳效应越高。

综上所述，参与电商对不同资本禀赋的猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响具有显著差异。

5. 参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳影响的内生性检验。参与电商和猕猴桃种植户绿色生产技术采纳之间的因果关系可能存在内生性，即参与电商的猕猴桃种植户可能自身对新技术需求敏感或者对绿色生产技术具有选择偏好，即猕猴桃种植户在参与电商之前就保持有较高的绿色生产技术采纳率水平。也就是说，猕猴桃种植户的绿色生产技术采纳率水平是由其自身技术需求、技术偏好本身决定的，而非由猕猴桃种植户参与电商决定的。基于此，本文利用反事实检验克服内生性问题，采用“2014 年有机肥施用率”和“2014 年无公害农药使用率”^①两个变量作为“猕猴桃种植户绿色生产技术采纳率程度”的替代变量。这两个变量在一定程度上代表了猕猴桃种植户在参与电商之前的绿色生产技术采纳率程度。若回归结果显示参与电商对猕猴桃种植户“2014 年有机肥施用率”和“2014 年无公害农药使用率”有显著影响，那么猕猴桃种植户的绿色生产技术采纳率提高就不是参与电商带来的，而是由猕猴桃种植户自身技术偏好所决定的。基于此，本文采用 PSM 分别对两个模型进行估计，回归结果如表 8 所示。“2014 年有机肥施用率”和“2014 年无公害农药使用率”两个变量的平均干预效应 ATT 均未通过显著性检验，也即参与电商对这两个变量没有显著影响。这意味着，参与电商显著地提升了猕猴桃种植户绿色生产技术采纳率程度，假说 H5 得到进一步验证。

^①本文选用 2014 年的数据是基于以下考虑：①从全国农产品电商发展状况看，2015 年是农产品电商发展的元年，在此之前猕猴桃种植户参与电商率较低；②从实地调查看，样本数据中 2014 年仅有 1.31% 的猕猴桃种植户参与电商，2015~2017 年的参与电商率分别为 5.10%、16.91%、37.90%，可见 2014 年猕猴桃种植户参与电商率较低。为避免 2014 年已参与电商的样本对内生性检验的回归结果产生偏差，本文对此部分样本予以剔除，剔除后剩余样本数为 677 个。

表 8 参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳影响的内生性检验 (n=677)

变量	2014 年有机肥施用率				2014 年无公害农药使用率			
	处理组	对照组	ATT	t 值	处理组	对照组	ATT	t 值
核匹配 (带宽 0.10)	51.25	50.73	0.52	0.20	72.64	70.47	2.17	0.65

(三) 参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳影响的机理分析

以上研究表明, 参与电商促进猕猴桃种植户绿色生产技术采纳, 但参与电商如何促进猕猴桃种植户绿色生产技术采纳更值得关注。本部分从提升产品价格预期、提升经济收益水平、提升信息获取能力、追求正向社会评价四个方面, 分析参与电商影响猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的路径, 以验证理论分析部分的假说。验证路径所采用变量的描述性统计如表 2 所示, 验证结果如表 9 所示。

表 9 参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳影响机理的回归结果 (n=686)

	绿色农产品价格预期 (Ologit)	猕猴桃边际收益 (OLS)	互联网信息获取 (Ologit)	猕猴桃质量社会评价 (Ologit)
参与电商	0.59*** (0.17)	1.25*** (0.19)	0.65*** (0.17)	1.15*** (0.15)
R ²	—	0.28	—	—
Pseudo R ²	0.05	—	0.07	0.06

注: ①***表示在 1%的水平上显著; ②括号内数字为稳健标准误; ③控制变量估计结果略。

农产品价格机制是农产品销售市场有效性的重要体现。所以, 本文采用“绿色农产品价格预期”来验证参与电商通过增强市场透明度、提升产品价格预期影响猕猴桃种植户绿色生产技术采纳这一路径。从验证结果看, 参与电商对猕猴桃种植户绿色农产品价格预期有显著的正向影响, 在 1%的显著性水平上通过检验, 假说 H1 得以验证。

猕猴桃种植户经济收益提升为猕猴桃种植户转变生产经营方式提供了内生动力。基于此, 本文采用“猕猴桃边际收益”来验证参与电商通过降低交易成本、提升边际收益影响猕猴桃种植户绿色生产技术采纳这一路径。从验证结果看, 参与电商对猕猴桃边际收益有显著的正向影响, 在 1%的显著性水平上通过检验, 假说 H2 得以验证。

随着农产品电商的发展, 互联网逐渐成为参与电商的猕猴桃种植户获取信息的重要媒介, 为猕猴桃种植户分享互联网信息红利、缩小数字鸿沟提供了可能。猕猴桃种植户利用互联网获取信息的能力是制约其信息获取水平的重要因素, 本文以“互联网信息获取”来验证参与电商通过缓解信息约束、提升信息获取能力影响猕猴桃种植户绿色生产技术采纳这一路径。从验证结果看, 参与电商对猕猴桃种植户互联网信息获取有显著的正向影响, 在 1%的显著性水平上通过检验, 假说 H3 得以验证。

参与电商能够促进生产者与消费者的沟通互动, 这种沟通互动能够激励猕猴桃种植户追求积极的社会评价。因此, 本文选择“猕猴桃质量社会评价”来验证猕猴桃种植户参与电商通过铸就良好口碑、追求正向社会评价从而影响其绿色生产技术采纳这一路径。从验证结果看, 参与电商对猕猴桃质量社会评价有显著的正向影响, 在 1%的显著性水平上通过检验, 假说 H4 得以验证。

