

# 宅基地的生产资料属性及其政策意义\*

## ——兼论宅基地制度变迁的过程和逻辑

张清勇<sup>1</sup> 刘守英<sup>2</sup>

**摘要：**宅基地制度改革的深化对乡村振兴战略的实现具有重要意义。认识宅基地的生产资料属性，理解历史上宅基地集体化的过程和逻辑，是推动下一步宅基地制度改革取得突破的基础。本文梳理了马克思主义经典文献对农业用地和非农业用地的属性认定以及对土地和生产资料公有制的论述，分析了二十世纪五六十年代宅基地政策的制定过程。研究发现：当年制定《中华人民共和国宪法》和宅基地相关政策时将宅基地看作生产资料，这与马克思在《资本论》中将非农业用地视为一般生产资料是一致的；1956年组建高级农业生产合作社时没有将宅基地集体化，不是缘于现有研究所指出的“宅基地是生活资料”，而是因为组建高级农业生产合作社的中心问题是将耕地等主要生产资料集体化，而宅基地作为一般生产资料，并不在主要生产资料之列；人民公社强调进一步提高公有化程度、消灭生产资料私有制的残余，这开启了作为一般生产资料的宅基地的集体化进程；宅基地集体化不是一次性完成的，这一进程始于1958年，到1963年完成，期间各地政策差异较大。这些发现为厘清宅基地的生产资料属性、明确宅基地制度改革的方向提供了重要启示。

**关键词：**宅基地 生产资料 生活资料 集体化

**中图分类号：**F301.1 **文献标识码：**A

### 一、问题的提出

农村宅基地是农村居民用于建造住宅及其附属设施的土地，包括住房、辅助用房和小庭院的用地以及房前屋后的绿化用地等。作为农村土地的一个重要类型，农村宅基地的规模很大。据自然资源部估算，2016年农村人均宅基地面积约为204平方米，全国共有宅基地约1.84亿亩，占集体建设用地面积的57.5%，占全国建设用地面积的近1/3（魏莉华等，2019）。宅基地不仅与广大农村居民解决落

---

\*本文是国家自然科学基金面上项目“部门利益、官僚结构与政策的制定和执行——以中国若干重大土地政策为例”（编号：72074216）、教育部人文社会科学研究一般项目“部门利益对政策制定与执行的影响研究：动机、资源与策略”（编号：20YJA630092）和中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金）项目“政府行为、土地利用与中国经济增长”（编号：13XNJ028）的阶段性成果。本文通讯作者：刘守英。

脚栖身之所、实现安居乐业紧密相关，而且是他们很重要且越来越重要的财产。同时，宅基地制度是农村土地制度中最特殊的制度安排（刘守英，2015），该制度的基本内容是集体所有、农户长期使用、免收地价、不准出租和买卖。这一制度形成于人民公社时期，在改革开放后得到延续，在耕地保护目标的挤压下不断强化行政管制，身份和成员属性的烙印愈加明显，这与遵循一视同仁的“非人格化规则”的权利开放秩序背道而驰，越来越不适应经济较快增长、区域发展不平衡、农村劳动力大量流动和不同世代农民工分化的新情况，造成实际工作中出现了大量突出问题（张清勇等，2021）。2008年党的十七届三中全会通过的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》提出：“完善农村宅基地制度，严格宅基地管理，依法保障农户宅基地用益物权”<sup>①</sup>。2014年12月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》，强调推进包括宅基地在内的农村土地制度改革试点。宅基地制度改革的深化对乡村振兴战略的实现具有重要意义（刘守英、熊雪锋，2018）。

随着宅基地有关问题的凸显以及宅基地制度改革的推进，学术界越来越重视对宅基地问题的研究。根据对中文社会科学引文索引（Chinese social sciences citation index，缩写为CSSCI）数据库（<http://cssci.nju.edu.cn>）的检索结果，2005—2020年CSSCI来源期刊论文篇名中包含“宅基地”一词的论文共有612篇，其中，2005年、2010年、2015年和2020年这方面的论文量分别为3篇、36篇、52篇和70篇，呈较快增加态势。然而，现有相关研究几乎都认为宅基地是生活资料，而不是生产资料；讨论宅基地制度变迁、宅基地的集体化时，也都基于“宅基地是生活资料”的判断来解释宅基地集体化的原因；还有大量研究基于这一判断提出了将宅基地私有化的建议。但是，宅基地真的是生活资料而不是生产资料吗？这不是一个不言自明的简单问题，而是一个需要仔细辨析的基础性问题，事关对宅基地属性的认识、对过去相关政策的反思以及当下和将来相关政策设计的方向选择。而且，将宅基地看作生活资料并由此入手解释宅基地集体化的原因，与只将生产资料公有化的社会主义改造理论是相悖的<sup>②</sup>，无法逻辑自洽地解释宅基地也被集体化的历史，与当前以所有权、资格权、使用权“三权分置”为重点，探索宅基地使用权流转制度，显化宅基地财产功能的宅基地制度改革也是相悖的。

<sup>①</sup> 《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，《人民日报》，2008年10月20日第1版。

<sup>②</sup> 社会主义改造针对的是生产资料，生活资料仍保持私有。恩格斯在《反杜林论》中阐述马克思的观点，指出在未来的社会里，“公有制包括土地和其他生产资料，个人所有制包括产品即消费品。”“资本主义的占有方式，即产品起初奴役生产者而后又奴役占有者的占有方式，就让位于那种以现代生产资料的本性为基础的产品占有方式：一方面由社会直接占有，作为维持和扩大生产的资料，另一方面由个人直接占有，作为生活和享乐的资料。”参见《马克思恩格斯全集》第20卷，人民出版社1971版，第143页、第304~305页。毛泽东1955年10月29日在资本主义工商业社会主义改造问题座谈会上说：“我们现在对资本主义工商业的社会主义改造，实际上就是运用从前马克思、恩格斯、列宁提出过的赎买政策。它不是国家用一笔钱或者发行公债来购买资本家的私有财产（不是生活资料，是生产资料即机器、厂房这些东西），不是用突然的方法，而是逐步地进行”。参见中共中央文献研究室，2011：《建国以来重要文献选编》第7册，北京：中央文献出版社，第295页。

诺贝尔经济学奖得主乔治·斯蒂格勒曾指出：“如果我们不清楚我们的社会实行某些政策的原因，便无法就如何改进这些政策提出有价值的建议。”（Stigler, 1975）钱穆（1998）在《中国历代政治得失》中写道：“某一项制度之逐渐创始而臻于成熟，在当时必有种种人事需要，逐渐在酝酿，又必有种种用意，来创设此制度。这些，在当时也未必尽为人所知，一到后世，则更少人知道。……在当时，乃至在不远的后代，仍然有人知道得该项制度之外在需要与内在用意，有记载在历史上。这是我们讨论该项制度所必须注意的材料。否则时代已变，制度已不存在，单凭异代人主观的意见和悬空的推论，决不能恰切符合该项制度在当时实际的需要和真确的用意。”同理，如果想要更好地认识从二十世纪五六十年代形成并延续至今的宅基地制度进而为其改革提出有价值的政策建议，那么，回望宅基地制度发生重大转变的历史时期，分析当时相关政策的制定过程，了解政策制定者当时的需要和用意，理解相关政策转变的真实原因，就是一项十分有价值的工作。需要追问：宅基地到底是生活资料还是生产资料？在宅基地制度发生重大转变时，政策制定者将宅基地看作生活资料还是生产资料？为什么 1956 年组建高级农业生产合作社（下文简称“高级社”）时耕地集体化了，而宅基地没有集体化？为何后来宅基地也集体化了？在深入研究的基础上回答这些问题，不仅有助于认识宅基地的属性和宅基地集体化的历史，而且有助于反思当下宅基地制度改革的困境，对明确下一步的改革方向和拓宽改革思路也会有所助益。

为此，本文试图对宅基地的属性进行理论溯源和辨析，讨论中国农村宅基地集体化的过程和逻辑，进而得出政策含义。具体来说，本文试图梳理马克思主义经典文献对农业用地和非农业用地的属性认定、对土地和生产资料公有制的论述及其对中国土地制度变革的影响，分析二十世纪五六十年代组建高级社、建立人民公社和制定《农村人民公社工作条例修正草案》时有关宅基地制度的设计思路，讨论高级社没有将宅基地集体化的原因以及 1958—1963 年宅基地集体化的经过，并得出了与以往研究完全不同的发现。

## 二、文献回顾

### （一）宅基地的属性

现有相关研究几乎都认为宅基地是生活资料而不是生产资料。例如，曾业松（2004）认为：“从理论上说，宅基地属于生活用地”，是生活资料；徐国元（2005）也指出：“从理论上讲，宅基地属于生活用地，是属生活资料范畴”；高永平（2007）写道：“人民公社化运动以后，在耕地的集体化之后，农村的所有土地都集体化了，包括重要的生活资料——宅基地。”韩清怀（2015）认为：“农村土地中的宅基地不属于生产资料的范畴。……在农业合作社阶段，只是将作为主要生产资料的土地通过集体所有的方式公有化了，而对于作为生活资料的宅基地依然维持其私有性。”

这类认识在 20 世纪 90 年代就已经较为普遍，以至于纪坡民（1997）指出：“我们通常认为，宅基地和住房，属于生活资料。”进入 21 世纪后，王利明（2002）在《物权法研究》中写道：“应当指出的是，由于宅基地主要是作为生活资料提供的，所以权利人不能将宅基地作为生产资料使用”。这一观点被后续研究广泛引用（例如陈小君，2009；李勇，2011），还被写进了大量民法学、民商法、

物权法、房地产法的教科书（例如陈耀东，2006；何炜炜，2015）。于是，“宅基地是生活资料、不能作为生产资料使用”的观念几乎成了一种习以为常、不假思索的常识<sup>①</sup>。

笔者所见的对宅基地是不是生产资料的讨论仅有两处：一是纪坡民（1997）写道：“可对农民来说，（宅基地和住房）是属于生活资料还是生产资料，却未必能分得那么清楚。尽管在偏僻的农村，农民不太可能将自有的宅基地或住房拿来出租，但在靠近城市的近郊、沿海和旅游区，这种情况却并不鲜见。而且，我们不是号召发展‘庭院经济’吗？在烟台，有的农家在庭院种葡萄，一年能收入好几千元，甚至比农田的单位面积的收益率还高得多。至于在庭院发展养猪、养鸡等家庭副业，更是常见的事。这时，你说它是生活资料呢，还是生产资料呢？”二是赵树枫（2015）提出，随着郊区农户接待城镇居民来休闲度假，“农民的宅院不再仅仅是生活资料，而且也变成了生产资料，可以经营旅游休闲产业，带来可观的收入”，认为宅基地及其上房屋的“生产资料功能、环境功能、文化功能和财产功能日益显现”。

## （二）宅基地为什么被集体化

对于宅基地的集体化，少数文献进行了较深入的探究。其中，周其仁持“糊涂说”或“顺手划归公有说”。周其仁（2013）指出：“宅基地归集体所有，是人民公社化三年之后才实行的”“我习惯以1962年划线。此前，农民的房产是私产，所占宅基地也是私产”；1962年《农村人民公社工作条例修正草案》通过后，“原本私有的生活资料宅基地，就一下子被集体化了”。周其仁（2014）将宅基地的集体化看作“一段公案”，他指出：“宅基地本来是生活资料，按标准的社会主义改造理论，必须实行公有制的应该限于生产资料。所以，20世纪50年代农村的集体化高潮，从高级社到人民公社，归集体公有的是耕地、耕畜、生产设施和大型农具，一般并不包括农民家居的房屋连同其下的宅基地”，但“人民公社化冲击了这一点，例如河南《嵯峨山卫星人民公社试行简章》，干脆规定‘在已经基本上实现了生产资料公有化的基础上，社员转入公社，应该交出全部自留地，并且将私有的房基、牲畜、林木等生产资料转为公社公有’”。而20世纪60年代初“大跃进”后纠正“左”的错误时，中央“顺手把宅基地这土改以来一直明明白白的归农民私有的财产，一句话就划归了公有”，他认为那个时代的反左、反右等“是一笔糊涂账，根本就不是任何讲形式逻辑的人所驾驭得了的”。

程雪阳的观点可以归纳为“人民公社既组织生产又组织生活说”。在与周其仁教授的商榷文中，程雪阳（2015）认为宅基地集体化发生在1958年而非1962年：1958年，毛泽东修改了《嵯峨山卫星人民公社简章（草案）》并批示给《红旗》杂志全文刊发，作为“全国人民应该也必须学习的样板”，而该简章第五条规定“社员转入公社，应该交出全部自留地，并且将私有的房基、牲畜、林木等生产资料转为公社公有”。程雪阳（2015）指出，宅基地作为生活资料原本是农民私有的，而作为生活资料的宅基地也被公有化，是因为“人民公社不仅要组织生产，还要组织生活，那么宅基地自然要归公，然后统一分配了。”“人民公社运动之所以要将宅基地‘集体化’，主要不是因为担心其会滋生出‘资本主义’，而是因为这场运动的领导者希望通过人民公社这个运动，改变基本的社会、经济和政治系

<sup>①</sup>例如，有的介绍农村法律常识的书就写道：“不得将宅基地作为生产资料使用”。参见钟鸣、李瑞芝（2010）第62页。

统的基本结构，然后建立一个不但管理政治事务，直接从事经济生产活动，而且还要干涉公民日常生活事务的超级巨无霸社会组织。”

田传浩（2020）持“解决新增宅基地化公为私困境说”，认为农业集体化改造的最初目标是耕地等生产资料的集体化，却由于无法解决新增宅基地化公为私的困境，不得不将作为生活资料的宅基地也集体化。其思路是：耕作用的土地是生产资料，宅基地是生活资料，农村建房通常是将耕地转变为宅基地；1956年高级社组建后，作为生产资料的耕地变成了集体所有，而宅基地作为生活资料不在社会主义改造的范围之内，仍保持私有，在此情况下，如果农民要建房，“新增宅基地的来源就变成一个尴尬的难题”——禁止新增宅基地就无法解决农村新增人口的住房问题，而允许新增宅基地的话，就需要将已属于集体的耕地私有化；1958年《嵊岙山卫星人民公社试行简章》第五条强调“在已经基本上实现了生产资料公有化的基础上，社员在转入公社的时候，应该将仍然属于本人私有的全部自留地、房屋基地、牧畜、林木、农具等生产资料转为全社公有。”这种规定和实践“并非出于解决新增宅基地生活资料与生产资料转换的理论困境，而是一个农村基层政权的‘类国有化’改造”，却也解决了新增宅基地化公为私的困境；1962年《农村人民公社工作条例修正草案》正式在国家政策层面上认可了1958年地方自发制定的宅基地集体化，“原因就是生产资料和生活资料相互转换所带来的集体所有权向私人所有权转换的困境”，而解决困境的办法是默认宅基地集体所有但不强调其属于生产资料。田传浩（2020）总结指出：“1956—1962年宅基地名义所有权的‘集体化’既不是城乡户籍制度的结果，也不仅仅是人民公社运动过程中头脑过热的产物。而是当（作为）‘生产资料’的土地全部集体化之后，农村基层无法解决新增宅基地‘化公为私’的困境，在实践中通过‘制度创新’将所有宅基地所有权都进行集体化改造，并最终由中央政策文件所接受并认可的结果。”

这3项研究对宅基地集体化的解释不同，但有以下共同点：第一，三者都认为宅基地是生活资料，并将解释建立在这一判断基础上。可能是先入为主地认定了宅基地是生活资料，所以，虽然三者都援引了《嵊岙山卫星人民公社试行简章》中的“私有的房基、牲畜、林木等生产资料”，但都未提出宅基地是不是生产资料的疑问；第二，基于“宅基地是生活资料”的判断，三者都认为，按照社会主义改造理论，宅基地本不必集体化；第三，3项研究都是逻辑推理，没有提供论据以支持其观点，尤其是缺乏宅基地相关政策制定过程方面的直接证据。

### （三）基于“宅基地是生活资料”的改革设想

如上所述，基于“宅基地是生活资料”的判断，不少研究认为，按照社会主义改造理论，宅基地本不必集体化。在此基础上，大量研究提出将作为生活资料的宅基地私有化的思路。曾业松（2004）写道：“农民宅基地能不能私有？我以为是可以研究的。从理论上说，宅基地属于生活用地。作为生活资料私有，有利于资源合理利用。”他认为，宅基地私有“对农村经济发展将产生重要的促进作用”，例如有效防止乡村干部乱批宅基地、以权谋私以及节约宅基地、防止继续扩大侵占耕地等。江平（2004）认为：“宅基地是生活资料，并不是生产资料，这是住房用的，但是今天也不好突破。按道理，宅基地私有化对国家有什么了不起呀，这是个生活资料嘛，但这不太能够实现。”王景新（2008）指出，宅基地属于农民生活用地，是生活资料，应该私有或个人所有，认为“那些祖传的农民宅基地，经过

新中国土地改革分配和重新确认，由县人民政府颁发过《土地房产所有证》的农民宅基地，应还权与农民，实行宅基地农民所有。”李津逵（2009）指出：“农村土地归集体所有，理论依据是城乡土地的公有制。但是所有制是对生产资料而言（的），宅基地却是农民的生活资料，宅基地本来无关所有制”，因而建议“彻底回归宅基地私有的制度”。程雪阳（2015）指出，现在“人民公社运动已经偃旗息鼓了，人民公社体制也已经解体了，那么人民公社体制下的‘既管生产，又管生活’式的集体所有是不是也应当放弃呢，作为生活资料的宅基地是不是也可以归农民私人所有呢？从理论上来说，答案应当是肯定的”，只可惜宅基地属于集体所有在1982年被写入《中华人民共和国宪法》，“由此导致了今天的许多问题难以解决”。

### 三、宅基地集体化的理论来源

马克思主义经典文献对生产资料和生活资料的区分，对土地在农业和非农业部门中扮演的不同角色，对土地以及生产资料的公有化问题等，有大量的论述。这些论述及其在苏联的实践，对中国包括宅基地制度在内的土地制度的建设产生了深远影响。

在马克思的分析中，社会产品因为用途的不同，可以区分为生产资料和生活资料。生产资料是劳动对象和劳动资料的总和。其中，劳动对象是人们在物质生产过程中将劳动加于其上的一切东西，可分为两类：一类是未经劳动加工的自然物；另一类是经过劳动加工的物质，称为原料。劳动资料也称“劳动手段”，是人们在劳动过程中用于改变或影响劳动对象的一切物质资料和物质条件，包括劳动过程中除劳动对象以外所必需的一切物质条件，其中最重要的是生产工具。生活资料也称“消费资料”或“消费品”，是用于满足人们物质和文化生活需要的物质资料（马洪、孙尚清，1988）。

在《资本论》中，马克思区分了土地在农业和非农业部门的不同作用，指出土地是农业的主要生产资料，而在非农业部门是一般生产资料<sup>①</sup>。在农业中，“土地本身是劳动资料”，“作为人类劳动的一般对象而存在”<sup>②</sup>，也“作为生产工具起作用”<sup>③</sup>。而在非农业部门，“土地只是作为地基，作为

---

<sup>①</sup>考茨基（1955）也多次提及土地是“一切生产资料中最重要的生产资料”。例如，“为要以马克思理论的精神来研究土地问题，只是回答小生产在农业中是否有前途的问题是不够的。最重要的是要研究农业在资本主义生产方式下所起的一切变化。我们必须研究，资本是否掌握农业，假如掌握住，那么是怎样掌握的：农业是否产生一种变革，是否捣坏旧的生产形态，是否引出新的生产形态。只有回答了这些问题，我们才能决定，马克思的理论是否适用于农业，是否注定要使生产资料私有制消灭过程恰好就在一切生产资料中最重要的生产资料——土地之前停止下来。”又如，“中欧的人口，虽然还未达到在当时经营方法之下可能达到的最大限度，可是已大大繁殖了，已不再感到人口的缺乏，劳动力的缺乏了，土地已经不像先前不给价的土地那样丰富了。于是，垄断一切生产资料中最重要的生产资料就有了可能，同时也表现为一种倾向了。”见考茨基（1955）第16页和第29页。

<sup>②</sup>马克思：《资本论》第1卷，人民出版社2004年版，第209页。

<sup>③</sup>马克思：《资本论》第3卷，人民出版社2004年版，第882～883页。

场地，作为操作的空间基地”<sup>①</sup>或“既供给劳动资料又供给劳动材料的兵工厂”以及“居住的地方”来发生作用<sup>②</sup>。马克思指出：“广义地说，除了那些把劳动的作用传达到劳动对象，因而以这种或那种方式充当活动的传导体的物以外，劳动过程的进行所需要的一切物质条件都算作劳动过程的资料。它们不直接加入劳动过程，但是没有它们，劳动过程就不能进行，或者只能不完全地进行。土地本身又是这类一般的劳动资料，因为它给劳动者提供立足之地，给他的劳动过程提供活动场所。”<sup>③</sup>按照马克思的论述，宅基地正是这类土地中的一种，是一般的劳动资料，属于生产资料。

对于生产资料，马克思、恩格斯强调要消灭私有制，建立公有制。恩格斯认为：“资本主义生产方式日益把大多数居民变为无产者，同时就造成一种在死亡的威胁下不得不去完成这个变革的力量。这种生产方式迫使人们日益把巨大的社会化的生产资料变为国家财产，同时它本身就指明完成这个变革的道路。无产阶级将取得国家政权，并且首先把生产资料变为国家财产。……国家真正作为整个社会的代表所采取的第一个行动，即以社会的名义占有生产资料”<sup>④</sup>。他还指出：“在向完全的共产主义经济过渡时，我们必须大规模地采用合作生产作为中间环节，这一点马克思和我从来没有怀疑过。但事情必须这样来处理，使社会（即首先是国家）保持对生产资料的所有权”<sup>⑤</sup>。对于土地这种生产资料，马克思和恩格斯在1848年《共产党宣言》中提出“剥夺地产，把地租供国家支出之用。”<sup>⑥</sup>1872年，马克思指出，社会经济发展、人口增加和集中“使土地国有化愈来愈成为一种‘社会必然性’”，土地国有化“将使劳动和资本之间的关系彻底改变，归根到底将完全消灭工业和农业中的资本主义生产方式。……生产资料的全国性的集中将成为由自由平等的生产者的联合体所构成的社会的全国性基础，这些生产者将按照共同的合理的计划自觉地从事社会劳动。”<sup>⑦</sup>

列宁和斯大林也强调土地公有化的重要性。列宁明确指出“土地无疑是农业的主要生产资料”<sup>⑧</sup>，认为“要终止资本对劳动的剥削，只有采取一种手段，就是消灭劳动工具的私有制，所有工厂和矿山以及所有大地产等等都归整个社会所有，实行由工人自己进行管理的共同的社会主义生产。”<sup>⑨</sup>他还指出：“俄国革命只有作为农民土地革命才能获得胜利，而土地革命不实行土地国有化是不能全部完成其历史使命的。”土地国有化“是走向社会主义的一个步骤”<sup>⑩</sup>。1917年11月8日，全俄工兵代表

<sup>①</sup>马克思：《资本论》第3卷，人民出版社2004年版，第883页。

<sup>②</sup>马克思：《资本主义生产以前各形态》，人民出版社1956年版，第5页。

<sup>③</sup>马克思：《资本论》第1卷，人民出版社2004年版，第211页。

<sup>④</sup>《马克思恩格斯全集》第19卷，人民出版社1963年版，第241~242页。

<sup>⑤</sup>《马克思恩格斯全集》第36卷，人民出版社1975年版，第416页。

<sup>⑥</sup>《马克思恩格斯全集》第4卷，人民出版社1965年版，第490页。

<sup>⑦</sup>《马克思恩格斯全集》第18卷，人民出版社1964年版，第65页、第67页。

<sup>⑧</sup>《列宁全集》第19卷，人民出版社1989年版，第320页。

<sup>⑨</sup>《列宁全集》第2卷，人民出版社1984年版，第81页。

<sup>⑩</sup>《列宁选集》第1卷，人民出版社2012年版，第783页、第788页。

苏维埃第二次代表大会通过列宁起草的《关于土地问题的报告》，规定“永远废除土地私有权”“一切土地：国家的、皇族的、皇室的、寺院的、教会的、工厂占有的、长子继承的、私有的、公共的和农民等等的土地，一律无偿转让，成为全民财产”<sup>①</sup>，开始实行土地国有制。后来，斯大林领导苏联农业的社会主义改造，在农村推行全盘集体化，并在20世纪30年代宣布苏联已经建成了以社会主义公有制（包括全民所有制和集体所有制）为基础的社会主义。20世纪50年代初，在《苏联社会主义经济问题》一书中，斯大林总结指出：“现今在我国，存在着社会主义生产的两种基本形式：一种是国家的即全民的形式，一种是不能叫作全民形式的集体农庄形式。在国家企业中，生产资料和产品是全民的财产。在集体农庄这种企业中，虽然生产资料（土地、机器）也属于国家，可是产品却是各个集体农庄的财产；因为集体农庄中的劳动以及种子是它们自己所有的，而国家交给集体农庄永久使用的土地，事实上是由集体农庄当作自己的财产来支配的，尽管它们不能出卖、购买、出租或抵押这些土地。”<sup>②</sup>

受马克思主义经典理论与苏联实践的影响，中国也曾追求将一切土地国有化。1921年7月《中国共产党第一个纲领》提出“消灭资本家私有制，没收机器、土地、厂房和半成品等生产资料，归社会公有”<sup>③</sup>。1927年中共五大通过的《土地问题议决案》指出：“必须要在平均享用地权的原则之下，彻底将土地再行分配，方能使土地问题解决，欲实现此步骤必须土地国有。共产党将领导农民从事于平均地权的斗争，向着土地国有、取消土地私有制度的方向，而努力进行。土地国有确系共产党对于农民问题的党纲上的基本原则。”<sup>④</sup>1928年中共六大通过的《土地问题决议案》写道：“革命完全胜利之后，在全国或在重要省份中已经建立了坚固的苏维埃政权之后，中国共产党，将进而帮助革命的农民去消灭土地私有权，把一切土地变为社会的共有财产，因为共产党认为土地国有，乃消灭国内最后的封建遗迹的最坚决最彻底的方法。”<sup>⑤</sup>1928—1929年，毛泽东主持制定《井冈山土地法》和《兴国县土地法》，分别规定“没收一切土地归苏维埃政府所有”<sup>⑥</sup>“没收一切公共土地及地主阶级的土地归兴国工农兵代表会议政府所有”<sup>⑦</sup>。

后来，相关政策有所调整，改为实行“耕者有其田”的政策。这种调整是策略性和阶段性的，土地国有仍被看成彻底解决中国土地问题的办法，将在取得全国性政权后实施。1931年，中共苏区中央

<sup>①</sup>《列宁选集》第3卷，人民出版社2012年版，第349页。

<sup>②</sup>《斯大林文集（1934—1952年）》，人民出版社1985年版，第608页。

<sup>③</sup>中央档案馆，1989：《中共中央文件选集》（1921—1925）第1册，北京：中共中央党校出版社，第3页。

<sup>④</sup>中央档案馆，1989：《中共中央文件选集》（1927）第3册，北京：中共中央党校出版社，第66页。

<sup>⑤</sup>中央档案馆，1989：《中共中央文件选集》（1928）第4册，北京：中共中央党校出版社，第353页。

<sup>⑥</sup>中共中央文献研究室、中央档案馆，2011：《建党以来重要文献选编》（1921—1949）第5册，北京：中央文献出版社，第814页。

<sup>⑦</sup>中共中央文献研究室、中央档案馆，2011：《建党以来重要文献选编》（1921—1949）第6册，北京：中央文献出版社，第184页。



局第九号通告写道：“农民是小私有生产者，保守私有是他们的天性，……他们热烈地起来参加土地革命，他们的目的，不仅要取得土地的使用权，主要的还要取得土地的所有权”，“目前正是争取全国苏维埃胜利斗争中，土地国有只是宣传口号，尚未到实行的阶段。必须使广大农民在革命中取得了他们唯一热望的土地所有权，才能加强他们对于土地革命和争取全国苏维埃胜利的热烈情绪，才能使土地革命更加深入。”“土地问题的彻底解决是‘土地国有’，土地国有的实现，只有在全国苏维埃胜利与全国工农专政的实现的条件下才有可能。”“我们应该预先向广大农民宣传，他们现在虽然是得到了土地，若资本主义一日存在着，他们散漫的小经济依然是不可免的日趋于破落的悲惨前途，他们的黄金前途只有在土地国有的条件下，实现集体的社会主义的土地生产。”<sup>①</sup>到了1949年前后，毛泽东、刘少奇多次谈土地国有化，仍将土地国有化作为一个重要目标。不过，在后来的实际工作中，中国多次搁置了农村土地国有化的方案，先后推行土地改革、土地集体化和维持土地集体所有制。

#### 四、宅基地集体化的过程和逻辑

1949年以来，中国农村宅基地制度发生了根本转变。其中，最大的变化是宅基地由最初的私人所有转变为集体所有。1950年公布施行的《土地改革法》规定，没收地主的土地及其在农村中多余的房屋等，分配给无地少地的贫苦农民所有，“由人民政府发给土地所有证，并承认一切土地所有者自由经营、买卖及出租其土地的权利。”<sup>②</sup>所颁的土地房产所有证写明了每家拥有的耕地、房产、地基的数量，房产部分需填写坐落、种类、间数、原地基单位数、折市亩数、地基四至、地基长宽尺度、附属物等信息。1954年，第一届全国人大一次会议通过《中华人民共和国宪法》，规定“国家依照法律保护农民的土地所有权和其他生产资料所有权。”<sup>③</sup>

1954年9月20日正式通过的《中华人民共和国宪法》还规定：“国家为了公共利益的需要，可以依照法律规定的条件，对城乡土地和其他生产资料实行征购、征用或者收归国有。”<sup>④</sup>在1954年3月23日中国共产党中央委员会提出的《宪法草案（初稿）》和1954年6月14日确定的《宪法草案》两个文本中，也都有“对城乡土地和其他生产资料实行征购、征用或者收归国有”的内容（见表1）。从表述方式可以看出，与马克思在《资本论》中的论述一致，1954年《中华人民共和国宪法》的制定者认为包括宅基地在内的城乡土地属于生产资料<sup>⑤</sup>。另外，在这一宪法制定过程中对生产资料、生活资料有较多讨论，却不见对城乡土地都是生产资料的质疑（参见韩大元，2004）。可以说，包括宅基

<sup>①</sup>中国社会科学院经济研究所中国现代经济史组，1981：《第一、二次国内革命战争时期土地斗争史料选编》，北京：人民出版社，第492~493页。

<sup>②</sup>《中华人民共和国土地改革法》，《新华月报》，1950年第3期，第498~500页。

<sup>③</sup>此处和下一段第一句的资料来源为：《中华人民共和国宪法》，人民出版社1954年版，第9页。

<sup>④</sup>1975年通过的《中华人民共和国宪法》有关条款改为“国家可以依照法律规定的条件，对城乡土地和其他生产资料实行征购、征用或者收归国有。”参见《中华人民共和国宪法》，《文史哲》，1975年第1期，第3页。

<sup>⑤</sup>房屋、住宅属于生活资料。

地在内的城乡土地属于生产资料，这一点在当时是广受认同的。

表1 1954年《中华人民共和国宪法》制定时关于城乡土地、房屋的条款

| 版本                                | 对房屋等生活资料的规定                         | 对城乡土地等生产资料的规定                                          |
|-----------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------------------------|
| 《中华人民共和国宪法草案（初稿）》<br>（1954年3月23日） | “国家保护公民的劳动收入、储蓄、住宅和其他生活资料的所有权和继承权。” | “国家在公共利益需要的时候，可以根据法律所规定的条件，对城乡土地和其他生产资料实行征购、征用或者收归国有。” |
| 《中华人民共和国宪法草案》<br>（1954年6月14日）     | “国家保护公民的合法收入、储蓄、房屋和各种生活资料的所有权。”     | “国家为了公共利益的需要，可以按照法律规定的条件，对城乡土地和其他生产资料实行征购、征用或者收归国有。”   |
| 《中华人民共和国宪法》<br>（1954年9月20日）       | “国家保护公民的合法收入、储蓄、房屋和各种生活资料的所有权。”     | “国家为了公共利益的需要，可以依照法律规定的条件，对城乡土地和其他生产资料实行征购、征用或者收归国有。”   |

资料来源：《中华人民共和国宪法草案（初稿）》，中共北京市委办公厅印，1954年，第4页；《中华人民共和国宪法草案》，人民出版社1954年版，第5页；《中华人民共和国宪法》，人民出版社1954年版，第9页。

#### （一）高级社为什么没有将宅基地集体化？

20世纪50年代，在推进土地改革和制定宪法的同时，中国开始着手解决所有制问题，目标是逐步将“劳动人民的和资产阶级的”私人所有制改变为集体所有制和国营<sup>①</sup>。1951年底印发的《中共中央关于农业生产互助合作的决议（草案）》提倡“组织起来”。1953年12月16日，中共中央通过《关于发展农业生产合作社的决议》，指出农民在生产上逐步联合起来的具体道路是：经过互助组，“到实行土地入股、统一经营而有较多公共财产的农业生产合作社，到实行完全的社会主义的集体农民公有制的更高级的农业生产合作社（也就是集体农庄）。”这一文件强调稳步前进、逐步过渡，要求以私有土地入股、统一经营的初级社为过渡形式，“随着生产的增长、劳动效率的发挥和群众的觉悟，逐步而稳妥地提高劳动报酬的比例。”使农民在“进到农业的完全社会主义的经济制度的时候不感到突然，而是事先有了精神的和物质的准备的，因而能够避免由于突然变化所可能引起的种种损失。”<sup>②</sup>与该文件的精神一致，1954年6月中共中央批转中央农村工作部《关于第二次全国农村工作会议的报告》，要求“在未具备必需的条件以前不要轻率地转变到高级合作社”；1954年8月中央农村工作部《关于半社会主义性质的农业生产合作社如何逐渐社会主义化问题复东北局电》指出：“当条件尚不具备时，绝不可跳越尚未完结的运动形式，勉强转变，形成冒进。这里所指的条件，基本是生产力的发展和群众觉悟水平的提高。”<sup>③</sup>1955年12月农业合作化转入以高级合作化为中心。根据邓子恢1956

<sup>①</sup>毛泽东1953年10月15日谈互助合作时说：“私人所有制有两种，劳动人民的和资产阶级的，改变为集体所有制和国营（经过公私合营，统一于社会主义），这才能提高生产力，完成国家工业化。生产力发展了，才能解决供求的矛盾。”参见中共中央文献研究室，2011：《建国以来重要文献选编》第4册，北京：中央文献出版社，第407页。

<sup>②</sup>《关于发展农业生产合作社的决议》，《人民日报》，1954年1月9日第1版。

<sup>③</sup>本句和上一句的资料来源为：中共中央文献研究室，2011：《建国以来重要文献选编》第5册，北京：中央文献出版社，第235页、第375页。

年5月7日在全国先进生产者代表会议上的讲话，为顺利推进初级社转为高级社，国家“对社员私有的耕牛农具和果树林木等仍如初级社一样采取作价收买政策，对社员私有的较好的渔塘及水利设备等亦采取作价补贴或个别照顾等办法，许多地区对果树林木还采取了照旧比例分红的过渡形式。这样，高级化的中心问题只是取消土地报酬”（邓子恢，1956）。可见，当时中央规划逐步推进农业的社会主义改造和生产资料的集体化，而组建高级社的中心问题是改变初级社时期的耕地参与分红状况，废除土地报酬，实现耕地的公有化，还不涉及宅基地。

从时间上看，高级社是各地在中央的指导下先行试办的，然后中央肯定，最终全国人民代表大会通过《高级农业生产合作社示范章程》予以规范。就笔者查阅到的资料，各地组建高级社时都规定宅基地归个人私有。例如，1956年1月18日中共河南省委批转省委农村工作部《关于召开试办高级农业生产合作社会议的报告》，指出“社员所有之耕地（包括生荒、熟荒、可耕地、休闲地等），应全部入社，归全社公有，不给土地报酬。社员之宅基地、宅旁小园地，包括这些土地上的附属物，以及家禽、家畜、小农具，均归社员自己所有。”1956年1月21日中共山东省委发出的《关于办好第一批完全社会主义性质的农业生产合作社的指示》在写明社员原有的私有土地一律归社员集体所有、由社统一经营的同时，还规定“社员私有的宅基、柴园、莹林地均不入社，仍归社员所有。”<sup>①</sup>1956年1月25日，湖北省委向中央提交《关于发展高级社问题的请示报告》，提出“要正确执行互利政策。除了土地荒山无偿转为合作社集体所有以外，对于私有的耕畜、农具、树林、果园及其他土地上的作物，要采取折价入社办法转为合作社集体所有。对于社员的房屋宅基、家畜、家禽、小块园地、零星树木、果树和竹园以及小农具、家庭副业和手工业所用的工具等等，都仍归社员个人所有。”对此，中央批复“同意你们所采取的方针和你们所提出的关于发展高级社的规划和做法的七点意见。”同年1月27日，湖北省委发布《关于高级农业生产合作社的若干政策问题的规定》，规定“社员原有的土地（包括耕地、荒地、山地、牧场），应当无代价地转为合作社集体所有。”同时，规定“社员私有的房屋、宅基、家畜、家禽、小块菜园、宅旁的少量树木、果园和竹园，以及家庭副业和手工业所用的工具等，均仍归社员个人所有。”“社员私有的房屋、宅基，仍然应当属于社员个人所有”，并强调要特别注意“高级社只是把土地、耕畜、大型和中型农具等主要生产资料由个体私有转为合作社集体所有，不是‘一切归公’。其他如房屋、家具、粮食、衣服等生活资料以及其他财产和家畜、家禽等，仍然属于社员个人所有。”（中共湖北省委党史研究室，1999）

应该看到，在这一时期的政策文件中，“土地”是狭义上的土地，即投入农业生产的耕地，不包括作为一种具体土地利用类型的宅基地。1956年4月出版的《怎样办高级农业合作社》一书谈了“建立高级社要切实掌握的几个问题”，强调“对群众进行思想教育”要说明“高级社生产资料集体所有，只是主要生产资料如土地、耕畜、大型农具归社，不是一切生产资料都归社。”而“处理生产资料转归公有，首先要分清归集体所有与不归集体所有的界限。实行集体所有的，只应是主要的生产资料，而不是全部的生产资料，更不是生活资料。这也就是说，高级社要首先把土地、耕畜及为社需要的大

<sup>①</sup> 《山东省农业合作化史》编辑委员会，1989：《山东省农业合作化史料集》（上册），济南：山东人民出版社，第171页。

型农具归社集体所有，其他小农具，个人生活用的牲畜等等，不要归集体所有。就是在主要的生产资料方面，如大片山林菜园等，如果社员目前还不自愿，条件还不成熟时，也可以后再归社所有。总起来说，就是先实行大部（分）的主要生产资料归社所有，然后再实现全部主要生产资料归社所有。”谈“生产资料怎样归社集体所有”时，该书与上文所提及的中共山东省委发出的《关于办好第一批完全社会主义性质的农业生产合作社的指示》一致，指出“关于土地问题。社员私有的土地（包括荒山、山场、草场、荒滩在内），在办高级社时，应一律归社集体所有，由社统一经营，社员不能再以土地向社内取得任何报酬。……社员私有的宅基、柴园、莹林地都不能归社，仍为社员所有。”<sup>①</sup>类似地，莫明（1956）在《怎样办高级社》中写道：“关于土地的处理问题。高级社除了每个社员保留一小块自留地（菜园地）以外，其余原为社员私有的土地，应当经社员大会做出决议，一律无代价地转为合作社集体所有，取消土地报酬。……但是，除了一般耕地以外，对于社员私有的场地、坟地、房基地等等一切特殊用途的土地，就不能一律收归公有。”

1956年6月15日，在第一届全国人民代表大会第三次会议上，农业部部长廖鲁言做了关于《高级农业生产合作社示范章程（草案）》的说明，他指出，草案起草“吸收了各地主管农业合作化工作的干部参加起草工作，并且征求了各地负责同志的意见”。他强调：“初级合作社是在私有的基础上，实行土地入股、统一经营的。高级合作社实行主要生产资料的完全集体所有制。这是初级合作社同高级合作社的根本区别。农业生产的主要生产资料，就是土地、耕畜和大型农具（包括集体经营副业所需要的副业工具）。 ”<sup>②</sup>1956年6月30日，全国人民代表大会通过《高级农业生产合作社示范章程》，规定“农业生产合作社按照社会主义的原则，把社员私有的主要生产资料转为合作社集体所有”“入社的农民必须把私有的土地和耕畜、大型农具等主要生产资料转为合作社集体所有。”“社员原有的坟地和房屋地基不必入社。”<sup>③</sup>可以看出，廖鲁言所做说明以及《高级农业生产合作社示范章程》中的“土地”也是狭义上的，指的是作为主要生产资料的耕地，不包括作为一般生产资料的宅基地。

因此，宅基地在1956年组建高级社时之所以没有集体化，并不是因为众多文献所指出的“宅基地是生活资料”，而是因为按照中央的规划，农业社会主义改造和生产资料集体化要逐步推进，组建高级社作为一个中间步骤，重点在于取消耕地报酬、实现耕地等主要生产资料的集体化，而不是全部生产资料的集体化；宅基地虽是生产资料，但只是一般的、非主要的生产资料，也就没有被列入这一次集体化的范围。这可以从湖北省委的文件得到直接佐证。1956年6月19日，湖北省委发布《关于高级渔业生产合作社政策问题的规定（草案）》，规定“社员私有的房屋、宅基、小块园地、零星树木（包括田边树木）、家禽、家畜、稻场、晒场、小坑牧场、家庭副业和手工业用的工具等，应当一律仍然归社员个人所有。”该文件指出，高级渔业生产合作社将主要生产资料由个体所有制转为集体所有制，取消生产资料的报酬，而宅基地之所以仍保持个人私有，是因为“小型渔具、房屋宅基以及少

<sup>①</sup>除最后一句外，本段的引语依次见江帆（1956）第17～18页、第22页、第28～29页。

<sup>②</sup>《关于高级农业生产合作社示范章程（草案）的说明》，《人民日报》，1956年6月17日第2版。

<sup>③</sup>《高级农业生产合作社示范章程》，《人民日报》，1956年7月1日第2版。

量的园地，少量树木，柴洲、草地、草场等非主要的生产资料，在合作社生产不大必需、社员又有独立经营能力的情况下，应当仍归社员个人所有。”<sup>①</sup>

## （二）1958—1963 年宅基地的集体化

作为一般的、非主要的生产资料，农村宅基地转为集体所有发生在人民公社时期。当时强调进一步提高公有化程度、消灭生产资料私有制残余。1958 年 8 月，毛泽东多次谈到人民公社比高级社更加社会主义，要通过私并公，取消资本主义的残余，实现更高程度的公有化。8 月 6 日，毛泽东指出：“公社的特点，一曰大，二曰公。公社的内容，有了食堂，有了托儿所，自留地的尾巴割掉了，生产军事化了，分配制度变化了，一个小并大，一个私并公，乡社合一了。人民公社还是社会主义性质的，但比合作社高了一级。”8 月 19 日，他说：“人民公社一曰大，二曰公。人多、地大、生产规模大、各种事业大，政社是合一的，搞公共食堂，自留地取消，鸡、鸭、屋前屋后的小树还是自己的，这些到将来也不存在了。”8 月 30 日，毛泽东又指出：“人民公社的特点是两个，一为大，二为公。……公，就比合作社更要社会主义，把资本主义的残余，比如自留地、自养牲口，都可以逐步取消，有些已经在取消了。”<sup>②</sup>

1958 年 9 月 4 日、9 月 10 日的《人民日报》社论具体指出，“办人民公社是一场进一步组织起来并且最后消灭生产资料私有制残余的斗争”<sup>③</sup>，人民公社的特点之一是“在所有制方面进一步向‘公有’发展。全部自留地、私有的房基，牲畜，林木等逐步转为全社公有，私人暂时留下小量的家畜和家禽，也将逐步转为公有。这样，个体经济的残余就进一步消灭了。”<sup>④</sup>1958 年 12 月 20 日，中共中央、国务院发出的《关于适应人民公社化的形势改进农村财政贸易管理体制的决定》也指出，建立人民公社使“生产关系进一步改变了，农业合作社时期仍然存在的某些生产资料私有制的残余在消灭中，生产力得到了进一步的解放。”<sup>⑤</sup>

伴随着加速推进的人民公社化运动，宅基地的集体化进程也开始起步。1958 年 8 月 7 日，河南省遂平县制定的《嵒嵒山卫星人民公社试行简章（草稿）》第五条写道：“在已经基本上实现了生产资料公有化的基础上，社员转入公社，应该交出全部自留地，并且将私有的房基、牲畜、林木等生产资料转为全社公有”<sup>⑥</sup>，即将组建高级社时没有集体化的生产资料——宅基地规定为公社公有。该简章是由中央《红旗》杂志常务编辑李友九在总编辑陈伯达的委派下，与河南省委书记史向生、河南省委农村工作部副部长崔光华等人共同研究起草的（参见李友九，2004），不是地方基层一般的“制度创

<sup>①</sup>前两处引语依次见中共湖北省委党史研究室（1999）第 194 页、第 192 页。

<sup>②</sup>本段 3 处引语依次见中共中央文献研究室，2013：《毛泽东年谱（1949—1976）》，北京：中央文献出版社，第 403 页、第 414 页、第 425 页。

<sup>③</sup>《先把人民公社的架子搭起来》，《人民日报》，1958 年 9 月 10 日第 2 版。

<sup>④</sup>《从“卫星”公社的简章谈如何办公社》，《人民日报》，1958 年 9 月 4 日第 1 版。

<sup>⑤</sup>《关于适应人民公社化的形势改进农村财政贸易管理体制的决定》，《人民日报》，1958 年 12 月 23 日第 1 版。

<sup>⑥</sup>《嵒嵒山卫星人民公社试行简章（草稿）》，《红旗》，1958 年第 7 期，第 16 页。

新”。同月，该简章在北戴河中央工作会议上印发，毛泽东审阅后作了几处修改，批示“此件请各同志讨论。似可发各省、县参考。”<sup>①</sup>随后，该简章在9月1日的《红旗》杂志刊登，9月4日被《人民日报》转发。经毛泽东批示以及《红旗》《人民日报》刊发，该简章起到了巨大的示范作用，全国许多农村人民公社差不多都是模仿嵒岬山卫星人民公社搭建起来的（罗平汉，2008），各地宅基地的集体化也开始走上快车道<sup>②</sup>。

实践中，各地的宅基地政策存在较大差异。笔者尽力查找各省份从1958年8月起所发布的关于建立人民公社的指示、意见或决议，共收集到9个省份的这类文件。大体上有以下四类情况（见表2）：第一类规定了宅基地转为公社所有，例如山西省、江苏省、湖北省、陕西省和青海省；第二类规定宅基地可以转为公社所有，例如云南省和贵州省；第三类规定宅基地归社员私有，例如《中共河北省委关于建立人民公社的指示》指出：“小社并大社建立人民公社时，对各种生产资料的处理，应注意充分进行协商，发扬民主，走好群众路线。按照总路线的精神，本着有利于社会主义集体经济发展的原则，将各小社的一切公共财产转为人民公社集体所有。……除此以外，对于社员的房屋、院中土地、院旁小块地和一些零星的果树，以及社员饲养的猪、羊、鸡、鸭等，都归私有不动”<sup>③</sup>；第四类没有明确指出宅基地的处理方法，例如江西省。

各地的宅基地政策有所差别的原因可能有二：一是人民公社是地方先行试办搞起来的，中央最初没有给出明确指示。中共中央1958年8月29日《关于在农村建立人民公社问题的决议》就指出：“大型的综合性人民公社不仅已经出现，而且已经在若干地方普遍发展起来”。二是中央强调各地要根据本地情况，因地制宜。1958年3月《中共中央关于把小型的农业合作社适当地合并为大社的意见》指出：“各地农业社是否合并，合并的规模多大，以及进行并社工作的时间和步骤，应当完全由各省、市、自治区党委根据本地区的情况自行考虑和规定。”<sup>④</sup>1958年8月29日《关于在农村建立人民公社问题的决议》也要求“社规模的大小，并大社、转公社进度的快慢，以及做法和步骤，都由各省、自治区和直辖市根据当地的情况自行决定。”<sup>⑤</sup>在中央未明确指示而地方根据当地情况自行决定的情况下，各地的宅基地政策有所不同是正常的。

<sup>①</sup>中共中央文献研究室，2011：《建国以来重要文献选编》第11册，北京：中央文献出版社，第346页。

<sup>②</sup>城市人民公社也将宅基地等生产资料规定为公社所有。例如，为了进一步消灭生产资料私有制的残余，“郑州市各人民公社实行生产资料公有制，将私人占有的生产资料如土地、宅基、池塘等转为公社所有”。参见《郑州市怎样办城市的人民公社问答》，北京：通俗读物出版社，1958年，第12页。

<sup>③</sup>《中共河北省委关于建立人民公社的指示》，《红旗》1958年第8期，第16页。

<sup>④</sup>中央档案馆、中共中央文献研究室，2013：《中共中央文件选集》（1949年10月～1966年5月）第27册，北京：人民出版社，第316页。

<sup>⑤</sup>该句与本段第一句的资料来源为：中央档案馆、中共中央文献研究室，2013：《中共中央文件选集》（1949年10月～1966年5月）第28册，北京：人民出版社，第406页、第408页。

表2 1958年底9个省份关于宅基地归属的规定

| 宅基地归属       | 文件名                                   | 具体规定                                                                |
|-------------|---------------------------------------|---------------------------------------------------------------------|
| 宅基地转为公社所有   | 《中共山西省委关于人民公社若干问题的意见》                 | “社员还没有入社的生产资料，如大牲口、农具、副业工具、运输工具、成片树林、果园、房基等，应一律收归社有。” <sup>a</sup>  |
|             | 《中共江苏省委关于人民公社的若干问题的意见》                | “私人占有的一切土地包括自留田、饲料田、宅基等无偿收归公社所有” <sup>b</sup>                       |
|             | 《中共湖北省委关于在农村建立人民公社问题的决议》              | “原属社员所有的自留地、屋基、禾场、山场、荒地、堰塘、池塘、坟地、园地等一切土地，应当无偿地转归公社所有。” <sup>c</sup> |
|             | 《中共陕西省委关于人民公社若干问题的指示》                 | “庄基、空院、场面、私人开垦的荒地以及成片山林，应一律无偿归社所有” <sup>d</sup>                     |
|             | 《中共青海省委关于在农村建立人民公社的决议》                | “社员自留地、房基应归公社所有。” <sup>e</sup>                                      |
| 宅基地可以转为公社所有 | 《中共云南省委员会关于建立人民公社的指示》                 | “私有的无建筑物的房屋地基，可以归公社所有。” <sup>f</sup>                                |
|             | 《中共贵州省委关于建立人民公社若干问题的意见》               | “自留地、房基可以转为公社所有” <sup>g</sup>                                       |
| 宅基地归社员私有不动  | 《中共河北省委关于建立人民公社的指示》                   | “对于社员的房屋、院中土地、院旁小块地和一些零星的果树，以及社员饲养的猪、羊、鸡、鸭等，都归私有不动。” <sup>h</sup>   |
| 未明确规定       | 《中共江西省委关于在农村建立人民公社问题的指示》 <sup>i</sup> | 没有作出明确规定                                                            |

资料来源：a 李旺明、苗长青（2007）第 97 页；b 周彪（2002）；c 中共湖北省委党史研究室（2004）第 130 页；d 陕西省农业合作史编委会（1993）第 675 页；e 青海省地方志编纂委员会（2003）第 665 页；f 《中共云南省委员会关于建立人民公社的指示》，《民族工作资料月报》1958 年第 11 期；g 贵州农业合作化史料编写委员会（1987）第 362 页；h 《中共河北省委关于建立人民公社的指示》，《红旗》1958 年第 8 期；i 《中共江西省委关于在农村建立人民公社问题的指示》，《江西政报》1958 年第 18 期。

中央一直没有出台有关宅基地归属的正式文件，直到 1962 年通过《农村人民公社工作条例修正草案》。该条例简称“农业六十条”，有人民公社“宪法”之称，在 20 世纪 60 年代共有 3 个版本，分别是 1961 年 3 月广州会议通过的《农村人民公社工作条例（草案）》、同年 6 月北京会议通过的《农村人民公社工作条例（修正草案）》以及 1962 年 9 月 27 日中国共产党八届十中全会通过的《农村人民公社工作条例修正草案》（辛逸，2012）。从表 3 对有关规定的比较看，前两个版本均没有列出宅基地等具体土地类型；1962 年 8 月 6 日的《农村人民公社工作条例修正草案》（修改稿）也只有简略的规定，即“生产队范围内的土地，都归生产队所有。”<sup>①</sup>同日，中央发出《关于讨论农村人民公社工作条例修正草案（修改稿）的指示》，要求各中央局、各省（区、市）党委、中央各部委、国务院各部委讨论这一修改稿并将意见报告中央。8 月 17 日，中共山东省委向中央提交《关于讨论“农村人

<sup>①</sup>中央档案馆、中共中央文献研究室，2013：《中共中央文件选集》（1949 年 10 月～1966 年 5 月）第 40 册，人民出版社，第 424 页。