五、研究结论与启示

本文分析了猕猴桃种植户参与电商影响其绿色生产技术采纳的机理，利用陕西、四川两省 686 户猕猴桃种植户的微观调查数据，采用倾向得分匹配法通过构造反事实框架，实证研究了参与电商对猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响效应。

本文得到的结论主要有：首先，参与电商能较好地带动猕猴桃种植户的绿色生产技术采纳；其次，参与电商对不同资本禀赋的猕猴桃种植户绿色生产技术采纳的影响存在差异，经济资本、人力资本、社会资本、信息资本均在其中发挥重要作用；最后，传导机制表明，猕猴桃种植户参与电商通过提升绿色农产品价格预期、提升边际收益水平、提升信息获取能力、追求正向社会评价四个路径影响其绿色生产技术采纳。

针对以上研究结论，本文提出如下政策启示：一是加大农产品电商推广力度，推进电商平台多元化发展，降低猕猴桃种植户参与电商的门槛；二是鼓励猕猴桃种植户采纳绿色生产技术，引导猕猴桃种植户参与农产品标准化、品牌化建设，促进优质农产品通过农产品电商获取更高市场收益；三是在电商推广过程中，更应注重提高猕猴桃种植户生产经营水平、重视人力资本建设、搭建良好社交网络、拓宽信息传播渠道，从而有效提升猕猴桃种植户经营素质。

参考文献

1. 曾亿武、陈永富、郭红东，2019：《先前经验、社会资本与农户电商采纳行为》，《农业技术经济》第 3 期。
2. 曾亿武、郭红东、金松青，2018：《电子商务有益于农民增收吗？——来自江苏沭阳的证据》，《中国农村经济》第 2 期。
3. 查金祥、黎东升，2006：《当前农产品网络营销的系统架构研究》，《农业经济问题》第 3 期。
4. 陈欢、周宏、孙顶强，2017：《信息传递对农户施药行为及水稻产量的影响——江西省水稻种植户的实证分析》，《农业技术经济》第 12 期。
5. 陈新忠、李芳芳，2014：《我国农业技术推广的研究回溯与展望》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第 5 期。
6. 褚彩虹、冯淑怡、张蔚文，2012：《农户采用环境友好型农业技术行为的实证分析——以有机肥与测土配方施肥技术为例》，《中国农村经济》第 3 期。
7. 高雪萍，2013：《水稻种植大户应用低碳农业技术的行为研究》，《科技管理研究》第 14 期。
8. 耿宇宁、郑少锋、王建华，2017：《政府推广与供应链组织对农户生物防治技术采纳行为的影响》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第 1 期。
9. 贺梅英、庄丽娟，2014：《市场需求对农户技术采用行为的诱导：来自荔枝主产区的证据》，《中国农村经济》第 2 期。
10. 黄季焜、Scott Rozelle，1993：《技术进步和农业生产发展的原动力——水稻生产力增长的分析》，《农业技术经济》第 6 期。

- 11.黄季焜、齐亮、陈瑞剑, 2008: 《技术信息知识、风险偏好与农民施用农药》, 《管理世界》第5期。
- 12.黄炎忠、罗小锋、李容容、张俊飏, 2018: 《农户认知、外部环境与绿色农业生产意愿——基于湖北省632个农户调研数据》, 《长江流域资源与环境》第3期。
- 13.李芬妮、张俊飏、何可, 2019: 《替代与互补: 农民绿色生产中的非正式制度与正式制度》, 《华中科技大学学报(社会科学版)》第6期。
- 14.林毅夫、沈明高, 1991: 《我国农业科技投入选择的探析》, 《农业经济问题》第7期。
- 15.罗小娟、冯淑怡、石晓平、曲福田, 2013: 《太湖流域农户环境友好型技术采纳行为及其环境和经济效应评价——以测土配方施肥技术为例》, 《自然资源学报》第11期。
- 16.米建伟、黄季焜、陈瑞剑、Elaine M. Liu, 2012: 《风险规避与中国棉农的农药施用行为》, 《中国农村经济》第7期。
- 17.苗珊珊, 2014: 《社会资本多维异质性视角下农户小型水利设施合作参与行为研究》, 《中国人口·资源与环境》第12期。
- 18.彭小珈、周发明, 2018: 《农村电商经营效率研究——基于消费品下行的模型分析》, 《农业技术经济》第12期。
- 19.宋彦蓉、张宝元, 2015: 《基于地区现代化评价的客观赋权法比较》, 《统计与决策》第11期。
- 20.孙小燕、刘雍, 2019: 《土地托管能否带动农户绿色生产?》, 《中国农村经济》第10期。
- 21.唐立强, 2017: 《农户社会资本与电商交易平台的选择》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 22.唐立强、周静, 2018: 《社会资本、信息获取与农户电商行为》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 23.汪旭晖、张其林, 2016: 《电子商务破解生鲜农产品流通困局的内在机理——基于天猫生鲜与沱沱工社的双案例比较研究》, 《中国软科学》第2期。
- 24.王常伟、顾海英, 2013: 《市场 VS 政府, 什么力量影响了我国菜农农药用量的选择?》, 《管理世界》第11期。
- 25.魏晓蓓、王淼, 2018: 《“互联网+”背景下全产业链模式助推农业产业升级》, 《山东社会科学》第10期。
- 26.杨立、汤尚颖, 2013: 《基于组合赋权灰色关联的湖北农村水利保障能力研究》, 《统计与决策》第23期。
- 27.杨志海, 2018: 《老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证》, 《中国农村观察》第4期。
- 28.张复宏、宋晓丽、霍明, 2017: 《果农对过量施肥的认知与测土配方施肥技术采纳行为的影响因素分析——基于山东省9个县(区、市)苹果种植户的调查》, 《中国农村观察》第3期。
- 29.张童朝、颜廷武、何可、张俊飏, 2017: 《资本禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响——以秸秆还田为例》, 《中国人口·资源与环境》第8期。
- 30.郑旭媛、王芳、应瑞瑶, 2018: 《农户禀赋约束、技术属性与农业技术选择偏向——基于不完全要素市场条件下的农户技术采用分析框架》, 《中国农村经济》第3期。
- 31.周荣、喻登科、刘显球, 2018: 《全要素网络下技农贸一体化与“互联网+农业”可持续发展》, 《科技进步与对策》第10期。

- 32.朱月季, 2016: 《社会网络视角下的农业创新采纳与扩散》, 《中国农村经济》第9期。
- 33.Chatzimichasel, K., M. Genius, and V. Tzouvelekas, 2014, “Informational Cascades and Technology Adoption: Evidence from Greek and German Organic Growers”, *Food Policy*, (49):186-195.
- 34.Espinosa-Goded, M., J. Barreiro-Hurle, and E. Ruto, 2010, “What Do Farmers Want from Agri-Environmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach”, *Journal of Agricultural Economics*, 61(2): 259-273.
- 35.Parker, C., K. Ramdas, and N. Savva, 2016, “Is It Enough? Evidence from a Natural Experiment in India's Agriculture Markets”, *Management Science*, 62(9): 2481-2503.
- 36.Poole, B., 2001, “How Will Agricultural E-markets Evolve?”, Paper Presented at the USDA Outlook Forum, Washington D.C., February 22-23.
- 37.Wozniak, G. D., 1993, “Joint Information Acquisition and New Technology Adoption: Late Versus Early Adoption”, *Review of Economics & Statistics*, 3(75): 438-445.

(作者单位: 西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑: 何欢)

Does Participating in E-commerce Promote the Adoption of Green Production Technologies by Kiwifruit Growers? A Counterfactual Estimation Based on Propensity Score Matching Method

Li Xiaojing Chen Zhe Liu Fei Xia Xianli

Abstract: This article uses survey data from 686 kiwifruit growers in Shaanxi and Sichuan Provinces and the coefficient of variation method to measure the adoption degree of green production technologies by kiwifruit growers. It builds a counterfactual framework by using the propensity score matching method and empirically analyzes the effect of participating in E-commerce on the adoption of green production technologies by kiwifruit growers. The results show that the most important green production technology of kiwifruit growers is soil testing and fertilization technology, followed by physical control technology, bagging technology, pollution-free pesticide application technology, and organic fertilizer application technology. After controlling the sample selection bias, participating in E-commerce has a significant positive impact on the adoption of green production technologies by kiwifruit growers. Participating in E-commerce has different promotion effects on the adoption of green production technologies by kiwifruit growers with different capital endowment. Participating in E-commerce influences the adoption of green production technologies by kiwifruit growers via raising product price expectations, increasing economic income levels, improving information acquisition capabilities, and pursuing positive social evaluations.

Key Words: E-commerce; Green Production Technology; Technology Adoption; Propensity Score Matching; Counterfactual Estimation

激发制度效能和生产要素活力， 推动农业农村高质量发展

——“农村发展与农业生产方式转型”国际学术研讨会综述

谢兰兰

为全面深入探讨当前农业农村发展中的重大理论与现实问题，构建中国特色发展经济学学科体系、学术体系、话语体系，进一步推动国际学术交流，中国社会科学院农村发展研究所于2019年11月18~19日在北京举办“农村发展与农业生产方式转型”国际学术研讨会，主讲者来自英国诺丁汉大学、英国利物浦大学、德国哈勒大学以及中国社会科学院、香港城市大学、北京大学、清华大学、中国人民大学、中国农业大学、南京农业大学等国内外著名研究机构与高校。来自高校、科研机构、农业生产经营企业、农业技术推广机构、专业期刊等37家单位的100多人参加会议，《人民日报》《经济日报》《新京报》等媒体共同参与。中国社会科学院副院长高培勇致辞并发表主旨演讲，中国社会科学院农村发展研究所所长魏后凯致开幕词、所党委书记杜志雄致闭幕词。

高培勇以转型为关键词，根据国际国内形势变化阐述了中国农村发展和农业生产方式转型的方向、重点和手段，并结合党的十九届四中全会的主题——“坚持和完善中国特色社会主义制度，推进国家治理体系和治理能力现代化”，在制度建设层面对本次会议主题做出了精准定位：瞄准高质量发展方向，以供给侧结构性改革为主线，加快构建推动农村发展和农业生产方式转型的更加成熟和更加定型的制度体系。高培勇指出，解决中国农业农村发展转型问题，没有任何现成的理论和经验可以借鉴，研究难度大，但研究空间广阔。

魏后凯在致辞中指出，新中国成立70年来，中国农业农村发展取得了巨大成就，已经进入全面转型的新阶段。到2020年，中国将如期实现农村全面建成小康社会和现有标准下农村贫困人口全部脱贫的目标。乡村振兴战略在2017年得到明确提出，中国到2035年将基本实现农业农村现代化，到2050年将实现乡村全面振兴。目前，农业仍然是中国“四化同步”的“短腿”，农村仍是全面建设小康社会和建设社会主义现代化国家的“短板”。在农业农村转型发展过程中，面临着人口老龄化、村庄空心化、农村人口流失、农村公共服务供给滞后等诸多问题和挑战。如何应对这些挑战，促进中国农业农村稳定快速发展，需要社会各界包括国内外专家广泛参与，更多地建言献策。