民公社工作条例修正草案（修改稿）”的报告》，建议将修改稿中的“社员的房屋，永远归社员所有”改为“社员的房屋和宅基，永远归社员所有”，将“社员有买卖或者租赁房屋的权利”改为“社员有买卖或者租赁房屋、宅基的权利。”（中共山东省委党史研究室，2015）不过，中央没有采纳山东省委的意见。相反，或许是受山东省委所提意见的提醒，不同于8月6日修改稿的简略规定，9月27日中国共产党八届十中全会通过的《农村人民公社工作条例修正草案》在原有“生产队范围内的土地，都归生产队所有”之后具体写明了土地的范畴——“生产队所有的土地，包括社员的自留地、自留山、宅基地等等，一律不准出租和买卖”<sup>①</sup>，从而正式规定宅基地属于集体所有。

表3 不同版本的“农业六十条”中关于土地的规定

| 日期         | 文件名                   | 具体规定                                                                    |
|------------|-----------------------|-------------------------------------------------------------------------|
| 1961年3月22日 | 《农村人民公社工作条例（草案）》      | “在生产大队范围内，除了生产队所有的和社员所有的生产资料以外，一切土地、耕畜、农具等生产资料，都属于生产大队所有。” <sup>a</sup> |
| 1961年6月15日 | 《农村人民公社工作条例（修正草案）》    | “全大队范围内的土地，都归生产大队所有，固定给生产队使用。” <sup>b</sup>                             |
| 1962年8月6日  | 《农村人民公社工作条例修正草案》（修改稿） | “生产队范围内的土地，都归生产队所有。” <sup>c</sup>                                       |
| 1962年9月27日 | 《农村人民公社工作条例修正草案》      | “生产队范围内的土地，都归生产队所有。生产队所有的土地，包括社员的自留地、自留山、宅基地等等，一律不准出租和买卖。” <sup>d</sup> |

资料来源：a 国家农业委员会办公厅，1981：《农业集体化重要文件汇编（1958—1981）》，北京：中共中央党校出版社，第458—459页；b 国家农业委员会办公厅，1981：《农业集体化重要文件汇编（1958—1981）》，北京：中共中央党校出版社，第478页；c 中央档案馆、中共中央文献研究室，2013：《中共中央文件选集》（1949年10月—1966年5月）第40册，北京：人民出版社，第424页；d 中央档案馆、中共中央文献研究室，2013：《中共中央文件选集》（1949年10月—1966年5月）第41册，北京：人民出版社，第100页。

在贯彻执行《农村人民公社工作条例修正草案》时，各地关于宅基地归生产队所有的宣传解释存在较大差别，导致各地宅基地集体化的步调再次不一致。根据1963年3月8日国务院农林办公室整理的材料，“有的宣传社员宅基地，包括已建和未建房屋的宅基地，都归生产队所有，一律不准买卖和出租。有的宣传归生产队所有的宅基地，是指没有建筑物的空白基地。凡是已盖房屋的宅基地，仍归社员私有，可以自由买卖。还有的认为，入社时宅基地没有连同其他耕地一并入社，因此，社员原有的宅基地，不能算是生产队范围的土地，应仍归社员个人私有，社员已建筑房屋的宅基地与房屋一样，应该允许社员自由买卖出租。”<sup>②</sup>为此，1963年3月20日，中共中央转发国务院农林办公室“关于社员宅基地问题”的材料，明确指出“社员的宅基地，包括有建筑物和没有建筑物的空白宅基地，

<sup>①</sup>中央档案馆、中共中央文献研究室，2013：《中共中央文件选集》（1949年10月—1966年5月）第41册，人民出版社，第100页。

<sup>②</sup>此处和下一句直接引文的资料来源为：中央档案馆、中共中央文献研究室，2013：《中共中央文件选集》（1949年10月—1966年5月）第42册，北京：人民出版社，第531页。



都归生产队集体所有，一律不准出租和买卖。”至此，从中央政策规定的角度看，作为一般生产资料和组建高级社时没有集体化的生产资料，农村宅基地全部被界定为集体所有。

## 五、“宅基地是生产资料”的政策意义

二十世纪五六十年代，中国对宅基地是生产资料、房屋是生活资料的属性认定是明确的、一以贯之的：1954年制定《中华人民共和国宪法》、1956年组建高级社、1958年成立农村人民公社时，均将宅基地视为生产资料；1954年《中华人民共和国宪法》将房屋视为生活资料，1958年通过的《关于人民公社若干问题的决议》指出：“社员个人所有的生活资料（包括房屋、衣被、家具等）和在银行、信用社的存款，在公社化以后，仍然归社员所有，而且永远归社员所有。”<sup>①</sup>1962年通过的《农村人民公社工作条例修正草案》规定：“要保障社员个人所有的一切生活资料，包括房屋、家具、衣被、自行车、缝纫机等，和在银行、信用社的存款，永远归社员所有，任何人不得侵犯。”<sup>②</sup>

然而，随着时间的推移，不少人对于宅基地是生产资料还是生活资料的认识发生了偏差，误以为宅基地是生活资料<sup>③</sup>。之所以会产生这种属性认识的偏差，可能是由于宅基地与房屋紧密相连，人们容易将宅基地看成是与房屋一样的生活资料；也可能与语言或用词有关——如前所述，生活资料与生产资料相对应，也称“消费资料”或“消费品”，要是当初翻译、后来广泛使用的词语是“消费资料”或“消费品”而不用“生活资料”的话，那么，把宅基地视为生活资料的概率可能就会大大降低。这种认识上的偏差，不仅使得大量有关宅基地为何集体化、宅基地制度应如何改革的讨论走上了歧途，还可能与中国宅基地制度由权利开放到趋向封闭并造成实际工作中出现超占限不住、应批批不了、免费给不起、流转刹不停、违法管不好、数量控不下以及闲置资产不流动等突出问题有莫大的关系，而且在很大程度上限制了宅基地制度改革思路的拓宽和深化。

因此，需要正本清源，正确认识宅基地的生产资料属性。宅基地上所建的房屋具有居住功能，是农户家庭生活的主要场所，本身是生活资料，但这并不意味着房屋之下的宅基地就是生活资料。相反，按马克思的说法，宅基地给劳动者提供了立足之地和活动场所，没有它，劳动过程就不能进行或者只

<sup>①</sup>中央档案馆、中共中央文献研究室，2013：《中共中央文件选集》（1949年10月～1966年5月）第29册，北京：人民出版社，第311页。

<sup>②</sup>中央档案馆、中共中央文献研究室，2013：《中共中央文件选集》（1949年10月～1966年5月）第41册，北京：人民出版社，第112～113页。1978年《宪法》规定“国家保护公民的合法收入、储蓄、房屋和其他生活资料的所有权”。参见《中华人民共和国宪法》，人民出版社1978年版，第11页。

<sup>③</sup>近年行政主管部门的政策文件也有将宅基地当作生活资料的。例如，2019年农业农村部发出的《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》写道：“农村宅基地和住宅是农民的基本生活资料 and 重要财产”。参见《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》，《中华人民共和国农业农村部公报》，2019年第10期，第9～10页。

能不完全地进行，因此，宅基地是一般的劳动资料<sup>①</sup>，属于生产资料。实际上，除了给劳动者提供立足之地、活动场所外，宅基地还具有重要的生产功能，例如农民可以在其上存放粮食、农资和农具，干部分农活、制作修理农具，发展庭院经济（在庭院种葡萄等瓜果和发展养猪、养鸡等家庭副业）以及在房前屋后种植果树、茶树等。改革开放后，尤其是新世纪以来，随着城镇居民回归自然、下乡放松心情、体验农趣的需求上升，农村尤其是城市近郊的大量宅基地成了经营“农家乐”、发展休闲旅游产业的重要场所。

党的十八大以来，中国宅基地制度改革迈出了实质性步伐，中央提出宅基地所有权、资格权、使用权“三权分置”，探索宅基地使用权流转制度，力求盘活闲置宅基地和闲置农房，为此出台的一系列政策与宅基地是生产资料的属性是相契合的。2016年，中央“一号文件”提出支持有条件的地方通过盘活农村闲置房屋发展休闲农业和乡村旅游；《国务院办公厅关于支持返乡下乡人员创业创新促进农村一二三产业融合发展的意见》也明确支持返乡下乡人员依托自有和闲置农房院落发展农家乐；2017年中央“一号文件”要求“探索农村集体组织以出租、合作等方式盘活利用空闲农房及宅基地，增加农民财产性收入”，提出允许通过宅基地整理节约的建设用地“采取入股、联营方式，重点支持乡村休闲养老等产业和农村三产融合发展”<sup>②</sup>；2019年，《关于进一步加强农村宅基地管理的通知》指出：“鼓励村集体和农民盘活利用闲置宅基地和闲置住宅，通过自主经营、合作经营、委托经营等方式，依法依规发展农家乐、民宿、乡村旅游等。”“鼓励村集体积极稳妥开展闲置宅基地整治，整治出的土地优先用于满足农民新增宅基地需求、村庄建设和乡村产业发展。”<sup>③</sup>农业农村部印发的《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》提出：“鼓励利用闲置住宅发展符合乡村特点的休闲农业、乡村旅游、餐饮民宿、文化体验、创意办公、电子商务等新产业新业态，以及农产品冷链、初加工、仓储等一二三产业融合发展项目。支持采取整理、复垦、复绿等方式，开展农村闲置宅基地整治，依法依规利用城乡建设用地增减挂钩、集体经营性建设用地入市等政策，为农民建房、乡村建设和产业发展等提供土地等要素保障。”<sup>④</sup>2020年中共中央办公厅、国务院办公厅发布的《深化农村宅基地制度改革试点方案》将探索宅基地使用权流转制度作为宅基地制度改革试点的主要内容之一，要求“探索农村集体经济组织及其成员通过自营、出租、入股、合作等多种方式，盘活利用农村闲置宅基地和闲置住宅发展乡村产业的有效途径。”<sup>⑤</sup>下一步需要从理论上、政策上正式确认宅基地的生产资料属性，进而清理相关政策、完善宅基地制度设计，推进宅基地制度改革的深化。

<sup>①</sup>马克思：《资本论》（第1卷），人民出版社2004年版，第211页。

<sup>②</sup>《中共中央国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革加快培育农业农村发展新动能的若干意见》，《人民日报》，2017年2月6日第1版、第6版。

<sup>③</sup>《关于进一步加强农村宅基地管理的通知》，《中华人民共和国农业农村部公报》，2019年第10期，第6~8页。

<sup>④</sup>《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》，《中华人民共和国农业农村部公报》，2019年第10期，第9~10页。

<sup>⑤</sup>《关于印发〈深化农村宅基地制度改革试点方案〉的通知》（厅字〔2020〕18号文件），2020年8月15日。

## 六、结论

过程分析对于认识制度的形成和发展是十分重要的。Peters（1999）指出，“最初的政策选择及由其生发出的制度化承诺决定了后来的决策。如果我们不理解政策制定过程中的最初决定，就很难理解政策发展的逻辑。”然而，由于各种原因，“形成当前中国地权格局的政策和法律制定过程是相当复杂而又缺乏研究的。”（Ho，2005）本文分析了中国宅基地制度设计的理论来源和政策制定过程，探究了宅基地的生产资料属性以及宅基地所有权转变的来龙去脉，得到了以下与现有研究完全不同的发现：

第一，二十世纪五六十年代中国制定宪法和宅基地有关政策时，将宅基地视为生产资料。在当时的政策文件中，“土地”多指狭义上的土地，即投入农业生产的耕地，是主要生产资料；宅基地属于生产资料，却是一般的、非主要的生产资料。这与马克思在《资本论》中将农业用地看作主要生产资料、将非农业用地视为一般生产资料是一脉相承的。1954年《中华人民共和国宪法》中“城乡土地和其他生产资料”、1958年《嵊岙山卫星人民公社试行简章（草稿）》中“私有的房基、牲畜、林木等生产资料”等内容，均表达了这一信息。现有文献几乎都认定宅基地是生活资料，并基于此来解释组建高级社时宅基地没有被集体化以及后来也被集体化的原因；还有不少研究基于“宅基地是生活资料”的判断，认为宅基地不该公有化，提出了宅基地私有化的建议。这类先入为主地对宅基地属性下定论的处理方式，与当年的实际情况相去甚远，使得相关的判断、解释和建议失去了坚实的根基。

第二，在1956年组建高级社的高潮中，耕地集体化了，而宅基地没有入社，仍归社员私人所有。之所以有这种差异化的制度安排，并不是因为现有文献所主张的：耕地是生产资料，按照社会主义改造理论必须集体化，而宅基地是生活资料，不在农业社会主义改造的范围内。相反，高级社没有将宅基地集体化，是因为按照当时中央的规划，农业社会主义改造和生产资料集体化要逐步推进，组建高级社的中心问题是改变初级社时期的耕地参与分红，取消土地报酬，只将耕地等主要生产资料集体化，而宅基地虽是生产资料，却只是一般的生产资料，不在主要生产资料之列，也就没有被纳入高级社集体化的范围。

第三，作为一般的、非主要的生产资料，宅基地转为集体所有发生在人民公社时期。1958年中国建立人民公社时强调人民公社比高级社更加社会主义，要求通过私并公进一步提高公有化程度，消灭生产资料私有制残余。于是，宅基地的集体化被提上了议事日程。这与马克思、恩格斯、列宁、斯大林等关于生产资料和土地的公有化论述是一致的，和中国共产党自1921年成立以来把一切土地公有化的追求是一脉相承的。现有文献推测的“顺手划归公有”“人民公社既组织生产又组织生活”或“解决新增宅基地化公为私困境”等解释，不符合当年的情境。1958年《嵊岙山卫星人民公社试行简章（草稿）》规定将私有房基转为集体所有。该文件是中央派员直接参与研究制定的，经中央批示和《红旗》《人民日报》刊发后，起了巨大的示范作用，使各地宅基地的集体化走上了快车道。

第四，农村宅基地的集体化不是一次性完成的，而是有一个过程，始于1958年，到1963年最终确定，中间各地的政策存在较大差异。1958年下半年各地建立人民公社时，有的规定宅基地归集体所有，有的规定宅基地可以归集体所有，有的仍规定宅基地归私人所有，有的没有明确规定。1962年中

共中央通过《农村人民公社工作条例修正草案》、规定宅基地属于集体所有后，不同地方的宣传解释不一，各地的宅基地所有权制度安排再次出现步调不一致的情形。1963 年中央转发国务院农林办公室“关于社员宅基地问题”，在中央政策层面上最终明确了农村宅基地全部归集体所有。

最后，党的十八大以来，中国开展农村宅基地制度改革试点，探索宅基地所有权、资格权、使用权“三权分置”，修改《土地管理法》的相关条款，迈出了宅基地制度改革的实质性步伐。总体上，改革是十分稳慎的，法律调整的主要是行政管理、审批、规划方面的，还没有大的突破。在上一轮改革试点的基础上，针对农村宅基地制度中依然存在的深层次矛盾和问题，2020 年 8 月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《深化农村宅基地制度改革试点方案》，要求巩固试点成果，拓展试点范围，丰富试点内容。新一轮农村宅基地制度改革试点地区包括 104 个县（市、区）和 3 个地级市<sup>①</sup>。目前，城市国有土地使用权交易制度已经较为完善，农村集体所有的耕地被赋予了稳定而有保障的使用权、收益权和相对完整的转让权。与之相比，同为生产资料的农村宅基地的财产权受到了极大限制。这可能与不少人在认识上误将宅基地看作生活资料有着密切联系。近几年，中国探索宅基地使用权流转制度、盘活闲置宅基地和闲置农房的一系列政策与宅基地是生产资料的属性是相契合的。笔者建议，正本清源，正确认识宅基地的生产资料属性，在下一阶段的宅基地制度改革中，从理论上、政策上突出宅基地是生产资料，由此出发拓宽改革思路；着重显化宅基地的财产功能，在停止宅基地无偿分配、实行宅基地有偿使用和有偿退出等方面多做有益探索；在切实保护宅基地农民集体所有权、农户资格权的基础上，全面放活使用权，让宅基地使用权以自营、出租、出让、转让、入股、合作、抵押等方式参与乡村振兴和产业发展。

#### 参考文献

1. 陈小君，2009：《农村土地制度的物权法规范解析——学习〈关于推进农村改革发展若干重大问题的决定〉后的思考》，《法商研究》第 1 期。
2. 陈耀东，2006：《房地产法》，上海：复旦大学出版社。
3. 程雪阳，2015：《地权的秘密：土地改革深度观察》，上海：上海三联书店。
4. 邓子恢，1956：《半年来农业合作化运动发展的情况和今后的工作任务——在全国先进生产者代表会议上的发言》，北京：通俗读物出版社。
5. 高永平，2007：《执着的传统：平安村的财产继承研究》，北京：中国文史出版社。
6. 贵州农业合作化史料编写委员会，1987：《贵州农村合作经济史料》，贵阳：贵州人民出版社。
7. 韩大元，2004：《1954 年宪法与新中国宪政》，长沙：湖南人民出版社。
8. 韩清怀，2015：《农村宅基地使用权制度研究》，北京：中国政法大学出版社。
9. 何炜炜，2015：《民法学》，厦门：厦门大学出版社。

<sup>①</sup>2015 年启动农村宅基地制度改革试点时，33 个试点县（市、区）中有 15 个开展了这一试点。2017 年 11 月，国家对农村土地制度改革三项试点工作进行深化统筹，农村宅基地制度改革试点范围拓展到全部 33 个试点县（市、区）。

- 10.纪坡民,1997:《听农民侃“产权”所想到的》,《中国税务》第6期。
- 11.江平,2004:《论公民私有财产的保护》,载孟勤国、黄莹《中国物权法的理论探索》,武汉:武汉大学出版社。
- 12.江帆,1956:《怎样办高级农业合作社》,济南:山东人民出版社。
- 13.考茨基,1955:《土地问题》,北京:生活·读书·新知三联书店。
- 14.李津逵,2009:《彻底回归宅基地私有的制度》,载樊纲、武良成《城市化:一系列公共政策的集合》,北京:中国经济出版社。
- 15.李勇,2011:《农村宅基地使用权制度研究》,《哈尔滨市委党校学报》第3期。
- 16.李友九,2004:《李友九回忆录》,太原:山西省新闻出版局。
- 17.李旺明、苗长青,2007:《当代山西经济史纲》,太原:山西经济出版社。
- 18.刘守英,2015:《农村宅基地制度的特殊性与出路》,《国家行政学院学报》第3期。
- 19.刘守英、熊雪锋,2018:《经济结构变革、村庄转型与宅基地制度变迁——四川省泸县宅基地制度改革案例研究》,《中国农村经济》第6期。
- 20.罗平汉,2008:《关于第一个人民公社的几点考辨》,《党史研究与教学》第6期。
- 21.马洪、孙尚清,1988:《经济社会管理知识全书》(第1卷),北京:经济管理出版社。
- 22.莫明,1956:《怎样办高级社》,北京:中国青年出版社。
- 23.钱穆,1998:《中国历代政治得失》,台北:联经出版事业股份有限公司。
- 24.青海省地方志编纂委员会,2003:《青海省志·附录》,西宁:青海人民出版社。
- 25.陕西省农业合作史编委会,1993:《陕西省农业合作重要文献选编》(上册),西安:陕西人民出版社。
- 26.田传浩,2020:《宅基地是如何被集体化的》,《中国农村经济》第11期。
- 27.王景新,2008:《中国农村土地制度变迁30年:回眸与瞻望》,《现代经济探讨》第6期。
- 28.王利明,2002:《物权法研究》,北京:中国人民大学出版社。
- 29.魏莉华等,2019:《新〈土地管理法〉学习读本》,北京:中国大地出版社。
- 30.辛逸,2012:《“农业六十条”的修订与人民公社的制度变迁》,《中共党史研究》第7期。
- 31.徐国元,2005:《建立多元化的土地产权制度》,《中国改革》第7期。
- 32.曾业松,2004:《新农论》,北京:新华出版社。
- 33.张清勇、杜辉、仲济香,2021:《农村宅基地制度:变迁、绩效与改革——基于权利开放与封闭的视角》,《农业经济问题》第4期。
- 34.赵树枫,2015:《农村宅基地制度与城乡一体化》,北京:中国经济出版社。
- 35.中共河南省委党史研究室,2004:《河南农业合作化运动》,郑州:河南人民出版社。
- 36.中共湖北省委党史研究室,1999:《湖北农业合作化》,北京:中共党史出版社。
- 37.中共湖北省委党史研究室,2004:《“大跃进”运动·湖北卷》,北京:中共党史出版社。
- 38.中共山东省委党史研究室,2015:《中共山东编年史》(第9卷),济南:山东人民出版社。
- 39.钟鸣、李瑞芝,2010:《农村实用法律常识》,哈尔滨:哈尔滨工程大学出版社。
- 40.周其仁,2013:《城乡中国(上)》,北京:中信出版社。

- 41.周其仁, 2014:《城乡中国(下)》,北京:中信出版社。
- 42.周彪, 2002:《人民公社分配制度的形成——以江苏为例》,《社会科学研究》第6期。
- 43.Ho, P., 2005, *Institutions in Transition: Land Ownership, Property Rights, and Social Conflict in China*, Oxford: Oxford University Press.
- 44.Peters, B. G., 1999, *Institutional Theory in Political Science: The "New Institutionalism"*, London: Pinter.
- 45.Stigler, G. J., 1975, *The Citizen and the State: Essays on Regulation*, Chicago: The University of Chicago Press.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国人民大学农业与农村发展学院;

<sup>2</sup> 中国人民大学经济学院)

(责任编辑: 陈秋红)

## The Nature and Institutional Changes of Rural Homesteads in China: The Origin, Distinctions, and Policy Implications

ZHANG Qingyong    LIU Shouying

**Abstract:** The further reform of the homestead system is of great significance to the realization of China's rural revitalization strategy. Understanding the nature of homesteads as a means of production, and hence the process and logic of the collectivization of rural homesteads, is the basis for a breakthrough in the next-stage reform. By tracing Marxist classic literature on the attribute identification of land for agricultural use and non-agricultural use, as well as the arguments on the public ownership of land, this article discusses the process and logic of the collectivization of rural homesteads in the 1950s and 1960s. The study finds that, when the Constitution and policies concerning homesteads were made, homesteads were regarded as a means of production, which was in line with Marx's view of land for non-agricultural use as an ordinary means of production. When advanced agricultural producers' cooperatives were established in 1956, the central problem was to collectivize key means of production. That was why homesteads which were viewed as an ordinary means of production, were then not collectivized. The People's Communes emphasized eliminating private ownership of means of production and initiated the collectivization of homesteads. However, the collectivization of homesteads in China was not completed at one time. The process began in 1958 and ended in 1963 with great regional variations. These findings help to clarify the nature of homesteads as a means of production and to choose the right direction of the homestead system reform.

**Keywords:** Rural Homesteads; Means of Production; Means of Subsistence; Collectivization

# 农民工家属选择性迁移对土地流转的影响\*

## ——基于中国流动人口动态监测调查数据的经验分析

苗海民 张顺莉 朱俊峰

**摘要：**本文利用2017年中国流动人口动态监测调查数据，分析农民工家属选择性迁移对土地流转的影响。研究发现：第一，农民工外出务工带动了其未成年子女的迁移，但未成年子女迁移却不利于农民工父母的迁移，呈现出农民工家属选择性迁移的特征。第二，农民工家属迁移规模的增加与土地流转概率不存在线性关系。进一步分析表明，农民工未成年子女迁移显著加大了家庭经济压力，并可能降低家庭对父母迁移的经济投入，进而降低了父母迁移的概率。农民工基于经济理性不得不使其父母留守农村，从而形成了代际分工式半工半耕和代际接力式市民化模式，土地流转速度降低。面对当前农民工家庭化迁移困难与土地流转滞后，只有通过进一步推动城乡联动式改革，全面降低农业转移人口市民化与土地流转的制度成本，才能加大土地流转速度、加快农民工市民化步伐，进而有效推动城乡一体化发展。

**关键词：**家属迁移 农民工 半工半耕 土地流转

**中图分类号：**F014.4 **文献标识码：**A

### 一、引言

土地流转不仅是农村家庭生计转变的标志，也是农村家庭脱离农业融入到工业化进程并实现市民化的必然现象。已有研究均表明，推动土地流转的主要动力之一是劳动力非农转移，而土地流转与劳动力非农转移无疑是实现农业农村现代化的前提条件。而现实情况是，大规模的劳动力转移未能显著地推动土地规模化经营并有效改善农业的家庭小规模经营现状。中国农民工规模已连续多年增长，2019年农民工总量达到2.9亿<sup>①</sup>。到2016年底，中国小农户数量占农业经营户的98.1%，小农户农业从业人员数占农业从业人员总数的90%，小农户经营耕地面积占总耕地面积超过70%。中国有2.3亿农户，

\*本文研究得到了国家自然科学基金项目“农地承包权有偿退出对农业转移人口市民化作用机制研究”（项目编号：71973137），教育部人文社会科学研究项目“土地流转配给与农户生产效率损失研究”（项目编号：18YJA790122）和中央高校基本业务科研费专项资金（项目号：2019TC084）的资助。

<sup>①</sup> 参见《2019年农民工监测调查报告》，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430\\_1742724.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html)。

户均土地经营规模 7.8 亩，经营耕地 10 亩以下的农户有 2.1 亿户（韩俊，2018）。显然，如何认识和理解当前农村人地关系的现状和未来，已经成为理解当前城乡不协调发展的主要课题。

为推动城乡二元结构的转型，中国进行了一系列制度改革。首先，从农村土地“三权分置”改革到农地确权，都在一定程度上推动了土地流转。然而，制度改革更多表现为一种慢变量，推动土地流转作用有限。其次，从户籍制度改革到推动农业转移人口市民化的系列制度改革，均推动了农民工从劳动力转移转变为家庭化迁移。2019 年义务教育阶段在校生中，进城务工人员随迁子女 1427 万人，占在校生比重为 9.3%<sup>①</sup>。同时，全部农民工中有配偶的占 80.2%<sup>②</sup>。可见，家庭化迁移已经成为当前流动人口迁移的普遍模式（盛亦男，2013；熊景维和钟涨宝，2016；苗海民和朱俊峰，2021）。当前农村家庭内部生产模式和外部制度环境已发生了显著的变化，家庭重心逐渐迁移至城市，农业已不再是所有农村家庭生计的主要领域。

科学认识农民工家属迁移对土地流转的影响及其内在影响机制，对于准确理解当前农村家庭生产模式变化和促进城乡要素合理流动具有重要的现实意义，同时对推进农业转移人口市民化与城乡协调发展具有强烈的政策启示。鉴于此，本文重点分析农民工家属迁移对土地流转的影响。本文的边际创新体现在：（1）本文利用 2017 年中国流动人口动态监测调查数据，从农村家庭视角分析了农民工家属迁移对土地流转的影响，对这一领域的研究进行了有益补充。（2）与已有研究不同，本文在农业转移人口市民化背景下，分析了农村家庭迁移与土地流转的关系，从而为城乡联动改革和城乡协调发展提供政策依据。

## 二、理论分析框架

### （一）农民工家属选择性迁移的内在逻辑

随着经济社会的发展与户籍制度改革，市民化已成为农民工对更美好生活向往的生存需求。在过去城乡二元时期，农村劳动力长期呈现出选择性转移特征，即劳动力非农转移主要以青壮年男性为主（郭剑雄和李志俊，2009）。而随着户籍制度的改革，农民工逐渐向举家迁移和在城市落户的方向发展（杨雪和魏洪英，2017；刘涛等，2019）。然而，农业转移人口市民化公共成本的分担机制不完善（马晓河和胡拥军，2018），致使农业转移人口市民化成本居高不下。在较高的市民化经济压力下，农民工家庭不能实现一次性举家迁移，只能从半家庭化迁移逐步过渡到举家迁移（熊景维和钟涨宝，2016；叶敬忠，2019）。

在家庭化迁移过程中，农民工家属迁移存在一定的内在逻辑。已有研究表明，农民工家庭化迁移首先是农民工本人进城务工，然后是夫妻和子女迁移这一主导模式，最后为父母迁移（李强，2014；吴帆，2016）。随迁子女教育成为农民工流动的重要因素，城市对随迁子女设置的入学门槛会增加移

<sup>①</sup> 参见《2019 年<中国儿童发展纲要（2011—2020 年）>统计监测报告》，[http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/19/content\\_5571132.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/19/content_5571132.htm)。

<sup>②</sup> 参见《2019 年农民工监测调查报告》，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430\\_1742724.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html)。



民返乡以及将随迁子女送回家（成为留守儿童）的概率（吴贾和张俊森，2020）。当农民工配偶拥有较好的就业机会时，子女随迁的概率会大幅上升（宋锦和李实，2014）。尽管隔代照料对祖辈代际赡养预期具有显著的正向影响（鲍莹莹，2019），但有大量农民工家庭因经济压力不得不将年老父母留守在农村（叶敬忠，2019）。苗海民和朱俊峰（2021）则进一步指出，子女迁移已经成为农民工城市长期居留意愿的主要动力，其他家属迁移则成为农民工城市长期居留意愿的基础动力。可见，在农民工家庭化迁移过程中，不同农民工家属迁移存在轻重缓急的特征，这就使得家属迁移表现出选择性迁移的内在逻辑。

基于上述分析，可以得出图 1 中家庭化迁移的逻辑。首先，农民工进城务工，当农民工在城市稳定下来后配偶迁移。其次，由于配偶具有家庭照料和劳动力供给的双重作用，从而引发了两种主要迁移模式。第一种模式为配偶随迁，配偶主要表现出家庭照料的分工角色。此时，配偶随迁显然会促进子女迁移，并进一步影响农民工年迈的父母迁移，家庭处于市民化初级阶段。第二种模式为农民工与配偶共同进城务工，配偶将主要表现出劳动力供给的分工角色，家庭处于市民化高级阶段。此时，配偶工作会减轻家庭经济压力，给予农民工子女更多的迁移可能；同时，也将对农民工父母迁移和隔代照料产生影响。最后，农民工子女的迁移会加大家庭经济压力，不利于农民工父母迁移。

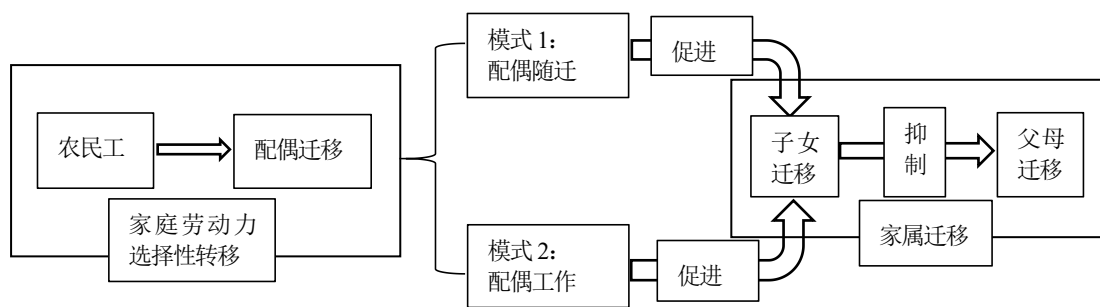


图 1 农民工家属选择性迁移内在逻辑关系

因此，本文提出研究假说 1：以农民工及其配偶为代表的青壮年劳动力进城务工，会带动其子女迁移，但子女迁移会降低农民工父母的迁移可能。

## （二）农民工家属选择性迁移对土地转出的影响机制

自家庭联产承包责任制以来，家庭一直是土地经营的主要微观单位，并呈现出“男主外、女主内”的传统模式（汪伟，2010；刘娜和 Bruin，2015）。家庭中不同劳动力在农业效率中也存在显著差异，盖庆恩等（2014）基于 2004—2010 年中国五省固定调查点数据发现，男性、女性、老人和儿童的农业效率之比为 1.00:0.76:0.71:0.57，家庭不同成员的非农就业机会成本显著不同。在家庭收益最大化目标下，家庭根据内部分工和非农就业的不同机会成本，决定其成员在农业和非农业之间的劳动力配置比例。对于大多数农户而言，兼业成为其理性选择（钱忠好，2008）。因此，在家庭联合决策下，家庭内不同劳动力的转移决策将会对农业生产效率产生不同影响，进而影响土地流转。

对于农村家庭的女性成员而言，其非农就业方式对土地流转存在不同的作用。只有妻子参与非农就业的家庭不会流入土地，夫妻双方都参与非农就业的家庭更倾向于转出土地（Zhou et al., 2020）。

家庭中男性成员的非农就业并不必然导致土地转出，土地转出随已婚女性非农就业的提高而上升（商春荣和王曾惠，2014）。有研究表明，在控制其他因素的情况下，母亲非农劳动时间的增加对于孩童健康的负面影响大于农业劳动时间增加的影响程度（刘靖，2008）。这意味着，女性照料儿童并从事农业是一种理性抉择，但这也会降低土地流转的可能。

在农村劳动力选择性转移的持续作用下，农业经营老龄化与土地流转滞缓问题更加突出。有调查表明，相比子女外出务工现金转移带来的间接效应，子女外出务工的直接效应是使老人农业参与率增加的幅度更大，照料孙子孙女对老人农业生产劳动的替代效应并不显著（白南生等，2007）。一方面，父母进城养老对于农民工家庭而言难以承受，在农村留守养老成为了老人的普遍选择（叶敬忠，2019）。面对农村匮乏的非农就业市场，留守在农村的农民工父母选择经营土地成为了维持生计的必然结果。另一方面，农业转移人口市民化的高成本强化了家庭半工半耕的生计模式，也塑造了代际接力式市民化模式（王德福，2017；魏程琳，2018），使得农村家庭更多地呈现出部分家庭成员迁移的“半市民化”现象（李爱民，2013；朱要龙，2018）。总体上，随着家庭外出务工人数的增加，家庭化流动能够提高土地转出的概率（曹芳芳等，2018）。

根据上述分析，本文提出如图2的研究框架。首先，在农村推力和城市拉力的综合作用下，农村家庭劳动力选择性转移表现为农民工及其配偶进城务工。其次，农民工及其配偶开始携带子女和父母进城，逐步实现举家迁移，从而改变家庭生产方式。再次，家属迁移通过三方面影响土地转出：一是农民工家属迁移能减少农业劳动力，进而促进土地转出；二是家属迁移促进了农业转移人口市民化的发展，有利于家庭脱离农业和农村，进而带动土地转出；三是面临市民化的经济压力，农村家庭中的青壮年子代（即农民工）及其子女进城，父代成员留守在农村，形成了代际分工式的半工半耕模式，对土地转出造成负面影响。因此，农民工家属选择性迁移对土地转出形成正负两种作用力，土地转出与否是两种力量综合后的结果。

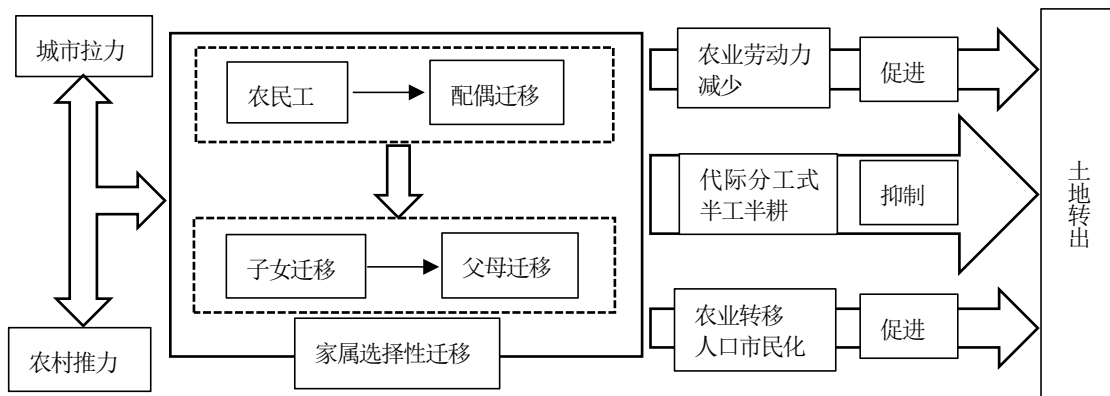


图2 农民工家属选择性迁移对土地转出的影响机制<sup>①</sup>

<sup>①</sup> 本文中的劳动力选择性转移沿用已有文献，劳动力选择性转移是指农村家庭青壮年劳动力外出务工，其他成员则留在农村；家属选择性迁移是指农村家庭成员以一定的顺序先后从农村迁移至城市。

据此,本文提出研究假说2:以农民工及其配偶为代表的青壮年劳动力进城务工,因市民化压力形成了代际分工式半工半耕模式,不利于土地转出;而随着家属迁移数量的增加,农业人口减少,家庭的重心逐渐从农村转移至城市,降低了对土地的依赖,促进土地转出。

### 三、数据、变量与模型

#### (一) 数据来源与说明

本文数据来源于中国流动人口动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey,简称CMDS)这一全国性流动人口抽样调查数据,该调查覆盖了全国31个省(区、市)和新疆生产建设兵团中流动人口较为集中的流入地。2017年中国流动人口动态监测调查(CMDS)数据抽样调查样本量为169989,其中农业户籍样本量为132555。在农业户籍样本中,被访者回答户籍地老家有承包地的样本量为75392,本文在此基础上删减了相关变量缺失的数据,最终得到了拥有承包地的75381个基准家庭样本。

#### (二) 变量选择与描述性统计

1.被解释变量。被解释变量为土地是否流转,选取问卷中“您家承包地谁在耕种?”来衡量,并将亲朋耕种、转租给私人、村集体和企业等土地流转情况赋值为1,其他未流转则赋值为0。因此,若无特殊说明,下文中的土地流转均是指土地转出。

2.核心解释变量。本文研究的是农民工家属迁移对土地流转的影响,故而将农民工家属迁移作为核心解释变量。为便于分析,本文将家属迁移的多种形式,如儿童随迁、配偶外出务工、配偶随迁、父母照料或养老迁居等,统称为家属迁移。尽管农民工家庭从农村转移至城市且户籍同步发生变化才能真正实现迁移,但很多农民工家庭未能实现这一迁移,只能先逐步迁移,然后渐进式实现举家迁移与户籍变化。本文主要研究农民工及其家属逐步迁移过程,故将家属迁移界定为人口的流动,未将户籍因素考虑在内。

本文以“新三代家庭”为主进行分析。“新三代家庭”指外出务工年轻夫妇没有跟父母分家,父母还有义务为子女照看家庭、培养孙辈、积攒财富,但是年轻夫妇与父母又分别是独立的会计单位(杨华,2015;夏柱智和贺雪峰,2017)。因此,本文中“新三代家庭”包括青壮年劳动力组成的子代成员,子代成员的未成年子女(16岁及以下)和子代成员的父母组成的父代成员(包括60岁以上长辈)三代<sup>①</sup>。一般情况下,本文的农民工均是指家庭外出务工的子代成员。现实中,大量农民工父母因经济压力和家庭照料而流动,且这部分家庭属于市民化意愿强烈的家庭。如在样本中,农民工父母流动原因为外出务工和经商的达到45.9%,其次则是家属随迁20.3%,最后是留守在农村20.0%。在家属随迁中,农民工父母照顾自家小孩的比例较高。因此,大量农民工家庭面临着较大的市民化压力。当然,现实中仍有不少农民工家庭市民化经济压力较小,农民工父母仍愿意在农村生活的案例。这种情

<sup>①</sup> 不可否认的是现实中也包括父代成员有多个成年子女,或子代成员拥有成年子女的情况。本文主要以典型“新三代家庭”为主,样本中家庭人口规模也为3.3人,基本符合本文假设要求。

况下，农民工父母不愿意迁移的可能原因是对乡土农村社会的留恋，以及不愿意放弃农村生活和资产，如认为宅基地和土地具有较大升值空间。因此，大部分农民工父母迁移的主要原因是缓解子女市民化经济压力与家庭照料压力。

表 1 介绍了农民工家属迁移和土地流转的基本概况。首先，将样本分为土地流转组与未流转组，并比较两组农民工家属迁移概况；其次，将农民工的子女、配偶和父母是否迁移进行对比，考察三种家属迁移比例概况；再次是被访农民工配偶、子女和父母三种家属中两类家属同时迁移概况；最后为举家迁移概况，即农民工的配偶、子女和父母均迁移。样本中 37.6%的农民工家庭参与了土地流转，在土地流转的样本中农民工配偶迁移（包括随迁和工作）比例最高（76.9%），其次为农民工子女迁移（40.1%），最后为农民工父母迁移（17.5%）。这表明，农民工家属迁移表现出农民工配偶迁移—子女迁移—父母迁移的迁移逻辑。在双重和多重家属迁移中，农民工配偶和子女共同迁移的比例最高（31.2%），其他家属迁移模式的比例由大到小依次为父母与配偶迁移（6.0%），配偶、父母与子女共同迁移（5.4%），子女与父母迁移（0.9%）。这表明，当前家庭化迁移已比较普遍，且举家迁移比例开始呈现出增长趋势。同时，土地流转组样本和土地未流转组样本在家庭化迁移方面也存在显著的不同，这意味着家属迁移与土地流转存在相关性。

表 1 农民工家属迁移和土地流转概况

| 家庭迁移模式         | 土地未流转（N=47015） |        | 土地流转（N=28366） |        | 组间均值<br>t 检验 |
|----------------|----------------|--------|---------------|--------|--------------|
|                | 样本量            | 均值（占比） | 样本量           | 均值（占比） |              |
| 农民工子女迁移        | 19350          | 0.412  | 11380         | 0.401  | 0.010***     |
| 农民工配偶随迁        | 8215           | 0.175  | 6144          | 0.217  | -0.042***    |
| 农民工配偶工作        | 24520          | 0.522  | 15656         | 0.552  | -0.030***    |
| 农民工父母迁移        | 3841           | 0.082  | 4956          | 0.175  | -0.093***    |
| 仅农民工子女与配偶迁移    | 16741          | 0.356  | 8857          | 0.312  | 0.044***     |
| 仅农民工子女与父母迁移    | 207            | 0.004  | 252           | 0.009  | -0.004***    |
| 仅农民工父母与配偶迁移    | 1168           | 0.025  | 1712          | 0.060  | -0.036***    |
| 农民工子女、配偶和父母均迁移 | 1147           | 0.024  | 1530          | 0.054  | -0.030***    |

注：为对比土地流转与未流转家庭样本是否存在显著差异，文中按照土地流转与否分组，对农民工家属迁移进行描述性统计，并通过均值 t 检验分析两组样本的差异性；此处农民工为自身已外出务工。

3.控制变量。本文根据的是推拉理论和新迁移经济学理论（Lee, 1966; Stark and Bloom, 1985），主要控制变量包括农民工个人特征、家庭特征、流入地特征、流出地特征等。农民工个人特征方面的变量主要包括年龄、性别、受教育程度和职业、收入、流动时间和流动范围，农民工家庭特征方面的变量主要包括家庭总人口、家庭抚养压力，流出地特征方面的变量主要包括老家是否有宅基地、村集体是否有分红、是否参加农村医疗保险、是否参加城乡医疗保险、老家在东中西部地区的位置，流入地特征方面的变量主要包括是否有城市有效证件、是否参加城市医疗保险、城市平均住房月支出。同时，本文也将农民工子女年龄和配偶受教育程度作为控制变量纳入进来，具体的变量选择依据见第三部分中模型设定的叙述。变量的具体描述性统计结果见表 2。可以看出，土地流转组家庭和未流转组

家庭之间存在着显著的不同。

表2 主要变量描述性统计

| 变量名        | 变量定义          | 未流转组 (N=47015) |        | 流转组 (N=28366) |        | 组间均值      |
|------------|---------------|----------------|--------|---------------|--------|-----------|
|            |               | 均值             | 标准差    | 均值            | 标准差    | t 检验      |
| 年龄         | 周岁            | 36.322         | 10.082 | 40.331        | 11.510 | -4.009*** |
| 性别         | 男=1, 女=0      | 0.569          | 0.495  | 0.576         | 0.494  | -0.007*   |
| 受教育程度      |               |                |        |               |        |           |
| 小学及以下      | 是=1, 其他=0     | 0.196          | 0.397  | 0.254         | 0.436  | -0.059*** |
| 初中         | 是=1, 其他=0     | 0.494          | 0.500  | 0.484         | 0.500  | 0.011***  |
| 高中         | 是=1, 其他=0     | 0.202          | 0.401  | 0.180         | 0.384  | 0.022***  |
| 大专及以上      | 是=1, 其他=0     | 0.108          | 0.311  | 0.082         | 0.275  | 0.026***  |
| 职业         |               |                |        |               |        |           |
| 经商人员       | 是=1, 其他=0     | 0.205          | 0.404  | 0.238         | 0.426  | -0.033*** |
| 餐饮人员       | 是=1, 其他=0     | 0.086          | 0.281  | 0.079         | 0.270  | 0.007***  |
| 商业服务人员     | 是=1, 其他=0     | 0.121          | 0.326  | 0.098         | 0.297  | 0.023***  |
| 生产人员       | 是=1, 其他=0     | 0.114          | 0.318  | 0.086         | 0.280  | 0.028***  |
| 个人月收入      | 元 (对数)        | 6.953          | 2.931  | 6.715         | 3.132  | 0.237***  |
| 流动时间       | 年             | 6.095          | 5.918  | 7.297         | 6.533  | -1.202*** |
| 流动范围       |               |                |        |               |        |           |
| 跨省流动       | 是=1, 其他=0     | 0.478          | 0.500  | 0.493         | 0.500  | -0.015*** |
| 省内跨市       | 是=1, 其他=0     | 0.318          | 0.466  | 0.320         | 0.466  | -0.002    |
| 市内跨县       | 是=1, 其他=0     | 0.203          | 0.402  | 0.187         | 0.390  | 0.016***  |
| 家庭特征       |               |                |        |               |        |           |
| 家庭总人口      | 人             | 3.273          | 1.181  | 3.391         | 1.173  | -0.118*** |
| 家庭抚养压力     | 非劳动人口数/家庭总人口数 | 0.269          | 0.219  | 0.254         | 0.240  | 0.016***  |
| 子女年龄       |               |                |        |               |        |           |
| 0—5 岁子女    | 是=1, 其他=0     | 0.292          | 0.455  | 0.241         | 0.428  | 0.051***  |
| 6—11 岁子女   | 是=1, 其他=0     | 0.317          | 0.465  | 0.253         | 0.435  | 0.064***  |
| 12—17 岁子女  | 是=1, 其他=0     | 0.163          | 0.369  | 0.150         | 0.357  | 0.013***  |
| 农民工配偶受教育程度 |               |                |        |               |        |           |
| 小学及以下      | 是=1, 其他=0     | 0.177          | 0.382  | 0.232         | 0.422  | -0.055*** |
| 初中         | 是=1, 其他=0     | 0.438          | 0.496  | 0.443         | 0.497  | -0.006    |
| 高中         | 是=1, 其他=0     | 0.148          | 0.355  | 0.134         | 0.340  | 0.014***  |
| 大专及以上      | 是=1, 其他=0     | 0.076          | 0.265  | 0.060         | 0.237  | 0.016***  |
| 流出地特征      |               |                |        |               |        |           |
| 老家有宅基地     | 是=1, 其他=0     | 0.863          | 0.344  | 0.826         | 0.379  | 0.036***  |
| 村集体分红      | 是=1, 其他=0     | 0.028          | 0.165  | 0.030         | 0.170  | -0.002    |

(续表 2)

|           |           |       |       |       |       |           |
|-----------|-----------|-------|-------|-------|-------|-----------|
| 农村医疗保险    | 是=1, 其他=0 | 0.814 | 0.389 | 0.819 | 0.385 | -0.005*   |
| 城乡医疗保险    | 是=1, 其他=0 | 0.035 | 0.185 | 0.043 | 0.203 | -0.008*** |
| 老家位于东部    | 是=1, 其他=0 | 0.230 | 0.421 | 0.186 | 0.389 | 0.045***  |
| 老家位于中部    | 是=1, 其他=0 | 0.388 | 0.487 | 0.480 | 0.500 | -0.092*** |
| 老家位于西部    | 是=1, 其他=0 | 0.381 | 0.486 | 0.334 | 0.472 | 0.047***  |
| 流入地特征     |           |       |       |       |       |           |
| 城市有效证件    | 是=1, 其他=0 | 0.645 | 0.478 | 0.645 | 0.478 | 0.000     |
| 城市医疗保险    | 是=1, 其他=0 | 0.192 | 0.394 | 0.171 | 0.377 | 0.020***  |
| 城市平均住房月支出 | 元 (对数)    | 6.583 | 0.477 | 6.558 | 0.502 | 0.025***  |

注：城市有效证件包括暂住证和居住证；为对比土地流转与未流转家庭样本是否存在显著差异，文中按照土地流转与否分组，对主要变量进行描述性统计，并通过均值 t 检验分析两组样本的差异性，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

### (三) 模型设定

1. Biprobit 模型。根据上述数据描述和相关研究可知，中国农村家庭的迁移逻辑为：农民工外出务工—配偶迁移—子女迁移—父母迁移。农民工转移对其子女迁移与父母迁移同时具有影响，且农民工的子女与父母两种迁移决策相互影响，具有内在联系。因此，选择双变量 Probit 模型进行分析。

令  $ZNQY_i^*$  表示农民工家庭  $i$  未成年子女迁移隐含变量， $ZNQY_i$  表示农民工家庭  $i$  未成年子女迁移决策变量； $FMQY_i^*$  表示家庭  $i$  农民工父母迁移隐含变量， $FMQY_i$  表示家庭  $i$  农民工父母迁移的决策变量。 $SELECTRANS_i$  为农村家庭子代青壮年劳动力外出务工人员数， $Z_{ij}$  为其它控制变量。假设误差项  $\varepsilon_{1i}$  和  $\varepsilon_{2i}$  服从二维联合正态分布，相关系数为  $\rho$ 。

于是，联立选择模型可作如下构建：

$$\begin{cases} ZNQY_i^* = \beta_{10} + \beta_{11} SELECTRANS_i + \sum_{j=2}^n \beta_{1j} Z_{ij} + \varepsilon_{1i} \\ FMQY_i^* = \beta_{20} + \beta_{21} SELECTRANS_i + \sum_{j=2}^n \beta_{2j} Z_{ij} + \varepsilon_{2i} \end{cases} \quad (1)$$

可观测变量  $ZNQY_i$  和  $FMQY_i$  由以下方程决定：

$$ZNQY_i = \begin{cases} 0, & \text{若 } ZNQY_i^* \leq 0 \\ 1, & \text{若 } ZNQY_i^* > 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$FMQY_i = \begin{cases} 0, & \text{若 } FMQY_i^* \leq 0 \\ 1, & \text{若 } FMQY_i^* > 0 \end{cases} \quad (3)$$

当  $\rho \neq 0$  时, 可以得到  $(ZNQY_i, FMQY_i)$  的取值概率, 可进行最大似然估计。

2. 广义倾向得分匹配法。由表 2 可知, 对于土地流转状况相异的家庭, 其各个方面均存在显著不同。倘若直接对家属迁移和土地流转进行估计, 将存在估计偏误。而当处理变量为多值时, 采用广义倾向得分匹配法 (GPSM, general propensity score matching) 更为合适 (Imbens, 2000; 李庆海等, 2014)。由于农村家庭不同家属迁移之间并不是互相独立的, 采用 0—1 二值法的倾向得分匹配方法估计可能会存在低估的偏误, 所以本研究采用逆概率加权回归调整 (IPWRA, Inverse-probability-weighted regression adjustment) 估计方法。该方法的优点为允许处理变量为多分类值变量, 从而可以得到多分类变量匹配后的平均处理效应。

IPWRA 估计方法具有双重稳健的特性 (Uysal, 2015; Słoczyński and Wooldridge, 2017; Abadie and Cattaneo, 2018)。对于 IPWRA 方法而言, 需要设立处理方程和结果方程, 但只需要确保其中一个方程正确设定即可。当结果方程或处理方程设定不正确时, IPWRA 方法比 RA 和传统 0—1 倾向得分匹配方法更具优势 (Glynn and Quinn, 2010; Uysal, 2015)。

首先, 为便于分析, 农民工家属迁移可简单分为四种迁移模式: 农民工本人与配偶共同外出, 农民工本人、配偶和子女共同迁移, 农民工本人、配偶、子女和父母共同迁移和其他家庭。农民工家属迁移模式的集合为:

$$MIG = \{M^a, M^b, M^c, M^d\} \quad (4)$$

假设  $M$  为家属迁移的处理变量,  $M = M^a = 1$  为其他家庭,  $M = M^b = 2$  为农民工与配偶共同外出,  $M = M^c = 3$  为农民工本人、配偶和子女共同迁移,  $M = M^d = 4$  为农民工本人、配偶、子女和父母共同外出。LANDTRANS 为农民工家庭土地流转变量, 与家属相对应, 土地流转集合为:

$$\begin{aligned} LANDTRANS &= \{LANDTRANS^a, LANDTRANS^b, LANDTRANS^c, LANDTRANS^d\} \\ &= \{LANDTRANS^m : m \in MIG\} \end{aligned} \quad (5)$$