按照会议主题设定，国内外专家学者围绕农村发展和农业生产方式转型相关议题分享并讨论了最

新学术成果。以下对与会专家学者的主要学术观点进行简要综述。

一、中国城镇化与农村发展和减贫

城镇化是中国现代化进程中的基本问题和战略性问题。改革开放 40 年以来，中国通过探索实践，走出了一条具有鲜明中国特色的城镇化道路，平稳有序地推动了世界历史上最大规模的城镇化进程。中国社会科学院农村发展研究所魏后凯研究员指出，城镇化是解决中国“三农”问题的重要路径；城镇化的推进，使大量农村人口向城镇迁移，有利于提高农民收入并减少农村贫困。与会专家学者围绕中国城镇化与农村发展和减贫，对城镇化发展新阶段的特征、城镇化对中国农业农村发展的贡献、城镇化减贫的中国经验、中国城镇化发展的思路和方向等展开了深入探讨。

（一）中国城镇化发展进入新阶段

魏后凯研究员指出，改革开放以来，中国城镇化以远高于世界总体水平的速度推进^①。分阶段看，中国城镇化经历了稳步推进（1978~1996 年）、加速推进（1997~2010 年）和减速推进（2011 年至今）三个阶段。从人口城镇化视角看，当前城镇化推进速度放缓的原因主要有以下两个：一是经济增速放慢，加上工资快速上涨引致资本对劳动力的替代，城市就业岗位增加乏力，导致农村人口向城市迁移减缓；二是受城乡居民收入差距缩小、城乡一体化水平不断提高、相关政策的农村偏向日益明显等因素的影响，农民进城落户意愿下降。魏后凯研究员根据城镇化率和人口迁移变化情况判断，中国已经进入以提升城镇化质量、促进城乡融合发展为特征的新阶段。

（二）城镇化对中国农业农村发展的贡献

城镇化对中国农业农村高质量发展具有重大战略意义。中国农业大学何秀荣教授总结了城镇化的三大贡献：第一，城镇化是中国最大的内需潜力所在，是拉动经济增长的新动力；第二，城镇化为城市发展提供了多层次人力资源，同时提高了农业劳动生产率和国家总体的劳动生产率；第三，城镇化是农民增收的重要途径：通过城镇化向城市分流劳动力，农村劳均土地面积增加，有利于实现规模经营，规模效率能进一步提高农业现代化的程度和效率，进而将增加劳均农业收入。

（三）城镇化减贫的中国经验

从全球角度看，城镇化转型与贫困共存，农村贫困和城市贫民窟问题已经成为许多国家城镇化顺利转型过程中难以跨越的门槛。如何跨越这一门槛是很多经济学家和政策执行者关心的问题。

魏后凯研究员指出，城镇化是中国农村大规模持续减贫的主要途径之一^②。改革开放 40 年来，中国农村贫困人口减少了 7.54 亿人，贫困发生率从 97.5% 下降到 1.7%，对全球减贫的贡献率超过 70%。他认为，城镇化促进农村减贫的作用机制是：通过带动贫困地区经济社会发展和劳动力转移，提高农村居民收入水平、增加农村居民非农收入并逐步缩小城乡居民收入差距，最终降低贫困发生率和贫困

^①中国常住人口城镇化率从 1978 年的 17.92% 提高到 2017 年的 58.52%；而在同一时期，世界总体城镇化率从 38.48% 提高到 54.82%。2011 年，中国城镇化率首次突破 50%，中国整体进入城市型社会发展阶段。

^②魏后凯研究员认为，发展减贫、城镇化减贫和政策性减贫是中国减贫的三条主要途径。

人口规模。北京大学盛誉教授认为，城镇化主要通过三个方面对农村减贫发挥作用：一是通过城镇化加强生产和消费的联系，城镇化速度越快，社会对农产品的需求越多，农村发展速度越快；二是城镇化能够创造大量非农就业机会，使城镇周边农户加速向城镇迁移；三是城镇化在农业技术进步、文化消费、基础设施投资等方面产生溢出效应，促进非农产业和非农就业增长。

魏后凯研究员认为，中国的快速城镇化进程没有带来农村贫困人口向城市转移，其重要经验是中国的城镇化是建立在发展产业和提供就业岗位基础上的。盛誉教授从实证角度测度了中国城镇化进程对非农就业的影响，支持了魏后凯研究员的前述观点。盛誉教授的研究结果显示：城镇化对推动中国农村人口非农就业发挥了积极作用，显著增加了农村非农就业人口的数量和比例。

对于中国未来的农村减贫愿景，魏后凯研究员认为，中国已经进入全面统筹城乡贫困治理的新阶段。2020年脱贫攻坚目标达成后，中国将面临相对贫困、多维贫困等一系列新的问题，反贫困政策也要相应地实现三个转变：一是由绝对贫困治理向相对贫困治理转变；二是由收入贫困治理向多维贫困治理转变；三是由过去超常规的扶贫攻坚向常规性的贫困治理转变。

（四）中国城镇化的发展思路 and 方向

关于未来中国城镇化的发展思路，魏后凯研究员从提升城镇化质量视角提出了三条举措：一是推进户籍制度及相关制度改革，促进农业转移人口市民化，提高人口城镇化质量；二是稳步推进土地制度改革，提高土地利用效率，促进土地城镇化和人口城镇化的协调推进；三是协调推进新型城镇化与乡村振兴战略，促进城乡融合发展。