任意两种家属迁移模式对土地流转影响的差异为:

$$ATT_{h,k} = E(LANDTRANS^h) - E(LANDTRANS^k) \quad (6)$$

其中,  $ATT_{h,k}$  为农民工家属迁移模式  $h$  相对于家属迁移模式  $k$  的平均处理效应。直接对公式 (6) 进行估计, 将面临着样本缺失和估计偏误问题。对于上述样本缺失问题, 通常采用匹配方法进行处理。平均处理效应基本表达式为:

$$ATT_{h,k} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n y_i \left\{ \left[ p(h, Z) | M_i = h \right] - \left[ p(k, Z) | M_i = k \right] \right\} \quad (7)$$

其中,  $y_i$  为土地流转情况,  $Z$  为协变量。  $p(h, Z)$  为给定协变量  $Z$  条件下家属迁移模式  $h$  的条件

概率，采用 Multinomial logit 模型进行估计。相比于 PSM 方法，IPWRA 方法可以使处理组和控制组混淆变量的分布更加接近，所得的 ATT 更具稳健性（祝仲坤，2020）。

在广义倾向得分匹配方法中，控制变量主要选取影响农民工家属迁移及土地流转的外生因素，不能选择受到土地流转影响的变量。在逆概率加权回归调整方法中，需要考虑土地流转（结果方程）和家属迁移（选择方程）不同的影响因素，故控制变量分为两组。

土地流转（结果方程）控制变量。影响土地流转的控制变量主要包括农民工个人特征，包括年龄、性别、受教育程度、职业、流动时间、流动范围；家庭特征，包括家庭总人口、家庭抚养压力；农村和城市特征，包括老家是否有宅基地、村集体是否有分红、是否有农村医疗保险、是否有城乡医疗保险、老家在东中西部地区中的哪一地区、是否有城市有效证件、是否有城市医疗保险和城市平均住房支出。另外，本文也控制了农民工所在流动省份固定效应。

家属迁移（选择方程）控制变量。影响家属迁移的控制变量主要包括农民工个人特征，包括年龄、性别、受教育程度、职业、流动时间、流动范围；家庭特征，包括家庭总人口、家庭抚养压力；农村和城市特征，包括老家是否有宅基地、村集体是否有分红和城市平均住房支出。同时，本文也控制了农民工家庭子女年龄和配偶受教育程度，这些均与子女及父母迁移密切相关。

3. 相对重要性分析。本文采用相对重要性分析方法研究不同类型的农民工家属迁移对家庭消费的影响，考察家属迁移对家庭经济压力的影响。首先，该方法通过计算得出模型中每个变量对于  $R^2$  或调整  $R^2$  的贡献；其次，通过比较不同变量的贡献度，求出每个变量的相对重要性。若计算变量  $x$  的边际贡献，需考虑到变量  $x$  基于原始模型的不同子集模型中的所有可能情况。例如，在一个只有两个变量的模型中， $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$ ，使用  $R_2(x_1, x_2)$  作为模型的拟合优度，有两种方法来表示  $x_2$  对  $y$  的贡献。第一种是只有  $x_2$  的模型，即  $y = \beta_0 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$ ，这里  $x_2$  的贡献是  $R_1(x_1, x_2) - R_2(x_2)$ ；第二种是将  $x_2$  放入  $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \varepsilon$  模型中后，得到新的模型  $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$ ，从而得到  $x_2$  对  $y$  的贡献，即  $RI_2(x_1, x_2) = R_2(x_1, x_2) - R_2(x_1)$ 。显然，如果  $x_1$  和  $x_2$  是相关的， $RI_1$  会高估  $x_2$  的贡献而  $RI_2$  会低估  $x_2$  的贡献。Budescu（1993）与 Azen and Budescu（2003）则用平均处理方法来评估  $x_2$  的贡献，即  $RI = (RI_1 + RI_2) / 2$ 。若模型有  $K$  个变量，则会相应地出现  $2^K - 1$  个子集模型，此时则需要计算所有子集模型中的每个变量的贡献，进而求得变量最终适宜的贡献。

#### 四、农民工家属选择性迁移的实证结果与分析

农民工家庭劳动力选择性转移对家属迁移的影响。首先，本文将年龄大于 16 岁且小于等于 45 岁外出务工劳动力界定为青壮年农民工，并将青壮年农民工人数作为劳动力选择性转移代理变量。其次，估计青壮年农民工外出对其未成年子女迁移和父母迁移的作用。

表 3 为青壮年农民工外出对子女和父母迁移的影响，汇报了青壮年农民工人数对农民工子女迁移和父母迁移影响的系数和边际效应。由表 3 可知，家庭中的青壮年农民工人数显著影响了其子女迁移和父母迁移。在边际效应中，青壮年农民工人数增加 1%，其子女和父母均未迁移的概率下降 5.7%，



其父母迁移和子女未迁移的概率下降 3.7%，其子女迁移和父母未迁移的概率增加 9.8%，其父母和子女共同迁移的概率降低 0.4%。这表明，青壮年农民工的外出务工主要增加了其未成年子女的迁移概率，降低了其父母的迁移概率。因此，假说 1 成立。

表 3 外出务工对家属迁移的影响：Biprobit 边际效应

| 被解释变量                 | 父母迁移                 | 子女迁移                | 父母未迁移<br>子女未迁移       | 父母迁移<br>子女未迁移        | 父母未迁移<br>子女迁移       | 父母迁移<br>子女迁移         |
|-----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|                       | 系数                   |                     |                      | 边际效应                 |                     |                      |
| 青壮年农民工人数              | -0.245***<br>(0.010) | 0.370***<br>(0.008) | -0.057***<br>(0.002) | -0.037***<br>(0.001) | 0.098***<br>(0.002) | -0.004***<br>(0.001) |
| 其他控制变量                | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                  |
| 流动省份固定效应              | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                  |
| Log Likelihood        | -56120.711           |                     |                      |                      |                     |                      |
| Wald Chi <sup>2</sup> | 31429.062            |                     |                      |                      |                     |                      |
| LR 检验(H0: $\rho=0$ )  | 1646.372***[0.0000]  |                     |                      |                      |                     |                      |
| 样本范围                  | 基准样本家庭 N=75381       |                     |                      |                      |                     |                      |

注：括号中为控制异方差后的稳健标准误，[]内为相应检验的概率 p 值，\*、\*\*、\*\*\*表示估计结果在 10%、5%、1%的水平上显著；其他控制变量主要包括被访农民工个人特征、家庭特征、流出地特征和流入地特征。

为检验上述结论的稳健性，本文分别将青壮年农民工年龄临界值调整为 50 岁和 40 岁。表 4 为青壮年农民工年龄调整后的估计结果，结果表明上述结论存在较强的稳健性。

表 4 外出务工对家属迁移的影响：Biprobit 稳健性检验

| 被解释变量                 | 父母迁移                | 子女迁移             | 父母迁移                | 子女迁移             |
|-----------------------|---------------------|------------------|---------------------|------------------|
|                       | 系数                  |                  | 系数                  |                  |
| 年龄范围                  | 年龄大于 16 岁且小于等于 50 岁 |                  | 年龄大于 16 岁且小于等于 40 岁 |                  |
| 青壮年农民工人数              | -0.072*** (0.010)   | 0.347*** (0.009) | -0.230*** (0.010)   | 0.315*** (0.008) |
| 其他控制变量                | 已控制                 | 已控制              | 已控制                 | 已控制              |
| 流动省份固定效应              | 已控制                 | 已控制              | 已控制                 | 已控制              |
| Log Likelihood        | -56515.928          |                  | -56434.121          |                  |
| Wald Chi <sup>2</sup> | 31150.062           |                  | 31969.980           |                  |
| LR 检验(H0: $\rho=0$ )  | 1931.658***[0.0000] |                  | 1767.365***[0.0000] |                  |
| 样本范围                  | 基准样本家庭 N=75381      |                  | 基准样本家庭 N=75381      |                  |

注：括号中为控制异方差后的稳健标准误，[]内为相应检验的概率 p 值，\*、\*\*、\*\*\*表示估计结果在 10%、5%、1%的水平上显著；其他控制变量主要包括被访农民工个人特征、家庭特征、流出地特征和流入地特征。

表 3 和表 4 结果表明，在农村家庭劳动力选择性转移作用下，农民工优先将其未成年子女从农村迁移至城市，倾向于将其父母留在农村。可能的原因是，子女迁移一方面能满足农民工感情需要，也便于对其进行照顾；另一方面是未成年子女迁移后能在城市享受较好的教育，使子女的人力资本投资具有较高的潜在回报率。农民工父母留守在农村，一方面是由于父母习惯于农村的生活方式，同时在

农村养老的成本较低，还可通过农业和稀薄的非农就业机会获得收入。另一方面，城市劳动力市场对高龄农民工排斥度较高，农民工父母难以获得劳动收入。当然，这里不排斥部分农民工父母仍在劳动力市场提供劳动。

## 五、农民工家属选择性迁移影响土地流转的实证分析

考虑到配偶兼具劳动力供给和家庭照料的双重作用，本文将配偶迁移分为配偶随迁与配偶工作两种模式，分别代表着家庭的不同市民化时期。其中，配偶随迁为农业转移人口市民化初级阶段，配偶工作为农业转移人口市民化高级阶段。通过对比两种模式下家属迁移对土地流转的影响，明晰农民工家属选择性迁移对土地流转的影响。

在使用倾向得分匹配方法之前需要进行平衡性检验<sup>①</sup>。本文采用多种手段进行匹配后，各个解释变量的标准化偏误显著下降，基本上达到了类似随机实验的效果。

### （一）配偶随迁模式下家属迁移对土地流转的影响

为降低估计偏误，本文在基准样本基础上剔除了配偶工作样本，得到配偶随迁模式的基准样本35205个。表5汇报了基于多分类的广义倾向得分匹配估计结果。

表5 配偶随迁模式下家属迁移对土地流转的影响

| 被解释变量      | 土地流转                 |                            |                                |
|------------|----------------------|----------------------------|--------------------------------|
| 家庭迁移模式     | 配偶随迁 VS 其他           | 配偶随迁+子女迁移<br>VS 其他         | 配偶随迁+子女迁移+父母迁移<br>VS 其他        |
| 家属迁移       | 0.092***             | 0.062***                   | 0.219***                       |
| 平均处理效应 ATT | (0.010)              | (0.024)                    | (0.065)                        |
| 样本范围       | 配偶随迁基准样本家庭：N=35205   |                            |                                |
| 被解释变量      | 土地流转                 |                            | 土地流转                           |
| 家庭迁移模式     | 配偶随迁+子女迁移<br>VS 配偶随迁 | 配偶随迁+子女迁移+父<br>母迁移 VS 配偶随迁 | 配偶随迁+子女迁移+父母迁移<br>VS 配偶随迁+子女迁移 |
| 家属迁移       | 0.028                | 0.236***                   | 0.173***                       |
| 平均处理效应 ATT | (0.022)              | (0.043)                    | (0.024)                        |
| 样本范围       | 配偶已随迁家庭样本：N=14359    |                            | 配偶随迁+父母迁移家庭样本：N=8610           |

注：\*、\*\*、\*\*\*表示估计结果在10%、5%、1%的水平上显著，括号中为控制异方差后的稳健标准误。

与其他家庭相比，家属迁移类型为配偶随迁、配偶随迁+子女迁移、配偶随迁+子女迁移+父母迁移均显著促进了土地流转。但是，家属迁移规模与土地流转之间并不存在线性关系。配偶随迁+子女迁移对土地流转作用均小于配偶随迁、配偶随迁+子女迁移+父母迁移。与配偶已随迁家庭相比，家属迁移类型为配偶随迁+子女迁移对土地流转的作用不显著，配偶随迁+子女迁移+父母迁移显著促进了土地流转。与配偶随迁+子女迁移家庭相比，家属迁移类型为配偶随迁+子女迁移+父母迁移能显著促进土地流转。

<sup>①</sup> 篇幅所限，平衡性检验结果未列出，感兴趣的读者可向作者索要。

其可能的原因是, 配偶随迁能减少农业劳动力并满足农民工感情需求, 增加家庭脱离农业的可能。当农民工的配偶随迁时, 其子女留守在农村由其父母照料, 农业投入精力不足。当农民工子女也迁移时, 其父母有了更多的精力投入农业。同时, 农民工子女迁移后家庭开销增大, 经济压力提升不利于父母迁移, 农民工父母留守农村从事农业是一种理性代际分工结果。因此, 农民工子女迁移在土地流转过程中起到负面影响。子女迁移通过增加农民工家庭市民化的经济压力, 促使家庭形成了代际分工式半工半耕生产模式, 不利于土地流转。而当农民工实现举家迁移时, 即配偶随迁+子女迁移+父母迁移, 土地流转可能性最大。

## (二) 配偶工作模式下家属迁移对土地流转的影响

表 6 为基于多分类的广义倾向得分匹配估计结果。与其他家庭相比, 家属迁移类型为配偶工作、配偶工作+子女迁移均显著促进了土地流转, 配偶工作+子女迁移+父母迁移并未显著促进土地流转。因此, 家属迁移规模与土地流转之间并不存在线性关系。

表 6 配偶工作模式下家属迁移对土地流转的影响

| 被解释变量      | 土地流转               |                        |                             |
|------------|--------------------|------------------------|-----------------------------|
| 家庭迁移模式     | 配偶工作 VS 其他         | 配偶工作+子女迁移 VS 其他        | 配偶工作+子女迁移+父母迁移 VS 其他        |
| 家属迁移       | 0.012**            | 0.052***               | 0.093                       |
| 平均处理效应 ATT | (0.006)            | (0.013)                | (0.103)                     |
| 样本范围       | 基准家庭样本: N=75381    |                        |                             |
| 被解释变量      | 土地流转               |                        | 土地流转                        |
| 家庭迁移模式     | 配偶工作+子女迁移 VS 配偶工作  | 配偶工作+子女迁移+父母迁移 VS 配偶工作 | 配偶工作+子女迁移+父母迁移 VS 配偶工作+子女迁移 |
| 家属迁移       | 0.055***           | 0.233***               | 0.177***                    |
| 平均处理效应 ATT | (0.008)            | (0.044)                | (0.024)                     |
| 样本范围       | 配偶已工作家庭样本: N=40176 |                        | 配偶工作+子女迁移家庭样本: N=19665      |

注: 鉴于倾向得分匹配方法回归过程中加入流动省份固定效应后不收敛, 本文将流动省份固定效应调整为东部、中部和西部区域的固定效应; 括号中为控制异方差后的稳健标准误, \*, \*\*, \*\*\*表示估计结果在 10%、5%、1%的水平上显著。

与配偶已工作家庭相比, 家属迁移类型为配偶工作+子女迁移、配偶工作+子女迁移+父母迁移均显著促进了土地流转。其中, 配偶工作+子女迁移对土地流转作用较小。与配偶工作+子女迁移家庭相比, 家属迁移类型为配偶工作+子女迁移+父母迁移能显著促进土地流转。

其可能的原因是, 配偶工作提升了农民工家庭市民化的程度, 加快了家庭脱离农业的步伐。当农民工及其配偶共同工作时, 家庭生计对土地依赖较小, 此时子女迁移能带动家庭脱离农业以促进土地流转。但由于配偶工作致使家庭照料投入不足, 使得农民工父母更多地表现为家庭照料支持式迁移。这时农民工父母迫于家庭市民化的经济压力, 在短期照料支持后, 特别是农忙时仍可能返回农村经营农业, 农民工父母迁移未能显著带动土地流转。因此, 农民工进入更高一阶段的市民化时, 面临的经

济压力较大，甚至需要家庭父代成员对进城子代成员的物质与非物质支援（夏柱智和贺雪峰，2017；张建雷，2017）。同时，在逐步实现举家迁移过程中，部分农民工父母能有效迁移，即愿意放弃农村生活进城，带动土地流转。

由上可知，农民工家属迁移规模的增加，会在一定程度上促进土地流转，假说2成立。但是农民工子女迁移对其父母迁移产生影响，从而使得家属迁移规模的增加对土地流转的作用发生波动。本文认为农民工的未成年子女迁移会增加家庭市民化经济压力，降低农民工父母迁移概率，致使家庭形成代际分工式半工半耕模式，不利于土地流转。因此，有必要进一步分析子女迁移对家庭经济压力的影响，从而探析农民工家属迁移的内在经济机制。

### （三）稳健性检验

倾向得分匹配方法的缺陷是基于可观测变量来确定平均处理效应，可观测变量选择不正确将会导致倾向得分匹配估计的偏误（Heckman and Navarro-Lozano, 2004）。尽管本文尽可能纳入了问卷中的相关变量，但仍存在遗漏变量的可能，如农民工个人性格、非农工作能力、农业经营能力、个人经历及对城市公共服务的向往程度等，而遗漏掉这些潜在重要的控制变量会导致倾向得分匹配估计存在偏误。本文采用安慰剂稳健性检验方法，检验遗漏掉的不可观测变量对估计偏误的影响。根据公式（8）可知，家属迁移模式 $h$ 相对于家属迁移模式 $k$ 对土地流转的影响为 $\hat{\beta}_{hkATT}$ ，即

$$\hat{\beta}_{hkATT} = \beta_{hkATT} + \varphi \frac{\text{cov}(JSQY, \varepsilon | \eta, z_i)}{\text{var}(JSQY | \eta, z_i)} \quad (8)$$

在式（8）中，如果 $\varphi = 0$ ，则遗漏掉的不可观测因素不会影响家属迁移对土地流转的作用。借鉴已有研究关于安慰剂稳健性检验思路，本文安慰剂稳健性检验思路为：通过电脑将家属迁移变量随机处理，进而对随机处理后的变量进行估计。理论上，经过随机处理后的家属迁移不会对土地流转产生影响，即 $\beta_{hkATT}^{random} = 0$ 。此时若估计出 $\hat{\beta}_{hkATT}^{random} = 0$ ，则可以间接证明 $\varphi = 0$ ，即不可观测因素不会影响家属迁移对土地流转的作用。

图3为安慰剂稳健性检验结果，表明500次随机处理后的家属迁移平均处理效应 $\hat{\beta}_{hkATT}^{random}$ 基本集中在零附近，可以推导出 $\varphi = 0$ 。这表明基于本文所选择可观测变量的倾向得分匹配估计结果具有稳健性，不可观测因素对估计结果影响不明显。因此，上述倾向得分匹配法的结论具有稳健性。

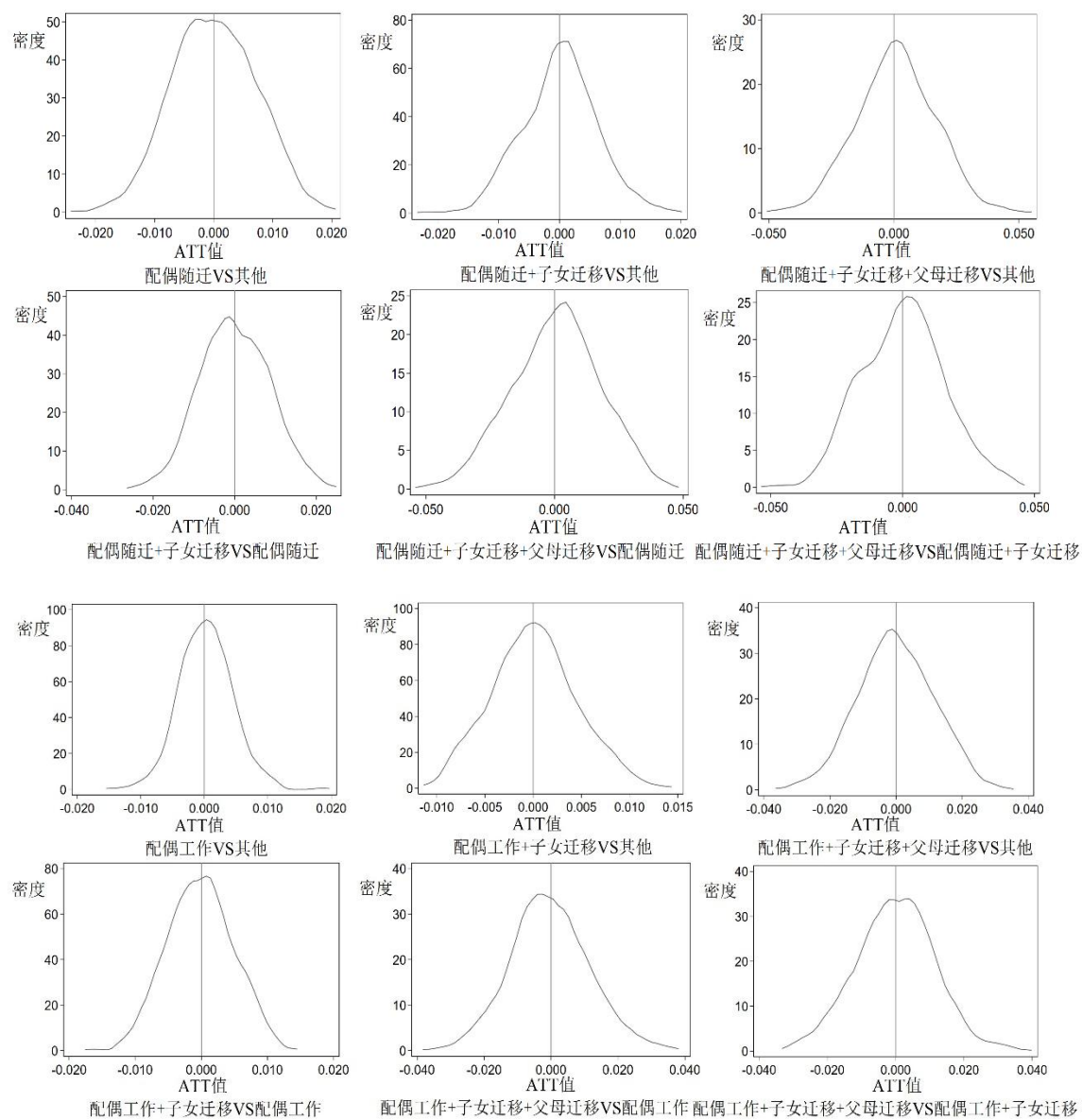


图3 随机处理后的  $\hat{\beta}_{hkATT}^{random}$  的分布（安慰剂检验）

（四）进一步分析

为检验家属迁移对农民工家庭经济压力的影响，表7汇报了不同家属迁移类型对农民工家庭消费的相对重要性分析结果。根据问卷中“过去一年，您家在本地平均每月总支出为多少？”，得出家庭月均总消费。表7中子女迁移对家庭月消费的影响最大，其次为配偶迁移，最后为父母迁移。相对配偶随迁模式，配偶工作模式下子女迁移对家庭月消费的影响更大，父母迁移对家庭月消费的影响更小。一方面，这表明农民工的未成年子女迁移显著加大了家庭经济压力，进而会降低农民工对其父母迁移的经济投入，产生替代效应。另一方面，随着家庭进入更高阶段的市民化，家庭的市民化经济压力更

大，农民工子女迁移对其父母迁移的替代效应更为明显。此时，农民工基于经济理性，不得不将其父母留在农村。因此，随着农民工家庭市民化压力增加，农民工父母留守在农村成为农民工的理性选择时，家庭土地流转的可能性会降低。

表 7 家属迁移对家庭消费的影响：相对重要性分析

|        | 变量     | 家庭月均总消费  | 家庭月均总消费  | 家庭月均总消费  | 家庭月均总消费  |
|--------|--------|----------|----------|----------|----------|
| 配偶随迁模式 | 子女迁移   | 13.6%[2] |          |          | 11.0%[2] |
|        | 配偶随迁   |          | 9.4%[2]  |          | 6.5%[3]  |
|        | 父母迁移   |          |          | 0.9%[2]  | 1.0%[4]  |
|        | 其他控制变量 | 86.4%[1] | 90.6%[1] | 99.1%[1] | 81.5%[1] |
|        | 方程组合   | 3        | 3        | 3        | 15       |
|        | 变量     | 家庭月均总消费  | 家庭月均总消费  | 家庭月均总消费  | 家庭月均总消费  |
| 配偶工作模式 | 子女迁移   | 14.9%[2] |          |          | 14.0%[2] |
|        | 配偶工作   |          | 5.4%[2]  |          | 4.4% [3] |
|        | 父母迁移   |          |          | 0.1%[2]  | 0.2% [4] |
|        | 其他控制变量 | 85.1%[1] | 94.6%[1] | 99.9%[1] | 81.4%[1] |
|        | 方程组合   | 3        | 3        | 3        | 15       |

注：估计中其他控制变量同表 3，消费额均经过对数化处理，[]中为相对重要性分析中变量贡献度排名。

六、研究结论

本文基于新迁移经济学和推拉理论，以家庭化迁移视角切入，利用 2017 年全国流动人口动态监测调查数据，描述了农村家庭劳动力选择性转移、家属迁移与土地流转的关系。研究发现：

第一，农村家庭劳动力选择性转移带动了家属迁移。农民工外出务工带动了其未成年子女的迁移，但不利于其父母迁移。这表明农村家庭形成了农民工与配偶外出—子女迁移—父母迁移的选择性迁移逻辑。

第二，农民工家属迁移显著促进了土地流转。从家属迁移静态视角看，家属迁移会促进土地流转，但家属迁移规模的增加与土地流转不存在线性关系。从家属迁移动态视角看，农民工配偶随迁基础上未成年子女迁移未能促进土地流转，此时农民工父母迁移能有效促进土地流转。在农民工及其配偶工作基础上，农民工的未成年子女迁移显著促进了土地流转，此时农民工父母迁移也能有效促进土地流转。这表明，农民工子女迁移对其他家属迁移和土地流转产生了较大影响。

第三，农民工子女迁移加大了家庭经济压力，降低了其父母迁移与土地流转的可能。通过对家属迁移与家庭消费的分析可知，农民工子女迁移对家庭月消费作用最大，其次为配偶迁移，最后为父母迁移。这表明，子女迁移显著加大了农民工家庭经济压力，进而减少了农民工对父母迁移的经济投入，降低了父母迁移的概率。同时，随着农民工家庭步入更高阶段的市民化，农民工子女迁移对其父母迁移的替代效应更为明显。农民工基于经济理性，不得不将其父母留在农村，从而形成了代际分工式半工半耕和代际接力式市民化模式，这无疑会降低家庭土地流转的可能。

在农业转移人口市民化背景下，农民工优先迁移未成年子女，而后为其年老的父母迁移。当农民工因家庭经济压力致使其父母留守在农村时，农村家庭依然选择经营土地保持传统小农经营模式，这是家庭应对高成本市民化的理性选择。尽管农村家庭代际分工式半工半耕和代际接力式市民化模式具有内在经济合理性，但这不利于土地流转及以此为基础的农业现代化的实现。如考虑到大量农民工父母不愿意离开农村，农村土地流转阻力将更大，农村家庭小农式经营将可能在长期内持续下去。面对当前农村家庭举家迁移困难与土地流转滞后，一方面应尊重农民工家庭的理性选择，保持对土地流转滞后的历史耐心；另一方面，也应进一步深化城乡联动式改革，全面降低农业转移人口市民化和土地流转的制度成本。同时，应尽快总结农村土地承包权有偿退出改革试点的经验并稳步推广，给予农民工更多的土地财产权利，助力其更好地融入城市。

#### 参考文献

- 1.白南生、李靖、陈晨，2007：《子女外出务工、转移收入与农村老人农业劳动供给——基于安徽省劳动力输出集中地三个村的研究》，《中国农村经济》第10期。
- 2.鲍莹莹，2019：《隔代照料对祖辈代际赡养预期的影响——基于CHARLS（2015）数据的实证分析》，《中国农村观察》第4期。
- 3.曹芳芳、黄东、武拉平，2018：《农民工家庭化流动和土地流转的联合决策分析——基于全国2781份农民工的调查数据》，《农村经济》第3期。
- 4.韩俊，2018：《以习近平总书记“三农”思想为根本遵循 实施好乡村振兴战略》，《管理世界》第8期。
- 5.盖庆恩、朱喜、史清华，2014：《劳动力转移对中国农业生产的影响》，《经济学（季刊）》第3期。
- 6.郭剑雄、李志俊，2009：《劳动力选择性转移条件下的农业发展机制》，《经济研究》第5期。
- 7.李爱民，2013：《中国半城镇化研究》，《人口研究》第4期。
- 8.李强，2014：《农民工举家迁移决策的理论分析及检验》，《中国人口·资源与环境》第6期。
- 9.李庆海、孙瑞博、李锐，2014：《农村劳动力外出务工模式与留守儿童学习成绩——基于广义倾向得分匹配法的分析》，《中国农村经济》第10期。
- 10.刘靖，2008：《非农就业、母亲照料与儿童健康——来自中国乡村的证据》，《经济研究》第9期。
- 11.刘娜、A. d. Bruin，2015：《家庭收入变化、夫妻间时间利用与性别平等》，《世界经济》第11期。
- 12.刘涛、陈思创、曹广忠，2019：《流动人口的居留和落户意愿及其影响因素》，《中国人口科学》第3期。
- 13.马晓河、胡拥军，2018：《一亿农业转移人口市民化的难题研究》，《农业经济问题》第4期。
- 14.苗海民、朱俊峰，2021：《天性 VS 理性：家属迁移对农民工居留意愿的影响研究》，《财贸研究》第1期。
- 15.钱忠好，2008：《非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部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。
- 16.商春荣、王曾惠，2014：《农村已婚女性非农就业与农户土地转包》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第3期。
- 17.盛亦男，2013：《中国流动人口家庭化迁居》，《人口研究》第4期。

- 18.宋锦、李实, 2014: 《农民工子女随迁决策的影响因素分析》, 《中国农村经济》第 10 期。
- 19.王德福, 2017: 《弹性城市化与接力式进城——理解中国特色城市化模式及其社会机制的一个视角》, 《社会科学》第 3 期。
- 20.汪伟, 2010: 《农民夫妻非农就业决策的微观基础分析——以山东省肥城市为例》, 《中国农村经济》第 3 期。
- 21.魏程琳, 2018: 《双轨分层与中国的弹性社会结构》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 5 期。
- 22.吴帆, 2016: 《中国流动人口家庭的迁移序列及其政策涵义》, 《南开学报(哲学社会科学版)》第 4 期。
- 23.吴贾、张俊森, 2020: 《随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给》, 《经济研究》第 11 期。
- 24.夏柱智、贺雪峰, 2017: 《半工半耕与中国渐进城镇化模式》, 《中国社会科学》第 12 期。
- 25.熊景维、钟涨宝, 2016: 《农民工家庭化迁移中的社会理性》, 《中国农村观察》第 4 期。
- 26.杨华, 2015: 《中国农村的“半工半耕”结构》, 《农业经济问题》第 9 期。
- 27.杨雪、魏洪英, 2017: 《流动人口长期居留意愿的新特征及影响机制》, 《人口研究》第 5 期。
- 28.叶敬忠, 2019: 《农村留守人口研究:基本立场、认识误区与理论转向》, 《人口研究》第 2 期。
- 29.张建雷, 2017: 《接力式进城:代际支持与农民城镇化的成本分担机制研究——基于皖东溪水镇的调查》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 5 期。
- 30.祝仲坤, 2020: 《过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”研究——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》, 《中国农村观察》第 5 期。
- 31.Abadie, A., and M. D. Cattaneo, 2018, “Econometric Methods for Program Evaluation”, *Annual Review of Economics*, 10(1): 465-503.
- 32.Azen, R., and D. V. Budescu, 2003, “The Dominance Analysis Approach for Comparing Predictors in Multiple Regression”, *Psychological Methods*, 8(2): 129-148.
- 33.Budescu, D. V., 1993, “Dominance Analysis: A New Approach to the Problem of Relative Importance of Predictors in Multiple Regression”, *Psychological Bulletin*, 114(3): 542-551.
- 34.Glynn, A. N., and K. M. Quinn, 2010, “An Introduction to the Augmented Inverse Propensity Weighted Estimator”, *Political Analysis*, 18(1): 36-56.
- 35.Heckman, J. and S. Navarro-Lozano, 2004, “Using Matching, Instrumental Variables, and Control Functions to Estimate Economic Choice Models”, *The Review of Economics and Statistics*, 86(1): 30-57.
- 36.Imbens, G. W., 2000, “The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-Response Functions”, *Biometrika*, 87(3): 706-710.
- 37.Lee, E. S., 1966, “A theory of migration”, *Demography*, 3(1): 47-57.
- 38.Słoczyński, T., and J. M. Wooldridge, 2017, “A General Double Robustness Result for Estimating Average Treatment Effects”, *Econometric Theory*, 34(1): 112-133.
- 39.Stark, O., and D. E. Bloom, 1985, “The New Economics of Labor Migration”, *The American Economic Review*, 75(2): 173-178.
- 40.Uysal, S. D., 2015, “Doubly Robust Estimation of Causal Effects with Multivalued Treatments: An Application to the



Returns to Schooling”, *Journal of Applied Econometrics*, 30(5): 763-786.

41. Zhou, X., W. Ma, A. Renwick, and G. Li, 2020, “Off-farm Work Decisions of Farm Couples and Land Transfer Choices in Rural China”, *Applied Economic*, 52(57): 6229-6247.

(作者单位: 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 杨园争)

## **The Impact of Selective Migration of Rural Migrant Workers' Family Members on Land Transfer**

MIAO Haimin   ZHANG Shunli   ZHU Junfeng

**Abstract:** This article uses the survey data of China Migrants Dynamic Survey in 2017 to analyze the impact of selective migration of rural migrant workers' family members on land transfer. The results show that, firstly, the migration of rural workers has promoted the migration of their minor children, but the children migration is not conducive to the migration of rural migrant workers' parents, which shows the characteristics of selective migration of migrant workers' families. Secondly, there is no linear relationship between the increase of family migration scale and land transfer probability. Further analysis shows that the migration of their children significantly increases the economic pressure of migrant workers' families and reduces the probability of their parents' migration. Based on economic rationality, rural migrant workers have to leave their parents in rural areas, thus forming an intergenerational division of labor, half-work and half-farming and intergenerational relay urbanization in rural families. As a result, the speed of land transfer is reduced. In the face of the current difficulties of semi-family migration of rural migrant worker families and land transfer, there is a need to further promote the urban-rural linkage reform and comprehensively reduce the institutional cost of agricultural transfer population and land transfer. In this way, we can increase the speed of land circulation, accelerate the pace of citizenization of migrant workers, and effectively promote the development of urban-rural integration.

**Keywords:** Migration of Family Member; Rural Migrant Worker; Half-work and Half-farming; Land Transfer

# 农业转移人口市民化方式 及其对收入分化的影响\*

——基于 CGSS 数据的观察

张可云<sup>1,2</sup> 王洋志<sup>1</sup>

**摘要：**推动农业转移人口市民化、提高城镇化质量有利于广大人民群众共享发展成果。经验观察发现，农业转移人口市民化存在不同方式，研究不同市民化方式对经济及社会影响的差异具有重要意义。本文将农业转移人口市民化方式划分为两类，即主动市民化和被动市民化，并利用中国综合社会调查数据实证分析了两种不同市民化方式对收入分化的影响。研究发现，市民化方式的不同造成了“农转非”群体的收入分化，被动市民化群体的收入显著低于主动市民化群体。进一步的研究发现，造成上述现象的原因是被动市民化群体被征地而丧失了农业收入，且预期外的政策冲击导致其在就业市场上处于劣势地位；但与保留农业户籍的个体比较，被动市民化居民则具备一定的收入优势。基于上述发现，本文认为，在推进农业转移人口市民化的进程中宜鼓励主动市民化，同时在征地过程中要充分保障被征地农民的权益并为其提供一定的培训帮助。

**关键词：**市民化方式 新型城镇化 收入分化 征地 农转非

**中图分类号：**F124.7 F291.1 **文献标识码：**A

## 一、引言

改革开放以来，工业化的迅猛发展催生了空前的劳动力需求，与此同时，农业生产技术的不断进步使农村出现剩余劳动力。在工业化及农业现代化的共同作用下，大量农村居民脱离了传统的农业生产并走向城市，推动着中国城镇化水平的不断提升。2020 年中国常住人口城镇化率已超过 60%<sup>①</sup>，而

---

\*本文获得国家自然科学基金面上项目“财富不平等与社会流动的联动机制及其时代变迁研究（项目批准号：72073137）”的资助，是中国人民大学科学研究基金项目“中国经济学研究（批准号：21XNLG01）”的成果。感谢匿名评审专家提供的宝贵意见。文责自负。

<sup>①</sup>参见《中华人民共和国 2020 年国民经济和社会发展统计公报》，[http://www.stats.gov.cn/ztc/zthd/lhfw/2021/lh\\_hgjj/202103/t20210301\\_1814216.html](http://www.stats.gov.cn/ztc/zthd/lhfw/2021/lh_hgjj/202103/t20210301_1814216.html)。

户籍人口城镇化率和农业转移人口市民化程度仍较低。农业转移人口市民化虽与城镇化密切相关，但其有着更深层次的含义，它不仅包含农村居民由农村走向城市，由农业走向非农业，还更加注重农村居民完成户籍上的非农化。《2019 年新型城镇化建设重点任务》（发改规划〔2019〕617 号）和《2020 年新型城镇化建设和城乡融合发展重点任务》（发改规划〔2020〕532 号）开篇即强调要加快农业转移人口市民化，加大非户籍人口在城市落户推进力度，提高农业转移人口市民化质量。在现行的户籍制度以及公共服务、政治权利与户籍捆绑的管理体制下，推动农业转移人口市民化，使进城农村居民平等享受市民待遇的关键环节是推进农村居民落户城市。

推进农业转移人口市民化可以从两方面入手：一是深化户籍制度改革，将公共服务、居民政治权利等市民待遇与户籍适度解绑；二是激励或推动农业户籍人口落户城市，这也是新型城镇化建设的重点任务。由于前者是一个具有全国性的综合问题，地方政府只有有限的执行权和解释权，因此促进农业户籍人口落户城镇始终是地方政府推进农业转移人口市民化和户籍人口城镇化工作中的重点。

近年来，各地落户政策的不断放松使城镇户口的获得更加容易，但大部分中小城市非户籍人口落户城市的动力仍然不足，这与北京、上海、广州、深圳等一线大城市“一户难求”的现象形成了鲜明对比。从个体层面分析，原因不外乎个体落户意愿不足和落户能力不足。事实上，对于农业转移人口来说，无论其选择在哪里完成户籍转变或市民化，都需同时具备城镇化意愿和能力（周蕾等，2012）。然而在中国城镇化的进程中，大量有能力无意愿的农村居民同样完成了农业户籍向城镇户籍的转变及市民化过程。与能力和意愿兼备且主动完成户籍转变和市民化的个体相比，该部分个体是被动地完成了户籍转变，其中很大一部分是由于被征地而获得了城镇户籍。倘若根据个体在市民化过程中能否充分决定户籍转换的具体时间来划分，可将市民化分为主动市民化和被动市民化两种方式。

主动市民化即个体在完全自主的条件下自行选择何时、何地、完成农业户籍向非农业户籍的转变，被动市民化即个体无法或只能部分地决定自己何时、何地、完成相应的转变。区别二者的关键是在完成农业户籍到非农业户籍转变的过程中，究竟是个体自身力量还是外部力量起决定性作用。对于被动市民化个体而言，其市民化进程中起到决定性作用的可能是地方政府或其家庭成员。与主动市民化相比，该种市民化方式的“被动”体现在认知、时间、结构和意愿等多个方面。虽然二者的最终结果都是个体完成了户籍和生产生活方式的转变，但过程与机制的不同是否会造成两群体间的收入分化呢？

遗憾的是，学术界对不同驱动力下完成市民化的居民间收入分化的关注相对不足，学者们主要关注城镇化进程中城乡差异的变化（陆铭和陈钊，2004；周云波，2009；陈斌开和林毅夫，2013；万海远和李实，2013）。事实上，考察不同市民化方式是否会引起收入分化对于当下的中国具有重大现实意义。一方面，虽然中国常住人口城镇化率已然达到了一个比较高的水平，但中国的农业转移人口市民化程度和户籍人口城镇化率仍较低，大量农业转移人口难以融入城镇社会，市民化进程滞后（陈云松和张翼，2015），所造成的直接后果是日益加剧的社会收入不平等。2020 年审议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》对新型城镇化提出了更高的要求，加快农业转移人口市民化遂成为新型城镇化的重点任务，究竟以何种方式推动农村居民的户籍转换是一个必须回答的问题。另一方面，不同市民化方式是否会催生新的收入分化以及如何消

除这种可能存在的分化是亟待回答的问题。本文的目的就在于，考察不同市民化群体间的收入分化并分析造成这种分化的原因，回答上述两方面问题。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分梳理相关文献，第三部分讨论不同的市民化方式及其造成收入分化的可能性，第四部分介绍数据和计量模型，第五部分为实证结果分析，最后进行总结。

## 二、文献综述

市民化过程指农村居民进入城镇并完全融入城镇生活的过程（魏后凯和苏红键，2013），是度量新型城镇化水平的重要标志（辜胜阻等，2014），它的含义与城镇化有一定的重合，往往被认为是城镇化问题的一部分，但也包含了身份认同、政治权利认同和社会认同等内容。正因如此，幸福感、满意度和公共服务等概念频繁出现于与市民化相关的研究中（黄祖辉和毛迎春，2004；朱信凯，2005；张海波和童星，2006；毛丹，2009；李永友和徐楠，2011；莫艳清，2012）。相较而言，直接研究农业转移人口市民化方式的文献较少，更多的是被囊括在有关城镇化方式的研究之中。现有文献将城镇化方式划分为主动城镇化和被动城镇化，但由于划分依据和研究视角的不同，存在着两种主动城镇化和两种被动城镇化。第一类是从宏观的角度出发，根据城镇化的驱动力量进行划分。白永秀和王颂吉（2011）认为由工业化推动的城镇化是被动城镇化，与之相对应的主动城镇化是由城镇依赖自生发展能力，通过渗透和辐射作用实现的自我发展。另一类则是从微观的角度出发，根据进入到城镇的人的主观意愿对城镇化进行区分（李强，2013）。章光日和顾朝林（2006）认为被动城镇化即农民主观上不愿意或还没做好城镇化的准备，但由于各种原因不得不放弃原有的生产生活方式而融入到城镇的过程。易虹和刘晓芳（2012）将第一类划分归类为广义上的主动和被动城镇化，第二类则为狭义上的主动和被动城镇化。

多种城镇化方式的存在自然引发了学术界关于主动城镇化和被动城镇化孰优孰劣的讨论。广义上的主动城镇化是城镇化的高级阶段，城乡更加融合，经济社会发展趋于协调（白永秀和王颂吉，2011），而由工业化推动的被动城镇化则是低层次的。但由于狭义层面的主动和被动城镇化的划分依据是微观主体的主观意愿，因此对于该两类城镇化方式的比较研究集中在对相应城镇化群体的研究中。就狭义层面来看，被动城镇化的推进产生了相应的被动城镇化群体，其中最典型的即为失地农民，大量学者对征地和失地农民进行了考察（楼培敏，2005；王慧博，2010；冀县卿和钱忠好，2011；陈艳华等，2011；李永友和徐楠，2011；周飞舟和王绍琛，2015；吴福象和段巍，2015），这些研究成果可以归纳为四类。

第一类是关于失地农民补偿机制的研究，该类研究普遍发现现有单一的征地制度和一次性的货币补偿机制存在着改进空间。吴福象和段巍（2015）通过动态租金分析法考察了新型城镇化中被拆迁户的福利补偿机制，发现动态福利补偿机制的缺失是造成被拆迁户福利损失的主要原因；肖屹等（2008）发现征地过程中政府的垄断使农民土地权益受损。第二类是关于被征地居民征地意愿或满意度的研究，但由于研究区域不同，得到的结论也存在明显差异。楼培敏（2005）基于上海、浙江和四川的调查发现，有 26.5% 的被调查者对征地持消极评价和反对意见；王慧博（2010）研究发现，由于发达地

区非农就业领域广泛，政府提供的保障和培训较多，被征地居民对于征地持肯定态度；李永友和徐楠（2011）基于浙江省富阳等地调查数据的研究发现，由于征地补偿偏低，失地农民对于征地补偿的满意度平均值为负数；刘祥琪等（2012）则发现，只有当征地补偿款全部到位且补偿水平较高，征地过程民主化、透明化程度高时，农民对征地的满意度才会显著提高。第三类是关于失地农民市民化的研究。张海波和童星（2006）通过对南京市失地农民的实证调查发现大部分失地农民适应不良，身份认同仍然是农民；李永友和徐楠（2011）的研究发现失地农民的身份认同度低和征地民主化程度过低都延滞了失地农民的市民化进程；冀县卿和钱忠好（2011）利用江苏省调查数据的研究发现人力资本、社会资本和物质资本的匮乏导致失地农民适应性较差。第四类文献集中在征地的收入效应上，和本文的相关性也更强。史清华等（2011）利用上海市的调查数据研究发现征地对农民收入并没有显著的负面影响，多元的就业途径、多源的财产收入和多重的社会保障使得被征地居民的收入不降反升；王轶等（2018）基于北京地区的调查数据，分析了失地农民和未失地居民之间的收入差距，研究发现未失地居民的收入显著高于失地农民的收入。

不难发现现有研究尚存在深化空间。首先，仅通过进入城镇个体的主观意愿划分主动和被动城镇化不够准确。本文认为只要个体完成城镇化或市民化的时间不能被完美预期或自主决定，都应将其归类为被动城镇化或被动市民化群体。其次，现有文献的研究对象往往过于集中在从事农业生产的农民群体上，而在市民化和城镇化进程中受影响的群体除了从事农业生产的农民之外还包括已经脱离农业但仍保留农业户籍的群体，考察市民化方式的影响不应忽视该群体。再次，由于研究本类主题的学者所使用的数据大都为调研数据，其研究区域往往集中在个别地区，导致其研究结果具有一定的特异性，进而导致关于市民化方式对收入影响的研究结论不一致，代表性不强。最后，在研究征地对居民收入的影响时，其对照组往往是未失地居民和城镇居民，可比性并不强。本文认为，不同市民化群体间的比较更能说明市民化方式对于收入的影响。

### 三、农业转移人口市民化方式及其收入分化效应的机制分析框架

#### （一）农业转移人口市民化方式：背景、内涵与体现

20 世纪 50 年代后，中国的城镇化出现了自下而上和自上而下两种截然不同的推进方式，以 80 年代为时间节点，城镇化主导模式由地方政府依托行政力量大规模推动的自上而下的城镇化转化为由工业化和农业现代化推动的民间发动型的自下而上的城镇化（辜胜阻和李正友，1998）。在以户籍制度为基本制度的管理体制下，城乡之间的人口流动受到了极大的限制并出现了明显的城乡收入差距。一方面由于农村人地关系紧张和传统生产方式的制约，农村的农业生产无法实现规模化进而生产效率低下，另一方面城市偏向的经济政策不断推高城市居民的收入水平（陆铭和陈钊，2004），所造成的直接结果就是城乡收入鸿沟愈来愈深。城乡差距的不断扩大使得中国的城镇化任务紧迫且沉重，近年来各地政府大力提倡城镇化，就是希望通过推进城镇化的方式，在短期内解决长期积累的矛盾（李强等，2012），这也可以解释为什么由地方政府主导推动的自上而下的城镇化模式仍然存在。城镇化发展的直接结果是农村居民由农业生产走向非农业生产，由农村走向城镇。然而在户籍制度及与户籍捆绑的

城乡分割的社会保障和公共服务的共同作用下，走进城镇的农业转移人口无法真正地享受到城镇化的红利，市民化程度位于较低水平（魏后凯和苏红键，2013）。市民化的滞后使中国出现了特有的“半城镇化”群体，即部分农村劳动力生活、工作于城市，但家庭、消费和资产仍在农村。“半城镇化”群体的存在，使中国城镇化的质量打了折扣，推动农业转移人口市民化因而成为了提高城镇化质量的关键。

根据魏后凯和苏红键（2013）的界定，农业转移人口市民化指的是，从农村转移到城镇的人口，在经历城乡迁移和职业转变的同时，获得城镇永久居住身份，平等享受城镇居民各项福利和政治权利，成为城镇居民并完全融入城镇社会的过程。但事实上，从农村转移到城镇的人口究竟是否完全脱离了农业是难以确定的。农业现代化的推进使得传统意义上的农民越来越少，更多的是在从事非农职业同时兼顾农业生产的新农民，工作、生活及常住在城镇但在家乡仍保留农业生产和农业收入的农村籍个体十分常见。基于此本文认为，农业转移人口不意味着完全脱离农业的人口，对农业转移人口市民化的研究应包含新农民群体。对于尚未获得城镇户籍的农业转移人口而言，获得城镇户籍意味着在上学、就业、医疗、公共服务等方面享受市民权利（洪银兴，2019），完成户籍的转变是实现市民化的关键和标志。因此，本文将完成农业户籍向城镇（非农业）户籍转变的个体视为市民化个体，市民化方式即可理解为户籍转换途径。中国综合社会调查数据显示，个体完成户籍转换的途径有升学、购房、参军、工作、家属随转、征地（包括村改居）和户口改革等。其中，升学、购房、参军、工作和家属随转等决定权均在个体自身，本文将通过上述途径完成户籍转换的个体界定为主动市民化个体，即自身力量在市民化进程中起决定性作用的个体。而征地（包括村改居）和户口改革属于政策施行，其主要推动者为地方政府，个体在征地和户口改革的过程中无法起决定性作用，本文将通过该两类途径完成户籍转换的个体界定为被动市民化个体，即自身力量在市民化进程中不起决定性作用的个体。

不同农业转移人口完成市民化的方式不同，原因在于自下而上和自上而下的城镇化模式并行。其中由地方政府主导的自上而下的城镇化使得大量农业转移人口完成了被动市民化。具体来说，城镇化进程中对农村土地的征用使受影响的农村居民和城镇内的农村籍居民开始从农村生产生活体系转向城镇生产生活体系，并进入到城镇福利体系之内。

现实中，绝大多数被动市民化个体由被征地而产生。对于农村土地的征用可以大致归纳为三个阶段：第一阶段是征地政策、方案的出台，第二阶段是被征地地区的农村居民进行投票表决，第三阶段是最后的实施阶段。一般而言，被征地的农村居民会获得一笔补偿金或者一套回迁房，每月会有一定数额的补贴，各地的政策和发展水平不同，补贴的数额也会不同。既然征地与否是经过村民表决确定的，那么何来“被动市民化”一说呢？本文认为，被动市民化的“被动”主要体现在四个方面：认知上的被动、时间上的被动、微观结构上的被动和意愿上的被动。认知上的被动本质上是一种信息不对称。与主动市民化的居民相比，被动市民化的居民在“进城”前对于城镇福利和户籍转换影响的掌握程度相对不足。李平与徐孝白（2004）也曾指出，尽管国务院《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》（国发〔2004〕28号）中明确要求国土资源部门要充分告知被征地农民有关的政策信息，但这种约束在大部分地区仅停留在了文件层面。王慧博（2010）发现在征地事件上，村干部不与村民商量

的比例在 70%以上。在上述情况下村民进行的决策是一种有限信息下的决策。时间上的被动容易理解，主动市民化的居民在满足落户要求后可以自行选择转换户籍的时间，并可以根据该时间去最优化自己的行为；而被动市民化居民的户籍转换时间往往不是自主决定的，在此情况下被动的户籍转换实质上变成了一种政策冲击，这种政策冲击可能会导致个体偏离其效用最大化路径。微观结构上的被动体现在部分个体是被决策的。主动市民化居民自行决定其自身是否需要完成户籍转变，而被动市民化居民在进行决策时往往是由家庭户主决定全家是否需要完成户籍转变。在农村空心化、老龄化严重和信息沟通不畅的情况下，村民大会往往是由留守的老年人参加，其个人的决策影响的却是整个家庭。此外，城镇化进程中失地农民大都以“集中安置”为主，一定程度上使得该群体对城镇生活的融入相对被动（杜洪梅，2007）。意愿上的被动即很多被动市民化居民是在非自愿的情况下转变为非农业户籍，张翼（2011）研究发现绝大多数农民工都不愿意转变为非农业户口，若被要求交还承包地，则有 90%的农民对户籍转变持否定态度。卫龙宝等（2003）对于浙江省的调查研究也发现有近半数的农民不愿意迁移。综上所述，被动市民化的“被动”是全方位的。

## （二）不同市民化方式的收入分化效应

根据哈罗斯—托达罗模型，人口流动是预期收入增量的增函数，预期收入增量则是相对工资率和在正规部门就业概率的函数（Becker and Morrison, 1999）。在均衡状态下，个体在区域间或就业部门间流动说明预期收入高于现有收入。根据前文的解释，就主动市民化个体而言，其对相对工资率和在正规部门的就业概率有着更准确的把握。事实上，当个体通过工作、转干等途径完成市民化时，相对工资率和就业概率就是确定性信息。因此，主动市民化个体完成市民化是在个人利益最大化下所进行的理性决策，这一决策的实现条件是完成市民化后的效用大于等于未市民化时的效用。就收入而言，只有当完成市民化后的收入水平大于等于未市民化时的收入水平时（相对工资率大于等于 1 时），主动市民化个体才会决定完成市民化。