何秀荣教授展望了未来中国城镇化的发展走向。他认为，农村人口向城镇迁移不仅是人口的集中，也意味着就业方式、居住方式、生活方式、生活环境和社会交往方式的转变。因此，城镇化发展方案应置于经济、社会、政治大格局下进行通盘考虑。具体来说，城镇化方案必须有利于经济发展、有利于资源的合理配置且形成有利于疏解“城市病”的人口布局。根据上述原则，他提出了中国城镇化未来的三个可能发展方向：一是从人口布局角度分析，打破目前的行政区域限制，在全国层面整体考虑，强化“胡焕庸”线的基本格局；二是在城市发展类型选择上，可选择放开大城市规模或发展星罗密布式的中小城镇；三是在城市发展方式上，可依托大城市构建协同发展的城市群。

二、土地产权界定与乡村有效治理

党的十九届四中全会提出，推动国家治理体系与治理能力现代化，增加制度供给，强化制度保障，是推动中国经济社会高质量发展的重要基础。“三农”领域是制度变革的重要实践场域。土地制度和基层治理是关系中国农业和农村发展的根本性问题。围绕这一主题，相关报告人从中国传统的地权交易演变、中国当代的土地流转和配置、乡村善治角度进行了阐述。

（一）中国传统的地权交易演变及其启示

清华大学龙登高教授从历史角度系统阐述了中国传统的地权交易特征和演变及其对当代中国土地制度改革的重要启示。他认为，中国传统地权形态发育充分，形成了非常丰富的地权交易形式。传统的土地产权制度和交易形式是中国传统经济制度的基石和重心。从土地产权所有者看，中国传统的土

地产权分为国有产权、私有产权和法人产权三类。从土地权利层次看，可分为所有权、使用权和占有权。占有权^①是中国历史上一种独特和普遍的土地权利形态。占有权与使用权的区别在于：占有权是财产权，可以出租、抵押和典当，受法律保护，具体实现形式包括田面权和典权。这种独特的占有权实现形式具有很强的可交易性，为农民实现土地权利和收益的跨期调剂提供了独立自主空间，也因此提高了农业经济效率。

传统的地权交易对当代中国土地制度改革的一个重要启示是：清晰的土地产权界定对提高农业资源配置能力和土地生产效率至关重要。在农村土地集体产权基础上，对农民的土地赋能，将承包权和使用权进一步扩展成为具有财产权利的占有权形态，让农民拥有更多的土地权利，允许土地通过流转等形式自由交易，是中国当前现实可选的一条土地改革路径。

（二）土地流转与土地配置效率

土地流转对于土地配置效率至关重要。从新中国成立以来的有关情况看，家庭承包责任制下的小规模经营与现代农业形成较大矛盾，城镇化使农村人地之间的比例关系和匹配关系发生了巨大变化，土地流转成为优化人地关系的重要机制。中国社会科学院农村发展研究所郜亮亮副研究员基于交易成本理论，从契约治理结构角度解释了中国农地在亲属间流转盛行的行为特征。他认为，在农地流转交易市场，合同交易人的有限理性和机会主义倾向、交易的不确定性、投入资产专用性和交易的关联性会导致流转双方谨慎选择交易对象和合适的交易治理结构。他的研究表明，相比于非亲属间流转的土地，从亲属转入的土地上有更多专用性投资。但这种非正式关系约束的土地流转无法支撑农地适度规模经营和农业现代化，因此，中国未来的农地流转仍将以通过正式契约关系达成的市场化交易为主。

郜亮亮副研究员认为，提高土地流转效率应从以下三方面着手：一是增加非农就业机会，改善非农就业机会的稳定性，提高农地经营剩余，促进农地流转的供给与需求；二是进一步建立和发展仲裁机制，加强各种流转市场信息平台建设，降低农地流转的交易成本；三是加快推进农村金融体制改革、社会保障和医疗保险改革，给市场配置农地使用权创造更多空间。

（三）乡村善治

“治理有效”是乡村振兴战略的五个总要求之一。具体来说，就是要健全“自治、法治、德治相结合的乡村治理体系”。党的十九届四中全会进一步提出“推进国家治理体系和治理能力现代化”，对基层治理提出了更高要求。中国社会科学院农村发展研究所冯兴元研究员认为，自治是有效治理的核心。他提出如下观点：第一，乡村治理的核心是多层面和多维度法治下的自主治理，自治可以发生在不同的层次、维度和领域。原则上，各级辖区和村庄都可以在法治框架内以自治管理的方式提供本级公共产品与服务。第二，中国乡村是实现自治的适宜空间。当前，中国已经形成了完善的村民自治法律法规基础。《乡村振兴战略规划（2018~2022年）》提出民主选举、民主协商、民主决策、民主管理和民主监督五大村民自治原则，进一步为村民自治赋权赋能。第三，乡村治理的最高境界是实现

^①占有权是所有者的所有者释放与让渡出来的所有权以外的全部权利，是通过契约形式界定的一种具有法律效力的权利，是一种排他的、独立的财产权。

善治。乡村善治应以落实自治治理原则、基本权利保护原则和辅助性原则^①为标准。第四，中国的乡村自治改革正在由管制逐渐走向治理，但“自上而下”的改革路径导致外部制度供给压缩了村民自治的空间。从实践角度看，村庄公共事务的多层次性和多样性决定了村级公共事务治理可以选择灵活的制度安排，适时选择由当事人自主决策和自主管理或由村民会议（村民代表会议）集中决策的形式。

三、人力资本提升与知识创新

人力资本提升以及知识的生产和创新是实现乡村振兴、推动农业农村高质量发展的智力支撑和创新动力。围绕这一主题，与会专家学者阐释了培育农村创新创业主体、改善乡村基础教育与促进农业知识生产和创新的重要性及实现途径。

（一）乡村振兴领头人的培育

“产业兴旺”是乡村振兴的根本。产业要兴旺，首先依靠的是人才。人才是第一资源，是实现创新发展最强劲的动力。受传统思想、经济回报、社会地位和社会影响力等因素的影响，有知识有能力的人扎根农村的意愿很低。英国诺丁汉大学武斌教授认为，农业要发展、乡村要振兴，首先要培育领头人。他发展了一个基于社会资本角度的农村创新创业领头人培育的三阶段模型。该模型将个人经验和品质与当地的自然资源、社会环境以及城市的市场需求和政府政策三个因素共同作用于创新者，创新者通过探索新技术和新市场，实现技术、市场和组织模式间的匹配，并在匹配过程中形成创新，从而实现获得生态效益和农民共同致富的双重目标。通过大规模创新扩散和技术采用，最终形成一种可持续发展的新动能。这一新动能在政府和市场的双重作用下正向反馈，吸引更多的青年人和大学生返乡创业，发挥领头人的作用，实现乡村可持续良性发展。武斌教授认为，应更加关注农民的主体地位，通过激发农村内在的发展创新潜力以及外在的社会联系与交流网络，解决农民主体参与性缺位的问题。

（二）乡村基础教育的改善

针对农村人力资本提升问题，中国农业大学龙文进教授聚焦分析了乡村基础教育的改善。他认为，教育是人力资本积累的最重要途径，人力资本改造在乡村振兴中要放在首位。乡村教师队伍不稳定是导致中国乡村教育衰落的重要原因。他的课题追踪评估了一个西部偏远农村地区以县带村的在线支教实验项目^②。该课题的阶段性的研究结果显示，通过互联网平台将城市优质教育资源传递到边远地区的困难学校，可以解决乡村优质师资短缺问题，给贫困地区学生创造公平的受教育机会，是提升中国边远落后地区乡村教育质量的可行途径。龙文进教授认为，中国当前的相关政策对乡村教育的重视程度不足，乡村教育没有被纳入乡村振兴战略规划的主要指标体系；学术界对乡村教育问题的关注度也不

^①辅助性原则是指个人、市场和社会能做的，由其自行负责，而个人、市场和社会不能做的，在考虑政府能力的情况下由政府承担，政府事权应放在最低必要的层面，仅提供最低水平的辅助性支持即可。

^②该项目为U来公益“以县带村”在线支教项目。与甘肃省某县教育局合作，该项目计划进行三期调查追踪，目前已经完成2018年的基线调查和2019年6月的追踪调查，第三期调查将于2020年进行。在本次会议中，龙文进教授报告分析了第一期和第二期调查的结果。

高^①。在党的十九大报告提出“优先发展教育事业”“坚持农业农村优先发展”的背景下，乡村教育振兴应被摆在更加突出的优先发展地位，通过多部门联动，共同推进。

（三）农业知识的生产和创新

农业生产技术创新、生产方式创新、经营模式创新是农村经济发展的引擎，创新的源泉是知识的生产和积累。农村的知识生产能力关系到农业农村发展的全局。北京大学 Christer Ljungwall 教授分析了中国的知识生产轨迹，并得出结论：新兴技术是提高效率、重组生产和改善服务的关键创新驱动动力。具体到农业生产领域，中国农业机械利用率低、化肥过度使用等问题产生的一个重要原因是农民知识和教育匮乏，农民缺乏对新技术的理解。他认为，教育的普及和农业人力资本提升是瑞典农业由低效率的单一经营转向高效率多元化经营的关键因素，并最终推动瑞典农业实现了向现代农业的转型。中国农村领域的创新创业必须在农民接受了充分教育和培训的基础上才能实现。因此，各级政府需要审视正在实施的政策是否有助于知识的有效生产。未来中国实现向知识型社会转型，应继续坚持开放创新的政策取向，继续推进改革开放。

四、农业可持续发展与农业生产方式转型

从全产业链角度看，农业可持续发展与产业链的所有环节都关系密切，涉及农业生产方式、生产组织形式、农业投入和产出等多个方面。围绕上述主题，5位国内专家学者从农业可持续发展角度，对健全农业社会化服务体系、规范农业投入品使用、保障粮食安全等进行了阐释，两位外国学者分享了对德国农业合作社和中东欧农业农村发展转型的观察和思考。

（一）健全农业社会化服务体系

从2004年开始，中央“一号文件”连续十次对“健全农业社会化服务体系”提出要求。2018年中央“一号文件”着重提出，健全农业社会化服务体系，实现小农户与现代农业发展有机衔接。这说明，实现小农户与现代农业发展衔接是未来一个时期内中国农业政策的目标之一，其主要途径是健全农业社会化服务体系。

农业生产外包是农业社会化服务的一种重要方式。南京农业大学孙顶强教授分析了农业生产外包服务产生的基本条件、农户采用农业生产外包服务的制约因素、农业生产外包服务对农业生产的潜在影响和未来发展方向等问题。他认为，农业生产周期长、季节性强和生产多样性的特点决定了农业生产外包服务一般产生于投入门槛低、规模经济显著、服务质量监督成本和市场交易成本低的生产环节，而在技术标准化程度低、及时性差、规模经济不明显、道德风险高的生产环节，农户的生产外包服务采用率较低。农业生产外包服务在促进农业生产的同时，有可能妨碍规模化经营。对小农户来说，农业生产外包服务可以有效解决家庭劳动力不足问题，使小规模生产能持续下去，从而降低土地流转意