而对被动市民化个体来说则存在两种情况，一是个体对于相对工资率和正规部门就业概率有着充分信息而未做出市民化决策，二是缺少相对工资率和正规部门就业概率的充分信息。第一种情况说明在给定现行相对工资率和正规部门就业概率时，个体完成市民化不会带来效用增量，否则完成市民化才是最优选择。在这种情况下由外力推动完成的市民化很可能给个体带来效用损失。而在第二种情况下，个体被动地完成市民化所带来的收入增量取决于新部门收入与原部门收入之差。其中，新部门收入是不确定的，原部门收入是确定的，因此，预期收入增量可由（1）式表示：

$$E(\Delta y) = E(y_2) - y_1 \quad (1)$$

其中  $y_1$  为原部门收入， $y_2$  为新部门收入，由  $y_2 = E(y_2) + \varepsilon$  决定，其中  $\varepsilon$  为一随机误差项。在现实中可理解为就业转换顺利程度。然而在现实中由于缺乏对相应个体后续的就业培训，这种转换并不顺畅。孙良媛等（2007）发现被征地致使珠三角地区的妇女就业率出现了明显下降。李永友和徐楠（2011）同样发现征地后失地农民失业比率较大，生活水平普遍下降。丁守海（2014）也指出城镇化

增加了非农劳动力供给,但却没有为新增劳动力提供足够的就业机会。因此,失地农民很有可能出现一个就业空档期甚至会长期失业进而失去劳动收入。尽管被征地居民会获得一笔货币补偿,但由于货币补偿过低、补偿不到位以及缺乏投资经营渠道等,被补偿的货币存在较大的贬值风险(吴福象和段巍,2015)。在上述情况下, $E(\Delta y)$ 的符号取决于 $E(\Delta y)$ 、 $\varepsilon$ 和 $y_1$ 之间的相对关系。而对主动市民化个体来说, $E(\Delta y)$ 恒大于等于0,因此主动市民化个体与被动市民化个体的预期收入增量存在分化的可能性。

对主动市民化群体而言,市民化对其收入路径基本不会产生实质性影响,即使有影响也会是正向影响。特别是当个体是通过工作完成市民化时,这种正向影响最为直观。此时,市民化对其产生负面影响的可能性很小,原因在于倘若完成市民化会使得个体的预期收入下降,那么该个体不会选择完成市民化。

就被动市民化所影响的典型个体失地农民而言,最直观的市民化冲击是稳定的土地收益变为了一次性的土地补偿或不稳定的补偿流。土地对于农村居民具有双重功能,其一是生产资料的功能,其二则是社会保障的功能<sup>①</sup>,且后者对于农业劳动者和脱离农业的农村劳动力都具有重要意义。土地被征用后,一方面土地收益和土地保障直接消失,另一方面失地农民同样面临着转换工作的需要,在非农就业部门的年龄限制下,部分失地农民转换工作极为困难。

概括而言,市民化方式带来收入分化的可能性是非常大的,但其具体影响程度还需要通过实证分析来检验。本文认为由于不同市民化群体的户籍转换对应着不同的冲击,其对于不同群体间的收入影响也将呈现方向性的差异。在理性人假设下,这种冲击对被动市民化群体来说是外生的、预期外的,会导致其偏离长期最优化决策路径,进而收入水平可能会发生相对于原最大化收入路径向下的波动。对主动市民化群体来说,这种冲击是预期内的,其收入水平不会发生剧烈波动。因此不同的市民化方式会引起收入分化,其作用机制见图1。

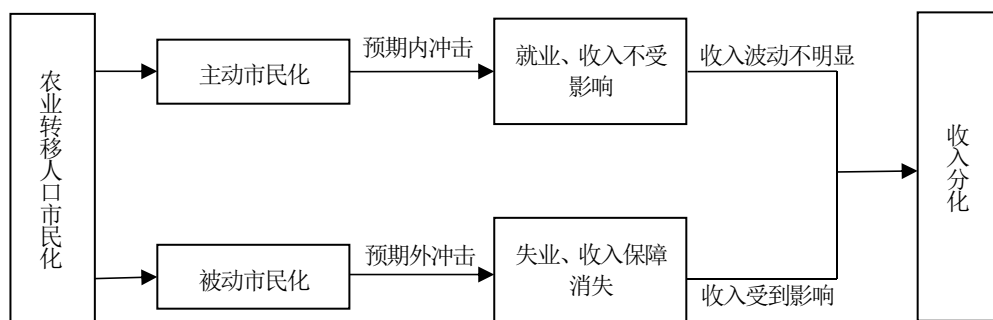


图1 市民化方式对收入分化的作用机制

识别不同市民化方式是否会引起收入分化首先要对不同群体间的选择性进行考察,即是否高收入

<sup>①</sup>中国金融40人论坛课题组,2013:《加快推进新型城镇化:对若干重大体制改革问题的认识与政策建议》,《中国社会科学》第7期。



群体倾向于某一种市民化方式，否则容易得出错误的结论。由于主动市民化的途径包括购房、升学等，所以高收入、高能力的群体更倾向于主动市民化的可能性是存在的。然而被动市民化的群体同样可能有着高收入。一方面因为本文所说的被动市民化和主动市民化是户籍上的农非转换，一个尚未获得城镇户籍的个体很可能已经实现了常住人口城镇化，有着城市住房和高学历。另一方面越靠近城区的农村越容易被征地拆迁，而这些农村通常又比较发达，收入水平较高。所以通过简单的逻辑分析无法得出明确的结论，但可以通过计量手段来控制选择性存在的影响。

## 四、模型与数据

### （一）模型设定

本文所要考察的核心问题是不同市民化方式是否会引起城市内部新的收入分化，反映在计量上即检验样本间是否存在显著的收入差距。遵循上述思路，本文设定了如（2）式所示的收入方程用于实证分析。

$$y_i = \alpha + \beta_1 passive_i + \sum_{n=2}^{n=10} \beta_n X_i^n + \rho_i + \sigma_p + \varepsilon_i \quad (2)$$

（2）式等号左侧  $y$  为结果变量，即个体年度总收入、年度劳动收入和家庭年度收入的对数值。下标  $i$  代表第  $i$  个个体。等号右侧  $passive$  为本文的核心解释变量即市民化方式。 $X$  为一系列与个体收入相关的控制变量，包括年龄、年龄的平方、性别和婚姻状况等。本部分实证分析的第一个挑战来自于个体自身及家庭的某些特征可能同时影响个体的市民化方式及其收入，比较典型的即为个体的受教育程度和政治面貌。毫无疑问，个体的收入与其受教育程度具有正向的相关关系；类似地，个体的受教育程度越高，其越有能力通过主动市民化的方式完成户籍城镇化的转变。政治面貌与家庭背景的影响与受教育程度基本一致。考虑到这一点，本文同样控制了个体的受教育程度、政治面貌以及代表个体家庭背景的父辈的受教育程度及政治面貌。此外，为了保证个体在市民化前的经济基础具有可比性，本文也控制了个体在 14 岁时家庭的社会等级，并在回归时剔除了在 14 岁之前完成市民化的个体。

实证分析的第二个挑战来自地区间的发展差异可能干扰收入分化的识别。省份之间存在巨大的发展差距是一个无可辩驳的事实。一般而言，来自较发达地区的个体，其收入也较高。因此，个体间的收入差距很可能受到地区发展水平的驱动。要识别市民化方式对个体收入的净效应，必须将地区差距所带来的影响剔除。此外，各地在征地政策、户籍政策方面存在的差异也使得不同地区间的个体无法直接比较。因此，本文在实证分析时控制了省份固定效应  $\sigma$ 。由于所使用的数据为混合截面数据，本文还控制了时间固定效应  $\rho$ 。

本文未控制个体的行业信息，主要考虑到：首先，现有数据仅提供了个体在 2013 年的行业信息，其他年份的行业信息缺失。其次，在本文的研究情境下控制行业信息可能会产生“坏”控制变量效应。三是控制变量的本质是将总样本按照控制变量进行分块，然后在块内部进行估计。但本文中样本所涉

及的行业分类几乎涵盖了国民经济行业分类 2011<sup>①</sup>的所有行业，且每个行业内部的样本数量都非常少，倘若进行控制可能造成估计结果有偏且降低估计效率。四是就本文的研究问题来看，行业应该是一个“果”，而非“因”。

## （二）数据来源

本文所使用的个体市民化方式及年龄、性别、户籍、婚姻状况、受教育程度、政治面貌、家庭背景等个人信息来自于中国人民大学发布的微观调查数据——中国综合社会调查（Chinese General Social Survey, CGSS）。该调查始于 2003 年，是中国最早的全国性、综合性、连续性学术调查项目。调查项目涉及社会、社区、家庭及个人等多层次信息。本文合并了该数据库 2013 年、2015 年和 2017 年调查数据，所构成的混合截面数据涵盖了全国 28 个省级行政单位，总样本量为 34988 个。与某特定地区的调查数据相比，CGSS 数据的空间覆盖广，这对于本文的研究非常重要。由于各地区在自然条件、发展阶段、定策施策等多方面存在较大的差异，使用某特定地区的调查数据进行研究所得到的结论缺乏代表性和普遍性，这可能是现有相关文献结论出现矛盾的重要原因之一。使用 CGSS 数据则可避免上述问题的出现，同时也能从全国层面把握不同市民化方式所产生的影响。此外，本文计算行业收入水平所使用的工资数据来自于 2008—2012 年的《中国劳动统计年鉴》。

## （三）变量说明

1. 市民化方式。对市民化方式进行数据上的界定是开展研究的基础，本文的研究情境存在主动市民化和被动市民化两种不同的市民化方式。本文将个体由农业户口转换为非农业户口视为市民化。在实践中，农村居民可以通过升学、参军、工作（招工）、转干、征地（包括村改居）、家属随转、购房和户口改革（取消农业户口）共 8 种方式获得非农业户口。这里将通过征地（包括村改居）和户口改革（取消农业户口）获得非农业户口视为被动市民化，因为个体在该两种市民化过程中无法发挥决定性作用。相反，由于个体可以自行选择是否升学、参军、工作、转干和购房，所以通过上述途径获得非农业户口的居民视为主动市民化群体。通过家属随转获得非农业户口的个体也被纳入到主动市民化群体中，因为诸如婚姻、工作随迁等随转条件同样在个体的决策范围之内。当个体通过征地（包括村改居）和户口改革（取消农业户口）两个途径获得非农业户口时，市民化方式变量 *passive* 取值为 1，表明该个体属于被动市民化群体。当个体通过升学、参军、工作（招工）、转干、家属随转和购房等途径获得非农业户口时，该变量取值为 0，表明该个体属于主动市民化群体。现户口性质为农业户口以及未发生过户籍转变的样本不在考察范围之内，本文仅考察城市内部新进入群体间的收入分化。在本文样本中，明确获得非农业户口途径的样本共 5495 个，基于上述分类标准，被动市民化样本共 1361 个，主动市民化样本共 4134 个。

2. 收入。本文使用了三类有关收入的变量以度量不同城市化群体间的收入分化，分别是个人年度总收入、个人年度工资收入和家庭年度总收入。其中个人年度总收入和家庭年度总收入由工资收入和所有工资外收入组成，这将失地农民或其他被动市民化个体可能获得的政策性补偿收入也纳入了考察

<sup>①</sup>参见《国民经济行业分类（GB/T 4754-2011）》，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/hyflbz/2011/>。

范围之内。鉴于本文所考察的是收入分化而非财富分化,故因征地、拆迁等获得的一次性补偿或住房补偿不在本文研究范围之内。为了剔除极端值的影响,本文对收入进行了截尾处理,剔除了收入位于总样本收入分布 5%以下和 95%以上的样本。由于三种收入的原始分布均偏离正态分布,在进行回归时均进行了对数化处理以平滑数据。

3.控制变量。个体的年龄信息由调查数据采访年份减去其出生年份获得,本文样本中最小年龄为 23 岁,最大年龄为 78 岁,在进行回归时剔除了年龄超过 65 周岁的样本,仅保留了尚处在较活跃劳动状态的样本<sup>①</sup>。鉴于个体收入和年龄间可能存在非线性关系,本文引入了年龄的平方项。性别信息以虚拟变量的形式引入,男性取值为 1,女性取值为 0。根据调查数据中“您目前的婚姻状况”可以得到个体的婚姻状态信息,本文将“初婚有配偶”“分居未离婚”和“再婚有配偶”合并到一起,视为处在婚姻关系内且有配偶状态,将“丧偶”“同居”“未婚”和“离婚”合并到一起视为无婚姻关系或无配偶状态。当个体处于有配偶状态时,婚姻状况变量取值为 1,反之则取值为 0。个体受教育程度和政治面貌信息的处理值得一定的讨论。常见的处理方法有三种,一是将个体受教育程度或政治面貌直接以虚拟变量的形式引入,二是将学历信息转换为对应的学习年限引入,三是对受教育程度或政治面貌进行主观的赋值并引入。在本文的样本中,个体的受教育程度包括由无到研究生及以上共 16 个层级,且存在受教育年限相同但受教育类别相差甚远的情况,倘若直接将受教育程度转换为对应的学习年限将无法区分此类情况。因此,本文采用第一种处理方法将个体受教育程度和政治面貌以虚拟变量的形式直接引入。个体在 14 岁时家庭的社会等级共分为 10 个类别,取值为 1—10,数值越高代表等级越高,在估计时直接以离散数值形式引入。

4.行业收入水平。本文根据个体在 2012 年所属行业信息,将其与国民经济行业分类(2011 年)<sup>②</sup>进行匹配,并利用各行业最接近样本采样期 2012 年的 2007—2011 年度工资水平的平均值代表各行业收入水平。

5.非农业户口时长。市民化对个体的冲击可能会随着时间逐渐消退,为了得到个体获得非农业户口的时长(市民化后的时间),本文将调查年份减去个体完成户籍转换的年份得到了该指标,可反映个体融入城镇生活的程度。

表 1 主要变量描述性统计结果

| 变量名称   | 变量定义                                        | 平均值     | 标准差    |
|--------|---------------------------------------------|---------|--------|
| 市民化方式  | 个体完成市民化的方式。被动市民化个体取值为 1,主动市民化个体取值为 0        | 0.2310  | 0.4215 |
| 年度总收入  | 个体年度总收入(工资性收入、转移性收入、经营性收入和财产性收入等各项收入之和)的对数值 | 9.9508  | 1.6221 |
| 年度劳动收入 | 个体年度劳动收入的对数值                                | 9.8253  | 1.2319 |
| 家庭年收入  | 个体家庭所有成员年度总收入之和的对数值                         | 10.8890 | 1.6732 |

<sup>①</sup>多数 65 岁以上的农村居民可能仍活跃在非正式的劳动力市场,考虑到这一点,本文做了全年龄样本的估计,所得结果与基准结果无实质性区别,限于篇幅不再展示。

<sup>②</sup>参见《国民经济行业分类(GB/T 4754-2011)》, <http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/hyflbz/2011/>。

(续表 1)

|         |                                               |         |         |
|---------|-----------------------------------------------|---------|---------|
| 年龄      | 个体年龄，根据个体出生年月和采访年份计算而得                        | 49.9774 | 14.4804 |
| 性别      | 个体性别，男性取值为 1，女性取值为 0                          | 0.4809  | 0.4996  |
| 婚姻状态    | 个体的婚姻状态，有配偶取值为 1，无配偶取值为 0                     | 0.7715  | 0.4199  |
| 受教育程度   | 个体的受教育程度，含从未上过学、私塾、小学直到研究生等 16 个层次，以虚拟变量形式引入  | 7.2459  | 4.0725  |
| 政治面貌    | 个体的政治面貌信息，含群众、共青团员、中共党员、民主党派共 4 个类别，以虚拟变量形式引入 | 6.2644  | 1.7080  |
| 父辈受教育程度 | 个体父亲的受教育程度，以虚拟变量形式引入                          | 10.5313 | 4.3368  |
| 父辈政治面貌  | 个体父亲的政治面貌信息，以虚拟变量形式引入                         | 7.3080  | 1.7515  |
| 家庭社会等级  | 个体在 14 岁时其家庭的社会等级，取值为 1—10，取值越高社会等级越高         | 3.5330  | 6.9912  |
| 非农业户口时长 | 个体获得非农业户口的时长，由采访年份减去其户籍转换年份而得                 | 24.0135 | 15.6801 |

注：篇幅所限，上表仅列出了主要变量的描述性统计结果。

## 五、实证结果

### (一) 市民化方式与收入分化

本节考察的核心问题是主动市民化和被动市民化的居民之间是否存在显著的收入分化，具体表现为 (2) 式中  $\beta_1$  的估计值是否显著不为 0。根据前文的分析， $\beta_1$  的预期符号为负。具体回归结果如表 2 所示。

表 2 市民化方式与收入分化

|              | (1)<br>年度总收入          | (2)<br>年度劳动收入         | (3)<br>家庭年收入          |
|--------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 市民化方式        | -0.184***<br>(0.0537) | -0.144***<br>(0.0403) | -0.151***<br>(0.0540) |
| 控制变量         | YES                   | YES                   | YES                   |
| 教育及政治面貌      | YES                   | YES                   | YES                   |
| 父辈教育及政治面貌    | YES                   | YES                   | YES                   |
| 地区固定效应       | YES                   | YES                   | YES                   |
| 时间固定效应       | YES                   | YES                   | YES                   |
| Observations | 3482                  | 2755                  | 3817                  |
| R-squared    | 0.2675                | 0.5043                | 0.2184                |

注：括号中的数值为稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别代表  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$  和  $p < 0.1$ 。

表 2 的估计结果显示，在控制了个体特征和代表家庭背景的父辈特征之后，被动市民化的系数估计值均为负且高度显著。表 2 中 (2) — (4) 列对应的被解释变量依次是个体的年度总收入、年度劳动收入和家庭年收入，相应的系数估计值分别为 -0.184、-0.144 和 -0.151，表明被动市民化群体的个体

年度总收入、年度劳动收入和家庭年收入分别低于主动市民化群体 16.8%、13.4%和 14%<sup>①</sup>，即不同市民化群体间存在着显著的收入分化。对比三列的估计结果同样可以发现，由不同市民化方式所引起的收入分化在个体年度总收入中体现得最为明显，其次是家庭年收入，个人劳动收入的收入分化相对最轻微。这一结果与现实基本吻合，原因在于土地的征收更容易影响个体的职业外收入。对于被动市民化群体来说，土地收益的丧失属于预期外冲击，征地的影响会直接反映在总收入上。而对于主动市民化群体来说，土地收益的丧失在自己的决策范围之内，征地的影响反映在总收入上不明显。二者对于征地的响应差异使得个人总收入的分化最为明显。

## （二）稳健性检验

到目前为止，限于数据以及保证估计效率的考虑，并没有在估计时控制个体的行业信息，尽管根据系数稳定性理论，表 2 受遗漏变量和选择性干扰的可能性已经非常小<sup>②</sup>，但本文还是希望能够证明表 2 的结果具有足够的稳健性，因此采用了两种方法进行检验。

受限于数据，本文无法将所有影响收入的因素都加入到模型中进行估计，由此可能产生遗漏变量问题，表 2 的估计结果有可能会与真实情况存在差异。结合固定效应的思想，倘若能将估计限制在各方面特征具有高度相似性的样本内部，则遗漏变量问题可以得到部分解决。遵循上述思路，本文采用倾向得分匹配方法得到了可观测变量特征高度相近的样本并进行估计，估计结果见表 3 和表 4。

表 3 市民化方式与收入分化的 PSM 估计结果

|        | 被动市民化  | 主动市民化  | 差值     | T 值   |
|--------|--------|--------|--------|-------|
| 年度总收入  | 10.010 | 10.360 | -0.349 | -7.07 |
| 年度劳动收入 | 9.967  | 10.348 | -0.381 | -8.29 |
| 家庭年收入  | 11.045 | 11.139 | -0.095 | -1.73 |

注：匹配所用协变量为 OLS 回归中的控制变量及地区编码。平衡性检验结果显示控制组和处理组各变量的偏差值均在 10%以下，限于篇幅不再展示。

表 3 和表 4 的估计结果显示，在为个体赋予不同的权重进行回归之后，不同市民化群体间仍然存在显著的收入分化，且系数估计结果与基准估计结果相近，表明基准回归具有足够的稳健性。

表 4 市民化方式与收入分化的 PSM-OLS 估计

|           | (1)<br>年度总收入          | (2)<br>年度劳动收入        | (3)<br>家庭年收入         |
|-----------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 市民化方式     | -0.146***<br>(0.0535) | -0.102**<br>(0.0400) | -0.125**<br>(0.0506) |
| 控制变量      | YES                   | YES                  | YES                  |
| 教育及政治面貌   | YES                   | YES                  | YES                  |
| 父辈教育及政治面貌 | YES                   | YES                  | YES                  |

<sup>①</sup>  $\exp(-0.184)-1 \approx -0.168$ ,  $\exp(-0.144)-1 \approx -0.134$ ,  $\exp(-0.151)-1 = -0.14$ 。

<sup>②</sup> 逐个引入控制变量进行回归，核心解释变量的系数估计值和显著性水平变化不大。

(续表 4)

|              |        |        |        |
|--------------|--------|--------|--------|
| 地区固定效应       | YES    | YES    | YES    |
| 时间固定效应       | YES    | YES    | YES    |
| Observations | 3765   | 2992   | 3661   |
| R-squared    | 0.2573 | 0.4823 | 0.2559 |

注：括号中的数值为稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别代表  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$  和  $p < 0.1$ 。

本文以上分析的基础在于不同个体之间的比较。鉴于不同个体之间不可避免地会出现种种无法观测的差距，因此直接进行组间差异比较实际上是一种向数据妥协的“没办法的办法”。而理想的情况是通过对不同市民化个体之间和市民化前后的收入水平进行比较得到最优的收入分化估计，由于只有个体在市民化后的收入数据，因此本文尝试构造个体收入的预测值，通过对比主动市民化群体和被动市民化群体间实际收入与预测收入之间的差距进行稳健性检验。具体思路如下：首先删掉了(2)式中的核心解释变量 *passive* 进行回归，在此基础上得到被解释变量的拟合值并记为  $y_1$ ，此即为收入的拟合值。然后将实际收入水平记为  $y_2$ ，再用  $y_1$  减去  $y_2$  得到拟合收入与实际收入之间的差值  $\Delta y$ 。最后根据市民化方式进行分组描述性统计以观察二者有无明显差距，结果见表 5<sup>①</sup>。

表 5 拟合收入与实际收入之差

| 组别    | $\Delta$ 年度总收入 | $\Delta$ 年度劳动收入 | $\Delta$ 家庭年收入 |
|-------|----------------|-----------------|----------------|
| 主动市民化 | -0.378         | -0.308          | -0.163         |
| 被动市民化 | -0.243         | -0.212          | -0.271         |

表 5 的结果显示，被动市民化群体和主动市民化群体的实际收入均高过其拟合收入。不同的是，相较于被动市民化群体，主动市民化群体的实际收入要远远高于其拟合收入。主动市民化群体的拟合年度总收入及拟合年度劳动收入分别低于其实际收入 45.9% 和 36.1%，对被动市民化群体来说相应的数值仅为 27.5% 和 23.6%<sup>②</sup>。二者之间明显的差距说明存在着一些因素制约着被动市民化群体入城后收入的上升，导致其收入水平无法达到主动市民化群体的高度。

值得注意的是被动市民化群体的实际家庭收入与拟合收入之间的差值要高于主动市民化群体，原因可能与前文所提及的被动市民化的“结构性被动”有关。被动市民化群体是整个家庭同时完成被动的户籍转变，而主动市民化群体则只决定自身的户籍转变。相比之下，户籍转变对于被动市民化群体的家庭收入影响更深远。总的来看，上述结果与基准回归结果所传递的信息基本一致，即不同市民化方式群体间存在明显的收入分化。

一般而言，能力更强的个体更容易完成自主的市民化，而能力较弱的个体可能只能通过被动的方式完成市民化过程。当这种选择效应存在时，表 2 估计的很可能是由能力水平差异引起的收入分化而非由市民化方式引起的收入分化。但有理由相信，当本文所考察的收入分化是由不同能力水平所引起

<sup>①</sup>此回归样本包含未发生户籍转变的个体，总样本数 21984，表 4 仅列出了市民化个体的统计结果。

<sup>②</sup> $1 - \exp(0.378) \approx 0.459$ ， $1 - \exp(0.308) \approx 0.361$ ， $1 - \exp(0.243) \approx 0.275$ ， $1 - \exp(0.212) \approx 0.236$ 。

的时，这种收入分化会在完成市民化更久的群体间表现得更明显；而当这种收入分化是由不同市民化方式所引起的时，这种收入分化会在完成市民化更久的群体间表现得更不明显。原因在于当个体完成市民化后，由政策所带来的冲击会逐渐弱化并消退。表 6 汇报了加入市民化方式与获得非农业户口时长交互项的估计结果，除了被解释变量为家庭年收入的估计之外，该交互项的系数估计值均显著为正，表明完成市民化后时间越久，群体内部的收入分化越不明显。根据前文的分析，这说明不同市民化群体间的收入分化不是由能力水平差异所引起的，而是由市民化方式不同所引起。

表 6 市民化方式与收入分化的因果识别

|              | (1)                  | (2)                  | (3)                  |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|              | 年度总收入                | PSM-OLS<br>年度劳动收入    | 家庭年收入                |
| 市民化方式        | -0.134**<br>(0.0646) | -0.091**<br>(0.0458) | -0.153**<br>(0.0675) |
| 市民化方式*市民化时间  | 0.015***<br>(0.0049) | 0.012***<br>(0.0038) | 0.005<br>(0.051)     |
| 控制变量         | YES                  | YES                  | YES                  |
| 教育及政治面貌      | YES                  | YES                  | YES                  |
| 父辈教育及政治面貌    | YES                  | YES                  | YES                  |
| 地区固定效应       | YES                  | YES                  | YES                  |
| 时间固定效应       | YES                  | YES                  | YES                  |
| Observations | 2076                 | 1627                 | 2376                 |
| R-squared    | 0.2546               | 0.5199               | 0.2247               |

注：括号中的数值为稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别代表  $p<0.01$ 、 $p<0.05$  和  $p<0.1$ 。

### (三) 机制分析

根据前文的分析，被动市民化造成居民收入下降的主要途径是改变其收入来源：一方面被动市民化个体由于失去土地而直接失去了农业收入，另一方面对于以农业生产为主的被动市民化个体来说，其将会经历就业市场的摩擦且可能发生工作性质的转变。本文尝试从这两个角度去剖析市民化方式对收入的作用机制以验证市民化方式与收入分化之间的因果关系。

首先，若被动市民化的确使个体失去农业收入进而收入下降，那么哪一部分个体受到的影响最严重呢？由于农村剩余劳动力大量入城就业，农村的空心化和老龄化较为严重，加之大部分农二代虽然生长生活于农村但却未必掌握了耕种技能与知识，所以农村家庭中年纪较大的家庭成员承担了农业生产的大部分工作。由于这部分人的收入主要来源于农业生产，那么被动市民化所带来的负面效应对他们来说也会更加明显。遵循这一思路，此处将样本按照年龄进行分样本回归，倘若  $\beta_1$  的估计值在各样本的回归结果中都为负，且其绝对值随着平均年龄的提升而上升则说明上述作用机制是存在的。为了保证各年龄组内部样本间具有可比性，此处控制了个体户籍转换时间。回归结果见表 7。

表 7 市民化方式影响年度总收入的年龄异质性分析

|              | (1)                   | (2)                  | (3)                   | (4)                   |
|--------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
|              | PSM-OLS               |                      |                       |                       |
|              | 年龄>30                 | 年龄>40                | 年龄>50                 | 年龄>60                 |
| 市民化方式        | -0.159***<br>(0.0585) | -0.163**<br>(0.0666) | -0.227***<br>(0.0818) | -0.351***<br>(0.0958) |
| 控制变量         | YES                   | YES                  | YES                   | YES                   |
| 地区固定效应       | YES                   | YES                  | YES                   | YES                   |
| 时间固定效应       | YES                   | YES                  | YES                   | YES                   |
| Observations | 2475                  | 2015                 | 1436                  | 917                   |
| R-squared    | 0.2548                | 0.2384               | 0.2469                | 0.2535                |

注：括号中的数值为稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别代表  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$  和  $p < 0.1$ 。

表 7 的回归结果提供了两个信息。首先在每一个子样本回归中， $\beta_1$  的估计值均显著为负，说明被动市民化对每一个年龄层个体的收入都造成了负面的影响。其次  $\beta_1$  估计值的绝对值随着年龄层的上升呈现出明显的上升趋势，说明年龄越大的个体受到被动市民化的影响越大。上述结果证实了前文的推论，即由于被动市民化而失去农业收入是受影响个体收入下滑的一个重要原因。

被动市民化影响个体收入的另一个重要途径是工作。1993—1999 年间，国家将小城镇战略视为带动农村经济和社会发展和解决“三农问题”的重大战略，在此影响下乡镇企业发展迅猛。进入新世纪后的新农村建设又极大地促进了乡村工业的发展（李强等，2012）。一时间在东部较为发达的沿海乡村甚至出现了“家家开火，户户冒烟”的小作坊工业遍地开花的现象。乡镇产业的蓬勃发展使得农村大量剩余劳动力得以就地就业。但被动市民化致使农民上楼后，一方面农民与乡镇工厂的空间距离被拉长，客观上加大了其就业成本；另一方面很多乡镇工业被取缔，农民直接失去了工作机会。在这种情况下，刚进城的农民不得不在城市或市郊寻找就业机会，但由于劳动技能和年龄等原因，多数人只能获得非正式工作或打零工，收入来源十分不稳定。本文以劳动者与工作单位是否签订劳务合同代表其工作的性质及收入稳定性进行估计，表 8 汇报了详细的估计结果。

表 8 市民化方式对劳务合同签订的影响

|              | (1)                   | (2)                   | (3)                 | (4)                  |
|--------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|
|              | PSM-OLS               |                       |                     |                      |
| 市民化方式        | -0.189***<br>(0.0407) | -0.178***<br>(0.0402) | -0.084*<br>(0.0427) | -0.084**<br>(0.0423) |
| 控制变量         | NO                    | YES                   | YES                 | YES                  |
| 教育及政治面貌      | NO                    | NO                    | YES                 | YES                  |
| 父辈教育及政治面貌    | NO                    | NO                    | NO                  | YES                  |
| 地区固定效应       | YES                   | YES                   | YES                 | YES                  |
| 时间固定效应       | YES                   | YES                   | YES                 | YES                  |
| Observations | 2290                  | 2290                  | 2290                | 2290                 |



(续表 8)

|           |        |        |        |        |
|-----------|--------|--------|--------|--------|
| R-squared | 0.1465 | 0.1685 | 0.2065 | 0.2210 |
|-----------|--------|--------|--------|--------|

注：括号中的数值为稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别代表  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$  和  $p < 0.1$ 。

表 8 中 (1) — (4) 列为逐个引入控制变量的结果，估计结果显示，同主动市民化的个体相比，被动市民化个体在就业市场上多以非正式就业为主。在控制了受教育程度、年龄、婚姻状况、政治面貌等对于能否找到一份固定工作具有重要影响的因素后，被动市民化的系数估计值仍然显著为负。这是由于被动市民化对于受影响个体来说是一种预期外的冲击，其原有的长期最优决策无法实现或被迫改变。一般而言，正式工作对于年龄有着较为严格的限制，当一个农村居民已经决定长期就业于农村后，其自然放弃了年龄许可下的其它就业机会。当冲击发生后，原有的年龄优势已经丧失，工作选择机会更少。此外，秦立建等（2012）发现征地会对农民的健康状况产生负面影响，而身体素质直接影响劳动力供给，当被征地农民的健康状况恶化后，很有可能丧失劳动能力进而丧失劳动收入。

事实上，由于入城后的就业培训不到位，被动市民化个体不仅收入来源相对不稳定，而且其所进入的行业基本上是低收入行业。CGSS2013 数据库提供了每个再就业个体所处的行业信息，本文将该信息与各行业在 2007—2011 年的平均工资进行匹配，得到了每个行业的工资水平。然后考察被动市民化群体是否更多地集中在低收入行业。结果如表 9 所示。

表 9 不同市民化群体的行业选择

|        | 被动市民化     | 主动市民化     | 差值        | T 值   |
|--------|-----------|-----------|-----------|-------|
| 行业收入排序 | 33.8571   | 39.9481   | -6.091    | -1.68 |
| 行业收入   | 29393.641 | 31802.580 | -2408.938 | -1.12 |

注：行业收入排序是根据行业收入从低到高进行排序，最低收入行业为“1”，高收入行业排序逐一递增。匹配方法为倾向得分匹配，所用协变量为 OLS 回归中的控制变量及地区编码。平衡性检验结果显示控制组和处理组各变量的偏差值均在 10% 以下，限于篇幅不再展示。

表 9 的结果表明，被动市民化群体在就业行业上处于明显的劣势地位。就行业收入排序来看，被动市民化群体所在的行业排序要低于主动市民化群体 6 个名次。就行业收入来看，被动市民化群体所在行业的平均工资水平比主动市民化群体要低 2400 元左右。于镇嘉和李实（2018）通过对微观数据的调查发现城市劳动力市场存在着严重的户籍歧视，农村籍劳动力在行业准入上存在劣势，本文结果表明即使被动市民化群体获得了非农业户口，行业的准入壁垒也难以打破。上述结果再一次说明被动市民化这一冲击对于个体的收入来源有着明显的影响。

#### （四）被动市民化的收入效应

医学上对于新药研制开发的第一个要求是“无害”，一个经济政策的制定与实施也应遵循这一原则。在关注由不同市民化方式所引起的城市内部新的收入分化时，一个更重要的问题是被动市民化是否会造成个体收入水平的明显下降。现有研究在该问题上尚未得出一致的结论，原因可能在于研究的区域是不同的局部地区，地区间的差异造成了结论的多样化。为考察这一问题，本文构造了一个简单的回归模型，将 (2) 式中的核心解释变量 *passive* 进行了调整，控制组调整为仍然保留农业户口的

农村居民。基于此可以分析被动市民化是否“有害”，也可以考察被动市民化的收入效应。

表 10 被动市民化的收入效应

|              | (1)                  | (2)                  | (3)                  |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|              | 年度总收入                | PSM-OLS<br>年度劳动收入    | 家庭年收入                |
| 被动市民化        | 0.234***<br>(0.0491) | 0.240***<br>(0.0370) | 0.148***<br>(0.0458) |
| 控制变量         | YES                  | YES                  | YES                  |
| 教育及政治面貌      | YES                  | YES                  | YES                  |
| 父辈教育及政治面貌    | YES                  | YES                  | YES                  |
| 地区固定效应       | YES                  | YES                  | YES                  |
| 时间固定效应       | YES                  | YES                  | YES                  |
| Observations | 12719                | 11295                | 12379                |
| R-squared    | 0.2415               | 0.4543               | 0.2383               |

注：括号中的数值为稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别代表  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$  和  $p < 0.1$ 。

表 10 汇报了以农村居民为控制组，以被动市民化居民为处理组的估计结果。令人欣慰的是，被动市民化的系数估计值显著为正。这说明与仍然保留农村户籍的居民相比，被动市民化群体整体的收入水平较高。与本文结果不同的是，王轶等（2018）发现未失地农民的平均收入要高于失地农民 50%。同样地，这可能与其所研究地区的特殊性有关。本文的发现说明，尽管被动市民化可能会给个体带来负面的影响，但总体上完成户籍转变的个体相较于未市民化的个体仍具有收入优势，因而推动市民化仍然是促进社会进步的重要一环。

## 六、结论与启示

本文根据市民化个体是否能完全预期或决定户籍转换的时间，将市民化方式划分为主动市民化和被动市民化，并利用中国综合社会调查 2013 年、2015 年和 2017 年的数据，对市民化方式与收入分化之间的关系进行了实证检验。研究发现，不同市民化群体之间存在显著的收入分化，市民化方式的不同在一定程度上会加剧城市内部的收入分化。机制分析表明，被动市民化造成居民收入劣势的主要原因是受影响个体农业收入的丧失以及新收入来源的不稳定。不同市民化方式对个体收入的影响取决于其对于个体来说是预期内的冲击还是预期外的冲击，以及居民对于该冲击是否具有反应时间。

进一步研究发现，与仍保留农村户籍的居民相比，被动市民化个体的收入水平较高，但这并不意味着被动市民化方式特别是大规模的拆迁征地值得提倡，鼓励农村居民主动走向城市才是最优解决方案。2021 年 3 月通过的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》明确要求“健全农业转移人口市民化配套政策体系，加快推动农业转移人口全面融入城市”。本文的研究结论对落实“加快农业转移人口市民化”这一战略举措具有一定的政策启示意义。

根据上述发现，本文认为在推进农业转移人口市民化和新型城镇化工作的过程中，应注重推进主

动市民化而非被动市民化,否则不仅可能引起一系列社会矛盾,而且有可能造成城市内部新的收入分化。倘若通过征地拆迁等方式使农村居民被动地完成城市化和市民化,则应在如下方面做出改进,以避免新的收入分化和负城市化效应的出现。

首先,要为被动市民化群体特别是其中主要收入来源是农业收入的农民群体提供有效的就业安置或就业培训。本文的研究表明,被动市民化群体进城后在就业方面存在着明显的劣势。为该部分群体提供就业安置或就业培训可以帮助其顺利完成就业转换,形成新的、稳定的收入来源。其次,要尽量提前告知居民有关征地或其他改革的政策信息,并给予个体充分的决策时间。不同市民化方式之所以会产生不同的影响,是因为对于受影响个体而言,预期外冲击与预期内冲击的效应有着明显区别。给予受影响个体充分的决策时间可以尽量地将被动市民化这一预期外的政策冲击内部化,最大程度地降低其对于个体长期最优决策的负面影响。最后,要进行征地制度和补偿机制的改革。垄断的征地制度使得被征地农民的选择范围变得狭窄,静态的货币补偿机制使得被动市民化居民负担着货币贬值的成本,有关部门应在以人为本的原则下对现有机制进行改进,确保高质量推进新型城镇化。

本文重点考察了市民化方式与收入之间的关系,因此结论和启示均是在以收入为唯一考量的基础之上得出的。但正如市民化含义中所体现的,其对于个体的影响不仅仅在于收入方面,还在于生活方式、福利保障等其他方面,考察市民化方式在上述几方面的效应是有价值的研究方向。此外,受限于数据,被动市民化个体在市民化过程中所享受到的部分政策性补偿可能未被量化并纳入到总收入中。量化政策性补偿、身份认同、福利保障等指标并将其纳入到本文或相似的研究情境内,会使所得结论更加丰富。

#### 参考文献

- 1.白永秀、王颂吉,2011:《由“被动城市化”到“主动城市化”——兼论城乡经济社会一体化的演进》,《江西社会科学》第2期。
- 2.陈斌开、林毅夫,2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期。
- 3.陈艳华、林依标、黄贤金,2011:《被征地农户意愿受偿价格影响因素及其差异性的实证分析——基于福建省16个县1436户入户调查数据》,《中国农村经济》第4期。
- 4.陈云松、张翼,2015:《城镇化的不平等效应与社会融合》,《中国社会科学》第6期。
- 5.丁守海,2014:《中国城镇发展中的就业问题》,《中国社会科学》第1期。
- 6.杜洪梅,2007:《被动城市化群体城市融入问题探析》,《宁夏党校学报》第3期。
- 7.辜胜阻、李睿、曹誉波,2014:《中国农民工市民化的二维路径选择——以户籍改革为视角》,《中国人口科学》第5期。
- 8.辜胜阻、李正友,1998:《中国自下而上城镇化的制度分析》,《中国社会科学》第2期。
- 9.洪银兴,2019:《城镇化道路的中国创造》,《经济研究》第10期。
- 10.黄祖辉、毛迎春,2004:《浙江农民市民化——农村居民进城决策及进城农民境况研究》,《浙江社会科学》第1期。

- 11.冀县卿、钱忠好, 2011: 《失地农民城市适应性影响因素分析: 基于江苏省的调查数据》, 《中国农村经济》第 11 期。
- 12.李平、徐孝白, 2004: 《征地制度改革: 实地调查与改革建议》, 《中国农村观察》第 6 期。
- 13.李强、陈宇琳、刘精明, 2012: 《中国城镇化“推进模式”研究》, 《中国社会科学》第 7 期。
- 14.李强, 2013: 《主动城镇化与被动城镇化》, 《西北师大学报(社会科学版)》第 6 期。
- 15.李永友、徐楠, 2011: 《个体特征、制度性因素与失地农民市民化——基于浙江省富阳等地调查数据的实证考察》, 《管理世界》第 1 期。
- 16.刘祥琪、陈钊、赵阳, 2012: 《程序公正先于货币补偿: 农民征地满意度的决定》, 《管理世界》第 2 期。
- 17.楼培敏, 2005: 《中国城市化过程中被征地农民生活状况实证研究——以上海浦东、浙江温州和四川广元为例》, 《中国农村经济》第 12 期。
- 18.陆铭、陈钊, 2004: 《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》, 《经济研究》第 6 期。
- 19.毛丹, 2009: 《赋权、互动与认同: 角色视角中的城郊农民市民化问题》, 《社会学研究》第 4 期。
- 20.莫艳清, 2012: 《农民工市民化与“主动城市化”发展——兼论农民工市民化的路径选择》, 《中共杭州市委党校学报》第 6 期。
- 21.秦立建、陈波、蒋中一, 2012: 《我国城市化征地对农民健康的影响》, 《管理世界》第 9 期。
- 22.史清华、晋洪涛、卓建伟, 2011: 《征地一定降低农民收入吗: 上海 7 村调查——兼论现行征地制度的缺陷与改革》, 《管理世界》第 3 期。
- 23.孙良媛、李琴、林相森, 2007: 《城镇化进程中失地农村妇女就业及其影响因素——以广东省为基础的研究》, 《管理世界》第 1 期。
- 24.万海远、李实, 2013: 《户籍歧视对城乡收入差距的影响》, 《经济研究》第 9 期。
- 25.王慧博, 2010: 《城市化进程中失地农民市民化调查状况比较分析》, 《宁夏社会科学》第 4 期。
- 26.王轶、詹鹏、姜竹, 2018: 《城镇化进程中失地农民与城镇居民和未失地农民收入差距研究——基于北京地区的调查数据》, 《中国农村经济》第 4 期。
- 27.魏后凯、苏红键, 2013: 《中国农业转移人口市民化进程研究》, 《中国人口科学》第 5 期。
- 28.卫龙宝、胡慧洪、钱文荣、曹明华, 2003: 《城镇化过程中相关行为主体迁移意愿的分析——对浙江省海宁市农村居民》, 《中国社会科学》第 5 期。
- 29.吴福象、段巍, 2015: 《新型城镇化中被拆迁户的福利补偿机制研究》, 《中国工业经济》第 9 期。
- 30.肖屹、曲福田、钱忠好、许恒周, 2008: 《土地征用中农民土地权益受损程度研究——以江苏省为例》, 《农业经济问题》第 3 期。
- 31.易虹、刘晓芳, 2012: 《被动城市化进程中失地农民安置现状调查——以厦门“金包银”工程为例》, 《城市问题》第 6 期。
- 32.于镇嘉、李实, 2018: 《高端服务业就业中的户籍歧视——基于 2007 年、2013 年 CHIPS 数据的分析》, 《广西财经学院学报》第 6 期。
- 33.章光日、顾朝林, 2006: 《快速城市化进程中的被动城市化问题研究》, 《城市规划》第 5 期。

- 34.张海波、童星, 2006:《我国城市化进程中失地农民的社会适应》,《社会科学研究》第1期。
- 35.张翼, 2011:《农民工“进城落户”意愿与中国近期城镇化道路的选择》,《中国人口科学》第2期。
- 36.周飞舟、王绍琛, 2015:《农民上楼与资本下乡:城镇化的社会学研究》,《中国社会科学》第1期。
- 37.周蕾、谢勇、李放, 2012:《农民工城镇化的分层路径:基于意愿与能力匹配的研究》,《中国农村经济》第9期。
- 38.周云波, 2009:《城市化、城乡差距以及全国居民总体收入差距的变动——收入差距倒U形假说的实证检验》,《经济学季刊》第4期。
- 39.朱信凯, 2005:《农民市民化的国际经验及对我国农民工问题的启示》,《中国软科学》第1期。
- 40.Becker, C. M., and A. R. Morrison, 1999, “Urbanization in Transforming Economies”, in E. S. Mills and P. Cheshire(eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol.3, North-Holland, Amsterdam: Elsevier, pp.1673-1790.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国人民大学应用经济学院;

<sup>2</sup> 中国人民大学书报资料中心)

(责任编辑: 杨园争)

## The Citizenization Type of Rural Migrant Population and Its Impacts on Income Difference: An Analysis Based on the Chinese General Social Survey Data

ZHANG Keyun WANG Yangzhi

**Abstract:** The promotion of citizenization of rural migrant population and enhancement of quality of urbanization are conducive for people to share the benefits of development. However, the economic and social impacts of the difference in the citizenization of rural migrant population is not yet clear. Based on the data of Chinese General Social Survey (CGSS), this article analyzes the impact of different citizenization modes on individual incomes. The empirical analysis finds that the difference in citizenization modes has resulted in the income differentiation of the “agricultural to non-agricultural” groups. The income of passive citizenization individuals is significantly lower than that of active citizenization individuals. Further research shows that the above phenomenon is caused by the loss of agricultural income due to land expropriation of passive citizenization individuals, and unexpected policy shocks leads to their inferior position in the job market. However, compared with individuals who retain agricultural household registration, passive citizenization residents have certain income advantages. Based on the above findings, the study suggests that active citizenization should be encouraged in the process of promoting citizenization. Meanwhile, the compensation mechanism and land expropriation system should be improved and employment training programs should be provided during the process of passive citizenization.