^①支持该论点的论据是：根据对中国知网的查询结果，2004~2018年，《中国农村经济》《中国农村观察》《农业经济问题》《农业技术经济》这四大中文农经期刊共发表论文7739篇论文，其中，标题或关键词中包含“教育”“学校”“老师”“教师”“学生”“成绩”“儿童”“孩子”之一的论文仅140篇，约占总发文量的1.81%。

愿；对大农户来说，由于无法做到全程机械化，农业部分生产环节仍然依赖雇工或外包服务，随着生产规模的扩大，生产作业质量的监督成本高，从而会降低对土地的流转需求，限制经营规模进一步扩大^①。从农业生产外包服务的未来发展方向看，由于非农就业机会不稳定、农业人口老龄化和农村劳动力外流等，农业生产外包服务的需求会长期存在。

孙顶强教授认为，政府应该在提高农业生产外包服务效率方面发挥关键作用：一是通过补贴促进关键生产环节的机械化；二是协调生产品种布局，兼顾生产专业化与多样化；三是促进连片经营，提高农业生产服务的规模经济水平；四是鼓励提供多样化服务，避免季节因素造成的供求失衡；五是推动服务契约的执行，减少服务纠纷。

（二）规范农业投入品使用

保障粮食安全、减少农业面源污染和促进农民增收是中国农业可持续发展面临的三重硬约束条件。中国粮食增产与化肥使用量增加有着密切关系，化肥对粮食增产的贡献率在40%以上。为了解决中国粮食和农业生产中化肥过量使用、盲目使用等问题，2015年原农业部印发《到2020年化肥使用量零增长行动方案》，提出“2015年到2019年，逐步将化肥使用量年增长率控制在1%以内；力争到2020年，主要农作物化肥使用量实现零增长”的化肥减量目标。

中国人民大学仇焕广教授对中国在不威胁粮食安全和农业收入的前提下实现化肥减量的目标进行了模拟分析。按照零增长行动提出的四种技术路径，他使用空间一般均衡模型分别预测了测土配方、增加有机肥替代、提高化肥使用效率和改变复合肥比例四种激励措施下农业生产和农民收入的变化趋势。其研究结果显示：第一，如果到2030年不采取任何措施，每公顷耕地化肥使用量将从2015年的424千克增加至483千克^②。第二，上述四种措施的采用可以有效降低化肥的使用量：氮肥和磷肥的过度使用量分别下降56%和82%；同时，每公顷钾肥缺失量从28千克下降到17千克；第三，在不影响粮食预期产出的前提下，通过有机肥替代化肥和提高化肥使用效率能实现化肥减量：有机肥替代降低了35%的化肥使用，化肥使用效率提高降低了65%的化肥使用；第四，化肥减量对农民增收具有正向影响，因为化肥减量使用降低了农民的投入成本，同时考虑到有政府补贴，在此过程中劳动力投入增加所增加的成本可以被完全抵消并最终呈现为农民收入的增长。仇焕广教授认为，对政府来说，以集约化办法解决化肥过量使用和测土配方推广问题，同时采取干预刺激措施，促进农业向有机方向发展，是保证化肥减量措施得到成功实施的途径。此外，他认为，增加农民收入也应成为政策关注的重点。

（三）保障粮食安全

国家粮食安全战略明确提出确保“谷物基本自给、口粮绝对安全”的目标。在此背景下，生产端

^①关于服务外包对规模经济形成的阻碍作用，中国社会科学院农村发展研究所党国英研究员在交流环节提出了不同看法。根据在河南省的实地调研，他发现了在服务外包交易过程中形成规模稳定扩大的一个可能路径：凭借长期建立的专业服务网络，服务外包商最终可能发展成为规模经营者，有效规避劳动监督成本高等问题。

^②每公顷耕地氮磷钾肥的使用量预测结果为：氮肥从2015年的162千克增长至2030年的179千克，磷肥从2015年的54千克增长至2030年的63千克，钾肥缺失量从2015年的28千克减少至2030年的17千克。

对粮食安全起着决定性作用。中国社会科学院农村发展研究所杜志雄研究员分析了粮食生产主体的结构与行为变化、粮食生产的成本收益变化和粮食供需匹配错位对中国粮食安全的影响。从粮食生产主体的结构与行为变化的影响看，随着中国新型农业经营主体不断涌现，土地规模化经营快速发展。土地规模化流转推高土地租金，倒逼转入土地的农业经营主体倾向于种植收益高的经济作物，土地“非粮化”现象显现，粮食生产的稳定性和农业可持续发展因此受到威胁。从粮食生产的成本收益变化对粮食安全的影响看：一是粮食生产成本上升与价格下降并存，农户种粮利润空间不断压缩；二是农业支持农户家庭生计的功能不断弱化，农户的种粮意愿普遍下降^①，且粮食生产比较效益低、财政贡献小的特征在一定程度上影响了种粮地方政府抓粮食生产的积极性；三是农业优质劳动力流失严重，粗放式生产影响粮食生产效率和质量。粮食供需匹配错位的表现及其对粮食安全的影响是：第一，居民食物消费结构转型升级，粮食供需匹配错位。从需求侧看，对肉蛋奶水产品的需求增长导致相关产品的产量大幅提升，而同期粮食产量的增长幅度较小^②；而从供给侧看，粮食供求总量宽松但优质品不足，结构性矛盾长期存在。二是消费结构升级引致种植结构调整，保障口粮绝对安全的成本上升。2015年，国家开展“粮改饲”试点，青饲料种植面积从2014年的158.37万公顷增加到2017年的187.41万公顷，而全国粮食种植面积则呈现下降趋势，在2017年和2018年分别减少了1862万亩和1426万亩。在这一背景下，要实现“谷物基本自给、口粮绝对安全”，需要投入更多的补贴资金，以提高农户种粮积极性，保证足够的粮食种植面积，保障粮食安全的成本因此将大幅上升。

（四）国际视角下的农业发展问题

德国是世界合作社组织的发祥地，自1864年Friedrich Wilhelm Raiffeisen创立第一个合作社以来，距今已有150多年的历史。德国的农业合作社承担着为农民提供生产加工、销售、信贷、农资供应和咨询等服务，是德国农业产业化经营的重要组织载体。德国哈勒大学Axel Wolz教授在此次会议上分享了德国农业合作社的发展经验：第一，德国农业合作社的活力来自于政策支持和自身的适时变革。完善的法律保障、严格的外部审计制度、强有力的财政支持以及完善的金融体系为德国农业合作社的发展壮大提供了动力源。除了政策性外因，成员间自愿达成的合作共识以及根据社会发展状况适时进行组织形式变革是德国农业合作社能够长期存续的主要内因。第二，从市场竞争力角度看，德国农业服务合作社的竞争力优于农业生产合作社。德国农业服务合作社几乎涵盖了金融信贷、物流、环保、商业和信息服务等农业生产和农村生活全领域。顺应经济发展的需要，德国农业服务合作社不断进行结构变革，在数量大幅减少的同时持续扩大经营规模^③。与农业服务合作社相比，德国的农业生产合作社面临着来自合作型农场和家庭农场的市场竞争，且内部的成员合作形式和决策过程复杂，加上交易

^①20世纪80年代以来，经营性收入在农村居民家庭人均可支配（纯）收入中的占比不断下降，工资性收入占比不断上升。2015年，工资性收入占比第一次超过经营性收入占比。种植业收入在农民纯收入中的占比从1984年的56.13%下降到2013年的25.11%。

^②据统计，1980~2018年，全国肉类、禽蛋和牛奶产量分别增长7.2倍、12.2倍和26.9倍，而粮食产量仅增长2.1倍。

^③1950~2016年，德国农业服务合作社数量由23753个降至1456个，同期年均营业额由34.6亿欧元提高至600.4亿欧元。

成本和委托—代理等问题，其市场竞争力不足，主要在细分市场获得市场份额。Axel Wolz 教授认为，与德国不同，中国数量最多的农业生产合作社是土地股份合作社，且合作社成员的收入仅有很少一部分来自农业，他们以土地入股加入合作社，往往并不是合作生产，而是让闲置土地赚取少量地租收入。同时，中国农业合作社“空壳化”现象严重，80%都是未正常运行的“空壳社”和“休眠社”。这种状况对中国农业合作社发挥新型农业经营主体的作用形成了制约。

英国利物浦大学 Nigel Swain 教授审视了体制转轨 30 年后的中东欧农业农村发展，认为社会制度的变革使中东欧农业农村领域产生了剧变：第一，不同国家的农业发展模式出现分化，表现出显著的“二元化”特征。相比于社会主义阶段，当前中东欧地区的农场规模变小，大规模农业经营主体向公司实体转变，为贫困农民提供生计基础的自给式农业仍然表现出极强的韧性。第二，加入欧盟为许多中东欧国家的农业发展提供了机遇。受欧盟共同农业政策补贴的刺激，中东欧国家从事农业生产的人口数量有所增加。但是，大量农业补贴集中在少数商业化大农场主手中，特别是中等规模农场成为欧盟共同农业政策的最大受益群体^①，小农户基本无法获得补贴支持。第三，中东欧地区农村发展的区域差异明显，许多地区出现极端贫困。欧盟的资金更多流入富裕的中东欧国家（例如波兰），1989 年以后中东欧社会经济地区差距显著高于欧盟 15 国。Nigel Swain 教授认为，欧盟共同农业政策中的补贴政策与部分中东欧国家的农业结构并不相适应，特别是小农户的贫困处境没有得到显著改善。

五、结语

杜志雄书记在此次会议闭幕致辞中指出，中国的农业农村发展已经到了需要重新审视的重要时刻。经过 30 多年工业化和城镇化的快速推进，中国的社会结构发生巨变，正在由“乡土中国”转型为“城乡中国”。在“城乡中国”阶段，社会结构急剧变化，城乡生产要素双向流动活跃，城乡关系融合发展。这些变化对中国农业农村发展提出了重大挑战，同时也为从理论和学术角度总结、梳理和重新审视中国农业农村发展提供了更加广阔的视野和全新的视角。中国农村的发展，要基于中国社会结构变迁的大背景进行动态理解。而农业生产方式的转型要适应现阶段中国农业发展的三个根本目标：保证农产品供给、保障农业生产者收入稳定提高和保持农业可持续发展。与会中外专家学者所研究和关注的城镇化、反贫困、非农就业、制度改革、人才培养、创新、教育、乡村治理、农业生产方式转型等议题契合了中国农业农村现阶段的重要发展和变化，会议上所分享和讨论的研究成果从历史与现实、理论与实证、东方与西方等多维度为中国农村发展与农业生产方式转型提供了丰富的理论解释和思考视角。

（作者单位：中国社会科学院农村发展研究所）

（责任编辑：陈秋红）

^①进行比较的范围是维谢格拉德集团四国。