**Keywords:** Citizenization; New-type Urbanization; Income Difference; Land Expropriation; “Agricultural to Non-agricultural” Group

# 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗？\*

## ——基于幸福经济学的研究视角

尹振涛<sup>1</sup> 李俊成<sup>1</sup> 杨璐<sup>2</sup>

**摘要：**随着中国特色社会主义进入新时代，人民对美好生活的向往之情愈加强烈，“幸福”逐渐成为社会各界关注的重大议题。在金融助力乡村振兴的背景下，本文使用2017年中国家庭金融调查数据（CHFS），实证分析了金融科技发展对农村家庭幸福感的影响及作用机制。研究发现，金融科技发展能显著提高农村家庭幸福感，其中金融科技的覆盖广度和数字化程度对幸福感的提升最为重要。机制分析发现，提高农民收入、为农民创业提供支持以及缩小城乡收入差距是金融科技发展提高农村家庭幸福感的重要原因。异质性分析发现，金融科技发展对农村家庭幸福感的积极影响在家庭人员结构较为年轻、负债水平较高以及中国中西部地区的样本中更为显著。本文的研究为新时代下全面推进乡村振兴，把握人民日益增长的美好生活需要提供了新思路。

**关键词：**金融科技 幸福感 农村家庭 乡村振兴 数字化

**中图分类号：**F328 F832 **文献标识码：**A

### 一、引言

2021年中央农村工作会议上，习近平总书记指出，“我们党成立以后，充分认识到中国革命的基本问题是农民问题，把为广大农民谋幸福作为重要使命”，同时强调，“党中央坚持把解决好‘三农’问题作为全党工作的重中之重”。在“十四五”的重要起步阶段，如何增强农民的幸福感和获得感、安全感成为促进乡村振兴和农村经济高质量发展的重要议题。

从世界范围来看，中国的居民幸福指数排名虽然逐年提升，但仍处于世界主要国家中的较低水平。联合国与纽约哥伦比亚大学地球研究所共同编制的《全球幸福指数报告》显示，2012—2017年中国的居民幸福指数排名分别位列全球的第112、93、91、84、83和79位。从国内来看，中国居民幸福感呈持续上升态势，西南财经大学中国家庭金融调查数据（CHFS）显示，2013年、2015年和2017年中国幸福家庭的比例分别为56.7%、60.79%和69.45%。

---

\*本文研究得到中国社会科学院国情调研重大项目“关于互联网金融风险治理调研”（编号：GQZD2020006）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议，文责自负。本文通讯作者：杨璐。

哪些因素会影响农民的幸福？分析这一问题有助于拓展幸福感的相关实证研究，并对巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴提供有益借鉴。回溯幸福感的理论研究，早期的文献主要集中于哲学、心理学以及社会学等领域，经济学家对幸福感的关注最早始于“伊斯特林悖论”（Easterlin, 1974）。进入 21 世纪，随着各国逐渐将国民幸福感视为一项衡量政府工作的重要指标，“幸福经济学”这一研究领域应运而生，经济学家们广泛结合经济学、心理学、社会学和伦理学等学科的研究方法对幸福感开展研究，并促成了幸福经济学的学科交叉性、多层次性等特点。研究方向主要侧重于对幸福感影响因素的探讨上，具体包括：货币因素方面，诸如收入、消费等（Easterlin et al., 2010）；个人特征方面，诸如年龄、性别等（王艳萍, 2017）；家庭决策方面，诸如投资决策、创业决策等（Benz and Frey, 2008；尹志超等, 2019）；人际关系方面，诸如社会地位、社会关系网等（Wood, 1996）；宗教信仰方面，诸如佛教、基督教等（Childs, 2010）；社会发展方面，诸如收入不平等、失业率等（Oishi et al., 2011）；政策制度方面，诸如民主制度、福利制度等（Ono and Lee, 2013）；自然环境方面，诸如气候、环境可持续性等（杨继东、章逸然, 2014）。

随着中国特色社会主义进入新时代，人民对美好生活的向往之情愈加强烈，如何提升国民幸福感成为中国政府和学术界高度重视的议题。尽管已有诸多研究对中国的国民幸福感问题展开了探索和分析，但大都停留于个体或家庭等内部因素层面（周烁等, 2020；刘生龙等, 2020；程名望、华汉阳, 2020），也有少部分学者基于户籍改革（成前等, 2017）、空气污染（杨继东、章逸然, 2014）等外部因素对幸福感问题展开研究，但却忽视了金融发展这一重要外部因素对幸福感的潜在影响。在过去十年中，中国金融科技迅猛发展，以移动互联网、大数据、云计算、区块链以及人工智能等为代表的底层技术正不断重构着金融业的服务边界和生态格局，已然成为未来金融发展的关键变量。随着金融与科技的深度耦合，金融科技在赋能实体经济、助力普惠金融、实现乡村振兴等方面大有可为（黄益平、陶坤玉, 2019），这无疑会给人民群众的生产生活带来巨大改变，从而对居民的家庭幸福感产生影响。由此，本文在前述研究基础上，基于幸福经济学的研究视角，尝试对金融科技发展能否提高农村家庭幸福感这一问题展开研究。

文章的贡献主要在于：第一，研究视角新颖。已有文献对中国居民幸福感问题的分析大都集中于幸福感的内部影响因素层面，基于宏观视角的研究较少，并且忽视了金融发展这一重要外部因素对幸福感的潜在影响。本文拓宽了幸福感影响因素问题的研究范畴，以金融科技的发展水平为切入点，是对相关研究的有益补充。第二，政策含义丰富。一方面，科技赋能是未来金融发展的重要方向；另一方面，如何提升国民幸福感已成为中国政府高度重视的问题。本文基于幸福经济学的视角，在金融科技助力乡村振兴的背景下，研究金融科技发展对农村家庭幸福感的影响，对于乡村振兴工作的高质量开展具有重要的现实意义。第三，数据更为精确。已有文献多基于省级数据开展分析，而本文将地级市层面的金融科技变量与家庭层面的幸福感等微观数据进行匹配，一定程度上克服了省级数据的模糊性与局限性，有助于深刻分析金融科技发展促进农村家庭幸福感提升的内在逻辑。

## 二、研究假说

根据相关理论，金融市场的发展在平滑消费、控制风险、提高交易的便利化程度等方面有重要作用，并且有助于实现社会资源的有效配置和经济增长（Rajan and Zingales, 1998）。金融科技的兴起革新了传统金融业的发展格局，促使金融业形成了新的科技产业生态图谱，为金融更好地服务实体经济发展提供了新思路。从本质上看，金融科技是“金融”和“科技”两个领域交融的产物，属于技术驱动的金融创新。早期的金融科技进步实现了支付手段和服务流程的简化，如今大数据、区块链等大大提高了银行、证券等行业中业务交易的安全性及便利性，机器学习则支持了金融服务的个性化发展（钱明辉、徐志轩，2019）。具体到金融科技的经济效用：首先，学者们发现金融科技的兴起使得金融服务具有更强的地理穿透性（李继尊，2015），改善了欠发达地区尤其是农村地区金融服务覆盖面小、服务成本高的情况（焦瑾璞等，2015）；其次，金融科技的资源配置效应、创新效应在解决双向信息不对称问题、增加家庭收入等方面发挥着重要作用（张勋等，2019）；再次，金融科技的发展刺激了大量新型金融需求的衍生，伴随着电子商务模式和平台的兴起，越来越多的消费和服务形式得以开拓，推动了消费市场的变革（黄益平、陶坤玉，2019）。可见，金融科技的发展无疑会从多个方面对农民生产生活产生影响，而农民生活质量的提高必定会对其主观幸福感产生影响。基于此，本文提出假说1。

假说1：金融科技发展能够提高农村家庭幸福感。

### （一）货币因素方面

货币因素是指幸福感的影响因素中与货币相关的方面，诸如收入、消费等（Easterlin et al., 2010；王艳萍，2017）。作为生活水平的一种体现，货币因素对国民幸福感的影响不容忽视。那么，金融科技的发展会作用于农村家庭的收入或消费进而影响其主观幸福感吗？

1.金融科技发展会通过促进农民增收影响农村家庭幸福感。关于金融科技发展对农民收入的影响：首先，传统的金融产品和金融服务在金融科技底层技术的支持下被进一步升级，农民可以更加快速、高效地享受金融产品和服务，而金融可得性的提高有助于缓解生产经营活动中的借贷约束，从而促进农民增收（焦瑾璞等，2015）；其次，金融科技的发展拓展了原有金融的供给体系，诸如借助金融新技术促使多种形式的资金参与到金融服务供给中来，有效改善了农村地区金融市场的“长尾”窘境，而农民金融可能性的提高有利于增加其收入水平；再次，金融科技的底层技术设备投资也有利于促进农村地区的资本积累，同时带来大量的生产和就业机会。可见，金融效率的提高和资本积累的循环往复均有利于农民收入的增加（张勋等，2019）。

关于收入水平提高对幸福感的影响：绝对收入水平的提高能够在一定程度上满足人们的生理或安全需求，目前已有大量文献对绝对收入水平与幸福感的关系进行了检验，但结论并不完全一致（Ng, 2003）。考虑到农民的物质资料一般较为匮乏，对生理和安全等基本需求较为看重，本文提出假说2。

假说2：金融科技发展可以通过促进农民增收提高农村家庭幸福感。

2.金融科技发展会通过促进农民消费增加影响农村家庭幸福感。关于金融科技发展对农民消费的



影响：一方面，金融行业发展能为个体消费提供支持已得到多数研究的证实，Campbell and Mankiw（1991）指出，金融约束会导致人们的消费需求被压抑，而发达的金融市场恰恰可以帮助具有流动性约束的群体实现跨期消费，从而更好地释放消费需求；另一方面，作为“金融”和“科技”两个领域交融的产物，金融科技中移动支付、网上借贷等服务有效拓展了传统金融的服务边界，在缓解金融排斥（李涛等，2016）和提高支付便利性等方面发挥了巨大作用，而这有利于农民消费的增加。

关于消费水平提高对居民幸福感的影响：现有研究仍未达成共识，一部分学者从物质层面出发，认为消费的上升意味着效用的增加，因而会提高幸福感（Easterlin et al., 2010）；但另一部分学者从精神层面出发，认为对物质的过度渴求不利于对精神目标的追求，因而会降低幸福感。考虑到农民的消费水平较为有限，本文提出假说3。

假说3：金融科技发展可以通过促进农民消费增加提高农村家庭幸福感。

## （二）家庭决策方面

家庭决策主要包括家庭创业、金融投资在内的诸多与家庭幸福感密切相关的金融决策行为（尹志超等，2019）。那么，金融科技的发展会作用于农村家庭的创业活动或投资理财行为进而影响其主观幸福感吗？

1.金融科技发展会通过促进农民开展创业活动影响农村家庭幸福感。关于金融科技发展对农民开展创业活动的影响：一方面，由于创业具有周期长、风险大、占用资金多等特点，传统金融机构对农民创业活动的资金支持往往会有诸多门槛，而金融科技发展有效地解决了传统金融服务审批效率低、借款门槛高等问题，为农村地区的创业活动提供了更加便捷、高效的金融服务（李继尊，2015），极大地缓解了农民创业面临的资金约束问题；另一方面，金融科技的兴起也为农民创造了更多的创业机会，如电子商务模式下“淘宝村”、“直播带货”等新型行业的兴起。

关于创业活动对幸福感的影响：部分学者指出创业活动的开展是人们基于对风险和回报的综合评判，创业者的工作满意度一般较高，收入水平也可能会更高（Benz and Frey, 2008）；也有学者认为创业活动的不确定性较大，创业者往往背负着较大的精神压力，从而有可能产生抑郁、焦虑等负面情绪，进而降低其生活满意度。考虑到农民的创业行为往往受制于融资约束问题，本文提出假说4。

假说4：金融科技发展可以通过促进农民开展创业活动提高农村家庭幸福感。

2.金融科技发展会通过促进农民参与投资理财影响农村家庭幸福感。随着移动支付、手机银行、网上借贷等新型金融媒介在农村地区的逐步推广，农民对金融市场的认知能力和对金融服务的需求有所提高（谢绚丽等，2018），并且金融科技底层技术的应用能够帮助农民触及包括信贷、投资理财等多样化金融服务，因此金融科技发展对农民参与理财投资的行为具有重要影响。

关于理财投资对幸福感的影响：国外学者基于预期幸福感和实际幸福感两个维度开展研究，发现投资组合主要作用于预期幸福感，收益主要作用于实际幸福感；国内学者主要基于心理学或经济学的角度展开分析，但并未得到一致的结论（尹志超等，2019）。考虑到农民的投资理财意识一般较差，而金融科技的发展提升了他们对金融服务的需求，本文提出假说5。

假说5：金融科技发展可以通过促进农民参与投资理财提高农村家庭幸福感。

### （三）社会发展方面

社会发展主要包括经济增长、经济危机、收入不平等等一系列影响居民幸福感的外部社会因素（王艳萍，2017）。那么，金融科技发展会作用于城乡收入差距进而影响农村家庭的主观幸福感吗？

关于金融科技发展对城乡收入差距的影响：一方面，对于欠发达地区，尤其是农村地区而言，金融科技的兴起有效缓解了传统金融服务“嫌贫爱富”的情况，拓宽了弱势群体可享受的金融服务范围，极大地提高了农村地区的金融覆盖率（谢绚丽等，2018），有助于农村地区的经济增长和就业水平提高，这无疑对缩小城乡收入差距有了积极影响；另一方面，金融科技发展增强了储蓄、信贷、保险、理财等服务的供给能力，进一步加强了金融资源的跨时间、跨地域转移分配，有助于实现经济的包容性增长（张勋等，2019）。

关于城乡收入差距对幸福感的影响：包括社会比较理论（Wood，1996）、欲望理论（Rojas，2007）在内的分析框架均认为，随着收入差距的扩大，弱势群体的幸福感会被削弱。考虑到金融科技发展给农村地区带来的边际收益更大，本文提出假说6。

假说6：金融科技发展可以通过缩小城乡收入差距提高农村家庭幸福感。

## 三、研究设计

### （一）数据来源

本文主要基于西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心发布的2017年中国家庭金融调查数据（China Household Finance Survey, CHFS）和北京大学数字金融研究中心发布的2017年数字普惠金融指数数据，对金融科技发展能否提高农村家庭幸福感的问题进行实证研究。具体地，本文使用的金融科技变量数据来自数字普惠金融指数（地级市层面），样本的户主特征和家庭特征数据来自CHFS数据，样本所在地区特征数据来自《中国城市统计年鉴--2018》。

### （二）基准模型与中介模型

1. 基准回归模型。为检验金融科技发展是否显著影响农村家庭幸福感，本文设定基准模型如下：

$$Happiness_{i,j} = \beta_1 Fintech_j + \delta_1 X_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

其中，下标*i*、*j*分别表示家庭*i*与地级市*j*。（1）式中的被解释变量  $Happiness_{i,j}$  表示位于地级市*j*的家庭*i*的幸福程度，解释变量  $Fintech_j$  表示地级市*j*的金融科技水平。 $X_{i,j}$ 表示影响家庭*i*幸福程度的户主、家庭和地区层面的控制变量， $\varepsilon_{i,j}$ 表示随机误差项。

2. 中介效应模型。为检验金融科技发展影响农村家庭幸福感的作用机制，参考相关文献（温忠麟、叶宝娟，2014），本文设置中介效应模型如下：

$$Channel_{i,j} = \beta_2 Fintech_j + \delta_2 X_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (2)$$

$$Happiness_{i,j} = \beta_3 Fintech_j + \omega Channel_{i,j} + \delta_3 X_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (3)$$

其中， $Channel_{i,j}$  表示中介变量。若（2）式中  $Fintech_j$  的系数  $\beta_2$  和（3）式中  $Channel_{i,j}$  的系数  $\omega$  均显著，则表明中介效应存在。

### （三）变量定义与计算方法

1.被解释变量：家庭幸福感。在 2017 年 CHFS 问卷中设有问题“总的来说，您现在觉得幸福吗？”受访者从“非常幸福、幸福、一般、不幸福、非常不幸福”5 个选项中选择。本文据此构造幸福感分类变量，数字 1 到 5 依次表示非常不幸福、不幸福、一般、幸福和非常幸福。进一步地，为了检验金融科技发展对家庭幸福感影响的稳健性，本文构造了另一个幸福感哑变量，将“非常幸福”和“幸福”界定为“家庭幸福”，赋值为 1，其他界定为“家庭不幸福”，赋值为 0。

2.核心解释变量：金融科技水平。本文选取数字普惠金融指数（地级市层面）作为衡量金融科技水平的代理变量，原因如下：第一，参阅已有研究，学者们主要基于网络检索热度数据或结构化数据构建金融科技指数，并以此作为综合衡量金融科技水平的代理变量（唐松等，2019），但由于信息时代下名词概念会不断更迭变换，基于网络检索热度构建的金融科技指数存在时效性差、准确性低等问题（王靖一、黄益平，2018），而数字普惠金融指数是基于金融科技企业（蚂蚁集团）的微观业务数据构建的，能够更加真实地反映中国金融科技发展状况；第二，蚂蚁集团是当前中国极具代表性的金融科技企业，由于市场占有率足够大，其支付宝业务的底层数据能全面、具体地反映中国金融科技现状（郭峰等，2020）；第三，数字普惠金融指数始编于 2011 年，10 年来该指数已被大量学者用于讨论中国数字金融发展相关问题（谢绚丽等，2018；张勋等，2019），得到了学术界的广泛接受和认可。

表 1 报告了 2011—2018 年用数字普惠金融指数（地级市层面）衡量的中国金融科技发展状况。从全国数字普惠金融指数的均值来看，2011 年为 49.40，2018 年为 229.90，增长幅度巨大；同时，覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度的增长幅度也很大<sup>①</sup>，说明这一时期中国金融科技发展十分迅猛。此外，中国不同地区间金融科技水平差距明显，2011—2018 年，东部地区的数字普惠金融指数始终高于中部和西部地区，但地区间的差异正在逐步缩小。

表 1 2011—2018 年中国金融科技发展状况

| 年份   | 全国       |        |        |        | 数字普惠金融指数 |        |        |
|------|----------|--------|--------|--------|----------|--------|--------|
|      | 数字普惠金融指数 | 覆盖广度   | 使用深度   | 数字化程度  | 东部       | 中部     | 西部     |
| 2011 | 49.40    | 46.30  | 53.18  | 52.75  | 61.13    | 46.69  | 42.41  |
| 2012 | 88.62    | 81.71  | 91.76  | 105.74 | 102.40   | 87.13  | 79.09  |
| 2013 | 125.65   | 111.32 | 126.89 | 170.75 | 141.57   | 124.33 | 114.32 |
| 2014 | 143.21   | 144.27 | 120.76 | 180.52 | 154.67   | 141.04 | 136.02 |
| 2015 | 170.23   | 162.40 | 142.44 | 246.61 | 184.45   | 168.18 | 160.79 |
| 2016 | 192.91   | 174.27 | 193.39 | 253.57 | 206.43   | 192.25 | 183.00 |
| 2017 | 219.52   | 196.14 | 239.38 | 260.64 | 233.68   | 218.18 | 209.39 |

<sup>①</sup>各维度下的指标和编制过程详见郭峰等（2020）。

(续表 1)

|      |        |        |        |        |        |        |        |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 2018 | 229.90 | 215.61 | 229.38 | 278.07 | 246.54 | 228.77 | 217.76 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|

3.控制变量。本文控制了除金融科技发展水平之外可能影响农村家庭幸福感的因素，控制变量选取主要参考研究幸福感的相关文献（尹志超等，2019），并确保涵盖户主、家庭、地级市等多个层面的变量。户主层面的控制变量包括户主的性别、受教育年限、是否是党员、是否结婚、对陌生人的主观信任度；家庭层面的控制变量包括资产负债率、是否有信用卡、家庭劳动力数量；地级市层面的控制变量包括家庭所处地级市的地区生产总值增长率、生活垃圾无害化处理率、医院和卫生院数量的对数值。各变量的具体定义方法及对应的描述性统计结果详见表 2。

表 2 变量定义与描述性统计

| 变量      | 定义                                 | 均值    | 标准差    |
|---------|------------------------------------|-------|--------|
| 被解释变量   |                                    |       |        |
| 幸福感     | 非常幸福=5，幸福=4，一般=3，不幸福=2，非常不幸福=1     | 3.846 | 0.897  |
| 幸福感哑变量  | 家庭幸福=1，家庭不幸福=0                     | 0.695 | 0.461  |
| 解释变量    |                                    |       |        |
| 金融科技水平  | 地级市的数字普惠金融发展指数取对数                  | 5.413 | 0.098  |
| 覆盖广度    | 地级市的数字普惠金融发展广度取对数                  | 5.303 | 0.143  |
| 使用深度    | 地级市的数字普惠金融发展深度取对数                  | 5.500 | 0.101  |
| 数字化程度   | 地级市的数字普惠金融发展数字化程度取对数               | 5.566 | 0.039  |
| 控制变量    |                                    |       |        |
| 性别      | 户主的性别：男性=1，女性=0                    | 0.888 | 0.315  |
| 受教育程度   | 户主的受教育年限（年）                        | 7.038 | 3.534  |
| 是否党员    | 户主是否是中共党员：党员=1，非党员=0               | 0.061 | 0.239  |
| 婚姻状况    | 户主婚姻状况 <sup>a</sup> ：已婚=1，其他=0     | 0.870 | 0.337  |
| 主观信任度   | 户主对陌生人的主观信任度 <sup>b</sup> ：高=1，低=0 | 0.067 | 0.250  |
| 资产负债率   | 家庭的资产负债率                           | 0.767 | 14.020 |
| 使用信用卡   | 家庭是否有信用卡：是=1，否=0                   | 0.077 | 0.267  |
| 劳动力数量   | 家庭的劳动力数量（人）                        | 2.528 | 1.722  |
| 生产总值增长率 | 地级市的地区生产总值增长率                      | 0.075 | 0.018  |
| 垃圾处理率   | 地级市的生活垃圾无害化处理率                     | 0.940 | 0.114  |
| 医疗水平    | 地级市的医院和卫生院数量（个）的对数值                | 5.534 | 0.747  |
| 中介变量    |                                    |       |        |
| 人均收入    | 家庭的人均收入水平（元）取对数                    | 8.817 | 1.377  |
| 人均消费    | 家庭的人均消费水平（元）取对数                    | 9.030 | 0.761  |
| 创业      | 家庭是否有创业行为：是=1，否=0                  | 0.097 | 0.296  |
| 投资      | 家庭是否购买金融理财产品：是=1，否=0               | 0.004 | 0.059  |
| 城乡收入差距  | 地级市的城乡收入差距：城镇人均收入/农村人均收入           | 2.101 | 0.950  |

注：a在 2017 年 CHFS 问卷中设有问题“目前，您的婚姻状况是？未婚、已婚、同居、分居、离婚、丧偶、再婚”，

如户主回答“已婚”，则“婚姻状况”变量取值为1，其他情况取值为0。b.在2017年CHFS问卷中设有问题“您不认识的人信任度如何？非常信任、比较信任、一般、不太信任、非常不信任”，如户主回答“非常信任”或“比较信任”，则定义为主观信任度高，“主观信任度”变量取值为1，其他情况取值为0。

## 四、基准回归分析

### （一）基准模型回归结果

鉴于本文的被解释变量“幸福感”为有序分类变量，故使用 ordered Probit 模型进行实证分析。表3展示了基准模型的回归结果。其中，（1）列展示了全样本的回归结果，（2）列和（3）列分别展示了城镇和农村的分样本回归结果，（1）列、（2）列和（3）列中均没有添加控制变量。

回归结果显示，（1）列中金融科技水平的系数在5%的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展确实能够提升家庭幸福感；（2）列中金融科技水平的系数不显著，说明金融科技发展未能提高城镇居民家庭幸福感；（3）列中金融科技水平的系数在5%的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展对家庭幸福感的增进效应集中体现在农村家庭中。对此可能的解释是：一方面，对于城镇家庭而言，金融科技的应用场景已屡见不鲜，甚至早已渗透进生活的方方面面，基于边际效用递减理论，城镇家庭受到金融科技发展带来的幸福感提升效应较弱，但对于接触金融科技时间不长、应用场景相对有限的农村家庭而言，金融科技发展在改善农村家庭福利方面存在着较大空间。另一方面，金融科技的优势之一是为金融体系中的“长尾市场”创造新的发展空间和盈利机遇，而这部分“长尾市场”包含了更多处于传统金融服务体系之外的“弱势”群体，如农村家庭、低收入家庭等，即金融科技发展提高农村家庭经济效益的作用更为显著。上述结论也证明了本文以农村家庭为研究对象的合理性。

进一步地，（4）列、（5）列和（6）列依次引入了户主、家庭和地区层面的控制变量，（4）列、（5）列和（6）列中金融科技水平的系数均在5%的水平上显著，系数符号均为正，说明金融科技发展能够显著提高农村家庭幸福感。

表3 基准模型回归结果

|        | 全样本                | 城镇样本             | 农村样本               | 农村样本                | 农村样本                | 农村样本                |
|--------|--------------------|------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|        | (1)                | (2)              | (3)                | (4)                 | (5)                 | (6)                 |
| 金融科技水平 | 0.104**<br>(0.050) | 0.052<br>(0.064) | 0.233**<br>(0.094) | 0.235**<br>(0.094)  | 0.197**<br>(0.095)  | 0.228**<br>(0.114)  |
| 性别     |                    |                  |                    | 0.014<br>(0.035)    | 0.011<br>(0.036)    | 0.012<br>(0.038)    |
| 受教育程度  |                    |                  |                    | -0.004<br>(0.003)   | -0.003<br>(0.003)   | -0.003<br>(0.003)   |
| 是否党员   |                    |                  |                    | 0.253***<br>(0.041) | 0.249***<br>(0.041) | 0.233***<br>(0.043) |
| 婚姻状况   |                    |                  |                    | 0.172***<br>(0.032) | 0.184***<br>(0.033) | 0.171***<br>(0.035) |

| (续表 3)  |       |       |          |           |          |       |
|---------|-------|-------|----------|-----------|----------|-------|
| 主观信任度   |       |       | 0.172*** | 0.176***  | 0.160*** |       |
|         |       |       | (0.040)  | (0.040)   | (0.043)  |       |
| 资产负债率   |       |       |          | -0.003*** | -0.003** |       |
|         |       |       |          | (0.001)   | (0.001)  |       |
| 使用信用卡   |       |       |          | -0.007    | 0.028    |       |
|         |       |       |          | (0.035)   | (0.037)  |       |
| 劳动力数量   |       |       |          | -0.014**  | -0.013** |       |
|         |       |       |          | (0.006)   | (0.006)  |       |
| 生产总值增长率 |       |       |          |           | -1.031*  |       |
|         |       |       |          |           | (0.591)  |       |
| 垃圾处理率   |       |       |          |           | -0.110   |       |
|         |       |       |          |           | (0.101)  |       |
| 医疗水平    |       |       |          |           | 0.068*** |       |
|         |       |       |          |           | (0.014)  |       |
| 观测值     | 39865 | 27191 | 12674    | 12661     | 12653    | 11213 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为标准误，后文同。

本文用数字普惠金融指数衡量各地的金融科技水平，包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度的具体指标。为进一步探究不同维度下的金融科技发展对农村家庭幸福感的影响，本文使用 ordered Probit 模型进行实证检验，具体回归结果如表 4 所示。其中，（1）列展示了将金融科技覆盖广度作为核心解释变量的回归结果，（2）列展示了将金融科技使用深度作为核心解释变量的回归结果，（3）列展示了将金融科技数字化程度作为核心解释变量的回归结果，各列均添加了户主、家庭和地区层面的控制变量。（1）列中覆盖广度的系数在 5%的水平上显著，系数符号为正，（2）列中使用深度的系数不显著，（3）列中数字化程度的系数在 1%的水平上显著，系数符号为正，这说明金融科技覆盖广度和数字化程度的增长确实可以提高农村家庭幸福感，而金融科技的使用深度对农村家庭幸福感的微观经济效应仍有待进一步发掘和探讨。

表 4 不同维度下金融科技发展对农村家庭幸福感的影响

|       | 幸福感<br>(1)         | 幸福感<br>(2)       | 幸福感<br>(3)          |
|-------|--------------------|------------------|---------------------|
| 覆盖广度  | 0.156**<br>(0.078) |                  |                     |
| 使用深度  |                    | 0.066<br>(0.110) |                     |
| 数字化程度 |                    |                  | 1.284***<br>(0.262) |
| 控制变量  | 控制                 | 控制               | 控制                  |

(续表 4)

| 观测值 | 11213 | 11213 | 11213 |
|-----|-------|-------|-------|
|-----|-------|-------|-------|

## (二) 稳健性检验

1. 工具变量法。为尽可能避免遗漏变量和反向因果关系带来的内生性问题，本文不仅在模型中考虑了家庭和地级市层面的变量，还尝试通过工具变量法解决内生性导致的估计偏误问题。由于数字普惠金融指数的底层数据来源于总部位于杭州的蚂蚁集团，已有文献也指出中国各城市的金融科技发展呈现出地理位置上距杭州市越远，金融科技推广难度越大的特点（郭峰等，2017）。鉴于此，本文拟选取农户家庭所处的地级市与杭州市的球面距离作为金融科技水平的工具变量，该变量与金融科技直接相关，但与农户家庭幸福感无关，满足工具变量有效性的两个条件，被学者们在相关研究中广泛使用（张勋等，2020）。

具体地，本文根据高德 API（Application Programming Interface，应用程序接口）抓取出中国各地级市的经纬度数据，然后计算出农户家庭所处的地级市到杭州市的球面距离，并将该距离作为金融科技水平的工具变量。表 5 中的（1）列和（2）列展示了工具变量方法的回归结果。首先，（1）列中展示了第一阶段的回归结果，离杭州距离的系数在 1% 的水平上显著，系数符号为负，说明农户家庭所处地级市离杭州市距离越远，金融科技水平越低。其次，第一阶段 F 值远大于 10 的临界值，根据 Stock and Yogo（2005）的判断标准，该工具变量通过了弱工具变量检验，即选取农户家庭所处的地级市与杭州市的球面距离作为金融科技水平的工具变量是合适的。最后，（2）列中展示了第二阶段的回归结果，金融科技水平的系数在 5% 的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展确实能够提高农村家庭幸福感，证明了本文回归结果的可靠性。

表 5 稳健性检验回归结果

|          | 工具变量                 |                    | 更换被解释变量            | 更换样本集              | 排除精准扶贫政策干扰         |                    |
|----------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|          | 第一阶段                 | 第二阶段               |                    |                    | 剔除扶贫改革试验区样本        | 剔除贫困户样本            |
|          | (1)                  | (2)                | (3)                | (4)                | (5)                | (6)                |
| 离杭州距离    | -0.024***<br>(0.000) |                    |                    |                    |                    |                    |
| 金融科技水平   |                      | 0.338**<br>(0.135) | 0.247*<br>(0.144)  | 0.245**<br>(0.123) | 0.260**<br>(0.114) | 0.216**<br>(0.128) |
| 常数项      | 4.375***<br>(0.014)  |                    | -1.399*<br>(0.753) |                    |                    |                    |
| 控制变量     | 控制                   | 控制                 | 控制                 | 控制                 | 控制                 | 控制                 |
| 第一阶段 F 值 | 135.53***            |                    |                    |                    |                    |                    |
| 观测值      | 10378                | 11574              | 11213              | 10961              | 10856              | 9680               |

2. 更换被解释变量。为检验回归结果的稳健性，本文用家庭幸福感哑变量替代家庭幸福感分类变量回归。表 5 中（3）列展示了更换被解释变量后的回归结果，金融科技水平的系数在 10% 的水平上

显著，系数符号为正，说明金融科技发展能够显著提高农村家庭幸福感，证明了前述基准模型结果的稳健性。

3.更换样本集。考虑到本文衡量金融科技水平的代理变量是数字普惠金融指数，其底层数据主要来源于总部位于杭州的蚂蚁集团。为避免样本偏误对实证结果造成干扰，本文删除了位于杭州市的农村家庭样本重新回归，具体结果如表 5 中（4）列所示，金融科技水平的系数在 5%的水平上显著，系数符号为正，这与前述基准模型的回归结果一致。

4.排除精准扶贫政策的干扰。本文的研究还可能受到同时期开展的精准扶贫政策的影响。为了剔除精准扶贫政策的干扰，更加准确地识别出金融科技发展对农村家庭幸福感的影响，本文进行了以下两种稳健性检验：第一，剔除位于扶贫改革试验区城市（辽宁省阜新市、浙江省丽水市、广东省清远市、江苏省宿迁市、山东省淄博市、福建省三明市）的农村家庭样本重新回归，具体结果如表 5 中（5）列所示，金融科技水平的系数在 5%的水平上显著，系数符号为正，这与前述基准模型的结果一致。第二，参考尹志超、郭沛瑶（2021）的研究，将 2015 年定义为精准扶贫政策发生年，具体地，本文依据 CHFS 问卷中“目前您家是否为贫困户？”的回答情况识别出该农村家庭是否是精准扶贫政策的实施对象。考虑到本文实证部分使用的 2017 年 CHFS 数据（实际测度的是 2016 年的数据）采集于精准扶贫政策发生后，而 2015 年 CHFS 数据采集于精准扶贫政策发生前，故 2015 年和 2017 年 CHFS 数据中属于贫困户的样本均属于精准扶贫政策的潜在实施对象。为了更加精确地识别出金融科技发展对农村家庭幸福感的影响，本文剔除了在 2015 年或 2017 年 CHFS 数据中属于贫困户的样本，使用剩余的不属于精准扶贫政策作用范畴的样本重新回归，具体的结果如表 5 中（6）列所示，金融科技水平的系数在 5%的水平上显著，系数符号为正，与前述基准模型的结果一致。

## 五、机制分析

前文的基准回归和稳健性检验结果证明了金融科技发展能够显著提高农村家庭幸福感。那么，金融科技发展对农村家庭幸福感的积极影响是通过什么机制实现的？本部分将针对前述理论框架中提出的货币因素视角、家庭决策视角以及社会发展视角，使用中介效应检验的逐步回归方法对金融科技发展提升农村家庭幸福感的内在机制进行实证分析。

### （一）货币因素视角：收入还是消费？

基于农村家庭收入和消费数据的中介模型回归结果如表 6 所示。表 6 中（1）列和（2）列展示了用农村家庭的人均收入水平作为中介变量的回归结果。具体地，（1）列展示了基于（2）式的回归结果，金融科技水平的系数在 1%的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展显著提高了农村家庭的人均收入水平。（2）列展示了基于（3）式的回归结果，人均收入的系数在 1%的水平上显著，系数符号为正，即金融科技可以通过增加农民收入来提高农村家庭幸福感。表 6 中（3）列和（4）列展示了用农村家庭的人均消费水平作为中介变量的回归结果。具体地，（3）列展示了基于（2）式的回归结果，金融科技水平的系数在 1%的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展显著提高了农村家庭的人均消费水平；（4）列展示了基于（3）式的回归结果，人均消费的系数不显著，即金融



科技没有通过促进农民消费增加提高农村家庭幸福感。根据表 6 的实证结果，可知金融科技发展提高农村家庭幸福感是通过提高农村家庭人均收入水平（而非人均消费水平）来实现的。对此可能的解释是：虽然金融科技发展带来的便捷支付促进了农村家庭的消费增长（张勋等，2019），但这类消费大都属于物质性消费（陈炜等，2014），参考已有研究，只有体验式消费才能显著提高人们的主观幸福感（Deleire and Kalil, 2010），因此金融科技发展没能通过促进农民消费增加来提高农村家庭幸福感。相比之下，随着金融科技不断发展，农民生产经营活动中的借贷约束问题和“长尾”窘境得以解决，农村地区资本积累带来了大量生产和就业机会，这些均有利于农民收入的增加。考虑到农民的物质资料较为匮乏，对生理和安全等基本需求较为看重，而绝对收入水平提高能够在一定程度上满足人们的生理或安全需求，因此金融科技发展可以通过促进农民增收来提高农村家庭幸福感。

表 6 基于货币因素视角的机制检验结果：收入还是消费？

|        | 人均收入<br>(1)          | 幸福感<br>(2)          | 人均消费<br>(3)         | 幸福感<br>(4)         |
|--------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 金融科技水平 | 2.653***<br>(0.144)  | 0.050<br>(0.118)    | 1.189***<br>(0.079) | 0.242**<br>(0.116) |
| 人均收入   |                      | 0.069***<br>(0.008) |                     |                    |
| 人均消费   |                      |                     |                     | -0.012<br>(0.014)  |
| 常数项    | -6.133***<br>(0.753) |                     | 2.667***<br>(0.412) |                    |
| 控制变量   | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                 |
| 观测值    | 10890                | 10879               | 11225               | 11213              |

## （二）家庭决策视角：自主创业还是投资理财？

基于农村家庭自主创业和投资理财中介效应模型的回归结果如表 7 所示。表 7 中（1）列和（2）列展示了用农村家庭是否开展自主创业作为中介变量的回归结果。具体地，（1）列展示了基于（2）式的回归结果，金融科技水平的系数在 1% 的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展显著提升了农村家庭创业的概率；（2）列展示了基于（3）式的回归结果，创业的系数在 1% 的水平上显著，系数符号为正，即金融科技发展可以通过促进农民开展创业活动提高农村家庭幸福感。表 7 中（3）列和（4）列展示了用农村家庭是否投资理财作为中介变量的回归结果。具体地，（3）列展示了基于（2）式的回归结果，金融科技水平的系数在 1% 的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展确实提高了农村家庭购买金融市场理财产品的概率；（4）列展示了基于（3）式的回归结果，投资的系数不显著，即金融科技发展没有通过促进农民参与投资理财提高农村家庭幸福感。根据表 7 的实证结果，可知金融科技发展提高农村家庭幸福感是通过提高农村家庭创业的概率来实现的，而非投资理财活动。对此可能的解释是：随着现代信息技术在金融领域的广泛应用，农民对金融市场的认知能力和需求不断提升（谢绚丽等，2018），包括移动支付、手机银行等在内的金融科技底层技术的应用能够

帮助农民接触到投资理财等多样化的金融服务。然而，由于农民的金融投资知识有限，加之抵抗投资风险的能力较弱，他们很难在金融市场中获得可观收益。根据已有研究，投资组合差异主要作用于预期幸福感，实际幸福感主要受投资收益的影响，而农民的投资收益难以保障，因此金融科技发展没有通过促进农民的投资理财行为来提高农村家庭幸福感。相比之下，金融科技发展可以在一定程度上解决农民创业过程中面临的传统金融服务审批效率低、借款门槛高等问题，为农民创业创造了更便利的条件。此外，政府一直高度重视农民工的返乡创业，在《国务院办公厅关于支持农民工等人员返乡创业的意见》等文件中多次提出要大力落实服务于农民创业的资金项目和技术指导，这在一定程度上降低了农民工创业活动的不确定性，因此金融科技发展可以通过促进农民开展创业活动来提高农村家庭幸福感。

表 7 基于家庭决策视角的机制检验结果：自主创业还是金融理财？

|        | 创业<br>(1)            | 幸福感<br>(2)          | 投资<br>(3)             | 幸福感<br>(4)         |
|--------|----------------------|---------------------|-----------------------|--------------------|
| 金融科技水平 | 1.050***<br>(0.195)  | 0.210*<br>(0.114)   | 2.592***<br>(0.659)   | 0.224**<br>(0.114) |
| 创业     |                      | 0.096***<br>(0.034) |                       |                    |
| 投资     |                      |                     |                       | 0.118<br>(0.152)   |
| 常数项    | -8.156***<br>(1.029) |                     | -17.497***<br>(3.626) |                    |
| 控制变量   | 控制                   | 控制                  | 控制                    | 控制                 |
| 观测值    | 11225                | 11213               | 11225                 | 11213              |

### （三）社会发展视角：公平感是幸福感的来源吗？

表 8 展示了使用城乡收入差距作为中介变量的回归结果。具体地，（1）列展示了基于（2）式的回归结果，金融科技水平的系数在 1% 的水平上显著，系数符号为负，说明金融科技发展显著缩小了城乡之间的收入差距；（2）列展示了基于（3）式的回归结果，城乡收入差距的系数在 10% 的水平上显著，系数符号为负，即金融科技发展可以通过缩小城乡收入差距来提高农村家庭幸福感。根据表 8 的实证结果，可知金融科技发展提高农村家庭幸福感是通过缩小城乡之间的收入差距来实现的，即金融科技水平的提升显著提高了农村居民的公平感，进而提高了农村居民的幸福感。对此可能的解释是：金融科技的发展提高了农村地区的金融覆盖率（谢绚丽等，2018），加强了储蓄、信贷、保险、理财等服务的安全供应能力，有助于实现经济的包容性增长（张勋等，2019），而农村地区的经济增长和就业水平提高无疑会缩小城乡之间的收入差距。参考已有研究（Oishi et al., 2011），城乡收入差距的缩小会减小农民的社会心理压力和相对自卑感，进而提升农村居民的主观幸福感，因此金融科技发展可以通过缩小城乡收入差距来提高农村家庭幸福感。

表 8 基于社会发展视角的机制检验结果：公平感是幸福感的来源吗？

|        | 城乡收入差距<br>(1)        | 幸福感<br>(2)         |
|--------|----------------------|--------------------|
| 金融科技水平 | -1.121***<br>(0.108) | 0.182<br>(0.116)   |
| 城乡收入差距 |                      | -0.023*<br>(0.012) |
| 常数项    | 6.222***<br>(0.588)  |                    |
| 控制变量   | 控制                   | 控制                 |
| 观测值    | 10713                | 10702              |

## 六、异质性分析

本文从家庭人员结构、负债水平以及地理位置等角度对金融科技发展提高农村家庭幸福感的微观经济效应进行了异质性分析。

### （一）人员结构

本文按照“家庭中是否含有 60 岁及以上人员”作为评价家庭人员结构的标准，将全样本划分为“含 60 岁及以上人员”的家庭组和“不含 60 岁及以上人员”的家庭组。表 9 的（1）列和（2）列展示了基于家庭人员结构分组的分样本回归结果，（1）列中金融科技水平的系数不显著，而（2）列中金融科技水平的系数在 5%的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展更能提高“不含 60 岁及以上”样本的农村家庭幸福感。对此可能的解释是，金融科技带来的新型金融需求、消费需求和服务形式，往往需要依托于互联网、智能手机等技术，而老年人大多缺乏使用电脑、手机的能力，相比之下中青年人对互联网的使用更为熟练，对诸如金融科技等新事物的接受能力也更强，更能享受金融科技发展带来的便捷，这也进一步证实了“数字鸿沟”的存在。

表 9 异质性分析回归结果

|        | 人员结构             |                    | 负债水平             |                    | 地理位置              |                    |
|--------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
|        | 含 60 岁及以上        | 不含 60 岁及以上         | 低                | 高                  | 东部                | 中西部                |
|        | (1)              | (2)                | (3)              | (4)                | (5)               | (6)                |
| 金融科技水平 | 0.107<br>(0.146) | 0.340**<br>(0.183) | 0.058<br>(0.128) | 0.501**<br>(0.257) | -0.244<br>(0.198) | 0.412**<br>(0.170) |
| 控制变量   | 控制               | 控制                 | 控制               | 控制                 | 控制                | 控制                 |
| 观测值    | 6670             | 4543               | 8948             | 2265               | 4810              | 6922               |

### （二）负债水平

本文按照“家庭负债是否高于家庭所处地级市平均值”作为衡量家庭负债水平的分组标准，将全样本分为低负债家庭和高负债家庭两类。表 9 的（3）列和（4）列展示了基于家庭负债情况的分样本

回归结果，（3）列中金融科技水平的系数不显著，而（4）列中金融科技水平的系数在 5%的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展更能提高负债水平高的农村家庭的幸福感。对此可能的解释是，家庭负债水平较高的群体往往面临着更大的融资约束，其家庭收入往往也较低，而金融科技发展带来的金融可得性提高能够有效缓解生产经营活动中的借贷约束，对于农民增收和就业等均有积极影响（张勋等，2019）。

### （三）地理位置

本文将“样本家庭是否地处中国东部省份”作为地理位置特征的分组标准，将全样本分为东部地区样本和中西部地区样本。表 9 的（5）列和（6）列展示了基于地理位置的分样本回归结果，（5）列中金融科技水平的系数不显著，而（6）列中金融科技水平的系数在 5%的水平上显著，系数符号为正，说明金融科技发展更能提高中国中西部地区农村家庭的幸福感。对此可能的解释是，相较于东部地区更高的经济水平和更为成熟的金融体系，中西部地区经济增长空间及金融发展空间更大，金融科技的兴起有助于改善中西部地区传统金融业较为落后的局面，提高欠发达地区金融服务覆盖面，降低服务成本。

## 七、主要结论和政策建议

本文使用 2017 年 CHFS 数据实证分析了金融科技发展对家庭幸福感的影响及其作用机制。基准结果表明，金融科技发展显著提高了农村家庭幸福感，在经过一系列稳健性检验后，本文的主要结论不变。机制分析发现，收入水平的提高、创业活动的开展以及城乡收入差距的缩小是金融科技发展影响农村家庭幸福感的重要原因。异质性分析表明，金融科技发展对家庭幸福感的积极作用在家庭人员结构较为年轻、负债水平较高以及中国中西部地区的样本中更为显著。从金融科技的不同维度分析发现，金融科技的覆盖广度和数字化程度在对农村家庭幸福感的提升中发挥了重要作用。

为进一步提高农村家庭幸福感，实现金融支持巩固拓展脱贫攻坚成果，全面推进乡村振兴，结合上述研究结论，本文提出如下政策建议：第一，政府应该继续强调金融科技在乡村振兴中的作用，不断提高金融科技在农村地区的覆盖广度、使用深度以及数字化程度，确保金融科技的微观经济效应在农村地区发挥更大的作用。第二，由于金融科技发展对农民幸福感的提升在不同家庭特征的样本中具有差异，建议制定或创新不同种类的金融产品，鼓励金融机构提供差异化服务，并适当降低低收入农民群体的借贷门槛，尽可能地避免金融排斥问题。

### 参考文献

- 1.陈炜、郭国庆、陈凤超，2014：《消费类型影响幸福感的实验研究述评与启示》，《管理评论》第 12 期。
- 2.程名望、华汉阳，2020：《购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗？——基于上海市 2942 个农民工生活满意度的实证分析》，《中国农村经济》第 2 期。
- 3.成前、王鸿儒、倪志良，2017：《户籍改革、财政支出责任与农村居民生活满意度》，《财政研究》第 5 期。
- 4.郭峰、孔涛、王靖一，2017：《互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据》，《国际金

融研究》第8期。

5.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期。

6.刘生龙、胡鞍钢、张晓明，2020：《多子多福？子女数量对农村老年人精神状况的影响》，《中国农村经济》第8期。

7.黄益平、陶坤玉，2019：《中国的数字金融革命：发展、影响与监管启示》，《国际经济评论》第6期。

8.焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑱，2015：《中国普惠金融发展进程及实证研究》，《上海金融》第4期。

9.李继尊，2015：《关于互联网金融的思考》，《管理世界》第7期。

10.李涛、徐翔、孙硕，2016：《普惠金融与经济增长》，《金融研究》第4期。

11.钱明辉、徐志轩，2019：《基于机器学习的消费者品牌决策偏好动态识别与效果验证研究》，《南开管理评论》第3期。

12.唐松、施文、孙安其，2019：《环境污染曝光与公司价值——理论机制与实证检验》，《金融研究》第8期。

13.王靖一、黄益平，2018：《金融科技媒体情绪的刻画与对网贷市场的影响》，《经济学（季刊）》第4期。

14.王艳萍，2017：《幸福经济学研究新进展》，《经济学动态》第10期。

15.温忠麟、叶宝娟，2014：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》第5期。

16.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。

17.杨继东、章逸然，2014：《空气污染的定价：基于幸福感数据的分析》，《世界经济》第12期。

18.尹志超、岳鹏鹏、陈悉榕，2019：《金融市场参与、风险异质性与家庭幸福》，《金融研究》第4期。

19.尹志超、郭沛瑶，2021：《精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究》，《管理世界》第4期。

20.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾，2019：《数字经济、普惠金融与包容性增长》，《经济研究》第8期。

21.张勋、杨桐、汪晨、万广华，2020：《数字金融发展与居民消费增长：理论与中国实践》，《管理世界》第11期。

22.周烁、金星晔、伏霖、李涛，2020：《幸福经济学视角下的居民创业行为:来自中国的经验发现》，《世界经济》第3期。

23.Benz, M. and B. S. Frey, 2008, "Being Independent is a Great Thing: Subjective Evaluations of Self-Employment and Hierarchy", *Economica*, 75(298): 362-383.

24.Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw, 1991, "The Response of Consumption to Income: a Cross-Country Investigation", *European economic review*, 35(4): 723-756.

25.Childs, E., 2010, "Religious Attendance and Happiness: Examining Gaps in the Current Literature—A Research Note", *Journal for the Scientific Study of Religion*, 49(3): 550-560.

26.Deleire, T. and A. Kalil, 2010, "Does Consumption Buy Happiness? Evidence from the United States", *International Review of Economics*, 57(2): 163-176.

27.Easterlin, R. A., 1974, "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence", *Nations & Households in Economic Growth*, 89-125.

- 28.Easterlin, R. A., L. A. McVey, M. Switek, O. Sawangfa, and J. S. Zweig, 2010, "The Happiness–Income Paradox Revisited", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(52): 22463-22468.
- 29.Ng, Y., 2003, "From Preference to Happiness: Towards a More Complete Welfare Economics", *Social Choice and Welfare*, 20(2): 307-350.
- 30.Oishi, S., S. Kesebir, and E. Diener, 2011, "Income Inequality and Happiness", *Psychological science*, 22(9): 1095-1100.
- 31.Ono, H., and K. S. Lee, 2013, "Welfare States and the Redistribution of happiness", *Social Forces*, 92(2): 789-814.
- 32.Rajan, R., and L. Zingales, 1998, "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, 88(3): 559-586.
- 33.Rojas, M., 2007, "Heterogeneity in the Relationship between Income and Happiness: A Conceptual-Referent-Theory Explanation", *Journal of economic psychology*, 28(1): 1-14.
- 34.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, "Identification and Inference for Econometric Models: Asymptotic Distributions of Instrumental Variables Statistics with Many Instruments", *Journal of the American Statistical Association*, 89(2): 1319-1320.
- 35.Wood, J. V., 1996, "What is Social Comparison and How Should We Study it?", *Personality and Social Psychology Bulletin*, 22(5): 520-537.

(作者单位：<sup>1</sup> 中国社会科学院金融研究所；

<sup>2</sup> 中央财经大学中国经济与管理研究院)

(责任编辑：胡 祎)

## Can the Development of Fintech Improve the Well-being of Rural Households? An Analysis from the Perspective of Happiness Economics

YIN Zhentao LI Juncheng YANG Lu

**Abstract:** As socialism with Chinese characteristics has entered a new era, people's yearning for a better life has become increasingly stronger, and "well-being" has gradually become one of the major issues of concern to all sectors of society. In the context of the strategy of fintech empowering rural revitalization, this article empirically explores the impact of fintech development on the well-being of rural households and its mechanism by using the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2017. The study finds that the development of fintech has a positive impact on improving the well-being of rural households, and the breadth of coverage and digitalization of fintech have played a significant role in improving their well-being. Mechanism analysis shows that increasing farmers' income, providing support for farmers' entrepreneurship, and narrowing the urban-rural income gap are significant reasons for the improvement of the well-being of rural households. Heterogeneity analysis finds that the positive effect of fintech development on the well-being of rural households is more significant in the samples with younger family structure, higher debt level, and samples located in the central and western regions of China. The study provides new ideas for comprehensively promoting rural revitalization in the new era and grasping the people's growing needs for a better life.

**Keywords:** Fintech; Well-being; Rural Household; Rural Revitalization; Digitalization

# 合作社自办企业能否更好地带动农户增收？<sup>\*</sup>

## ——基于纵向外部性与不完全契约理论

郑风田 王若男 刘 爽 朱 佳

**摘要：**通过农业产业化组织促进一二三产业融合发展是实现乡村产业振兴和农民增收的重要路径。基于纵向外部性与不完全契约理论，本文分析了合作社自办企业的纵向一体化组织模式相较“公司+合作社+农户”的准一体化组织模式的制度优势及其带动农户增收的作用机理，并使用具有全国代表性的452个合作社样本的追踪调查数据进行实证检验。通过构建控制了个体和年份固定效应的PSM-DID模型，本文发现，相较“公司+合作社+农户”，合作社自办企业在总体上没有显著带动农户增收。分样本回归结果表明，内部产权结构和外部政策环境对合作社自办企业的农户增收效应具有重要影响，内部成员同质、民主决策机制和税收优惠政策可以促进合作社自办企业增收效应的发挥。因此，规范合作社注册企业程序并杜绝异化合作社、完善激励及监督措施是保障合作社自办企业过程中农民增收的可行举措。

**关键词：**农业产业化组织 合作社自办企业 纵向外部性 不完全契约 PSM-DID

**中图分类号：**F306.4 **文献标识码：**A

### 一、引言

如何促进农村一二三产业融合发展，将更多价值分配留在农村、留给农民，是中国农业现代化发展中面临的重要问题。纵观美国、日本、韩国等发达国家的农业发展历程，组织完备、运行高效的农业产业化组织均为其促进农村经济增长、农业现代化发展和农民增收做出过重要贡献（夏英、牛若峰，1996）。20世纪90年代以来，农业产业化组织逐渐成为中国农业现代化发展的重要载体（张平等，2013；文理等，2009），截至2020年8月，中国已累计培育龙头企业、农民合作社、家庭农场等各类新型农业经营主体309万家，并逐渐形成“公司+农户”、“合作社+农户”、“公司+家庭农场+农户”、“公司+合作社+农户”等多种农业产业化组织模式，共辐射带动1.25亿小农户，实现户均增

<sup>\*</sup>本文为中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目成果（编号：21XNH121）。本文通讯作者：朱佳。

收 3500 多元<sup>①</sup>。随着农业产业化发展不断深化，上述产业化组织模式也呈现出更加多元的形态。例如，2015 年以来，“公司+合作社+农户”组织模式逐渐演变为“合作社自办企业”模式。那么，这样的演变是否能够呼应中国强调的“更多价值分配留在农村、留给农民”这一战略目标？对两种产业化组织模式的经营绩效及带动农户增收效果进行研究，具有重要的理论价值和现实意义。

合作社自办企业是以合作社为核心的纵向一体化产业组织模式，最初由准一体化产业组织模式“公司+合作社+农户”中处于相对弱势地位的合作社自发创造而成。这种产业组织模式创立的初衷是通过在合作社内部建立企业实体，以延长产业链和促进合作社发展壮大，由此实现纵向一体化发展（孔祥智、程泽南，2012）。基层关于合作社自办企业的大胆探索取得了良好成效，昭示了合作社自办企业是一种合作社转型升级的可行路径（徐旭初，2010）。为此，2009 年 12 月 31 日，《中共中央 国务院关于加大统筹城乡发展力度进一步夯实农业农村发展基础的若干意见》中，首次在中央层面提出“扶持农民专业合作社自办农产品加工企业”。2018 年 7 月 1 日重新修订后的新《农民专业合作社法》第十八条新增规定“农民专业合作社可以依法向公司等企业投资，以其出资额为限对所投资企业承担责任”。自此，中国从法律层面赋予了农民专业合作社注册企业、投资企业的权利。

按照处于支配地位的主体不同，中国的农业产业化组织大体可分为龙头企业带动型（“公司+农户”、“公司+合作社+农户”等）、市场带动型（“经销商+农户”等）、中介组织带动型（“合作社+农户”、合作社联合社、合作社自办企业等）几类（黄祖辉、王祖锁，2002）。由于不同农业产业化组织中农户所处地位不同，因而带动农户增收效果存在显著差异（杜吟棠，2005）。目前学术界的一个普遍共识是，只有在以农户为核心的农业产业化组织模式下，广大农户才有机会获得最大的福利（郭晓鸣等，2007；苑鹏，2013；邓宏图等，2018）。张晓山（2009）指出，合作社本质上是弱者的联合，以合作社为核心的农业产业化组织，才能代表广大农户的利益，才能将增加的农业附加值真正分配到农民手中。与之相对，郭晓鸣等（2007）基于对龙头企业带动型、中介组织联动型和合作社一体化三种农业产业化模式比较分析发现，合作社一体化在制度设计、收益分配和维护农户利益方面更优。在此基础上，苑鹏（2013）进一步分析了公司、合作社、农户三者共同参与的产业化组织模式下农户收入的变化，发现农户在产业链中地位越高，农户总体福利提升越大，其中“合作社自办企业”模式实现了以农户为主体的纵向一体化，农户获得相对最高收益的可能性最大。

已有研究对合作社自办企业对农户增收的影响进行了有益探索。理论上，合作社自办企业的本质是对产业链上不同主体间所有权结构进行调整，将“公司+合作社+农户”模式中分散于不同主体间的所有权集中于农户，规避利益侵占、机会主义以及中间品市场的市场失灵问题，由此可以更好地带动农户增收（Swinnen and Maertens, 2007；刘畅、高杰，2014）。但在实际运营中，受到内部产权结构和外部政策环境的影响，合作社自办企业的组织模式演化目标可能发生扭曲。比如，中国部分合作社注册企业并非是社员的选择，也并非是为社员“谋福利”，而是为了少数核心成员的利益。不少学者已经注意到这类合作社，并将这种现象概括为“合作社异化”（张晓山，2009）。同时，中国部

<sup>①</sup>数据来源：[http://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/202011/t20201106\\_6355928.htm](http://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/202011/t20201106_6355928.htm)。



分合作社自办企业是为了顺应国家政策的“潮流”，攫取国家政策福利，体现出强烈的政策倾向性（苑鹏，2013；徐旭初、吴彬，2017）。由于上述扭曲现象的存在，这种产业化组织模式究竟能否发挥其“初心”，带领农民增收，也引起了学术界的广泛争论（王图展，2016；徐旭初、吴彬，2017；万俊毅、曾丽军，2020）。

现有文献围绕各类农业产业化经营组织的所有权结构、经营绩效、农户所占地位等主题进行了深入研究，但针对合作社自办企业这一新兴的产业化组织模式的研究仍旧不足。理论方面，前人研究尚未建立起一个对合作社自办企业的制度优势及其带动农户增收的影响机理进行系统分析的理论框架。数据方面，由于缺乏大样本的调研数据，也难以实证检验并解答合作社自办企业能否更好地带动农户增收这一核心问题。由此可见，合作社自办企业的产业化组织模式能否发挥其该有的效力，仍需进行深入的分析。为深入剖析上述问题，本文首先基于纵向外部性和不完全契约理论构建数理模型，从理论层面分析合作社自办企业的产业化组织模式的制度优势及其带动农户增收的影响机理，在此基础上，利用全国范围内 452 个合作社样本的追踪调查数据进行实证检验。

本文在已有研究的基础上有以下三方面贡献：一是应用一套具有全国代表性的追踪调查数据，对合作社自办企业带动农户增收的效果进行实证检验，弥补了国内现有研究多为学理性分析和案例分析的不足；二是进一步发展了供应链交易的双重加价模型，将纵向外部性与机会成本问题同时引入中间品市场交易模型，深入剖析了合作社自办企业带动农户增收的作用机理；三是立足中国合作社本土特色，从内部产权结构和外部政策环境两方面探讨合作社自办企业是否必然带动农户增收，并深入分析了影响增收效应的关键因素，回应了学界对于“异化合作社”的关注，对于解决中国目前存在的现实问题具有一定的实践指导意义。

## 二、理论分析与研究假说

本文的中心问题在于：合作社自办企业相对于“公司+合作社+农户”等产业化组织模式，能否在更大程度上带动农户增收，或具有怎样的比较优势。从该问题视角出发，本文将比较分析传统的“公司+合作社+农户”与合作社自办企业两种产业化组织模式的经营绩效和带动农户增收效果差异。

纵向一体化（也称“完全纵向一体化”）是指经营主体沿供应链上下游环节进行业务扩大和组织扩张，将产品的产、供、销等不同环节纳入到同一经营主体内部，将外部市场交换关系转换成内部交易管理关系，产业链或供应链的上下游交易关系由制度统一安排。企业的纵向兼并、纵向扩张以及合作社自办企业均属于完全纵向一体化的组织发展模式。在此基础上，准一体化是一种介于企业制度与完全市场交易之间的一体化组织形式，是由供应链上下游主体基于特定的交易关系和利益联结，签订长期稳定的交易契约，形成的半紧密型生产经营组织联盟。准一体化是处于完全纵向一体化和市场形式之间的混合型治理结构，其经营主体既基于管理制度和契约安排进行生产活动，又保留独立产权和价格机制的市场激励（刘畅、高杰，2014）。“公司+农户”、“公司+合作社+农户”、“农业产业化联合体”等经营模式均属于准一体化组织模式（王志刚、于滨铜，2019）。

合作社自办企业是否优于准一体化的合作经营模式？其比较优势的实现又受到哪些现实经营环境

和合作社经营特征的制约？为回答上述问题，本文首先结合纵向外部性与不完全契约理论，分析在理论状态下合作社自办企业对农户而言为什么是一种更优的产业化组织模式，在此基础上，进一步讨论合作社自办企业带动农户增收的制约因素，即分析在不同的合作社内部产权结构和外部经营情境下，合作社自办企业的产业化组织模式如何带动农户增收。

### （一）合作社自办企业的比较优势与增收效应

本文进一步发展供应链交易的双重加价模型（Spengler, 1950），将纵向外部性与机会成本同时引入中间品市场交易模型，以剖析在理想情形下，合作社自办企业相对于“公司+合作社+农户”等产业化组织模式在促进产业经营绩效提升和带动农户增收方面的比较优势。

假设在一个“公司+合作社+农户”的产业化组织模式中，存在上游农户、上游合作社和下游企业，合作社主要由农户根据相关法规成立，代表农户利益，组织农户进行初级农产品生产，经营所得收益由农户分红。同时，农户所生产的初级农产品通过合作社统一销售，由合作社与公司议价，并与公司签订产前契约，与公司形成稳定的交易合作关系，向其供应初级产品。在此基础上，企业根据契约向合作社收购初级农产品，经加工面向最终品市场销售。

假设最终品市场的需求函数为  $q = 1 - p$ ，并满足市场出清条件，合作社以  $P_w$  的价格向下游企业供应初级农产品，其生产成本为  $c$ ，下游企业面向市场最终产品的销售价格为  $P_r$ 。为简化分析，本文假设企业的经营成本为中间品价格  $P_w$ （Spengler, 1950）。与此同时，基于不完全契约理论，合作社与企业在达成中间品（初级农产品）的最终交易时均需付出一定的机会主义成本（Grossman and Hart, 1986），即当收购价格高于市场价格时，企业往往会以产品质量不达标为由，压低农产品收购价格，侵占合作社应得收益；而当收购价格低于市场价格时，合作社往往会提出重新谈判收购价格，或以产量不足为由违约将农产品直接面向市场出售，损害公司利益（王志刚等，2021）。鉴于此，本文假设双方在中间品交易中所需付出的机会主义成本为  $c_t$ 。

由此，企业的利润函数为：

$$\pi_r = (p_r - p_w - c_t)(1 - p_r) \quad (1)$$

根据利润最大化的一阶条件，解得：

$$\frac{\partial \pi_r}{\partial p_r} = 1 - 2p_r + p_w + c_t = 0 \quad (2)$$

解得：

$$p_r = \frac{1 + p_w + c_t}{2}, \quad q_r = \frac{1 - p_w - c_t}{2} \quad (3)$$

在此基础上，合作社的利润函数即为：

$$\pi_w = (p_w - c - c_t) \frac{1 - p_w - c_t}{2} \quad (4)$$

根据合作社利润最大化的一阶条件，解得：

$$p_w = \frac{1-c}{2}, \quad p_r = \frac{3+c}{4} + \frac{c_t}{2}, \quad q_r = \frac{1-c}{4} - \frac{c_t}{2} \quad (5)$$

由此可得合作社与厂商的最大化利润  $\pi_w^*$  与  $\pi_r^*$  分别为：

$$\pi_w^* = \frac{(1-c)^2}{8} + \frac{c_t^2}{2} - \frac{(1-c)c_t}{2}, \quad \pi_r^* = \frac{(1-c)^2}{16} + \frac{c_t^2}{4} - \frac{(1-c)c_t}{4} \quad (6)$$

在“公司+合作社+农户”的产业化组织模式下，产业链的整体利润水平为：

$$\pi_D^* = \pi_w^* + \pi_r^* = \frac{3(1-c)^2}{16} + \frac{3}{4}[c_t^2 - (1-c)c_t] \quad (7)$$

进一步地，若合作社建立独立的企业法人（简称“自办企业”），将产业链的经营业务纳入同一经营主体中，则合作社自办企业的生产成本为  $c$ ，产品价格为最终品的销售价格  $p_r$ ，自办企业的利润函数为：

$$\pi_T = (p_r - c)(1 - p_r) \quad (8)$$

根据利润最大化的一阶条件，解得：

$$p_T^* = \frac{1+c}{2}, \quad \pi_T^* = \frac{(1-c)^2}{4} \quad (9)$$

在此基础上，本文进一步分析通过规避纵向外部性和机会主义问题带来产业绩效提升的机制。假设在不存在机会主义违约成本的情形下，企业的利润函数为： $\pi'_r = (p_r - p_w)(1 - p_r)$ ，可解得合作社的利润函数为：

$$\pi'_w = (p_w - c) \frac{(1 - p_w)}{2} \quad (10)$$

“公司+合作社+农户”产业化组织模式下的产业链总收入水平为：

$$\pi'^*_D = \pi'^*_w + \pi'^*_r = \frac{3(1-c)^2}{16} \quad (11)$$

根据市场需求函数  $q = 1 - p$ ，在“公司+合作社+农户”模式下，公司和合作社只有在满足  $0 < c + c_t < p < 1$  的条件下才会进行交易合作，由此可得：

$$\pi_D^* = \frac{3(1-c)^2}{16} + \frac{3}{4}[c_t^2 - (1-c)c_t] \leq \pi'^*_D = \frac{3(1-c)^2}{16} \leq \pi_T^* = \frac{(1-c)^2}{4} \quad (12)$$

可见，合作社自办企业的产业化经营绩效要显著高于“公司+合作社+农户”产业化经营模式，这主要来源于两阶段经营绩效的提升：

第一，规避了契约不完全所带来的机会主义问题，使得中间品市场交易减少了由于机会主义损失所带来的价格波动与经营成本，从而使自办企业能够根据最终品的市场需求进行合理生产与产品定价，提升了产业链整体收入水平，该收益部分为 $3[c_i^2 - (1-c)c_i]/4$ ，等价于 $\pi_D^*$ 与 $\pi_D^{**}$ 之间的差异。

第二，避免了中间品交易的垄断加价，使得农产品在边际成本的水平上生产，从而提高了农产品市场需求的均衡数量，将中间品市场垄断定价所带来的福利损失（即纵向外部性问题）内化为一体化经营的内部收益。该收益部分为 $(1-c)^2/16$ ，等价于 $\pi_D^{**}$ 与 $\pi_T^*$ 之间的差异。

进一步地，可以比较分析“公司+合作社+农户”与合作社自办企业两种组织模式下合作社社员的户均收入。在“公司+合作社+农户”契约合作组织模式下，合作社层面获得的产业链收入为 $\pi_w^* = (1-c)^2/8 + c_i^2/2 - (1-c)c_i/2$ ；在合作社自办企业组织模式下，合作社层面则获得完整的产业链收入，具体为 $\pi_T^* = (1-c)^2/4$ 。比较可知 $\pi_T^* > \pi_w^*$ ，假设合作社的利润分成规则相同，则参加合作社自办企业的农户相较参加“公司+合作社+农户”的农户能获得更多的利润分成。

由此可得，在理论情景下，合作社自办企业的完全纵向一体化经营模式在产业链整体绩效和农户分红水平上均高于“公司+合作社+农户”等类型的准一体化经营模式。结合数理推导结果，本文进一步解释带来这一结果的现实机理：

第一，合作社自办企业减少了“公司+合作社+农户”、“公司+农户”等准一体化合作经营过程中契约双方违约所带来的风险损失。由于准一体化保留了各经营主体相对独立的产权，虽然在契约机制下形成闭合且稳定的组织内部交易关系，但其根本激励机制仍在于市场性质的价格机制。一旦外部自由交易市场价格偏离准一体化内部交易价格太多，甚至高于各经营主体违约所可能赔付的相应损失，基于理性人假设，交易双方会不可避免地出现违约行为以追求个体利益的最大化。这就出现了企业压低收购价格侵占农户利益或农户私自售卖造成产业链整体利益损失的现象，而现实中供应链下游核心成员侵占下游农户利益分配的现象较为普遍，农户始终处于被动、弱势的一方（王志刚等，2021）。在此背景下，合作社作为“弱弱联合”的合作经营组织，其自办企业可以将中间品市场纳入内部交易管理之中，从而规避在初级农产品交易过程中交易双方违约所带来的机会主义损失，尤其是避免企业压低收购价格、违背收购协议、侵占农户利益的风险损失。

第二，合作社自办企业可以使代表农户利益的合作社直接进入最终品市场，从而能够获得更高的产品溢价和市场份额。在“公司+合作社+农户”等准一体化产业组织模式中，合作社或农户主要与企业在中间品市场进行内部交易，即将以初级农产品作为交易对象的外部中间品市场转化为内部中间品市场，从而有效规避交易费用所带来的成本损失。合作社自办企业则将中间品交易完全内化为内部的经营管理安排，直接参与最终品市场交易。相对于中间品市场的交易价格和交易数量，合作社在最终品市场上所获得的支付价格更高，且直接面向最终品市场进行产品供给，直接参与并占据市场份额，产品销量也不再局限于企业收购的既定数量。这进一步规避了中间品市场、最终品市场双重加价带来的成本上升以及由此引致的最终品价格上涨，使合作社在农产品最终品市场上获得较高溢价的同时，避免了产品定价过高所带来的生产者剩余和消费者剩余损失，提高了合作社产品的竞争力和自办企业

内部产业链的整体收益，显然能够使合作社在更大程度上占据市场收益、提高经营绩效和带动农户增收。

## （二）合作社自办企业增收效应的情景制约分析

由上述分析可知，理论情景下，相较“公司+合作社+农户”等准一体化组织模式，合作社自办企业的纵向一体化组织模式对农户而言是一种更优的农业产业化组织模式。但在现实实践中，合作社自办企业带动农户增收的效应仍受到多样化经营情景的影响和制约，自办企业内部的产权结构以及外部政策环境等，均能在较大程度上影响合作社自办企业的经营绩效与利润分配。

1.内部产权结构。上文假设农户与合作社具有利益一致性，即合作社经营绩效越高，带动社员增收效果越好。此假设的前提条件是合作社内部成员具有同质性。然而，中国合作社的内部产权结构中，普遍存在能人治社、企业领办、社员出资额存在差异等现象，导致合作社成员间存在异质性，由此区分出核心社员与外围社员（张晓山，2009）。“所有者与惠顾者同一”是合作社的本质规定。一方面，普通农户作为“惠顾者”，在进行农产品销售或接受社会化服务时，需要同作为实际经营者的核心社员“讨价还价”；另一方面，普通农户作为“所有者”，在分享股息、返还盈余时，需要同作为实际控制者的核心社员确定收入分配比例。由于普通农户并不完全掌握剩余控制权，核心成员为了追求自身利益，可能会采取各种方式影响组织内部决策，改变盈余分配机制（郭晓鸣等，2007；韩旭东等，2020）。因此，普通农户的议价能力和收益分配比例将主要取决于组织内部的民主制度（邓衡山、王文烂，2014）：当决策程序较为民主时，农户享受的价值分配更多，不会产生“大户吃小户”现象；当决策程序较为集权时，农户享受的价值分配更少，易产生“精英俘获”现象（王图展，2016）。

2.外部政策环境。上文分析的另一重要假设是自办企业所有权结构的确定完全基于市场化决策。然而，中国合作社的发展离不开政府干预，合作社自办企业的产业化组织模式也得到中央政策文件的支持，政府通过财政补贴、税收优惠等政策支持、鼓励合作社自办企业，对合作社产业化模式变迁产生外部政策干预。税收优惠是一种间接补贴形式，体现为企业应纳税额的减少。当政府实施税收优惠政策时，合作社为了获取更多资源支持，倾向于实施能够获得政府认同或迎合地方政府偏好的组织形式（Powell and DiMaggio，1991），有利于纵向一体化发展和农户享受产业链上更多收益，进而促进农户增收（朱湖根等，2007）。财政补贴则是一种直接补贴形式，是政府的无偿转移支付。当政府实施财政补贴政策时，就可能出现资源扭曲和监督困难。一方面，基层政府的财政补贴政策有出于服务政治目标或考核指标的风险，政策执行效果容易出现偏差，导致政府低效干预甚至政府失灵问题（李岩，2013）；另一方面，合作社更易通过注册企业的方式套取政府财政补贴资金用作他途，合作社自办企业的实际目的就可能偏离经营绩效最大化的初衷。因此，政府采取不同政策干预和支持手段产生的农户增收效果将有所不同。

根据上述分析，本文提出如下研究假说：

假说 1：合作社自办企业模式带动农户增收的水平将高于“公司+合作社+农户”模式。

假说 2：在合作社自办企业的内部产权结构中，成员异质和集权决策将抑制合作社自办企业的农户增收效应，成员同质和民主决策将促进合作社自办企业的农户增收效应。

假说 3：在合作社自办企业的外部政策环境中，税收优惠政策对合作社自办企业的农户增收效应具有促进作用，财政补贴政策对合作社自办企业的农户增收效应具有抑制作用。

### 三、数据、计量策略与变量

#### （一）数据说明

本文所用数据来源于“全国新型农业经营主体发展指数调查”项目中的农民专业合作社数据。经济日报社作为项目负责方，中国人民大学负责项目方案设计，零点有数科技有限公司和清研灵智信息咨询有限公司（后文统称“调查公司”）负责项目具体执行，于 2016 年 5 月至 2017 年 3 月开展了第一期全国新型农业经营主体发展指数调查。该调查采用分层随机抽样与两阶段抽样相结合的抽样设计：第一阶段，通过在县级层面上的分层随机抽样，构建四类经营主体的抽样范围。首先，以各县域 2014 年第一产业增加值为依据，将全国 2071 个县级单位按第一产业增加值分成 4 层（即 4 组）；其次，计算上述 4 组县域中各组第一产业增加值之和，通过比较各组第一产业增加值之和，确定在每一组的抽样比例，计算结果表明上述 4 组县域的抽样比例分别为 5%、14%、26%和 55%；再次，按照计算出的抽样比例，在对应的组别中随机抽取样本县，直到样本容量达到 150 个样本县；最后，将通过上述过程获得的 150 个样本县作为抽样范围，通过样本县政府主管部门搜集该县所有家庭农场、专业大户、合作社、龙头企业名单，由此建立第二阶段的抽样框。第二阶段，根据调查配额进行等距抽样，获取四类经营主体的具体调查样本。首先，基于全国四类经营主体的数量比例，确定合作社、家庭农场、专业大户、龙头企业的抽样比例分别为 24%、25%、39%和 12%；其次，从被调查县政府获得各类经营主体登记注册名单，计算各县合作社、家庭农场、专业大户和龙头企业数量分别占 150 个县合作社、家庭农场、专业大户和农业产业化龙头企业总量的比例，根据比例确定各县四类经营主体的抽样配额（即调查的规定样本量）；再次，根据某一类经营主体的总样本量与各县规定样本量的比例，确定各县该类新主体的抽样间距；最后，在抽样区段内随机抽取样本。调查数据由调查公司分布在全国各地的调查员入户调查获得。第一期调查最终获得新型农业经营主体样本 5191 个，包括 1222 个合作社样本、1343 个家庭农场样本、2017 个专业大户样本和 609 个龙头企业样本。

为了对新型农业经营主体的发展状况进行动态分析，2017 年 11 月至 2018 年 3 月和 2019 年 10 月至 2020 年 1 月，上述机构开展了第二期和第三期调查。其中，第二期共获得新型农业经营主体样本 3014 个，包括 706 个合作社样本、776 个家庭农场样本、1166 个专业大户样本和 366 个龙头企业样本；第三期共获得新型农业经营主体样本 3044 个，包括 711 个合作社样本、907 个家庭农场样本、1055 个专业大户样本和 371 个龙头企业样本。第二期和第三期调查样本分为追踪样本和新增样本两部分，其中新增样本是调查公司针对原定样本拒访（面访三次拒绝）、消亡、改行等情况，在原定样本所在村庄就近选择的未接受过调查的样本。三期调查分别询问了调查对象 2015 年底、2016 年底和 2018 年底的相关情况，是不完全可追踪的面板数据。

本文实证部分主要使用第二期和第三期的合作社追踪面板数据，事前和事后时点分别为 2016 年和 2018 年。本文对原始样本进行如下处理：第一，剔除第一期全部样本数据；第二，剔除第二期和第三

期家庭农场、专业大户、龙头企业三类新型农业经营主体数据；第三，剔除不可追踪的合作社样本，即剔除第二期被调查但第三期未进行追踪调查的样本和第三期新增样本；第四，剔除 2016 年以前自办企业的合作社样本，以确保所有样本在事前时点均未注册企业；第五，剔除 2016 年采取“合作社+农户”、“合作社+基地+农户”、“合作社独立经营”三类运营模式的样本，以确保所有样本在事前时点均采取“公司+合作社+农户”经营模式；第六，剔除回归中使用的连续型变量取值小于第 1 分位点和大于第 99 分位点的样本，以避免极端值的影响。最终样本由 452 个两期完全可追踪的合作社样本组成。

具体来说，本文所用合作社样本来自全国 23 个省（区、市）。从产业一体化组织模式来看，2016 年底全部为“公司+合作社+农户”组织模式的样本中，49.12%的样本 2018 年底转变为“合作社自办企业”模式，50.88%的样本仍然保持“公司+合作社+农户”模式；从建立方式来看，55.28%的合作社由农民自发组建，44.72%的合作社由能人、企业或村委领办；从社员规模来看，社员数在 10 人以下的小规模合作社最多，占比达到 47.57%，社员数在 11~50 人、51~100 人和 101~500 人的合作社占比分别为 36.73%、5.53%和 8.40%，社员数在 500 人以上的大规模合作社占比仅为 1.77%；从资产规模来看，总资产不超过 50 万元的小规模合作社占比为 21.02%，总资产在 51 万~100 万元、101 万~500 万元和 501 万~1000 万元的合作社占比分别为 11.72%、42.26%和 18.14%，总资产超过 1000 万元的大规模合作社占比为 6.86%。

## （二）识别策略

本文根据是否自办企业将合作社分为处理组和对照组，采用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)实证检验合作社自办企业的农户增收效应。具体而言，本文将 2016 年为“公司+合作社+农户”模式且 2016—2018 年间转为合作社自办企业模式的合作社视为处理组，调研期内均为“公司+合作社+农户”模式的合作社视为对照组。

双重差分法(DID)是经济学研究中识别因果效应的重要方法(Bachke, 2019; 阮荣平等, 2020)。该方法首先可以通过截面维度的差分，有效消除随时间变化的共时性因素对被解释变量的影响，其次可以通过时间维度的差分，消除不随时间变化的因素对被解释变量的影响。但 DID 方法识别策略的难点在于估计处理组合作社的反事实状态，即那些自办企业的合作社如果没有自办企业的状态。估计处理组反事实状态最为有效的方式是随机化处理措施(Donald and Lang, 2007)。如果合作社是否自办企业是随机的，那么对照组的经营状态就可以近似代表处理组的反事实状态。然而，合作社是否自办企业显然与自身经营特征密不可分，即合作社是否自办企业的决策不符合随机化要求。考虑到合作社自办企业可能存在的非随机性，本文首先采用倾向得分匹配法(PSM)寻找与自办企业的合作社类似的对照组，以消除样本自选择问题，然后结合 DID 方法估计合作社自办企业的真实效应，由此能在最大程度上保证估计结果的准确性(陈强, 2014)。具体估计模型设定如下：

1.倾向得分匹配阶段。倾向得分匹配是 PSM-DID 方法的第一步，匹配的目的在于从未自办企业的合作社中找到与自办企业的合作社具有类似特征的个体，以消除选择性偏差。由于是否自办合作社是一个二元选择变量，因此本文采用如下 Probit 模型：

$$P_r(\text{treat}_i = 1 | X_i) = \Phi\{h(X_i)\} \quad (13)$$

其中， $\text{Pr}$  为合作社自办企业的概率， $\Phi$  为正态累积分布函数。 $X_i$  为匹配变量，表示影响合作社自办企业的因素。 $h(X_i)$  表示对于特征变量的匹配规则，为避免由于匹配规则选取带来的估计偏误，本文同时使用近邻匹配、卡尺匹配、卡尺内最近邻匹配、核匹配四种接受度较高的匹配方式，以交互验证匹配效果。

2. 双重差分阶段。倾向得分匹配之后，可得到两组经营特征相似的合作社，其中一组为自办企业的合作社，另一组为匹配后的未自办企业的合作社。根据调研时间，本文将研究时段区分为所有合作社均未自办企业的基准年和部分合作社自办企业的处理年。基于上述分析，本文设定的 DID 模型如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{time}_t + \gamma Z_i + \rho Z_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(14) 式为同时考虑个体固定效应  $v_i$  和年份固定效应  $v_t$  的 DID 模型。 $y_{it}$  是本文的结果变量，具体为  $t$  年合作社  $i$  的社员户均收入。 $\text{treat}_i$  表示是否自办企业的虚拟变量， $\text{treat}_i = 1$  表示自办企业的合作社， $\text{treat}_i = 0$  表示未自办企业的合作社。 $\text{time}_t$  表示是否为处理年的虚拟变量，本文数据的时间节点为 2016 年和 2018 年，其中 2016 年所有合作社均未自办企业，为事前时点，因此  $\text{time}_{2016} = 0$ ；2018 年是事后时点，因此  $\text{time}_{2018} = 1$ 。 $Z_i$  和  $Z_{it}$  分别为合作社层面不随时间和随时间变化的控制变量向量组。 $\gamma$  和  $\rho$  为控制变量的待估参数， $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项， $\beta_0$  为常数项。交乘项  $\text{treat}_i \times \text{time}_t$  的系数  $\beta_1$  是本文感兴趣的参数，即合作社自办企业的农户增收效应。通常情况下，DID 模型还应单独控制  $\text{treat}_i$  和  $\text{time}_t$ ，但本文在模型设定中已经控制了合作社个体固定效应  $v_i$  和年份固定效应  $v_t$ ，而  $\text{treat}_i$  是部分  $v_i$  的线性组合， $\text{time}_t$  是部分  $v_t$  的线性组合，加入  $\text{treat}_i$  和  $\text{time}_t$  将导致共线性问题，因此，参考秦国庆等（2021）的做法，本文在控制  $v_i$  和  $v_t$  后，不再加入  $\text{treat}_i$  和  $\text{time}_t$ 。

### （三）变量选择

1. 因变量。本文选取合作社社员户均收入作为因变量。由表 1 可知，2016 年处理组和对照组合作社社员户均收入分别为 14.2512 万元和 14.1428 万元，2018 年处理组和对照组合作社社员户均收入分别为 14.4650 万元和 13.5334 万元。处理组样本在事前时点和事后时点的社员户均收入均略高于对照组样本，但差异不显著。在全体样本 2018 年社员户均收入相较 2016 年降低 2030 元的情况下，处理组样本户均收入增加了 2138 元，对照组样本户均收入降低了 6093 元。

表 1 因变量的描述性统计

| 因变量        | 年份         | 均值                   |                      |                      | 处理组—对照组            |
|------------|------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|
|            |            | 全样本                  | 处理组                  | 对照组                  |                    |
|            |            | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                |
| 社员户均收入（万元） | 2016 年 (1) | 14.1961<br>(21.5414) | 14.2512<br>(21.1191) | 14.1428<br>(21.9872) | 0.1084<br>(2.0290) |
|            | 2018 年 (2) | 13.9931              | 14.4650              | 13.5334              | 0.9316             |



(续表 1)

|  |               |           |           |           |           |
|--|---------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|  |               | (19.4481) | (21.5581) | (17.1813) | (1.8271)  |
|  | 2018 年—2016 年 | -0.2030   | 0.2138    | -0.6093   | 0.8231*** |
|  | (3)           | (1.3634)  | (2.0210)  | (1.8399)  | (0.1274)  |

注：(1)、(2)、(3)列中的(1)、(2)行括号内为标准差，(1)、(2)、(3)列中的(3)行及(4)列括号内为标准误。\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，后文同。

2. 分组变量。合作社是否自办企业是本文研究中的核心解释变量，即 PSM-DID 模型中的分组变量。本文对“合作社自办企业”的测度通过“是否同时注册农业产业化龙头企业”的问题识别。调研对象既包括真正自办企业的合作社，也包括理事长或核心成员兴办企业的合作社。为有效区分上述两种类型，在后文分样本分析中，将通过合作社建立方式、合作社重大事务表决方式两个变量加以识别。同时，本文将基于理论分析，在计量检验中对内部产权结构的影响进行探讨，分析不同产权结构的合作社自办企业对农户增收的不同影响。

3. 匹配变量。为尽可能减少不可观测因素的影响，借鉴已有研究（邓衡山、王文烂，2014；王若男等，2019；韩旭东等，2020；万俊毅、曾丽军，2020），本文从理事长特征、组织制度特征、合作社运营特征和外部环境特征 4 个方面选取共 24 个匹配变量。具体而言，理事长特征中包括理事长性别、年龄、文化程度、外出务工经历、是否为村干部、是否获得个人荣誉等变量，组织制度特征包括理事长是否有任期、重大事务表决方式（分为一人一票制、理事长决定制、理事会决定制和按比例投票制）、第一大出资人出资占比、是否有专职会计、是否有二次返利制度、成员退出规制（分为所有成员均不能自由退出、普通成员自由退出但骨干不能自由退出和所有成员都可以自由退出）等变量，合作社运营特征包括总资产、总负债、成员数、贷款次数、示范社级别、是否有自有品牌等变量，外部环境特征包括最近金融机构距离、最近县城距离、附近是否有益农信息社等变量。

由表 2 可知，在事前时点，处理组和对照组合作社在理事长年龄、外出务工经历、是否为村干部、重大事务表决方式是否为理事长决定制、示范社级别、附近益农信息社等方面存在显著差异，这表明合作社自办企业的决策并非是完全外生随机的，需要矫正选择偏差。具体来说，处理组合作社理事长年龄更小，具有外出务工经历和担任村干部的可能性更大（分别比对照组高出 7.31%和 5.39%），处理组合作社重大事务表决方式为理事长决定制的可能性更大（比对照组高出 7.37%），处理组合作社的示范社级别更低，处理组合作社附近有益农信息社的可能性更高（比对照组高出 6.59%），这意味着理事长个人能力和合作社外在标签、外部环境对合作社是否自办企业的决策具有重要影响。

表 2 匹配变量的定义及描述性统计结果

| 匹配变量        | 均值     |        |        | 处理组—对照组 |
|-------------|--------|--------|--------|---------|
|             | 全样本    | 处理组    | 对照组    |         |
|             | (1)    | (2)    | (3)    | (4)     |
| 理事长特征       |        |        |        |         |
| 性别（男=1，女=0） | 0.8938 | 0.8963 | 0.8913 | 0.0050  |

(续表 2)

|                                           |          |          |          |           |
|-------------------------------------------|----------|----------|----------|-----------|
|                                           | (0.3084) | (0.3054) | (0.3119) | (0.0291)  |
| 年龄（岁，取对数）                                 | 3.8382   | 3.8236   | 3.8525   | -0.0289** |
|                                           | (0.1818) | (0.1811) | (0.1818) | (0.0172)  |
| 文化程度（大学本科及以上=5，大专=4，高中/中专=3，初中=2，小学及以下=1） | 2.5277   | 2.5766   | 2.4803   | 0.0963    |
|                                           | (0.8305) | (0.8299) | (0.8302) | (0.0782)  |
| 外出务工经历（是=1，否=0）                           | 0.4403   | 0.4774   | 0.4043   | 0.0731*   |
|                                           | (0.4970) | (0.5006) | (0.4918) | (0.0467)  |
| 村干部（是=1，否=0）                              | 0.1482   | 0.1756   | 0.1217   | 0.0539*   |
|                                           | (0.3557) | (0.3814) | (0.3277) | (0.0334)  |
| 个人荣誉（是=1，否=0）                             | 0.2611   | 0.2702   | 0.2521   | 0.0181    |
|                                           | (0.4397) | (0.4451) | (0.4352) | (0.0414)  |
| 组织制度特征                                    |          |          |          |           |
| 理事长任期（有=1，无=0）                            | 0.2854   | 0.2928   | 0.2783   | 0.0145    |
|                                           | (0.4521) | (0.4561) | (0.4491) | (0.0426)  |
| 重大事务表决方式                                  |          |          |          |           |
| 一人一票制（是=1，否=0）（参照组）                       | 0.3783   | 0.3603   | 0.3956   | -0.0353   |
|                                           | (0.4855) | (0.4812) | (0.4901) | (0.0457)  |
| 理事长决定制（是=1，否=0）                           | 0.3318   | 0.3693   | 0.2956   | 0.0737**  |
|                                           | (0.4714) | (0.4837) | (0.4573) | (0.0442)  |
| 理事会决定制（是=1，否=0）                           | 0.2168   | 0.2117   | 0.2217   | -0.0100   |
|                                           | (0.4125) | (0.4094) | (0.4163) | (0.0389)  |
| 按比例投票制（是=1，否=0）                           | 0.0730   | 0.0585   | 0.0869   | -0.0284   |
|                                           | (0.2604) | (0.2353) | (0.2823) | (0.0244)  |
| 第一大出资人出资占比                                | 0.4356   | 0.4434   | 0.4272   | 0.0162    |
|                                           | (0.3062) | (0.3072) | (0.3057) | (0.0318)  |
| 专职会计（是=1，否=0）                             | 0.4691   | 0.4774   | 0.4608   | 0.0166    |
|                                           | (0.4996) | (0.5006) | (0.4995) | (0.0470)  |
| 二次返利制度（是=1，否=0）                           | 0.2367   | 0.2432   | 0.2304   | 0.0128    |
|                                           | (0.4255) | (0.4300) | (0.4220) | (0.0400)  |
| 成员退出规制                                    |          |          |          |           |
| 所有成员均不能自由退出（是=1，否=0）（参照组）                 | 0.0597   | 0.0585   | 0.0608   | -0.0023   |
|                                           | (0.2373) | (0.2353) | (0.2396) | (0.0223)  |
| 所有成员都可以自由退出（是=1，否=0）                      | 0.7810   | 0.7837   | 0.7782   | 0.0055    |
|                                           | (0.4140) | (0.4125) | (0.4163) | (0.0389)  |
| 普通成员自由退出，骨干不能自由退出（是=1，否=0）                | 0.1593   | 0.1576   | 0.1608   | -0.0032   |
|                                           | (0.3664) | (0.3652) | (0.3682) | (0.0345)  |
| 合作社运营特征                                   |          |          |          |           |

(续表 2)

|                                     |                      |                      |                      |                       |
|-------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 总资产（万元，取对数）                         | 4.8335<br>(1.403)    | 4.8819<br>(1.4549)   | 4.7849<br>(1.3509)   | 0.0970<br>(0.1354)    |
| 总负债（万元，取对数）                         | 1.1213<br>(1.7808)   | 1.1275<br>(1.8180)   | 1.1152<br>(1.7477)   | 0.0123<br>(0.1713)    |
| 成员数（人，取对数）                          | 2.4326<br>(1.2010)   | 2.4356<br>(1.1874)   | 2.4297<br>(1.2166)   | 0.0059<br>(0.1136)    |
| 贷款次数（次）                             | 0.6704<br>(1.3150)   | 0.6351<br>(1.2538)   | 0.7043<br>(1.3733)   | -0.0692<br>(0.1238)   |
| 示范社级别（国家级=5，省级=4，市级=3，<br>县级=2，无=1） | 1.3562<br>(0.7958)   | 1.2927<br>(0.6450)   | 1.4173<br>(0.9154)   | -0.1246**<br>(0.0747) |
| 自有品牌（是=1，否=0）                       | 0.2146<br>(0.4110)   | 0.2207<br>(0.4156)   | 0.2087<br>(0.4072)   | 0.0120<br>(0.0387)    |
| 外部环境特征                              |                      |                      |                      |                       |
| 最近金融机构距离（公里）                        | 5.5764<br>(6.6131)   | 5.5995<br>(7.0101)   | 5.5541<br>(6.2212)   | 0.0454<br>(0.6242)    |
| 最近县城距离（公里）                          | 19.1448<br>(12.5263) | 19.0000<br>(11.9676) | 19.2850<br>(13.0697) | -0.2850<br>(1.1836)   |
| 附近益农信息社（有=1，无=0）                    | 0.1295<br>(0.3361)   | 0.1628<br>(0.3701)   | 0.0969<br>(0.2964)   | 0.0659*<br>(0.0316)   |

注：匹配变量均为事前时点（即 2016 年）的数值。（1）～（3）列括号内为标准差，（4）列括号内为标准误。

## 四、实证结果

### （一）合作社自办企业的农户增收效应

本文首先利用 Probit 模型估计倾向得分。回归结果表明<sup>①</sup>，其他条件相同时，理事长具有外出务工经历、理事长无任期、重大事务表决方式为理事长决定制、第一大出资人出资占比较低、与最近金融机构距离较远的合作社更倾向于自办企业，与前文的描述性统计结果基本一致。据此，本文利用 5 对 1 最近邻匹配法对处理组和对照组样本进行匹配<sup>②</sup>，并进行双重差分估计。表 3 展示了合作社自办企业相较“公司+合作社+农户”对社员户均收入影响的平均处理效应。可以看出，多种匹配方法得出的平均处理效应系数较为一致。与“公司+合作社+农户”组织模式相比，合作社自办企业组织模式的社员户均收入更高，但这一结果不具有统计显著性。这意味着，相较“公司+合作社+农户”模式，合作社自办企业的纵向一体化组织模式总体上没有促进社员增收方面发挥积极作用。

这一结果与假说 1 不一致。理论分析表明，理想条件下，相较“公司+合作社+农户”模式，合作

<sup>①</sup>文章篇幅有限，倾向得分结果未列出，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

<sup>②</sup>为确保结果的稳健性，本文也使用了卡尺匹配、卡尺内最近邻匹配、核匹配等多种匹配方法，结果差异不大。

社自办企业的纵向一体化模式可以更有效地带动农户增收，但实证结果在总体上不显著，这进一步印证了中国合作社发展的实际情景不同于理想情景。在现实中，受合作社内部产权结构以及外部政策干预的影响，很多合作社自办企业的目的已背离新《农民专业合作社法》允许和鼓励合作社自办企业的初衷，抑制了合作社自办企业带动农户增收的效果，导致总体回归结果不显著。接下来，本文将继续考察内部产权结构和外部政策环境对合作社自办企业的农户增收效应的影响。

表 3 合作社自办企业对社员户均收入的影响

|                | DID                | PSM-DID            |                    |                    |                    |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                |                    | 近邻匹配               | 卡尺匹配               | 卡尺内最近邻匹配           | 核匹配                |
|                | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                | (5)                |
| 平均处理效应         | 3.5625<br>(2.5803) | 2.7823<br>(2.6798) | 3.6085<br>(2.6007) | 2.7813<br>(2.6861) | 3.6085<br>(2.6007) |
| 控制变量           | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                |
| 样本量            | 781                | 758                | 778                | 757                | 778                |
| R <sup>2</sup> | 0.3496             | 0.3434             | 0.3458             | 0.3434             | 0.3458             |

注：（2）～（5）列回归方程中剔除了落在共同支撑域外的处理组和对照组样本。

## （二）内部产权结构的影响

本节通过分样本分析考察内部产权结构对合作社自办企业带动农户增收的影响。2016—2018 年间转向合作社自办企业组织模式的合作社样本中，53.15%的合作社由农民自发组建，46.85%的合作社由能人、企业或村委领办。同时，37.44%的合作社重大事务表决方式为一票制，21.46%的合作社为按比例投票制，5.94%的合作社为理事会决定制，35.16%的合作社为理事长决定制。可见，合作社成员异质和集权决策在现实中较为严重。理论分析指出，内部产权结构中，成员异质性较高和决策权过于集中可能导致组织发展战略并不以普通社员获利为根本目的，从而影响农户增收效果的发挥。为此，本节根据合作社建立方式和重大事务表决方式对处理组样本分组，分别估计分样本的平均处理效应。

表 4 的（1）、（2）列显示，当合作社建立方式为农户自发组建时，合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应为 4.3104，在 5%的水平上显著，而合作社建立方式为能人、企业或村委领办时的平均处理效应不显著，T 检验也表明农户自发组建的合作社自办企业的农户增收效应显著大于能人、企业或村委领办的合作社。这表明成员异质会导致不同成员间利益不一致：能人、企业或村委领办的合作社自办企业可能是为了自身、企业或村集体的利益，而非真正需要带动的小农户的利益；农民自发组建的合作社则更能体现合作社“弱弱联合”的本质特征，合作社自办企业更多是为了带动全体社员共同致富。表 4 的（3）～（6）列显示，在不同的重大事务表决方式中，决策方式最为民主的一票制的合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应为 7.1528，在 10%的水平上显著，而其他表决方式下的平均处理效应均不显著。进一步比较四组子样本的回归系数可以发现，一人一票制、按比例投票制、理事会决定制、理事长决定制四种重大事务表决方式下，合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应依次递减，且 T 检验结果表明上述四组子样本的平均处理效应之间存在显著差异。重

大事务表决方式的分组回归结果说明，在内部产权结构中，合作社决策权越分散、表决方式越民主，合作社自办企业的农户增收效果越好，假说 2 得证。

表 4 内部产权结构对合作社自办企业农户增收效应的影响

|                | 合作社建立方式               |                    | 重大事务表决方式             |                       |                       |                     |
|----------------|-----------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
|                | 农民自发组建                | 能人、企业或<br>村委领办     | 一人一票制                | 按比例投票制                | 理事会决定制                | 理事长决定制              |
|                | (1)                   | (2)                | (3)                  | (4)                   | (5)                   | (6)                 |
| 平均处理效应         | 4.3104**<br>(2.2217)  | 3.6391<br>(3.4108) | 7.1528*<br>(3.4033)  | 6.3754<br>(6.4147)    | 3.6528<br>(16.9439)   | -3.8450<br>(9.7084) |
| 效应差异           | 0.6713***<br>(0.1704) |                    | 0.7774**<br>(0.3262) | 2.7226***<br>(0.8358) | 7.4978***<br>(0.8963) |                     |
| 控制变量           | 已控制                   | 已控制                | 已控制                  | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                 |
| 样本量            | 580                   | 550                | 499                  | 484                   | 390                   | 511                 |
| R <sup>2</sup> | 0.3294                | 0.3609             | 0.3652               | 0.3654                | 0.3599                | 0.3340              |

注：“效应差异”是两列平均处理效应的差值，即（1）和（2）列、（3）和（4）列、（4）和（5）列、（5）和（6）列平均处理效应的差值，通过 T 检验确定两列平均处理效应是否具有显著差异，后文同。括号内为标准误，后文同。

### （三）外部政策环境的影响

本节通过分样本分析考察外部政策环境对合作社自办企业带动农户增收的影响。在原始合作社样本中，第一期（2015 年底）只有 10 个合作社（占比 0.82%）自办企业，第二期（2016 年底）有 60 个合作社（占比 8.50%）自办企业，第三期有 285 个合作社（占比 36.73%）自办企业。2015—2018 年，中国合作社自办企业的发展态势迅猛。尤其是 2018 年，受新修订《农民专业合作社法》影响，样本中有半数合作社注册了企业，印证了合作社自办企业的组织模式变迁受外部政策环境影响明显的结论。理论分析指出，外部政策环境对合作社自办企业的增收效应会产生正反两方面影响。为此，本节根据合作社是否获得税收优惠或财政补贴对处理组样本进行分组，分别估计分样本的平均处理效应。

表 5 的（1）、（2）列显示，获得税收优惠的合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应为 5.3395，在 10%的水平上显著，未获得税收优惠的合作社自办企业的平均处理效应不显著。T 检验也表明获得税收优惠的合作社自办企业的农户增收效应显著大于未获得税收优惠的合作社，效应差异在 1%的水平上显著。这意味着地方政府通过税收优惠给予合作社政策支持，能够促进合作社自办企业带动农户增收效果的发挥。表 5 的（3）、（4）列显示，获得财政补贴的合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应不显著，未获得财政补贴的合作社自办企业的平均处理效应为 6.6753，在 5%的水平上显著。T 检验也表明未获得财政补贴的合作社自办企业的农户增收效应显著大于获得财政补贴的合作社，效应差异在 1%的水平上显著。这意味着地方政府通过财政补贴的方式给予合作社政策支持，会抑制合作社自办企业组织模式带动农户增收效果的发挥。假说 3 得证。

本节研究结果与大部分学者所持税收优惠比财政补贴更具激励作用的观点相符（冯发贵、李隋，

2017)。虽然财政补贴的激励手段易于操作，但却至少存在以下两方面隐患：一是资源配置的扭曲。一般来说，财政补贴需要合作社满足一定的要求才能获得，相当大比例的财政补贴有着明确规定的项目发展导向（尹玉婷，2019）。合作社为获取财政补贴，可能选择从事自己并不具备比较优势的产业，从而造成资源配置不合理，降低其利润。也就是说，政府通过财政补贴在一定程度上干预了合作社的经营选择。二是补贴资金监督困难。合作社注册企业可能并不是为了发展产业，而是为了套取政府财政补贴资金。这类合作社在得到资金后，不会按照资金使用要求合理分配资金，而是将补贴资金挪作他用，从而大大减弱了财政补贴支持合作社产业发展的作用。因此，财政补贴政策总体上抑制了合作社自办企业带动农户增收效果的发挥。税收优惠则是政府对合作社经营收益的让渡，合作社只有真正从事加工、流通、销售等环节的经营活动方能获取这部分收益，地方政府对合作社税收优惠的监督更为容易，因此，税收优惠政策总体上促进了合作社自办企业组织模式带动农户增收效果的发挥。

表 5 外部政策环境对合作社自办企业农户增收效应的影响

|                | 是否获得税收优惠  |          | 是否获得财政补贴   |          |
|----------------|-----------|----------|------------|----------|
|                | 是         | 否        | 是          | 否        |
|                | (1)       | (2)      | (3)        | (4)      |
| 平均处理效应         | 5.3395*   | 1.2833   | -3.0461    | 6.6753** |
|                | (2.9008)  | (4.2611) | (5.1032)   | (2.9536) |
| 效应差异           | 4.0562*** |          | -9.7214*** |          |
|                | (0.2185)  |          | (0.2454)   |          |
| 控制变量           | 已控制       | 已控制      | 已控制        | 已控制      |
| 样本量            | 544       | 586      | 514        | 602      |
| R <sup>2</sup> | 0.4063    | 0.3390   | 0.4023     | 0.3590   |

## 五、稳健性检验

本文进行稳健性检验的思路是：首先，对基准回归进行平衡性检验与共同支撑检验。其次，通过控制可能对农户收入产生重要影响的潜在变量，以及随机模拟的安慰剂检验，确保基准回归结果较好地控制了非观测变量的影响。再次，选取影响合作社是否自办企业但不影响合作社经营绩效的工具变量，克服可能存在的内生性问题。最后，采用 PSM-DDD 模型分组回归，增强异质性分析的可比性。

### （一）平衡性检验与共同支撑检验

匹配样本的平衡性检验结果如表 6 所示。T 检验结果表明，匹配后的处理组和对照组样本所有变量的均值间均没有显著差异，且匹配后的各变量组间标准化偏差均小于 5%，意味着匹配样本不存在系统性差异<sup>①</sup>。表 6 最后一行汇报了匹配前后倾向得分 Probit 模型的 R<sup>2</sup>，R<sup>2</sup> 由匹配前的 0.025 下降到 0.002，说明匹配后模型对合作社是否自办企业的解释力很弱。上述检验结果表明，匹配后的合作社样本具有良好的平衡性，即倾向得分匹配法可以较好地矫正由上述因素导致的选择偏差问题。

<sup>①</sup> 标准化偏差值越小意味着组间差异越小，实践中通常使用 10% 甚至 20% 作为认定平衡性的标准。

| 表 6                     |         | 匹配样本的平衡性检验 |       |       |        |
|-------------------------|---------|------------|-------|-------|--------|
| 匹配变量                    | 均值      |            | T 检验  | P 值   | 偏差 (%) |
|                         | 处理组     | 对照组        |       |       |        |
|                         | (1)     | (2)        | (3)   | (4)   | (5)    |
| 性别                      | 0.8607  | 0.8624     | -0.07 | 0.945 | -0.5   |
| 年龄                      | 3.8357  | 3.8436     | -0.71 | 0.477 | -5.0   |
| 文化程度                    | 2.7063  | 2.7095     | -0.05 | 0.959 | -0.4   |
| 外出务工经历                  | 0.4253  | 0.4106     | 0.42  | 0.676 | 3.0    |
| 村干部                     | 0.1443  | 0.1450     | -0.03 | 0.976 | -0.2   |
| 个人荣誉                    | 0.3594  | 0.3683     | -0.26 | 0.796 | -1.8   |
| 理事长任期                   | 0.3367  | 0.3265     | 0.30  | 0.761 | 2.1    |
| 重大事务表决方式（以一人一票制为参照）     |         |            |       |       |        |
| 理事长决定制                  | 0.3240  | 0.3341     | -0.30 | 0.762 | -2.2   |
| 理事会决定制                  | 0.2632  | 0.2591     | 0.13  | 0.895 | 0.9    |
| 按比例投票制                  | 0.3215  | 0.3133     | 0.25  | 0.805 | 1.7    |
| 第一大出资人出资占比              | 0.4553  | 0.4628     | -0.38 | 0.704 | -2.7   |
| 专职会计                    | 0.5898  | 0.5939     | -0.12 | 0.908 | -0.8   |
| 二次返利制度                  | 0.5240  | 0.5347     | -0.30 | 0.763 | -2.1   |
| 成员退出规制（以所有成员均不能自由退出为参照） |         |            |       |       |        |
| 所有成员都可以自由退出             | 0.6329  | 0.6264     | 0.19  | 0.850 | 1.3    |
| 普通成员自由退出,骨干不能自由退出       | 0.2962  | 0.3113     | -0.46 | 0.643 | -3.3   |
| 总资产                     | 4.9347  | 4.9785     | -0.46 | 0.648 | -3.3   |
| 总负债                     | 1.5364  | 1.5606     | -0.17 | 0.864 | -1.2   |
| 成员数                     | 2.6945  | 2.7509     | -0.64 | 0.524 | -4.6   |
| 贷款次数                    | 1.1924  | 1.2520     | -0.38 | 0.707 | -2.7   |
| 示范社级别                   | 2.1772  | 2.1748     | 0.03  | 0.978 | 0.2    |
| 自有品牌                    | 0.3924  | 0.4013     | -0.26 | 0.798 | -1.8   |
| 最近金融机构距离                | 6.0937  | 5.9648     | 0.29  | 0.775 | 2.1    |
| 最近县城距离                  | 16.5070 | 16.0760    | 0.49  | 0.623 | 3.4    |
| 附近益农信息社                 | 0.2379  | 0.2546     | -0.54 | 0.588 | -3.9   |
| R <sup>2</sup>          | 匹配前     |            | 匹配后   |       |        |
|                         | 0.025   |            | 0.002 |       |        |

同时，匹配样本还应具有良好的组间可比性，即满足共同支撑条件。图 1 展示了倾向得分匹配后处理组和对照组的概率密度分布情况，处理组和对照组的倾向得分分布重合区间较大，意味着匹配样本较好地满足了共同支撑条件。

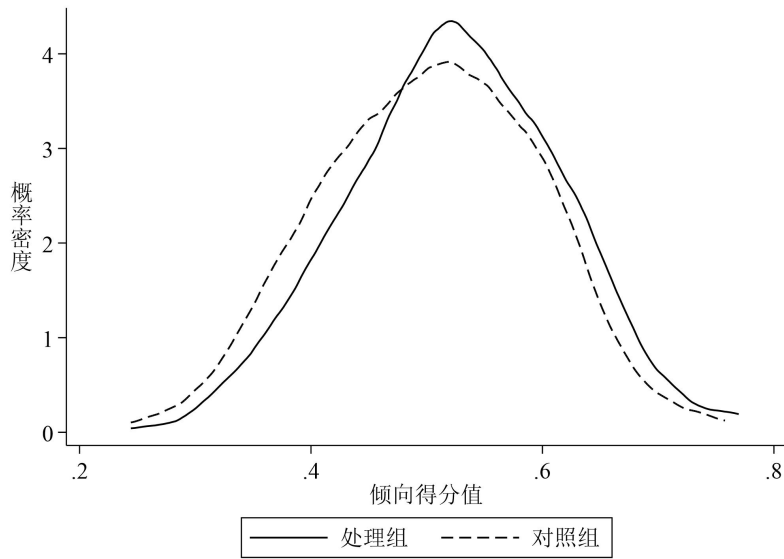


图1 倾向得分匹配后的密度函数图

## （二）潜在非观测变量影响检验

1. 剔除理事长更迭的影响。鉴于理事长在合作社运营管理中的重要性，本文检验与理事长能力有关的潜在非观测变量的影响。基准分析控制了事前时点的理事长可观测特征，双重差分法又可消除样本期内一直在任的理事长不可观测特征的影响，但对于样本期内进行了理事长更迭的合作社，PSM-DID模型不能控制更迭后的理事长能力变化带来的合作社经营绩效变化。考虑到理事长任期小于3年的合作社在2016—2018年间很可能发生了理事长更迭，本节剔除理事长任期小于3年的处理组样本，重新估计平均处理效应，结果如表7所示。表7的估计结果相较表3没有明显变化，表明基准回归结果是稳健的。

表7

潜在非观测变量影响检验

|                | 剔除理事长任期小于3年的处理组样本  |
|----------------|--------------------|
| 平均处理效应         | 3.3246<br>(2.7178) |
| 控制变量           | 已控制                |
| 样本量            | 751                |
| R <sup>2</sup> | 0.3513             |

2. 安慰剂检验。参考贾俊雪、秦聪（2019）的做法，本文构造了随机模拟实验，在样本中随机抽取222个样本作为处理组，剩余230个样本作为对照组，以此为基础进行PSM-DID回归，重复上述过程1000次，将1000组回归的系数及标准误纵向合并，得到随机模拟的平均处理效应分布图。由于随机模拟中处理组和对照组是随机抽取产生的，因此若模型已较好地控制了非观测变量的影响（或是非观测变量的影响较弱），则这些结果应服从均值为零的正态分布。由图2可知，回归结果基本服从均值为零的正态分布，表明基准分析较好地控制了非观测变量的影响。



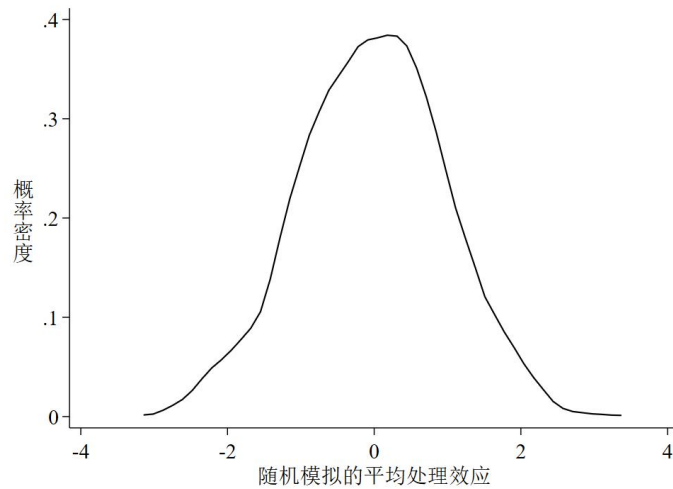


图2 1000次随机模拟的平均处理效应分布图

### （三）潜在内生性影响检验

合作社自办企业本身是一种内生的行为。PSM-DID方法能够有效解决样本自选择问题，但不能区分是合作社自办企业影响了经营绩效，还是经营绩效影响了合作社自办企业的决策，这就有可能导致基准回归结果被高估。为进一步剔除潜在内生性的影响，本文采用工具变量法进行稳健性检验。2018年《农民专业合作社法》修订后，赋予了合作社依法自办企业的权利，自此合作社自办企业开始“有章可循，有法可依”。因此，合作社是否自办企业可能与其是否了解新修订的《农民专业合作社法》有关。同时，对新修订的《农民专业合作社法》是否了解对社员户均收入的影响较弱。因此，本文生成一个新的变量“是否了解新修订合作社法”作为合作社是否自办企业的工具变量，用工具变量重新回归的结果如表8所示。可以看出，解决内生性问题后，合作社自办企业对农户增收的影响依旧不显著，基准回归具有较强的稳健性。

表8 合作社自办企业对农户增收影响的2SLS估计

|                | 第一阶段                  | 第二阶段               |
|----------------|-----------------------|--------------------|
|                | (1)                   | (2)                |
| 是否了解新修订合作社法    | 0.3305***<br>(0.0524) |                    |
| 平均处理效应         |                       | 2.6293<br>(6.3965) |
| 控制变量           | 已控制                   | 已控制                |
| 样本量            | 658                   | 658                |
| R <sup>2</sup> |                       | 0.3455             |

### （四）异质性分析检验

为了增强异质性分析的可比性，借鉴秦国庆等（2021）的做法，采用PSM-DDD模型进行三重差分，对内部产权结构和外部政策环境的异质性影响重新估计，回归结果如表9和表10所示。PSM-DDD

的回归结果与上文 PSM-DID 的分样本回归结果差异不大，表明上文的异质性分析结果较为稳健。

表 9 基于 PSM-DDD 模型的内部产权结构异质性分析

| Panel A 对合作社建立方式的异质性分析 |                      | Panel B 对重大事务表决方式的异质性分析 |                     |
|------------------------|----------------------|-------------------------|---------------------|
|                        | 社员户均收入               |                         | 社员户均收入              |
| 农民自发组建的平均处理效应          | 4.2908**<br>(2.1541) | 一人一票制的平均处理效应            | 7.6693*<br>(3.9784) |
| 能人、企业或村委领办的平均处理效应      | 3.8635<br>(3.3038)   | 按比例投票制的平均处理效应           | 6.1242<br>(7.1606)  |
|                        |                      | 理事会决定制的平均处理效应           | 2.3553<br>(4.1177)  |
|                        |                      | 理事长决定制的平均处理效应           | -0.1086<br>(4.3739) |
| 控制变量                   | 已控制                  | 控制变量                    | 已控制                 |
| 样本量                    | 766                  | 样本量                     | 778                 |
| R <sup>2</sup>         | 0.3435               | R <sup>2</sup>          | 0.3506              |

表 10 基于 PSM-DDD 模型的外部政策环境异质性分析

| Panel A 对是否获得税收优惠的异质性分析 |                     | Panel B 对是否获得财政补贴的异质性分析 |                       |
|-------------------------|---------------------|-------------------------|-----------------------|
|                         | 社员户均收入              |                         | 社员户均收入                |
| 获得税收优惠的平均处理效应           | 4.4997*<br>(2.2312) | 获得财政补贴的平均处理效应           | -1.4005<br>(2.7456)   |
| 没有获得税收优惠的平均处理效应         | 2.2264<br>(3.4566)  | 没有获得财政补贴的平均处理效应         | 6.0274***<br>(2.2934) |
| 控制变量                    | 已控制                 | 控制变量                    | 已控制                   |
| 样本量                     | 778                 | 样本量                     | 778                   |
| R <sup>2</sup>          | 0.3466              | R <sup>2</sup>          | 0.3463                |

## 六、结论与启示

### （一）研究结论

本文首先基于纵向外外部性和不完全契约理论，发展了供应链交易的双重加价模型，从理论层面剖析了合作社自办企业的纵向一体化模式相较“公司+合作社+农户”的准一体化模式的比较优势，即合作社自办企业更好地带动农户增收的作用机理，并基于实际情况放松假设条件，进一步分析其带动农户增收的制约因素。理论分析表明，相较“公司+合作社+农户”，合作社自办企业对农户而言是一种更优的农业产业化组织模式，能够通过规避契约不完全产生的机会主义问题和中间品交易的垄断加价，提高合作社经营绩效。但在实际情况中，由于内部产权结构以及外部政策干预的抑制作用，合作社自办企业的组织模式转型未必能够带动农户增收。

在此基础上，本文使用全国范围内 452 个合作社的追踪面板数据，利用 PSM-DID 模型构造拟自

然实验进行了实证分析。实证结果表明，相较“公司+合作社+农户”的准一体化组织模式，合作社自办企业的纵向一体化组织模式总体上不能带动农户增收。内部产权结构中，成员异质和集权决策机制引致的“委托-代理”问题是抑制合作社自办企业发挥农户增收效应的关键因素，成员同质和民主决策机制则有助于促进合作社自办企业农户增收效应的发挥。外部政策环境中，不同政策干预对合作社自办企业的农户增收效应影响不同，税收优惠政策有助于促进合作社自办企业的农户增收效应，财政补贴政策则会抑制合作社自办企业的农户增收效应。

## （二）政策启示

第一，规范注册企业程序，杜绝异化合作社，切实保障农民利益。在合作社申请自办企业时，应对其社员名单、合作社章程、注册资金、经营规模、主营业务、企业章程等进行严格审查，可以通过走访合作社成员、实地抽查等方式来审核合作社是否符合自办企业的资质，对不符合条件的合作社不予注册企业。同时要对其日常经营活动是否符合规范进行监督，一旦发现存在不规范的经营行为，应勒令整改，可适当采取惩罚措施。

第二，完善激励及监督措施。一方面，加大对自办企业的合作社的税收优惠力度，用税收优惠调动合作社的经营积极性，进而增强其促进农民增收的效果。另一方面，建立健全对合作社财政资金补贴的审批评估和监督制度。强化财政补贴的事前审批，做好财政资金使用效率的事前评估，通过严格的审批评估制度纠正可能产生的资源扭曲。完善事后监督机制，设立专门法规对合作社获得的财政资金用途予以规范，通过严格的监督机制防范机会主义行为，促进合作社自办企业后经营绩效的提升，进而促进农户收入持续稳定增长。

## 参考文献

1. 陈强，2014：《高级计量经济学及 Stata 应用》，北京：高等教育出版社。
2. 邓衡山、王文烂，2014：《合作社的本质规定与现实检视——中国到底有没有真正的农民合作社？》，《中国农村经济》第 7 期。
3. 邓宏图、李康、柳昕，2018：《农业产业化中的“位势租”：形成机制与利润分配》，《经济学动态》第 10 期。
4. 杜吟棠，2005：《农业产业化经营和农民组织创新对农民收入的影响》，《中国农村观察》第 3 期。
5. 冯发贵、李隋，2017：《产业政策实施过程中财政补贴与税收优惠的作用与效果》，《税务研究》第 5 期。
6. 郭晓鸣、廖祖君、付娆，2007：《龙头企业带动型、中介组织联动型和合作社一体化三种农业产业化模式的比较——基于制度经济学视角的分析》，《中国农村经济》第 4 期。
7. 韩旭东、李德阳、王若男、郑风田，2020：《盈余分配制度对合作社经营绩效影响的实证分析：基于新制度经济学视角》，《中国农村经济》第 4 期。
8. 黄祖辉、王祖锁，2002：《从不完全合约看农业产业化经营的组织方式》，《农业经济问题》第 3 期。
9. 贾俊雪、秦聪，2019：《农村基层治理、专业协会与农户增收》，《经济研究》第 9 期。
10. 孔祥智、程泽南，2012：《农民专业合作社自办企业税收制度分析》，《中国农民合作社》第 11 期。
11. 李岩，2013：《不完全契约理论视角下的政府失灵分析》，《经济与管理》第 3 期。

12. 刘畅、高杰, 2014: 《我国农业准一体化经营组织: 必然性、稳定性及优化》, 《学术交流》第 4 期。
13. 秦国庆、杜宝瑞、贾小虎、马恒运, 2021: 《工程确权能否推动小型农田水利设施的善治——基于河南省调查数据的多期双重差分检验》, 《中国农村经济》第 2 期。
14. 阮荣平、刘爽、郑风田, 2020: 《新一轮收储制度改革导致玉米减产了吗: 基于 DID 模型的分析》, 《中国农村经济》第 1 期。
15. 万俊毅、曾丽军, 2020: 《合作社类型、治理机制与经营绩效》, 《中国农村经济》第 2 期。
16. 王若男、杨慧莲、韩旭东、郑风田, 2019: 《合作社信贷约束: 需求型还是供给型? ——基于双变量 Probit 模型的分析》, 《农业现代化研究》第 5 期。
17. 王图展, 2016: 《农民合作社议价权、自生能力与成员经济绩效——基于 381 份农民专业合作社调查问卷的实证分析》, 《中国农村经济》第 1 期。
18. 王志刚、于滨铜, 2019: 《农业产业化联合体概念内涵、组织边界与增效机制: 安徽案例举证》, 《中国农村经济》第 2 期。
19. 王志刚、于滨铜、孙诗涵、和田恬、郑适, 2021: 《资源依赖、联盟结构与产业扶贫绩效——来自深度贫困地区农产品供应链的案例证据》, 《公共管理学报》第 1 期。
20. 文理、费瓴、程先东、潘学文, 2009: 《特色农业产业纵向一体化的选择——应用 GAHP 方法对“肥西老母鸡”企业的实证分析》, 《农业技术经济》第 3 期。
21. 夏英、牛若峰, 1996: 《农业产业一体化理论及国际经验》, 《农业经济问题》第 12 期。
22. 尹玉婷, 2019: 《产业发展中财政补贴有效性的制度分析》, 中南财经政法大学博士学位论文。
23. 徐旭初, 2010: 《从“企业+合作社+农户”走向“合作社+企业+农户”》, 《中国农民合作社》第 2 期。
24. 徐旭初、吴彬, 2017: 《异化抑或创新? ——对中国农民合作社特殊性的理论思考》, 《中国农村经济》第 12 期。
25. 苑鹏, 2013: 《“公司+合作社+农户”下的四种农业产业化经营模式探析——从农户福利改善的视角》, 《中国农村经济》第 4 期。
26. 张平、张宇、王丽明、华静、王玉斌, 2013: 《农业产业化背景下的协会发展》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第 4 期。
27. 张晓山, 2009: 《农民专业合作社的发展趋势探析》, 《管理世界》第 5 期。
28. 朱湖根、万伦来、金炎, 2007: 《中国财政支持农业产业化经营项目对农民收入增长影响的实证分析》, 《中国农村经济》第 12 期。
29. Bachke, M. E., 2019, “Do Farmers’ Organizations Enhance the Welfare of Smallholders? Findings From the Mozambican National Agricultural Survey”, *Food Policy*, 89: 1-14.
30. Donald, S. G., and K. Lang, 2007, “Inference with Difference-in-differences and Other Panel Data”, *The Review of Economics and Statistics*, 89(2): 221-233.
31. Grossman, S. J., and O. D. Hart, 1986, “The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration”, *Journal of Political Economy*, 94(4): 691-719.

32. Powell, W. W., and P. J. DiMaggio, 1991, *The New Institutionalism in Organizational Analysis*, Chicago: University of Chicago Press.
33. Spengler, J. J., 1950, "Vertical Integration and Antitrust Policy", *Journal of Political Economy*, 58(4): 347-352.
34. Swinnen, J. F., and M. Maertens, 2007, "Globalization, Privatization, and Vertical Coordination in Food Value Chains in Developing and Transition Countries", *Agricultural Economics*, 37(1): 89-102.

(作者单位：中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑：胡 祎)

## Can Cooperative-owned Enterprises Help Households Increase Their Income? An Analysis Based on the Vertical Externality and Incomplete Contract Theory

ZHENG Fengtian WANG Ruonan LIU Shuang ZHU Jia

**Abstract:** Promoting the integrated development of primary, secondary and tertiary industries through agricultural industrialization organization is an important way to realize the revitalization of rural industries and the increase in farmers' income. Based on the vertical externality and incomplete contract theory, this article analyzes the institutional advantages of the vertical integrated organization model of cooperative-owned enterprises compared with the quasi-integrated organization model of "enterprise + cooperative + farmer household", and its mechanism of increasing farmer households' income. It uses a nationally representative sample of 452 cooperative tracking survey data for an empirical test. By constructing a PSM-DID model in which the fixed effects of individual and year are controlled, it finds that, compared with "enterprise + cooperative + farmer household", cooperative-owned enterprises do not significantly increase farmers' income on the whole. The results from the subsample regression show that the internal property structure and external policy environment have a significant impact on the income increasing effect of cooperative-owned enterprises, which are influenced by bounded rationality of households, principal-agent problems and external policy intervention. The homogeneity of internal members, democratic decision-making mechanism and preferential tax policies can promote the income increasing effect of cooperative-owned enterprises. Therefore, standardizing the registration procedures of enterprises, eliminating "alienated" cooperatives, improving the incentive and supervision measures are feasible ways to ensure the increase in households' income in the process of running business of cooperatives.

**Keywords:** Agricultural Industrialization Organization; Cooperative-owned Enterprise; Vertical Externality; Incomplete Contract; PSM-DID

# “八五”时期以来中国北方灌溉投资的变化趋势及村庄新增灌溉投资的影响因素\*

王转林<sup>1</sup> 王金霞<sup>1,2</sup> 陈 煌<sup>3,4</sup> 关宝珠<sup>1</sup> 邓洪波<sup>5</sup>

**摘要：**随着中国农业生产格局的变化，北方地区的灌溉投资对于保障国家粮食安全的重要性更加凸显。本文根据在中国北方地区开展的村级跟踪调查，描述了“八五”时期以来中国北方地区灌溉投资的变化趋势，并解析其背后的政策因素，进一步通过构建计量模型探究了水资源短缺状况、已有灌溉条件、当地经济条件、耕地资源禀赋对村庄是否获得新增灌溉投资的影响。研究表明，“八五”时期以来，随着国家在宏观政策上对农田水利建设的逐渐重视，北方地区新增灌溉投资总额不断增长；但新增灌溉投资的村级覆盖范围需要进一步扩大；农村税费改革和国家财税体制改革等政策动因使得政府尤其是中央政府承担起新增灌溉投资的主导角色；随着政府对节水灌溉设施支持力度的加大，节水灌溉已经得到了迅速发展。计量回归结果表明，水资源短缺越严重的村庄不一定越有可能获得新增灌溉投资；新增灌溉投资具有“马太效应”，即已有灌溉条件越好的地区越有可能获得新增灌溉投资；当地经济条件越好的村庄越有可能从社区获得新增灌溉投资，耕地资源禀赋越好的村庄越有可能从政府获得新增灌溉投资；村庄从政府获得新增灌溉投资与从社区获得新增灌溉投资之间存在“挤入效应”。最后，本文基于研究结论得出政策启示。

**关键词：**新增灌溉投资 北方地区 水资源短缺 灌溉条件

**中图分类号：**F323.9 **文献标识码：**A

## 一、引言

随着中国农业生产格局的变化，北方地区的灌溉投资对于保障国家粮食安全的重要性更加凸显。过去 40 多年中，中国农业生产格局逐渐向北推进，三大粮食作物（小麦、水稻和玉米）都逐渐向黄

\*本文研究得到国家自然科学基金项目“INFEWS:U.S.-China: 提高区域食物—能源—水系统的可持续性：基于潜在的气候和发展情景下美国东南区域和中国华北平原的跨区域综合集成对比研究”（项目编号：4171101461）、国家自然科学基金项目“海河流域农村区域地下水超采综合治理措施的成效评估”（项目编号：7187041288）、澳大利亚国际农业研究中心项目“Understanding the Drivers of Successful and Inclusive Rural Regional Transformation: Sharing Experiences and Policy Advice in Bangladesh, China, Indonesia and Pakistan”（项目编号：ADP/2017/024）的资助。本文通讯作者：王金霞。

淮海或东北粮食产区集中。作为粮食主产区,北方地区虽拥有全国 54% 的耕地面积,但水资源占有量仅为全国的 36%<sup>①</sup>。“北粮南运”进一步加剧了水资源和粮食生产在空间上的错配格局。由于水资源短缺、降水量较低,北方地区的农业生产不得不依赖灌溉,灌溉投资成为北方地区农业生产的关键投入。在灌溉投资的支持下,北方地区的灌溉面积比例普遍高于全国平均水平,例如,黄淮海地区 2018 年灌溉面积占耕地面积的比例达 68%,而全国平均仅为 50%。另外,由于水需求增加和地表水供给不足,北方地区 70% 的灌溉面积依赖地下水供给 (Wang et al., 2019)。

中国政府历来十分重视灌溉投资,虽然在改革开放初期灌溉投资一度停滞,但自“八五”时期以来,中国灌溉投资又呈现出恢复增长的势头 (Wang et al., 2019; 杨朔, 2008)。那么,“八五”以来中国北方地区的灌溉投资总额、投资来源和投资设施类型等发生了哪些变化? 如何解析这些投资变动背后的政策因素? 哪类地区越有可能从政府获得新增灌溉投资,而哪类地区越有可能从社区获得新增灌溉投资? 不同投资主体的投资之间存在互补还是替代关系? 尽管灌溉投资变动及其影响因素得到了一些学者关注 (例如 He et al., 2015; Boyle et al., 2014; Zhang et al., 2006; 刘力、谭向勇, 2006), 但是现有研究受数据资料等限制,没有很好地回答以上问题。然而,深入解答这些问题对于中国制定今后的灌溉投资政策具有十分重要的现实意义。

鉴于此,本文的主要目的是运用来自北方 6 省长时期、大规模的村级调查数据,描述“八五”时期以来中国新增灌溉投资总额、覆盖范围、来源和设施类型的变化趋势,并解析其背后的政策因素,在此基础上构建计量模型分析水资源短缺状况、已有灌溉条件、当地经济条件、耕地资源禀赋对村庄获得新增灌溉投资的影响,从而为国家灌溉投资决策提供科学依据。

## 二、“八五”以来中国北方灌溉投资的变化趋势及其政策因素解析

在本部分笔者将运用实地调查的一手数据进行描述性分析: 首先,介绍数据来源; 然后,描述“八五”时期以来中国北方地区新增灌溉投资总额、覆盖范围、来源和设施类型的变化趋势; 最后,解析这些变化背后的政策因素。

### (一) 数据来源及说明

本文分析所用数据主要来自研究团队在 2004 年和 2016 年开展的两轮村级跟踪调查,即中国北方水资源调查 (NCWRS)。调查覆盖了中国北方 3 个主要流域的 6 个省份: 海河流域的河北,黄河流域的内蒙古、河南、陕西和山西,以及辽河流域的辽宁。为了获得具有代表性的样本,研究团队采用了分层随机抽样方法。首先,将每个省份所辖的县级行政区分为以下 4 类: 水资源极度短缺、水资源非常短缺、水资源有些短缺、水资源不短缺; 然后,在每个类别中随机选取 2 个或 3 个县级行政区; 接着,从每个选中的县级行政区随机选取 2 个乡 (镇、苏木); 最后,从每个选中的乡 (镇、苏木) 随机选取 4 个行政村。2004 年调查共覆盖中国 6 省 (区) 50 个县 (区、旗) 400 个村,在 2016 年的追踪调查中,由于有两个样本村发生了合并,有 1 个样本村整村搬迁,样本村总数减少为 398 个。

<sup>①</sup>数据来源: 《中国统计年鉴 2019》。

为了解灌溉投资的变化趋势,村级调查问卷中设置了 1990—2016 年历年村庄灌溉设施新增投资额和投资来源的相关问题。灌溉设施分为“开源”和“节流”两大类,其中,“开源”主要指灌溉供水设施(包括机井房、机井、泵、机井配套电力设备、渠道等设施),“节流”主要指节水灌溉设施或措施(包括渠道衬砌、地上管道、地下管道、喷灌设施、滴灌设施等)。投资来源分为政府(包括中央和地方各级政府部门)和社区(包括农户、村集体和水管理者<sup>①</sup>)两大类。

除了新增灌溉投资及来源,调查问卷的内容还包括 1995 年、2004 年、2015 年村庄的水资源状况、灌溉条件、耕地面积、地形、人口、劳动力、农民收入等自然和社会经济特征,从而为开展村庄新增灌溉投资的影响因素分析提供了重要数据支撑。调查采取面对面的问卷访谈方式。为了保证数据获取的准确性,每一份调查问卷要求至少两位熟悉村庄情况的村领导回答。

除了一手调查数据外,研究团队也收集了中国气象数据网站上公布的长期地面气候站点的月值数据,并根据这些数据计算了 1993—1996 年、2002—2005 年、2013—2016 年历年样本县的年平均帕尔默干旱指数(PDSI)<sup>②</sup>。PDSI 是基于水量平衡原理计算的干旱程度表征指标,指数值越小,代表地区干旱程度越高(陶然、张珂,2020)。

## (二) 中国北方地区灌溉投资的变化趋势

“八五”以来,中国北方地区灌溉投资的变化趋势呈现以下几方面特点:

第一,新增投资额总体上呈现不断增长的趋势,进入“十二五”后,更是实现了跨越式增长。根据调查数据的统计结果(见表 1),样本村平均年新增灌溉投资额从“八五”期间的 1.8 万元增长到“十二五”期间的 11.6 万元,增长了 5.4 倍。从“八五”开始到“十二五”结束的 25 年里,样本村平均年新增灌溉投资额达到 4.7 万元,年均新增投资增长率为 13.2%。从不同时期新增灌溉投资的变动看,“八五”期间增长较快(29.6%),之后增长相对放慢;到了“十二五”期间,样本村年均新增投资增长率超过了“八五”期间,高达 34.3%。根据 2017 年《中国水利统计年鉴》的统计数据可以算出,6 个样本省(区)灌溉设施投资完成额年均增长率在“十二五”期间达到 36.8%,略高于本文基于实地调查数据分析的结果。这说明“十二五”期间中国农田水利建设迈上了一个新台阶。实地调查数据显示,到“十二五”末期,北方地区超过 70%的样本村拥有灌溉供水设施,其中,有地下水灌溉供水设施的村庄比例为 67%。

表 1 “八五”以来样本村庄新增灌溉投资及其来源

| 时期              | 新增灌溉投资<br>(万元/村/年) | 投资占比(%) |      | 年均新增投资增长率(%) |      |      |
|-----------------|--------------------|---------|------|--------------|------|------|
|                 |                    | 政府      | 社区   | 总体           | 政府   | 社区   |
| 八五(1991—1995 年) | 1.8                | 21.2    | 78.8 | 29.6         | 76.7 | 22.2 |

<sup>①</sup>水管理者指除农户和村集体之外,村里专门负责征收水费、管理水利设施的机构或者个人。

<sup>②</sup>在计算过程中,首先通过 Thornton 插值法将站点气象数据插值为格点数据,然后根据样本县的经纬度将各格点数据匹配到县级层面(Thornton et al., 1997)。在此基础上,通过输入降水、气温等指标计算样本县的 PDSI 月值,根据月值计算年平均值。



(续表 1)

|                  |      |      |      |      |      |      |
|------------------|------|------|------|------|------|------|
| 九五(1996—2000 年)  | 2.3  | 37.8 | 62.2 | 13.7 | 9.8  | 14.7 |
| 十五(2001—2005 年)  | 4.0  | 46.3 | 53.7 | 17.2 | 14.4 | 20.3 |
| 十一五(2006—2010 年) | 3.9  | 63.3 | 36.7 | 21.4 | 38.3 | -2.4 |
| 十二五(2011—2015 年) | 11.6 | 76.5 | 23.5 | 34.3 | 44.4 | 3.3  |
| 总体(1991—2015 年)  | 4.7  | 61.2 | 38.8 | 13.2 | 25.2 | 3.9  |

注：投资额已折算为 2015 年不变价。

第二，尽管新增投资额总体上不断增长，但是“八五”以来平均每年获得新增灌溉投资的村庄覆盖范围并不是很大，而且从政府获得新增灌溉投资的村庄覆盖范围较小。从表 2 的数据看，“八五”以来的 25 年里，平均每年只有 24.4% 的样本村庄获得了新增灌溉投资，而且从政府获得新增灌溉投资的村庄比例（10.0%）低于从社区获得新增灌溉投资的村庄比例（20.3%）。从变动趋势看，在总体上，平均每年获得新增灌溉投资的村庄比例最高的时期是“十二五”期间，其次是“十五”期间。从政府获得新增灌溉投资的村庄比例变化与此相同，而平均每年从社区获得新增灌溉投资的村庄比例在“十五”期间最高，其次是“九五”期间。

第三，“八五”以来，村庄获得新增灌溉投资的次数不是很多，从政府获得新增灌溉投资的次数更低。从表 2 的数据看，“八五”期间，有 45.7% 的村庄获得过新增灌溉投资，其中，有 49.4% 的村庄只获得过一次；与其他几个时期相比，“十五”期间获得过新增灌溉投资的村庄比例是最高的，但是其中 41.2% 的村庄只获得过一次。“八五”期间，有 18.6% 的村庄从政府获得过新增灌溉投资，但其中有 76.9% 的村庄只获得过一次。尽管“十二五”期间，已经有 47.7% 的村庄从政府获得过新增灌溉投资，但其中有 51.1% 的村庄只获得过一次。

表 2 “八五”以来新增灌溉投资的村庄覆盖率

| 时期               | 获得过新增灌溉投资的村庄比例（%） |          |             |          |          |             |          |          |             |
|------------------|-------------------|----------|-------------|----------|----------|-------------|----------|----------|-------------|
|                  | 总体                |          |             | 政府       |          |             | 社区       |          |             |
|                  | 平均<br>每年          | 至少<br>一次 | 其中，只<br>有一次 | 平均<br>每年 | 至少<br>一次 | 其中，只<br>有一次 | 平均<br>每年 | 至少<br>一次 | 其中，只<br>有一次 |
| 八五(1991—1995 年)  | 21.3              | 45.7     | 49.4        | 5.2      | 18.6     | 76.9        | 20.1     | 41.7     | 48.9        |
| 九五(1996—2000 年)  | 24.3              | 52.0     | 44.0        | 7.0      | 24.1     | 68.8        | 22.5     | 47.0     | 44.5        |
| 十五(2001—2005 年)  | 28.8              | 65.3     | 41.2        | 10.8     | 35.4     | 67.5        | 25.3     | 57.8     | 45.2        |
| 十一五(2006—2010 年) | 18.2              | 43.0     | 51.0        | 9.0      | 25.4     | 59.5        | 14.3     | 32.9     | 52.0        |
| 十二五(2011—2015 年) | 29.4              | 64.3     | 40.3        | 18.0     | 47.7     | 51.1        | 19.3     | 40.5     | 44.0        |
| 总体(1991—2015 年)  | 24.4              | 89.4     | 8.2         | 10.0     | 76.6     | 56.4        | 20.3     | 82.4     | 34.7        |

第四，“八五”到“十五”期间，灌溉投资主要来自社区，但从“十一五”开始，政府成为主要投资者。灌溉设施种类不同，有些灌溉设施可能具有非排他性，因此不能完全依靠私人提供。实际中，政府和非政府的利益相关者均可以作为灌溉设施的投资者。从表 1 看，“八五”到“十五”期间，北方地区村级灌溉设施的投资主体是社区，尤其是“八五”期间，来自社区的新增灌溉投资占比高达

78.8%。然而，“十一五”期间，政府投资以将近 40% 的年均增长率增长，与此同时，社区投资出现了负增长，政府成为新增灌溉投资的主导者，其投资比例（63.3%）远超过社区投资比例（36.7%）。到“十二五”期间，政府新增灌溉投资占比进一步上升到 76.5%。由于政府投资增长较快，所以从“八五”到“十二五”整个时期看，政府投资占到了新增灌溉投资总额的 61.2%。

第五，“十五”时期以来，新增灌溉投资中政府投资的主体是中央政府，社区投资的主体是农民。基于实地调查数据，在“十五”末期，52.3% 的政府新增灌溉投资来自中央政府，地方政府的投资比例低于 50%（见图 1）。进入“十一五”后，中央政府的投资增长较快，占到政府新增灌溉投资总额的 70.3%，到了“十二五”期间，这一比例更是高达 81.5%。在社区投资中，来自农民的投资一直高于村集体的投资，在“十五”和“十一五”期间，农民的投资比例虽高于村集体，但差距相对较小。到了“十二五”期间，农民的投资占比（75.7%）远高于村集体（22.4%）。此外，尽管投资占比很低（低于 2%），但“十一五”以来水管理者也开始投资灌溉设施。

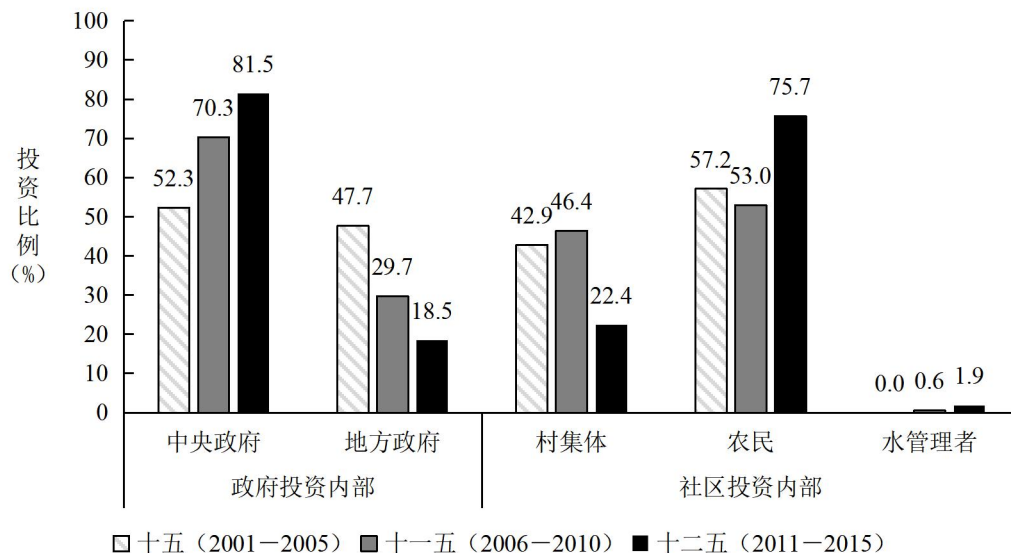


图1 “十五”以来政府和社区新增灌溉投资中各种来源占比

注：由于在实地调查中没有收集 2005 年以前政府和社区新增灌溉投资中各种来源的占比数据，所以图中“十五”期间的数据实际上是用 2005 年的数据代替。

第六，在保证灌溉供水的同时，从“十二五”开始，节水灌溉投资已成为灌溉投资的主导方向。灌溉供水设施用于保障灌溉用水的可获得性，一直是灌溉投资的重点，尤其在“八五”期间，在新增灌溉投资中，新增灌溉供水投资的占比高达 83.4%（见表 3）。从“八五”开始到“十二五”结束的 25 年里，北方地区新增灌溉供水投资占比平均为 61.6%。尽管如此，但从总的趋势看，新增灌溉供水投资占比呈现下降趋势；与此同时，新增节水灌溉投资不断增加。“十二五”期间，新增节水灌溉投资比例（55.3%）超过了新增灌溉供水投资比例（44.7%），表明节水设施（或措施）已成为北方地区灌溉投资的主导方向。进一步对新增灌溉供水投资和新增节水灌溉投资进行细分可以发现，1991—2015

年将近 90% 的新增灌溉供水投资用于机井及其配套设施建设。除了机井及其配套设施，新增灌溉供水投资还用于购买柴油机、修渠道和安装量水设施等。在同一时期的新增节水灌溉投资中，用于渠道衬砌的投资占比最高（41.6%），投资占比排在第二位和第三位的分别是地上管道（37.4%）和滴灌（9.6%），其余投资用于安装喷灌设施和铺设地下管道等。

表 3 “八五”以来新增灌溉供水投资和新增节水灌溉投资

| 时期               | 新增灌溉供水投资          |                        | 新增节水灌溉投资          |                    |
|------------------|-------------------|------------------------|-------------------|--------------------|
|                  | 占新增灌溉投资的<br>比例（%） | 其中，用于机井及其<br>配套设施占比（%） | 占新增灌溉投资的<br>比例（%） | 其中，用于渠道衬砌<br>占比（%） |
| 八五（1991—1995 年）  | 83.4              | 82.5                   | 16.6              | 40.8               |
| 九五（1996—2000 年）  | 57.9              | 86.5                   | 42.1              | 22.0               |
| 十五（2001—2005 年）  | 66.5              | 86.2                   | 33.5              | 33.9               |
| 十一五（2006—2010 年） | 55.6              | 94.1                   | 44.4              | 64.8               |
| 十二五（2011—2015 年） | 44.7              | 92.3                   | 55.3              | 46.5               |
| 总体（1991—2015 年）  | 61.6              | 88.3                   | 38.4              | 41.6               |

### （三）灌溉投资变化的政策解析

“八五”以来，中国北方地区灌溉投资呈现的变化趋势与国家相关政策紧密相关，具体体现在以下几个方面：

首先，灌溉投资的不断增长离不开国家在宏观政策上对农田水利建设的逐渐重视，这种重视在“十二五”期间尤为突出。改革开放初期，由于政府对农田水利基本建设的一度忽视，中国农业灌溉的发展出现了减缓和停滞，成为农业发展的短板（Wang et al., 2017）。对此，1989 年国务院发布了《关于大力开展农田水利基本建设的通知》（国发〔1989〕73 号），提出要将农田水利建设作为一项长期任务。“九五”初期，国务院发布了《关于进一步加强农田水利基本建设的通知》（国发〔1996〕6 号），进一步强调农田水利基本建设的重要作用，并从增加劳动积累工投入水利建设、加大资金投入力度、加强组织领导等方面对农田水利建设做出部署。“十五”和“十一五”期间，中央政府设置了小型农田水利工程建设补助专项资金，并开展中央财政小型农田水利重点县建设等项目。这些举措在一定程度上保证了“八五”到“十一五”期间中国灌溉投资尤其是政府投资的逐年增长（见表 1）。在“十二五”期间，国家对农田水利建设更加重视，2011 年首次通过中央“一号文件”专门对水利工作进行全面部署，要求将“农田水利作为农村基础设施建设的重点任务”。从表 1 可以看出，“十二五”期间，北方地区样本村庄新增灌溉投资较“十一五”期间实现了成倍增长，与中央“一号文件”的政策部署相一致。尽管在水利政策推动下，灌溉投资在增长，但获得灌溉投资的村级覆盖范围不大，其背后的原因可能是政府的灌溉投资项目往往相对集中，政策支持的持续性不足。

其次，农村税费改革对“十一五”以来的村级灌溉投资能力和主体地位有一定削弱，而国家财税体制改革可能促使政府尤其是中央政府担当灌溉投资的主导角色。“八五”和“九五”期间，村提留和劳动积累工是农田水利建设的合法费用和劳务来源，社区投资占据灌溉投资的主导地位（见表 1）。“十五”期间，为了减轻农民负担、规范农村收费行为而实施的农村税费改革取消了村提留、劳动积

累工和义务工等制度，打破了农田水利供给的长期机制，导致“十一五”以来包括村集体在内的社区投资主体投资能力的下降和投资意愿的低迷（罗仁福等，2006；Boyle et al., 2014）。社区投资的不足要求政府在农田水利建设中发挥越来越重要的作用。但是各级政府的投资能力与其财政收入水平息息相关。“九五”以来，政府开始加大中央财政预算内专项资金用于水利项目的资金，并针对小型农田水利工程建设设置了补助专项资金，这些可能主要得益于1994年国家开展的财税体制改革改变了政府财政收入不足、财政体制紊乱的问题（高培勇，2018）。“十一五”以来，随着中国公共财政的逐渐建立完善以及中央财政权力的不断集中，中央政府的投资能力不断加强。其中一个表现是，“小农水”重点县建设等示范项目所需投资均来自中央政府向地方政府的拨款（郭宏江，2015）。

最后，“九五”以来，节水灌溉投资经历了从局部试点到规模化推广的政策驱动过程，尤其是“十二五”期间，节水灌溉规模化推广力度明显加大。推广节水灌溉技术是应对水资源短缺、提高灌溉效率的必然选择（Roger et al., 2015）。中国分别在“九五”和“十五”期间开展了第一批、第二批300个节水增效重点县建设项目以及节水灌溉示范项目，虽然这些项目只是在局部地区开展的，但取得了明显的经济和环境效益，也对进一步推广节水灌溉起到了示范作用（龚时宏等，2003；郑和祥等，2013）。“十二五”期间，国家开展了规模化节水灌溉增效示范项目建设，从而将更大范围的地区纳入节水灌溉规划。“十二五”末期，在继续实施东北四省区节水增粮行动的同时，国家启动了西北节水增效、华北地区地下水超采治理等区域规模化高效节水灌溉建设。“十三五”以来，国家进一步推动农业节水灌溉发展，为大中型灌区配套节水改造设施。这些措施为中国节水灌溉规模化推广提供了政策支持。

### 三、村庄获得新增灌溉投资影响因素的理论分析

影响村庄是否获得新增灌溉投资的因素有很多，本文主要关注水资源短缺状况、已有灌溉条件、当地经济条件、耕地资源禀赋的影响，并且关注村庄从不同主体获得新增灌溉投资影响因素的差异，以及村庄从不同主体获得新增灌溉投资之间的关系。本部分主要就这几个方面分别进行理论分析。

#### （一）水资源短缺状况与村庄是否获得新增灌溉投资

灌溉投资是为了满足灌溉农业用水需求、促进农业产出增长的支出（Turral et al., 2010）。地区的水资源短缺状况可能会影响新增灌溉投资。一方面，水资源越短缺的地区，灌溉的需求越高；另一方面，水资源越短缺的地区，开展灌溉的难度越高。水资源短缺状况与新增灌溉投资和灌溉农业产出的关系可以用下式表示：

$$\pi = p * f(w, i) - c(s) * w - v * i \quad (1)$$

（1）式中， $\pi$  为灌溉农业生产利润， $p$  为农产品价格， $f(w, i)$  为灌溉农业生产函数，其中， $w$  代表灌溉用水量， $i$  代表灌溉设施投入量， $c$  代表单位灌溉用水的成本， $s$  代表水资源短缺程度（值越大表示越短缺）， $v$  代表单位灌溉设施的建设成本。因此， $c(s) * w$  为灌溉可变成本， $v * i$  为灌溉固定成本。本文分析“八五”到“十二五”期间的长期灌溉投资，因此灌溉固定成本也是可变动的，决策者通过选择灌溉用水量  $w$  和灌溉设施的投入数量  $i$  追求利润最大化的目标。

农业生产利润最大化的一阶条件为：

$$p \frac{\partial f(w, i)}{\partial w} = c(s) \quad (2)$$

$$p \frac{\partial f(w, i)}{\partial i} = v \quad (3)$$

将上述 (2) 式和 (3) 式分别对水资源短缺程度  $s$  求全微分可得:

$$pf_{ww}w'(s) + pf_{iw}i'(s) = \frac{\partial c}{\partial s} \quad (4)$$

$$pf_{iw}w'(s) + pf_{ii}i'(s) = 0 \quad (5)$$

根据 (4) 式和 (5) 式, 最优灌溉用水量 and 最优灌溉设施投入量与水资源短缺程度的关系可用 (6) 式和 (7) 式表示:

$$w'(s) = \frac{f_{ii}}{pf_{ww}f_{ii} - pf_{iw}^2} \frac{\partial c}{\partial s} \quad (6)$$

$$i'(s) = \frac{f_{iw}}{pf_{iw}^2 - pf_{ww}f_{ii}} \frac{\partial c}{\partial s} \quad (7)$$

根据生产函数的一般性质可知,  $f$  为凹函数, 即  $f_i > 0$ ,  $f_{ii} < 0$ ,  $f_w > 0$ ,  $f_{ww} < 0$ ,  $f_{ww}f_{ii} - f_{iw}^2 > 0$ <sup>①</sup>。一般而言, 水资源越短缺, 单位灌溉用水成本  $c$  越高, 即  $\partial c / \partial s > 0$ 。因此可以推断出  $w'(s) < 0$ , 即在给定其他条件不变时, 在水资源短缺的地方, 取水的单位成本较高, 最优灌溉用水量下降。

$i'(s)$  的符号由  $f_{iw}$  决定, 而  $f_{iw}$  的符号与所投资的灌溉设施类别有关:

如果投资的是用于增加供水的“开源型”灌溉设施, 那么灌溉用水量和灌溉供水设施投入量对生产的作用表现为互补关系。例如, 如果灌溉井的数量不变, 增加灌溉用水量会增大每一口井对生产的边际贡献; 或者假定灌溉用水量不变, 增加井的数量会使井的分布更加密集, 虽然用水总量不变, 但是灌溉及时性会提高, 也会提高每一单位水对生产的边际贡献。在这两种情况下, 生产函数的交叉偏导  $f_{iw} > 0$ 。此时, 可以推断  $i'(s) < 0$ , 这表明随着水资源短缺程度加剧, 灌溉供水设施投入量减少。其背后的经济学原因在于水资源短缺导致开源难度加大, 进而不利于回收成本。

如果投资的是用于提高输水效率的“节流型”灌溉设施, 那么灌溉用水量和节水灌溉设施投入量对生产的作用表现为替代关系。以渠道衬砌为例, 一方面, 如果衬砌的灌溉渠道比例不变, 增加灌溉用水量会抵消渠道衬砌投资对作物产量的边际贡献。例如, 南方丰水地区渠道是否衬砌对产量的影响可能微乎其微 (因此丰水地区的土渠较多); 而北方缺水地区的渠道是否衬砌对产量的影响可能很大 (因此缺水地区的衬砌渠道较多)。另一方面, 假定灌溉用水量不变, 增加衬砌的渠道比例会减少输

<sup>①</sup>生产函数的凹性暗示了二阶偏微分的 Hessian 行列式为正, 即  $f_{ww}f_{ii} - f_{iw}^2 > 0$ 。由此可得,  $f_{iw}^2 - f_{ww}f_{ii} < 0$ 。

水损耗,提高输水效率,从而增加作物最终的“吃水量”,增加的这部分水量拉低了灌溉用水量对作物产量的边际贡献(因为灌溉用水对作物产量的作用是边际递减的)。在这两种情况下,生产函数的交叉偏导 $f_{hw} < 0$ 。此时,根据(7)式,可得 $i'(s) > 0$ ,表明随着水资源短缺程度加剧,节水灌溉设施投入量增加。其背后的原因是水资源短缺地区的节水需求更大,且投资于节水灌溉设施有利可图。

一般来讲,一个地区会同时投资灌溉供水设施和节水灌溉设施,且由于不同类型设施的投资比重不同,无法从理论上直接判断哪类设施对生产函数的交叉边际产出的净作用更强,从而无法从理论上揭示水资源短缺程度与村庄获得新增灌溉投资之间的关系。基于以上分析,本文提出研究假说1。

H1: 水资源短缺状况对村庄是否获得新增灌溉投资的影响并不确定,与灌溉投资的设施类型有关。

### (二) 已有灌溉条件与村庄是否获得新增灌溉投资

新增灌溉投资是在已有灌溉条件基础上进行的,如果一个地区具有灌溉需求的耕地均可以实现充分灌溉,则没有新增灌溉设施的必要,因此,只有灌溉条件还不能满足灌溉需求的地区才需要灌溉投资(董海峰等,2013; Boyle et al., 2014)。新增灌溉设施是否在经济上具有可行性可通过成本收益分析得知。根据经济学规律,一般情况下硬件设施投资的收益是边际递减的,而成本是边际递增的,这两方面的相互作用决定了投资是否可行。在灌溉条件较差的地区,地表水资源和地下水资源往往较为短缺,或者缺乏灌溉基础设施,使得投资灌溉设施的边际收益下降和边际成本上升得较快。相反地,在灌溉条件较好的地区,水源往往较为充足,或者具有比较完备的灌溉基础设施,使得投资灌溉设施的边际收益下降和边际成本上升得较慢。总体上说,在已有灌溉条件较好的地区,灌溉投资的收益可以得到较好保证,同时,灌溉投资的成本较低,因此更可能持续得到灌溉投资,呈现出灌溉投资的“马太效应”(柯龙山,2010)。基于以上分析,本文提出研究假说2。

H2: 新增灌溉投资存在“马太效应”,即新增灌溉投资会向已有灌溉条件较好的村庄聚集,灌溉条件较差的村庄越来越难获得新增灌溉投资。

### (三) 当地经济条件和耕地资源禀赋与村庄是否获得新增灌溉投资

地区的经济条件与该地区的公共产品投资十分相关,在经济条件越发达的村庄,社区自有投资越多;而为了促进区域均衡发展,政府会将公共产品投资向经济条件不发达的地区倾斜(Zhang et al., 2006)。灌溉设施是一类重要的公共产品(或者准公共产品),因此当地经济条件可能会对村庄获得灌溉投资产生影响(马林靖等,2007)。耕地资源禀赋反映地区的农业生产比较优势,耕地资源禀赋越好的村庄对农业生产的依赖性越强。灌溉投资是为农业生产服务的,耕地资源禀赋较好的地区对灌溉投资的需求较高,因此耕地资源禀赋也是决定村庄是否获得灌溉投资的重要因素(刘力、谭向勇,2006; 孔祥智、涂圣伟,2006)。

然而,当地经济条件和耕地资源禀赋对村庄从政府获得灌溉投资和从社区获得灌溉投资的影响可能不同。其背后的原因是政府和社区的投资决策逻辑存在差异。具体而言,政府投资的成本预算压力比社区投资相对要小,因此政府投资对当地经济发展程度的敏感性要比社区投资弱。政府投资在区域选择上更加看重投资收益,例如当地的农业生产比较优势。社区投资的决策逻辑则有所不同:对于成

本较高的灌溉设施，社区投资主体一般具有较强的预算约束，其投资决策依赖于当地村集体或者村民是否有投资能力。因此，村集体或者村民收入水平低会抑制社区对灌溉设施的投资意愿和投资能力（刘力、谭向勇，2006；董静，2016；韩青，2004）。由于社区投资是当地的行为，一些天然的生产条件（如耕地资源禀赋等）是不可以选择的，因此相对政府投资而言，社区投资对当地生产比较优势的敏感性较弱。基于以上分析，本文提出研究假说3。

H3：当地经济条件和耕地资源禀赋会对村庄获得新增灌溉投资产生影响，但是它们对村庄从不同主体（政府或社区）获得投资的影响可能不同。

#### （四）村庄从不同主体获得新增灌溉投资的关系

一般而言，一个投资主体的决策会受到另一个投资主体决策的影响。在理论上，公共投资与私人投资的关系有两种：一种是公共投资和私人投资相互抑制，从而产生“挤出效应”或者“替代效应”（尹贻林、卢晶，2008；尹文静，2010）；另一种是公共投资刺激私人投资，从而产生“挤入效应”，或者“互补效应”。

灌溉投资的“挤出效应”可能表现为以下两个方面：一是当政府投资增加时，社区减少投资；另一方面是当社区投资较高时，政府不再投资，而是转向其他地区或者其他公共设施。然而，政府和社区灌溉投资之间的“挤出效应”更可能在灌溉投资需求较低的地区表现出来，而在中国北方地区，灌溉投资需求还很高，政府和社区灌溉投资之间相互“挤出”的可能性较小（Wang et al., 2020）。相反地，“挤入效应”在灌溉投资上表现得更加明显。灌溉投资具有外部性，即一个主体的投资会降低另一个主体的投资成本。一方面，政府投资会“挤入”私人投资。举例来说，如果政府灌溉投资为某地区新修了水库，则私人投资只需增加田间灌溉设施即可获得灌溉用水，进而出现“跟投”现象，即产生“挤入效应”。另一方面，私人投资会“挤入”政府投资。政府投资会受到财政约束，因此在可以提供配套投资的地区，政府投资的积极性也会更高。基于以上分析，本文提出研究假说4。

H4：村庄从政府获得灌溉投资与从社区获得灌溉投资之间存在“挤入效应”。

### 四、模型设定、变量选取及其描述性统计

#### （一）模型设定

为了检验前文提出的研究假说，需要构建计量经济模型进行因果效应识别。村庄 $i$ 在第 $t$ （ $t = 1996, 2005, 2016$ ）年获得灌溉投资需要满足潜在收益大于预期成本的条件。灌溉投资的净收益是一个受多种因素影响的不可观测的潜变量（ $y_{it}^*$ ）。本文将村庄是否有新增灌溉投资作为处理变量（ $y_{it}$ ），当且仅当新增灌溉投资的潜在净收益大于零（ $y_{it}^* > 0$ ）时，村庄才可能从政府或者社区获得新增灌溉投资，即 $y_{it} = 1$ ；否则， $y_{it} = 0$ 。因此，第 $t$ 年第 $i$ 村是否有新增灌溉投资可以用下式表示：

$$y_{it}^* = \beta x_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & y_{it}^* > 0 \\ 0, & y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (9)$$

(8) 式中,  $x_{it}$  是本文关注的影响村庄是否有新增灌溉投资的因素, 包括水资源短缺状况、已有灌溉条件、当地经济条件和耕地资源禀赋等,  $\beta$  是待估计参数,  $u_i$  为个体效应,  $\varepsilon_{it}$  是随机误差项。

由于村庄是否有新增灌溉投资属于二值变量, 且本文所用数据是面板数据, 可以选择采用面板数据 Logit 模型或者面板数据 Probit 模型, 本文选择采用前者作为基准回归模型, 而将后者的估计结果作为稳健性检验。面板数据 Logit 模型的主要估计方法包括 3 种: 混合 Logit 模型、Logit-RE 模型和 Logit-FE 模型。由于使用 Logit-FE 模型估计时会自动剔除被解释变量值没有变化的样本, 从而造成较大的样本损失, 因此本文不采用 Logit-FE 模型, 而是在混合 Logit 模型和 Logit-RE 模型之间选择。具体采用混合 Logit 模型还是 Logit-RE 模型需要进行 LR 检验(陈强, 2014)。

需要注意的是, 第  $t$  年第  $i$  村是否有新增灌溉投资也可能会影响该村的水资源短缺状况、灌溉条件和经济条件等, 因此笔者在后文的模型回归中使用它们滞后 1 期的变量, 从而避免因内生性导致的模型估计结果不一致问题。具体而言, 在分析村庄某年是否有新增灌溉投资的影响因素时, 测度这些影响因素的变量用的都是上一年的数据。例如, 当被解释变量分别是 1996 年、2005 年和 2016 年村庄是否有新增灌溉投资时, 解释变量水资源短缺状况分别使用的是 1995 年、2004 年和 2015 年的数据。

## (二) 变量选取及描述性统计

1. 被解释变量。本文的被解释变量是村庄是否有新增灌溉投资。基于调查数据, 不管村庄的新增灌溉投资来自政府还是社区, 也不管投资额大小, 只要村庄在某一年有新增灌溉投资, 被解释变量就赋值为 1, 否则, 赋值为 0。为了分析村庄从不同主体获得新增灌溉投资影响因素的差异, 本文进一步将被解释变量细分为两个变量, 即村庄是否有政府新增灌溉投资和村庄是否有社区新增灌溉投资。

2. 关键解释变量。基于本文的研究假说, 关键解释变量包括以下四类: ①水资源短缺状况。本文用村庄水资源是否短缺反映水资源短缺状况。基于调查数据, 如果村领导回答村庄水资源供给已经严重制约了工农业生产和农民生活, 将水资源是否短缺变量赋值为 1; 如果村领导回答短期内村庄水资源充足且长期也不成问题, 将水资源是否短缺变量赋值为 0。②已有灌溉条件。本文用村庄灌溉面积占比反映已有灌溉条件。③当地经济条件。本文用村民人均纯收入测度村庄的经济条件。村民人均纯收入越高, 表明村庄的经济条件越好。④耕地资源禀赋。本文用村庄人均耕地面积反映村庄的耕地资源禀赋。人均耕地面积越大, 表明村庄耕地资源禀赋越好。

3. 控制变量。本文的控制变量涉及村庄的劳动力非农就业状况、主要地形、气候条件和年份虚变量。需要说明的是, 气候条件包括短期气候条件和长期气候条件, 短期气候条件用样本县当年的干旱指数反映, 长期气候条件用样本县前三年的干旱指数平均值反映。举例来说, 当  $t = 1996$  年时, 长期气候条件用样本县 1993—1995 年干旱指数的平均值表示。干旱指数越小表示样本县的干旱程度越高。年份虚变量是为了控制那些不随个体变化, 但随时间变化的因素, 例如国家宏观政策的变化。

变量的含义及其描述性统计见表 4。从表中可以看出, 1996 年、2005 年和 2016 年这三年平均每



年只有 22% 的村庄有新增灌溉投资。分投资主体看，有政府新增灌溉投资的村庄比例较低，只有 10%，17% 的村庄有社区新增灌溉投资。超过 2/5 的样本村庄面临水资源短缺问题，说明中国北方地区的水资源短缺形势十分严峻。村庄灌溉面积占比达到了 0.53，表明中国北方地区有一半以上的耕地面积可以获得灌溉。样本村庄农民年均纯收入约为 0.37 万元（2015 年不变价），人均耕地面积为 2.45 亩。控制变量的描述性统计结果显示，1995 年、2004 年和 2015 年这三年样本村庄平均每年约有 1/3 的劳动力从事非农就业。样本县当年的干旱指数和前三年的干旱指数平均值均很小，表明干旱程度较高，这与中国北方地区干旱缺水的自然条件一致。

表 4 变量的含义及其描述性统计

| 变量名称          | 变量含义及赋值                | 均值    | 标准差  |
|---------------|------------------------|-------|------|
| <b>被解释变量</b>  |                        |       |      |
| 村庄是否有新增灌溉投资   | 村庄是否有新增灌溉投资：是=1，否=0    | 0.22  | 0.41 |
| 村庄是否有政府新增灌溉投资 | 村庄是否有政府新增灌溉投资：是=1，否=0  | 0.10  | 0.30 |
| 村庄是否有社区新增灌溉投资 | 村庄是否有社区新增灌溉投资：是=1，否=0  | 0.17  | 0.37 |
| <b>解释变量</b>   |                        |       |      |
| 水资源是否短缺       | 村庄水资源是否短缺：是=1，否=0      | 0.44  | 0.50 |
| 灌溉面积占比        | 村庄灌溉面积占耕地面积的比例         | 0.53  | 0.39 |
| 村民人均纯收入       | 村民人均年纯收入（万元）；2015 年不变价 | 0.37  | 4.43 |
| 人均耕地面积        | 村庄人均耕地面积（亩）            | 2.45  | 2.51 |
| <b>控制变量</b>   |                        |       |      |
| 劳动力非农就业占比     | 村庄非农就业劳动力占总劳动力的比例      | 0.29  | 0.25 |
| 地形是否以平原为主     | 村庄地形是否以平原为主：是=1，否=0    | 0.61  | 0.49 |
| 当年的干旱指数       | 样本县当年的干旱指数             | 0.08  | 1.69 |
| 前三年的干旱指数平均值   | 样本县前三年的干旱指数平均值         | -0.64 | 1.34 |

### （三）相关性分析

基于调查数据，笔者分析了水资源短缺状况、已有灌溉条件、当地经济条件和耕地资源禀赋与村庄是否有新增灌溉投资的相关关系，结果见表 5。

首先，将所有的样本村庄按照水资源是否短缺分为两组，并计算各组中有新增灌溉投资的村庄比例。总体上看，水资源短缺的村庄得到新增灌溉投资的概率可能稍高一些，但 F 检验的结果显示这种差异并不显著。相较而言，水资源短缺的村庄更容易得到社区新增灌溉投资，这种差异是显著的。是否有政府新增灌溉投资与村庄水资源短缺状况的相关关系不明显。

其次，将所有样本村庄按照灌溉面积占比分为 4 组，并计算各组中有新增灌溉投资的村庄比例。不管是总体上看，还是分投资主体看，灌溉面积占比越大的村庄得到新增灌溉投资的概率越大。F 检验结果显示各组间的差异均在 1% 的统计水平上显著。以总体为例，在完全不灌溉的村庄中，只有 5.3% 的村庄有新增灌溉投资；而在耕地全部实现灌溉的村庄中，有新增灌溉投资的村庄比例达到 31.8%。

再次,将所有样本村庄按照村民人均纯收入分为4组,并计算各组中有新增灌溉投资的村庄比例。表5的结果显示,总体上看,村民人均纯收入越高的村庄越有可能得到新增灌溉投资。最高收入组获得新增灌溉投资的村庄比例比最低收入组获得新增灌溉投资的村庄比例高将近1倍。政府并没有将灌溉投资倾斜到经济发展水平较差的地区,在最低收入组中,只有6.0%的村庄有政府新增灌溉投资,而在最高收入组中,这一比例达到15.5%,F检验结果也显示差异十分显著。当村民人均纯收入低于0.45万元时,随着收入的增加,有社区新增灌溉投资的村庄比例不断上升,但当村民人均纯收入超过0.45万元后,有社区新增灌溉投资的村庄比例出现下降。F检验结果显示这种差异并不显著。

表5 水资源短缺状况、已有灌溉条件、当地经济水平和耕地资源禀赋与灌溉投资的相关关系

| 类别                       | 有新增灌溉投资的村庄比例(%) |      |      |
|--------------------------|-----------------|------|------|
|                          | 总体              | 政府   | 社区   |
| 水资源是否短缺 <sup>a</sup>     |                 |      |      |
| 是                        | 23.0            | 9.4  | 18.4 |
| 否                        | 20.4            | 9.9  | 14.7 |
| 灌溉面积占比 <sup>b</sup>      |                 |      |      |
| 0                        | 5.3             | 3.2  | 3.2  |
| (0, 0.5)                 | 19.2            | 9.0  | 13.2 |
| [0.5, 1)                 | 25.5            | 10.5 | 21.2 |
| 1                        | 31.8            | 13.7 | 25.1 |
| 村民人均纯收入(万元) <sup>c</sup> |                 |      |      |
| [0, 0.15)                | 16.0            | 6.0  | 14.5 |
| [0.15, 0.3)              | 20.3            | 8.8  | 14.7 |
| [0.3, 0.45)              | 25.2            | 8.3  | 20.9 |
| 0.45 以上                  | 27.7            | 15.5 | 18.8 |
| 人均耕地面积(亩) <sup>d</sup>   |                 |      |      |
| [0, 1)                   | 19.4            | 7.1  | 15.0 |
| [1, 2)                   | 20.3            | 7.7  | 17.0 |
| [2, 3)                   | 22.8            | 11.0 | 16.5 |
| 3 以上                     | 26.5            | 14.5 | 18.4 |

注:①村民人均纯收入折算为2015年不变价;②F检验结果显示:<sup>a</sup>按村庄水资源短缺状况分组时,只有获得社区新增灌溉投资的村庄比例的组间差异显著(在10%的统计水平上);<sup>b</sup>按村庄灌溉面积占比分组时,获得新增灌溉投资的村庄比例、获得政府新增灌溉投资的村庄比例和获得社区新增灌溉投资的村庄比例的组间差异均显著(在1%的统计水平上);<sup>c</sup>按村民人均纯收入分组时,获得新增灌溉投资的村庄比例、获得政府新增灌溉投资的村庄比例的组间差异显著(在1%的统计水平上)。<sup>d</sup>按村庄人均耕地面积分组时,只有获得政府新增灌溉投资的村庄比例的组间差异显著(在5%的统计水平上)。

最后,将所有样本村庄按照人均耕地面积分为4组,并计算各组中有新增灌溉投资的村庄比例。总体上看,人均耕地面积越大的村庄越有可能得到新增灌溉投资,但F检验的结果显示这种差异不显

著。分投资主体看,人均耕地面积越大的村庄越有可能得到政府新增灌溉投资,在最低人均耕地面积组中,有 7.1%的村庄有政府新增灌溉投资,在最高人均耕地面积组中,有 14.5%的村庄有政府新增灌溉投资,F 检验结果表明这种差异在 5%的统计水平上显著。

此外,笔者也分析了村庄是否有政府新增灌溉投资与是否有社区新增灌溉投资的相关关系,发现它们之间具有正相关关系。在 1991—2015 年的 25 年里,平均来看,在有社区新增灌溉投资的村庄中,有政府新增灌溉投资的村庄比例达到 28.7%,而在没有社区新增灌溉投资的村庄中,只有 5.4%的村庄有政府新增灌溉投资。进一步的检验发现,村庄是否有政府新增灌溉投资与是否有社区新增灌溉投资的皮尔森相关系数达到 0.31,在 1%的统计水平上通过了检验,表明村庄从政府获得新增灌溉投资与从社区获得新增灌溉投资具有较强的正相关性。

## 五、村庄是否有新增灌溉投资影响因素的模型估计结果

### (一) 基准回归结果

水资源短缺状况、已有灌溉条件、当地经济条件、耕地资源禀赋对村庄是否有新增灌溉投资影响的基准模型估计结果见表 6。当被解释变量是村庄是否有新增灌溉投资和村庄是否有社区新增灌溉投资时,LR 检验的结果显示混合 Logit 模型的估计结果更加有效,因此,本文将混合 Logit 模型的估计结果作为基准回归结果(回归 1 和回归 3);当被解释变量是村庄是否有政府新增灌溉投资时,LR 检验的结果显示 Logit-RE 模型的估计结果更加有效,因此本文将 Logit-RE 模型的估计结果作为基准回归结果(回归 2)。

从表 6 中看,各回归的瓦尔德检验值在 1%的统计水平上显著不为零,表明模型的整体拟合效果较好,可以做进一步分析。下文中,笔者将根据表 6 的估计结果展开讨论。

1.水资源短缺状况对村庄是否有新增灌溉投资的影响。从回归 1~3 的结果看,水资源是否短缺变量不显著,表明整体上看,水资源短缺状况对村庄是否有新增灌溉投资没有显著影响。为了检验假说 1 中提出的水资源短缺状况对村庄是否获得灌溉投资的影响可能与投资的设施类型有关,笔者在回归 1~3 中均加入了水资源是否短缺变量与年份虚变量的交互项。从表 3 可以看出,“八五”期间中国北方地区以投资灌溉供水设施为主,之后新增灌溉供水投资占比呈现下降趋势,而新增节水灌溉投资占比呈现上升趋势,到“十二五”期间,新增节水灌溉投资占比已经超过了 50%。前文的政策解析也表明,随着时间的推移,政府对节水灌溉设施支持力度不断加大。可见,年份可以在一定程度上反映灌溉设施类型的变化。因此,笔者以 1996 年为对照组,分别设置了 2005 年和 2016 年与水资源是否短缺变量的交互项。

回归 1 的结果表明,水资源短缺状况对村庄是否有新增灌溉投资的影响随着年份的变化发生了变化。在其他条件不变的情况下,与 1996 年水资源短缺的村庄相比,2016 年水资源短缺的村庄获得新增灌溉投资的可能性会增加 11.3%。这说明与灌溉供水设施投资占绝对主导地位的时期相比,在新增节水灌溉投资占比显著增加的时期,水资源越短缺,村庄越可能获得新增灌溉投资。这一结果验证了假说 1。

回归 2 和回归 3 的结果显示,在其他条件不变的情况下,与 1996 年水资源短缺的村庄相比,2016 年水资源短缺的村庄从政府获得新增灌溉投资的可能性会增加 10.5%,但从社区获得新增灌溉投资的可能性没有显著变化。这说明水资源短缺状况对村庄是否从政府获得新增灌溉投资的影响随着年份的变化发生了变化,而对村庄是否从社区获得新增灌溉投资的影响并非如此。对此的解释是,从表 1 和表 3 可知,随着时间的推移,政府成为中国北方地区新增灌溉投资的主要投资者,与此同时,节水设施的新增灌溉投资占比明显上升,这表明灌溉投资设施类型的转变主要是政府推动的。这一结果进一步说明水资源短缺状况对村庄获得新增灌溉投资的影响与设施类型有关。

2.已有灌溉条件对村庄是否有新增灌溉投资的影响。回归 1 的结果显示,在其他条件不变的情况下,灌溉面积占比显著,且方向为正。这说明已有灌溉条件越好,村庄获得新增灌溉投资的可能性越大,这一结果也验证了灌溉投资具有“马太效应”的假说 2。

分投资主体看,灌溉面积占比对村庄是否有政府或社区新增灌溉投资均有显著的正向影响,其中,对村庄是否有社区新增灌溉投资的影响更大。回归 2 和回归 3 的结果显示,在其他条件不变的情况下,当村庄灌溉面积占耕地面积的比例增加 0.1,村庄从政府获得新增灌溉投资的可能性增加 0.6%,而村庄从社区获得新增灌溉投资的可能性增加 1.8%。由此可见,无论是政府还是社区,灌溉设施投资者均不喜欢“开荒”,而是希望在水资源较易获得或具有一定灌溉条件的地方进行投资。其背后的原因正如假说 2 提出前论证的那样,在需要“开荒”的地方水资源可获得性一般较差,灌溉投资成本较高,这决定了在这些地方投资灌溉设施不具有经济可行性。

3.当地经济条件和耕地资源禀赋对村庄是否有新增灌溉投资的影响。回归 2 的结果显示,村民人均纯收入不显著;而回归 3 的结果显示,村民人均纯收入显著,且方向为正。这表明当地经济条件对村庄是否从社区获得新增灌溉投资有显著正向影响,而对村庄是否从政府获得新增灌溉投资没有显著影响。正如假说 3 提出前所论述的,受预算约束影响,在经济条件较差的村庄,社区灌溉投资的意愿受到抑制,而政府由于成本预算压力较小,其灌溉投资决策不受地区经济条件影响。

回归 2 的结果显示,人均耕地面积显著,且方向为正;回归 3 的结果显示,人均耕地面积不显著。这表明耕地资源禀赋对村庄是否有政府新增灌溉投资有显著的正向影响,但是对村庄是否有社区新增灌溉投资没有显著影响。正如假说 3 提出前所论述的,耕地资源禀赋好的地区具有更明显的农业生产比较优势,在这些地区进行灌溉投资可能获得较高的潜在收益,因此受预算约束弱但更看重投资收益的政府倾向于在这些地区投资,而耕地资源禀赋对社区而言是无法选择的,社区对耕地资源是否具有比较优势的敏感性较弱。

4.控制变量的估计结果。表 6 的回归 1 显示,样本县前三年的干旱指数平均值显著,且方向为正,表明长期干旱程度越严重,村庄获得新增灌溉投资的可能性越小。分投资主体看,样本县前三年的干旱指数平均值对村庄是否有政府新增灌溉投资没有显著影响,但对村庄是否有社区新增灌溉投资有显著正向影响。可能的原因是,当一个地区长期干旱缺水时,依靠社区自己的能力难以发展灌溉农业,村民更可能选择外出务工,使得社区的灌溉投资意愿较低。回归结果显示,样本县当年的干旱指数不显著,表明短期气候条件不影响村庄是否有新增灌溉投资。

回归 1 和回归 3 结果显示, 2005 年的年份虚变量显著, 且方向为负。2016 年的年份虚变量对村庄是否有政府新增灌溉投资有显著正向影响(回归 2), 但对村庄是否有社区新增灌溉投资有显著负向影响(回归 3)。本文第二部分的政策解析表明, 2005 年中国完成了农村税费改革, 使得社区的灌溉投资能力降低。2016 年开始的“十三五”以来, 政府大力推动水利投资建设, 村庄从政府获得灌溉投资的机会增多。年份虚变量的回归结果为政策解析提供了一定支持。但是前文的政策解析还不能解释 2016 年的年份虚变量对村庄从社区获得新增灌溉投资产生负向影响, 这需要进行进一步分析。

表 6 村庄是否有新增灌溉投资影响因素的面板 Logit 模型估计结果

| 变量名称           | 是否有新增灌溉投资           | 是否有政府新增灌溉投资         | 是否有社区新增灌溉投资          |
|----------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                | 混合 Logit 模型         | Logit-RE 模型         | 混合 Logit 模型          |
|                | 回归 1                | 回归 2                | 回归 3                 |
| 关键解释变量         |                     |                     |                      |
| 水资源是否短缺        | -0.037<br>(0.043)   | -0.057<br>(0.046)   | -0.022<br>(0.035)    |
| 水资源是否短缺×2005 年 | 0.031<br>(0.063)    | 0.030<br>(0.057)    | 0.028<br>(0.054)     |
| 水资源是否短缺×2016 年 | 0.113**<br>(0.052)  | 0.105**<br>(0.050)  | 0.073<br>(0.049)     |
| 灌溉面积占比         | 0.199***<br>(0.038) | 0.064**<br>(0.026)  | 0.178***<br>(0.037)  |
| 村民人均纯收入        | 0.023<br>(0.023)    | 0.004<br>(0.015)    | 0.045*<br>(0.028)    |
| 人均耕地面积         | 0.005<br>(0.004)    | 0.007***<br>(0.003) | -0.003<br>(0.005)    |
| 控制变量           |                     |                     |                      |
| 劳动力非农就业占比      | 0.033<br>(0.056)    | 0.007<br>(0.037)    | 0.001<br>(0.055)     |
| 地形是否以平原为主      | 0.001<br>(0.031)    | 0.004<br>(0.023)    | 0.015<br>(0.031)     |
| 当年的干旱指数        | 0.003<br>(0.007)    | -0.001<br>(0.005)   | -0.000<br>(0.007)    |
| 前三年的干旱指数平均值    | 0.019*<br>(0.010)   | 0.001<br>(0.007)    | 0.015*<br>(0.009)    |
| 年份虚变量          |                     |                     |                      |
| 2005 年         | -0.093**<br>(0.039) | 0.019<br>(0.022)    | -0.114***<br>(0.039) |
| 2016 年         | -0.022<br>(0.043)   | 0.070**<br>(0.028)  | -0.130***<br>(0.040) |

(续表 6)

|        |          |          |          |
|--------|----------|----------|----------|
| 观测值    | 1194     | 1194     | 1194     |
| 瓦尔德检验值 | 79.26*** | 60.69*** | 74.03*** |

注：①表中汇报的是平均边际效应，而非系数；②\*、\*\*和\*\*\*分别代表在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。③括号中的数字是村庄层面的聚类标准误。

## (二) 稳健性检验

1.改变模型估计方法。为了检验模型估计结果的稳健性，笔者在不改变回归 1~3 中变量设置的情况下，改用面板数据 Probit 模型重新进行估计，并与基准回归的估计结果做了对照。面板数据 Probit 模型的主要估计方法包括两种，即混合 Probit 模型和 Probit-RE 模型。具体采用混合 Probit 模型还是 Probit-RE 模型需要进行 LR 检验。

当被解释变量是村庄是否有新增灌溉投资和村庄是否有社区新增灌溉投资时，LR 检验的结果显示混合 Probit 模型的估计结果更加有效，因此表 7 只汇报了混合 Probit 模型的估计结果（回归 4 和回归 6）；当被解释变量是村庄是否有政府新增灌溉投资时，LR 检验的结果显示 Probit-RE 模型的估计结果更加有效，因此表 7 只汇报了 Probit-RE 模型的估计结果（回归 5）。

表 7 改变估计方法后的稳健性检验结果

| 变量名称              | 是否有新增灌溉投资            | 是否有政府新增灌溉投资          | 是否有社区新增灌溉投资          |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                   | 混合 Probit 模型<br>回归 4 | Probit-RE 模型<br>回归 5 | 混合 Probit 模型<br>回归 6 |
| 关键解释变量            |                      |                      |                      |
| 水资源是否短缺           | -0.039<br>(0.042)    | -0.052<br>(0.039)    | -0.027<br>(0.036)    |
| 水资源是否短缺×2005 年    | 0.034<br>(0.061)     | 0.026<br>(0.050)     | 0.032<br>(0.053)     |
| 水资源是否短缺×2016 年    | 0.115**<br>(0.052)   | 0.101**<br>(0.045)   | 0.075<br>(0.048)     |
| 灌溉面积占比            | 0.200***<br>(0.036)  | 0.065**<br>(0.026)   | 0.175***<br>(0.035)  |
| 村民人均纯收入           | 0.025<br>(0.025)     | 0.003<br>(0.017)     | 0.055**<br>(0.027)   |
| 人均耕地面积            | 0.005<br>(0.004)     | 0.008***<br>(0.003)  | -0.002<br>(0.004)    |
| 控制变量 <sup>a</sup> | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 观测值               | 1194                 | 1194                 | 1194                 |
| 瓦尔德检验值            | 80.62***             | 61.86***             | 75.94***             |

注：①模型中汇报的是平均边际效应，而非系数；②\*、\*\*和\*\*\*分别代表在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。③括号中的数字是村庄层面的聚类标准误。④<sup>a</sup>控制变量同表 6，由于篇幅所限，没有报告估计结果。

回归 4~6 的结果显示, 瓦尔德检验值在 1% 的统计水平上显著不为零, 表明各个模型的整体拟合效果较好。更为重要的是, 回归 4~6 的结果表明, 各个关键解释变量的影响方向和显著性与基准回归结果基本一致, 表明估计结果具有稳健性。

2. 更换变量。除了改变模型估计方法外, 笔者也通过更换变量检验基准回归结果是否具有稳健性。模型中的关键解释变量较多, 限于文章篇幅, 笔者在回归 1~3 的基础上, 只对反映村庄已有灌溉条件的变量进行了替换。在基准回归中, 村庄已有灌溉条件用村庄灌溉面积占耕地面积的比例反映。实际上, 灌溉水源的多样性也是反映村庄灌溉条件的重要指标。与只有一种灌溉方式的村庄相比, 在既有地下水灌溉也有地表水灌溉的村庄, 灌溉的及时性和可靠性更容易得到保障 (Li et al., 2018)。因此, 笔者在回归 7~9 中, 采用村庄是否只有地表水灌溉、是否只有地下水灌溉、是否既有地表水灌溉也有地下水灌溉 3 个变量来度量村庄灌溉水源的多样性, 对照组为既没有地表水灌溉也没有地下水灌溉的村庄。替换变量后的估计结果见表 8。

从表中可以看到, 灌溉条件越好, 村庄获得新增灌溉投资的可能性越大。其他关键解释变量的结果与基准回归结果基本一致, 再次证实了估计结果的稳健性。

表 8 替换变量后的稳健性检验结果

|                      | 是否有新增灌溉投资           | 是否有政府新增灌溉投资         | 是否有社区新增灌溉投资         |
|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                      | 混合 Logit 模型         | Logit-RE 模型         | 混合 Logit 模型         |
|                      | 回归 7                | 回归 8                | 回归 9                |
| 关键解释变量               |                     |                     |                     |
| 水资源是否短缺              | -0.038<br>(0.043)   | -0.061<br>(0.045)   | -0.025<br>(0.036)   |
| 水资源是否短缺<br>× 2005 年  | 0.025<br>(0.063)    | 0.027<br>(0.056)    | 0.024<br>(0.054)    |
| 水资源是否短缺<br>× 2016 年  | 0.111**<br>(0.053)  | 0.107**<br>(0.049)  | 0.071<br>(0.049)    |
| 是否只有地表水灌溉            | 0.228***<br>(0.055) | 0.046<br>(0.038)    | 0.211***<br>(0.061) |
| 是否只有地下水灌溉            | 0.259***<br>(0.053) | 0.096***<br>(0.035) | 0.251***<br>(0.059) |
| 是否既有地表水灌溉也<br>有地下水灌溉 | 0.281***<br>(0.054) | 0.075**<br>(0.037)  | 0.273***<br>(0.060) |
| 村民人均纯收入              | 0.021<br>(0.022)    | 0.004<br>(0.015)    | 0.055**<br>(0.027)  |
| 人均耕地面积               | 0.002<br>(0.004)    | 0.007***<br>(0.003) | -0.004<br>(0.005)   |
| 控制变量 <sup>a</sup>    | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 |

| (续表 8) |          |          |          |
|--------|----------|----------|----------|
| 观测值    | 1194     | 1194     | 1194     |
| 瓦尔德检验值 | 65.81*** | 68.44*** | 55.45*** |

注：①模型中汇报的是平均边际效应，而非系数；②\*、\*\*和\*\*\*分别代表在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。③括号中的数字是村庄层面的聚类标准误。④<sup>a</sup>控制变量同表 6，由于篇幅所限，没有报告估计结果。

（三）进一步分析

前文的相关性分析结果表明，村庄是否有政府新增灌溉投资与是否有社区新增灌溉投资之间有正向相关关系。由于缺乏合适的工具变量，无法在控制其他因素的情况下识别它们之间的因果关系。但为了验证假说 4，笔者基于实地调查获取的 1991—2015 年村级灌溉投资面板数据，运用 Logit-RE 模型对它们之间的关系进行了单因素分析。具体而言，在分析政府投资对社区投资的影响时，模型的被解释变量为村庄是否有社区新增灌溉投资，模型的解释变量为村庄是否有政府新增灌溉投资。在分析社区投资对政府投资的影响时的做法类似。

回归结果显示，村庄是否有社区新增灌溉投资对村庄是否有政府新增灌溉投资有显著的正向影响；村庄是否有政府新增灌溉投资对村庄是否有社区新增灌溉投资也有显著的正向影响。这一结果与研究假说 4 一致，即村庄从政府获得灌溉投资和从社区获得灌溉投资之间可能存在“挤入效应”。“挤入效应”的存在表明，从社区获得新增灌溉投资的村庄更可能吸引政府进行灌溉投资，同样，如果村庄从政府获得新增灌溉投资更可能会带动社区进行灌溉投资。但是，由于本文没有开展多因素分析，这一研究结论需要在未来数据允许的情况下做进一步检验。

六、结论与政策启示

本文运用来自北方 6 省长时期、大规模的村级调查数据，描述“八五”时期以来中国北方地区新增灌溉投资在投资总额、投资范围、投资来源和投资设施类型 4 个维度上的变化趋势，并解析其背后的政策因素，在此基础上通过构建计量模型分析水资源短缺状况、已有灌溉条件、当地经济条件、耕地资源禀赋对村庄是否有新增灌溉投资的影响。

本文得出以下结论：“八五”时期以来，随着国家在宏观政策上对农田水利建设的逐渐重视，北方地区新增灌溉投资总额不断增长，但灌溉投资的村庄覆盖范围还需要进一步扩大；在农村税费改革和国家财税体制改革的政策背景下，政府尤其是中央政府成为灌溉投资的主体；随着政府对节水灌溉设施支持力度的加大，北方地区节水灌溉投资迅速发展。计量估计结果表明，水资源短缺状况对村庄是否有新增灌溉投资的影响与投资的灌溉设施类型有关；新增灌溉投资具有“马太效应”，即已有灌溉条件越好的村庄越有可能得到新增灌溉投资；当地经济条件和耕地资源禀赋对村庄是否从政府或从社区获得新增灌溉投资的影响不同；村庄从政府获得灌溉投资与从社区获得灌溉投资具有“挤入效应”。

本文的研究结果表明，从“八五”开始到“十二五”结束的 25 年里，中国北方地区的灌溉投资取得了巨大成就，但是地区之间获得灌溉投资的可能性具有很大的差异：水资源越短缺的地区不一定越有可能获得灌溉投资，已有灌溉条件较好、耕地资源禀赋较好的地区越有可能从政府获得灌溉投资，



已有灌溉条件较好、当地经济条件较好的地区越有可能从社区获得灌溉投资。因此，未来政府的灌溉投资决策需要做出一些必要的调整，从而在保证灌溉投资效果的同时，促进区域之间的均衡发展。首先，在水资源短缺状况严重的地区，政府不仅要进行投资倾斜，而且需要优先考虑节水灌溉设施投资，使得这些地区在灌溉用水有限的客观约束下，灌溉条件尽可能得到较大改善。其次，政府应该加强关注灌溉条件较差地区的灌溉投资，评估这些地区开展灌溉投资的可行性，尽可能提高灌溉效率的普惠性。再次，在经济发展水平较为落后但耕地资源禀赋较好的地区，由于社区灌溉投资能力较低，政府应该成为这些地区灌溉投资的主导者，政府投资也应在很大程度上向这些地区倾斜。但是，对于一些经济条件较差且耕地资源禀赋也较差的地区，政府需要引导发展不需要灌溉的特色农业或者非农就业，从而将灌溉投资分配给边际效益更高的地区。最后，政府要利用政府灌溉投资对社区灌溉投资的“挤入效应”促进与社区的合作，降低灌溉投资的预算约束。

最后，需要指出的是，本文研究仍存在不足之处。首先，虽然本文对“八五”以来中国北方地区灌溉投资变化背后的政策因素进行了解析，但是受数据和模型设置等限制，本文没有专门识别这些政策因素对村庄是否有新增灌溉投资的具体影响。其次，本文只分析了村庄层面的水资源短缺状况、已有灌溉条件、当地经济条件和耕地资源禀赋对灌溉投资的影响，还有一些更为宏观层面的影响因素可能也会对村庄是否获得灌溉投资产生重要的影响。再次，本文分析的是村庄是否有灌溉投资的影响因素，而没有分析村庄获得灌溉投资额的影响因素，以上这些都需要开展进一步研究。

#### 参考文献

- 1.陈强, 2014:《高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)》, 北京: 高等教育出版社。
- 2.董静, 2016:《收入差距、社会网络与农田水利设施供给效果研究》, 西北农林科技大学博士学位论文。
- 3.董海峰, 何志锋, 王浩, 2013:《农户对农田水利工程的需求和投资的影响因素分析——基于博罗县 120 户农户调查》,《广东农业科学》第 5 期。
- 4.高培勇, 2018:《中国财税改革 40 年: 基本轨迹、基本经验和基本规律》,《经济研究》第 3 期。
- 5.龚时宏、高占义、王晓玲、董雁飞, 2003:《全国 300 个节水重点县节水灌溉技术推广应用》,《中国水利水电科学研究院学报》第 4 期。
- 6.郭宏江, 2015:《小农水 大成效——小型农田水利重点县建设综述》,《中国农村水利水电》第 12 期。
- 7.韩青, 2004:《农业节水灌溉技术应用的经济分析》, 中国农业大学博士学位论文。
- 8.柯龙山, 2010:《我国农田水利设施供给机制: 变迁、困境与创新——基于南方旱涝灾害的思考》,《农业现代化研究》第 5 期。
- 9.孔祥智、涂圣伟, 2006:《新农村建设中农户对公共物品的需求偏好及影响因素研究——以农田水利设施为例》,《农业经济问题》第 10 期。
- 10.刘力、谭向勇, 2006:《粮食主产区县乡政府及农户对小型农田水利设施建设的投资意愿分析》,《中国农村经济》第 12 期。
- 11.罗仁福、张林秀、黄季焜、罗斯高、刘承芳, 2006:《村民自治、农村税费改革与农村公共投资》,《经济学(季

刊》第3期。

12. 马林靖、张林秀、罗仁福, 2007: 《中国农村农田水利灌溉基础设施投资实证研究》, 《现代经济探讨》第8期。
13. 陶然、张珂, 2020: 《基于PDSI的1982—2015年我国气象干旱特征及时空变化分析》, 《水资源保护》第5期。
14. 杨朔, 2008: 《当代中国农田水利建设变迁研究》, 西北农林科技大学博士学位论文。
15. 尹文静, 2010: 《农村公共投资对农户投资影响研究》, 西北农林科技大学博士学位论文。
16. 尹贻林、卢晶, 2008: 《我国公共投资对私人投资影响的经验分析》, 《财经问题研究》第3期。
17. 郑和祥、李和平、郭克贞、苗澍, 2013: 《基于信息熵和模糊物元模型的牧区节水灌溉项目后评价》, 《水利学报》第S1期。
18. Boyle, C. E., Q. Huang, and J. Wang, 2014, “Assessing the Impacts of Fiscal Reforms on Investment in Village-level Irrigation Infrastructure”, *Water Resources Research*, 50 (8): 6428-6446.
19. He, F., Y. Shi, R. Luo, L. Zhang, N. Johnson, and S. Rozelle, 2015, “Irrigation Investment in China: Trends, Correlates and Impacts”, *China Agricultural Economic Review*, 7 (3): 344-359.
20. Li, Y., J. Wang, J. Huang, B. Adhikari, and L. You, 2018, “Village-level Supply Reliability of Groundwater Irrigation in Rural China: Effects of Climate Variables and Tubewell Density”, *China Agricultural Economic Review*, 10(3): 354-371.
21. Roger, C., J. Wang, and J. D. Morris, 2015, “Policy Support, Economic Incentives and the Adoption of Irrigation Technology in China”, *Earth System Dynamics*, 5(2): 399-410.
22. Thornton, P. E., S. W. Running, and M. A. White, 1997, “Generating Surfaces of Daily Meteorological Variables over Large Regions of Complex Terrain”, *Journal of Hydrology (Amsterdam)*, 190(3): 214-251.
23. Turral, H., M. Svendsen, and J. M. Faures, 2010, “Investing in Irrigation: Reviewing the Past and Looking to the Future”, *Agricultural Water Management*, 97(4): 551-560.
24. Wang, J., Y. Jiang, H. Wang, Q. Huang, and H. Deng, 2019, “Groundwater Irrigation and Management in Northern China: Status, Trends, and Challenges”, *International Journal of Water Resources Development*, 36(4): 1-27.
25. Wang, J., Y. Li, J. Huang, T. Yan, and T. Sun, 2017, “Growing Water Scarcity, Food Security and Government Responses in China”, *Global Food Security*, 14: 9-17.
26. Wang, J., Y. Zhu, T. Sun, J. Huang, L. Zhang, B. Guan, and Q. Huang, 2020, “Forty Years of Irrigation Development and Reform in China”, *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64 (1): 126-149.
27. Zhang, L., R. Luo, C. Liu, and S. Rozelle, 2006, “Investing in Rural China: Tracking China’s Commitment to Modernization”, *Chinese Economy*, 39 (4): 57-84.

(作者单位: <sup>1</sup> 北京大学现代农学院;  
<sup>2</sup> 北京大学中国农业政策研究中心;  
<sup>3</sup> 厦门大学经济学院;  
<sup>4</sup> 厦门大学邹至庄经济研究中心;  
<sup>5</sup> 中国科学院大学)  
(责任编辑: 张丽娟)

## **The Changing Trend of Irrigation Investment in Northern China Since the Eighth Five-year Plan Period and the Factors Affecting the New Irrigation Investment in Villages**

WANG Zhuanlin   WANG Jinxia   CHEN Huang   GUAN Baozhu   DENG Hongbo

**Abstract:** With the change of agricultural production pattern in China, the importance of irrigation investment in Northern China for securing food supply has become increasingly prominent. Based on a village-level follow-up survey carried out in the Northern China, this article analyzes the changing trend of irrigation investment in this region since the Eighth Five-year Plan period and analyzes the policy factors behind it. Furthermore, an econometric model is constructed to explore the effects of water shortage, existing irrigation conditions, local economic conditions and arable land resource endowment on whether the village can obtain new irrigation investment. The results show that since the Eighth Five-year Plan period, with the gradual attention of the government to the construction of irrigation and water conservancy in the macro policies, the total amount of new irrigation investment in northern China has been continuously increasing. However, the coverage of new irrigation investment at the village level needs to be further expanded. Rural tax reform and national fiscal and taxation system reform have made the government, especially the central government, play a leading role in new irrigation investment. Water-saving irrigation has developed rapidly with the increase of government support for water-saving irrigation facilities. The results of econometric regressions show that the villages with more serious water shortage are not necessarily willing to obtain new irrigation investment. The new irrigation investment has a "Matthew effect", that is, the better the existing irrigation conditions, the more likely the new irrigation investment is to be obtained. Villages with better local economic conditions are more likely to receive irrigation investment from the community, and villages with better cultivated land resources are more likely to obtain new irrigation investment from the government. There is a "crowding-in effect" between the new irrigation investment obtained by the villages from the government and the new irrigation investment obtained from the community. Based on the analysis, the study concludes with a number of policy suggestions.

**Keywords:** New Irrigation Investment; Northern China; Shortage of Water Resources; Irrigation Condition

# 男性外出务工、女性赋权与家庭成员 蛋白质摄入\*

## ——来自欠发达地区农村的证据

郝晶辉<sup>1,2</sup> 王 菲<sup>1,2</sup> 黄佳琦<sup>3</sup>

**摘要：**本文利用2015年和2018年贵州、云南、陕西和甘肃四省欠发达地区农村2089份农户追踪调查数据，运用固定效应模型实证分析男性外出务工、女性赋权对家庭成员的蛋白质营养物质摄入的影响，并进一步探究女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中的作用。结果表明：男性外出务工不仅能提高家庭成员蛋白质摄入，还可促进女性赋权；同时，女性赋权的改善也可提高家庭成员蛋白质摄入。另外，总体而言，女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥部分中介效应，尤其是在收入较高的农户组，女性赋权发挥完全中介效应。本文认为，在推动男性外出务工增加农户收入的基础上，可通过进一步提高女性赋权来促进家庭成员蛋白质摄入。

**关键词：**女性赋权 蛋白质摄入 男性外出务工 欠发达地区

**中图分类号：**F328 **文献标识码：**A

### 一、引言

《“健康中国2030”规划纲要》指出，健康是经济社会发展的基础条件，是民族昌盛和国家富强的重要标志<sup>①</sup>。通过科学合理的膳食结构摄入全面均衡的营养是获得健康以及健康人力资本的保障。民众健康水平的提高有助于积累健康人力资本、增加劳动参与率以及促进经济和社会的长期发展

---

\*本文研究受到国家自然科学基金重点国际合作研究项目“精准扶贫与互联网扶贫的实施机制与效果评估研究”（编号：71661147001）、华中农业大学自主科技创新基金项目“合作社对小农户生产销售行为影响机理研究”（编号：2662019QD003）和中央高校基本科研业务费专项基金资助项目“农业产业经济创新团队建设”（编号：2662020JGPY002）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，文责自负。本文通讯作者：黄佳琦。

<sup>①</sup>资料来源：《中共中央国务院印发〈“健康中国2030”规划纲要〉》，[http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/25/content\\_5124174.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/25/content_5124174.htm)。

(Shekar et al., 2017)。到 2019 年底, 中国农村人口依然占到总人口的 39.4%<sup>①</sup>。因此, 现阶段提高农村人力资本对整体提升中国人力资本有着重大意义。

2020 年, 中国取得脱贫攻坚战的重大胜利, 消除了农村几千年以来的绝对贫困。但是, 已脱贫的农村贫困人口仍然存在较大的返贫风险。因此, 如何有效应对欠发达地区农村所面临的返贫 (尤其是因病返贫) 挑战以巩固脱贫成果, 成为国家和社会各界关注的重大问题。欠发达地区农户存在的营养不良问题, 不仅是物质贫困, 更是健康人力资本上的贫困 (王兴稳等, 2012)。相反, 农户良好的健康状况不仅能增加成员的劳动供给时间 (秦立建等, 2012)、提高成员个体的劳动生产率 (张车伟, 2003), 还能降低农户维持健康的成本 (王兴稳等, 2012), 从而有利于欠发达地区的农户累积健康人力资本, 有助于农户增收脱贫 (程名望等, 2014), 巩固拓展欠发达地区的脱贫成果。

然而, 健康人力资本发挥作用依赖于一定数量的食物消费 (王弟海, 2012)。个体只有从一定数量的食物消费中摄入蛋白质等人体必需的营养素, 才能够维持基本的生命活动 (Fogel, 1994), 从而发挥人力资本作用。蛋白质是生命的物质基础, 蛋白质的摄入不足会导致人体免疫力下降 (赵方蕾等, 2021), 损害人体健康。但由于富含蛋白质的食物相对于大米、面粉等主食和蔬菜较为昂贵, 中国居民的膳食营养结构中的蛋白质摄入与发达国家相比相对不足 (封志明、史登峰, 2006), 特别是在欠发达地区的农村。对于低收入农户而言, 低蛋白的食物消费不利于其获得或维持健康, 反而阻碍其健康人力资本的积累, 限制其获取收入的能力, 使之更难以提高收入从而摆脱贫困 (Banerjee and Duflo, 2011)。因此, 探讨如何提高欠发达地区农户的食物消费水平以保障其蛋白质等营养物质的摄入, 对于提高农户收入水平、减少贫困有着重要意义, 也有助于从健康人力资本的角度研究如何降低农户因营养不良和疾病侵害所导致的返贫风险。

居民食物消费与营养摄入的影响因素是多方面的。已有研究多集中于对宏观层面的影响因素的讨论, 例如经济增长 (郑志浩等, 2015)、农业生产结构和生产类型 (李晓云、张晓娇, 2020)、人口结构及职业结构 (钟甫宁、向晶, 2012)、城镇化 (刘华、胡雪枝, 2013)、医疗保险 (马双等, 2010)、基础设施 (包括道路、饮用水) 建设 (王兴稳等, 2012) 等。微观层面的影响因素主要包括: 户主的性别、年龄、受教育年限等个体特征, 家庭人口规模及结构等家庭特征, 以及耕地面积和收入等要素禀赋特征 (肖海峰等, 2008)。此外, 外出务工被认为是提高农村居民食物消费水平和营养摄入水平的重要影响因素 (田旭等, 2018)。然而, 现有研究较少从性别差异的角度讨论此问题, 女性及女性赋权 (即女性在家庭生产、生活等方面的决策权) 在关于家庭食物消费影响因素的研究中极少被提及。家庭日常生活消费往往由女性做主, 因此女性在很大程度上决定了家庭成员的食物消费和营养摄入 (Kassie et al., 2020)。更鲜有研究进一步探讨女性赋权在男性外出务工对家庭成员的食物消费和营养摄入的影响中可能发挥的作用。

综上所述, 已有的研究虽然考虑了上述宏观因素和微观因素对农村家庭食物消费和营养摄入的影响, 但忽略了女性作为食物消费决策者和实际食物管理者对家庭成员的食物消费可能产生的影响, 更

<sup>①</sup>资料来源: 《中国统计年鉴 2020》, <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2020/indexch.htm>。

未进一步探讨女性赋权在男性外出务工影响家庭成员的食物消费和营养摄入的过程中可能发挥的作用。

本文运用 2015 年和 2018 年贵州、云南、陕西、甘肃四省欠发达地区农村 2089 份农户追踪调查数据,分析男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响及其机制。本研究分析的样本农户来自欠发达地区农村,这些地区也是农村居民营养不良从而健康问题高发的地区。因而本研究也为解决营养不良损害了健康人力资本从而可能导致返贫的问题,提供了有益思路与理论依据。相较于以往的研究,本文可能的贡献在于:一是将男性外出务工、女性赋权与家庭成员蛋白质摄入纳入同一研究框架中,在分析男性外出务工影响家庭成员蛋白质摄入的基础上,进一步探讨女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中的作用机制;二是构建女性赋权综合指标对女性赋权进行测度,涵盖农业生产决策、生产性资产、财务支配、人际交往以及日常消费五个方面。

本文余下内容安排如下:第二部分提出研究假说;第三部分介绍数据来源、模型设定及变量说明;第四部分进行实证分析和稳健性检验;第五部分是结论与讨论。

## 二、研究假说

营养和健康是人力资本的重要构成部分。保障农村居民的营养摄入,提高其健康水平,有助于提升农户的劳动生产率,促进农户收入水平的提高。男性外出务工可改变农户家庭收入、消费观念与农业生产结构,从而对家庭成员的营养摄入产生影响。此外,男性外出务工为家庭权力在性别格局上的重构提供了机会,对女性赋权具有促进作用。由于女性往往更注重营养健康领域的支出,女性赋权的增加有助于提高家庭成员的营养摄入。

### (一) 男性外出务工对家庭食物营养消费的影响

外出务工是农户通过重新配置家庭劳动力要素以获得更高收入的重要途径。外出务工可通过增收效应、消费示范效应以及对农业生产的挤出效应影响家庭成员的食物营养消费,具体影响路径可以归纳为以下三点。

第一,男性外出务工可促进农户增收。从收入构成视角看,外出务工不仅直接增加了农户的工资性收入,还可能促使农户对家庭拥有的土地进行流转,实现土地资源的重新配置,间接增加其财产性收入(文洪星、韩青,2018)。外出务工促进了农户增收,进而放宽了家庭的预算约束和流动性约束。家庭潜在食物消费的数量与种类更加丰富,从而改善家庭食物消费和营养摄入(李雷等,2019)。

第二,男性外出务工可促使农户家庭消费观念的改变。根据消费示范效应,置身于比自身日常消费水平较高的环境中将会刺激该消费者增加消费支出。因此,农村劳动力进入食物营养消费水平较高的城镇后,也会不自觉地模仿城镇居民的消费方式与消费习惯(文洪星、韩青,2018),从而提高自身的食物营养消费。此外,农村劳动力向城市流动也可使他们将营养健康知识和信息传递给留守的家庭成员,进而影响农户家庭的食物消费结构,增加其蛋白质等营养物质的摄入水平(李雷等,2019)。

第三,男性外出务工可对农户原本自给自足的农业生产产生“挤出效应”,从而影响农户的食物多样性。从农业生产要素配置的视角来看,外出务工减少了农户在农业生产上的劳动力配置(秦立建

等, 2011), 进而可能引发土地资源的再配置。农户原来自给自足的农业生产因土地转出而难以维系(孙新华, 2013)。在欠发达地区, 由于地形限制和交通阻碍, 农户居住较为分散且附近较少有菜市场或定期集市等, 因而农户的日常食物需求难以满足。自给自足的多样化农业生产是增加农户的食物可获得性、改善膳食结构和增加营养素摄入量的重要途径(李晓云、张晓娇, 2020)。外出务工对农户原来的自给自足的多样化农业生产构成冲击, 原有的家庭食物消费结构和营养摄入可能也随之发生变化。

也有学者指出, 不同性别的劳动力外出务工对家庭成员营养健康状况的影响也不同(刘晓昀, 2010)。女性外出务工导致其家庭照料时间减少, 对家庭成员的健康产生不利影响(孙文凯、王乙杰, 2016)。而男性通常较少从事家庭照料活动, 男性外出务工对家庭成员营养健康状况的影响主要通过收入效应实现。基于以上分析, 本文提出假说 1。

H1: 男性外出务工可以增加家庭成员蛋白质摄入。

## (二) 男性外出务工、女性赋权与家庭成员蛋白质摄入

男性外出务工也对家庭权力的性别格局构成了冲击。一方面, 男性外出务工使女性更多地参与农业生产决策和农业生产活动, 赋予女性“缺席性领导权”; 同时, 女性通过递补性地承担农业劳动, 增强其经济及决策独立性, 使其对家庭的贡献更加显性化, 因而可能会获得更多的家庭决策权力(孟宪范, 1995)。另一方面, 留守女性的农业生产经营收入通常远低于其配偶的非农务工收入, 导致女性在家庭中的经济资源处于劣势, 因而农业女性化不利于女性赋权以及女性家庭地位的提升(高小贤, 1994)。然而, 经济资源对家庭权力的影响受制于时间和空间, 即外出务工的男性所拥有的经济资源在家庭权力的性别格局中所能发挥的作用, 会随着其与家庭的物理距离的增加而减弱(陈志光、杨菊华, 2010), 家庭中的女性成员因而能获得更多的家庭权力。由此, 本文提出假说 2。

H2: 男性外出务工可以促进女性赋权。

在中国农村, 女性往往是家庭照料和家务劳动的主要承担者(范红丽、辛宝英, 2019)。女性通过家庭日常食物消费决策影响家庭成员的食物消费和营养摄入。首先, 相较于男性, 女性更具有利他性, 她们更多地将自己视为家庭中的一员而不是独立的个体(Kabeer, 1999)。其次, 由于家庭成员的偏好差异, 在家庭联合决策模型(collective model)中, 家庭成员通常需要通过博弈和协商决定家庭内部资源的配置(Hoddinott and Haddad, 1995)。家庭食物消费决策是家庭决策的重要组成部分, 受家庭内部权力结构影响(殷浩栋等, 2018)。相关研究发现, 在有限的家庭预算内, 女性相较于男性更倾向于、也更注重营养健康领域的支出(Quisumbing and Maluccio, 2003; 吴晓瑜、李力行, 2011)。女性如果被赋予更多的家庭决策权(即女性赋权), 掌握更多的家庭资源配置权, 可能会促使其家庭食物营养消费支出提高。因此, 增加女性赋权可促进家庭成员的饮食多样性和蛋白质摄入(Kassie et al., 2020), 从而改善家庭成员的营养健康状况。因而本文提出假说 3。

H3: 女性赋权可以增加家庭成员蛋白质摄入。

若上述假说都成立, 即男性外出务工和女性赋权均能增加家庭成员蛋白质摄入, 且男性外出务工可以促进女性赋权, 那么可以推断女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥中介

效应。因此，本文提出假说 4。

H4：女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥中介效应。

假说 H1~H4 阐释了男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响及其影响机制，如图 1 所示。

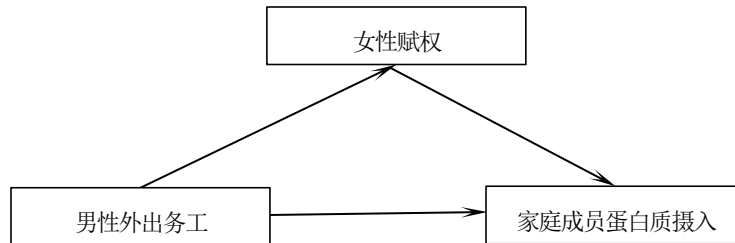


图 1 男性外出务工、女性赋权与家庭成员蛋白质摄入的关系

### 三、数据来源、模型设定及变量说明

#### （一）数据来源

本文数据来源于笔者参与的中国贫困县农户贫困与食品安全跟踪调查所形成的面板数据库<sup>①</sup>。本研究使用的数据涵盖了 2015 年和 2018 年陕西、云南、贵州以及甘肃 4 省 7 个贫困县 2089 户农户的追踪调查数据。7 个贫困县（包括陕西省的镇安县和洛南县，云南省的武定县和会泽县，贵州省的盘州市和正安县，以及甘肃省的清水县）均位于中国西部山区，自然灾害较为频发，市场发育程度较低，基础设施建设较薄弱。

该调查采取典型调查、概率比例规模抽样与随机抽样相结合的方式进行抽样。首先，依据本项目的前期相关研究结论（参见肖运来、聂凤英，2010）<sup>②</sup>，本文从 271 个食物不安全县里，兼顾合作意愿与合作基础以及数据的可获取性选出上述 7 个贫困县。其次，采用概率比例规模抽样与随机抽样的方法抽取样本。第一阶段，除甘肃清水县抽取 16 个样本村<sup>③</sup>以外，每个县按照各村人口数排序抽取各县人口数排名靠前的 19 个村。第二阶段，采取等距随机抽样的方法，每个样本村随机抽取 12 户样本

<sup>①</sup>该数据库的建设始于 2010 年，之后每隔两年根据研究需要收集一次数据。迄今为止该数据库涵盖了 2010 年、2012 年、2015 年、2018 年调查地区的相关数据。由于本研究问卷所涉及的问题始于 2015 年，所以本文使用的数据仅涵盖 2015 年和 2018 年。

<sup>②</sup>肖运来、聂凤英（2010）从食物供给能力、可获得性、利用条件、消费和营养以及供给的脆弱性等方面分析了 592 个贫困县的食物安全状况，并用聚类分析法将这些贫困县划分为三类，即食物相对安全县、食物安全潜力县和食物不安全县。本文所关注的 7 个县来自于其中的 271 个食物不安全贫困县。

<sup>③</sup>清水县并非 2009 年初始抽取的样本县，而是团队根据研究需要在 2012 年扩充的样本县。虽然在清水县抽取样本村的依据和其他样本县一致，但在综合合作意愿、合作基础以及数据的可获取性等因素后，项目组最终在清水县只抽取了 16 个样本村。



农户，共计 1560 户样本农户。需要特别说明的是，在 2018 年的重访中，调查人员在入户调查时如果遇到被重访农户不在家的情况，会用同村其他农户替换该被重访农户。因此，2018 年的样本农户共计 1563 户。其中，2015 年和 2018 年两轮都被访问的农户共计 1034 户。

问卷内容涉及农户户主及其他家庭成员的基本情况、家庭住房和生活条件、农业生产投入产出情况、家庭在过去一个月中的各项食物消费量及花费、女性赋权情况等。经整理，去除 1034 份存在缺失值的问卷，最终获得 2089 份有效问卷。其中，2015 年有 1262 份，2018 年有 827 份。因此，本文数据为非平衡面板数据。如表 1 所示，由样本农户家庭人口的年龄构成情况可知，样本农户的家庭人口年龄处于 18~65 岁的占到 62.25%，0~18 岁的占到 25.25%，65 岁及以上的占到 12.50%。家庭人均年收入为 16033.41 元，其中，2018 年比 2015 年提高了约 6600 元。建档立卡户共 778 户，其中，2015 年为 510 户，2018 年下降到 268 户。2015 年、2018 年两期数据外出务工总人次为 2502，且以男性外出务工为主。其中，男性外出务工人次占外出务工总人次的 62%，女性外出务工人次则占 38%。

表 1 样本农户的家庭人口年龄构成、家庭收入、建档立卡贫困户以及外出务工整体情况

|            | 全样本      |         | 2015 年   |          | 2018 年   |          |
|------------|----------|---------|----------|----------|----------|----------|
|            | 频数       | 比例 (%)  | 频数       | 比例 (%)   | 频数       | 比例 (%)   |
| 年龄构成       |          |         |          |          |          |          |
| 0~18 岁     | 1976     | 25.25   | 1149     | 24.52    | 827      | 26.35    |
| 18~65 岁    | 4872     | 62.25   | 3003     | 64.07    | 1869     | 59.54    |
| 65 岁及以上    | 978      | 12.50   | 535      | 11.41    | 443      | 14.11    |
| 建档立卡贫困户    |          |         |          |          |          |          |
| 建档立卡户      | 778      | 37.24   | 510      | 40.41    | 268      | 32.41    |
| 非建档立卡户     | 1311     | 62.76   | 752      | 59.59    | 559      | 67.59    |
| 外出务工       |          |         |          |          |          |          |
| 男性         | 1547     | 61.83   | 895      | 61.60    | 652      | 62.15    |
| 女性         | 955      | 38.17   | 558      | 38.40    | 397      | 37.85    |
|            | 全样本      |         | 2015 年   |          | 2018 年   |          |
| 家庭收入       | 均值       | 标准差     | 均值       | 标准差      | 均值       | 标准差      |
| 家庭人均年收入(元) | 16033.41 | 42270.4 | 13415.25 | 23578.25 | 20028.71 | 60345.32 |

## (二) 模型设定

为了分析男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响及其机制，本文构建如下面板数据模型：

$$PI_{i,t} = a_0 + a_1 MMig_{i,t} + a_2 control_1 + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$WEScore_{i,t} = b_0 + b_1 MMig_{i,t} + b_2 control_2 + u_{i,t} \quad (2)$$

$$PI_{i,t} = c_0 + c_1 MMig_{i,t} + c_2 WEScore_{i,t} + c_3 control_3 + v_{i,t} \quad (3)$$

(1) ~ (3) 式中,  $PI_{it}$  为农户家庭  $i$  在  $t$  年每标准人的日均蛋白质摄入量,  $MMig_{it}$  为农户家庭在  $t$  年是否有男性成员外出务工,  $WEScore_{it}$  为农户家庭  $i$  在  $t$  年的女性赋权得分,  $control_1 \sim control_3$  为控制变量向量,  $\varepsilon_{i,t}$ 、 $u_{i,t}$ 、 $v_{i,t}$  为随机干扰项。

本文借鉴 Baron and Kenny (1986)、Sobel (1982)、Zhao et al. (2010) 以及温忠麟、叶宝娟 (2014) 的做法, 对女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中的中介效应进行检验。具体来说, 在 (1) ~ (3) 式中, 若待估系数  $a_1$ 、 $b_1$ 、 $c_2$  都显著, 则女性赋权在外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥中介效应。若待估系数  $a_1$  显著, 但  $b_1$ 、 $c_2$  至少有一个不显著, 则需采用 Bootstrap 检验进一步检验间接效应 ( $b_1 \times c_2$ ) 是否显著。若间接效应显著, 则认为女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中存在中介效应。在中介效应存在的基础上还应继续检验  $c_1$  的显著性, 若不显著说明存在完全中介效应, 若显著则说明存在部分中介效应。

### (三) 变量设定

1. 家庭成员蛋白质摄入。本文的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入, 采用家庭每标准人的日均蛋白质摄入量来衡量, 以克为单位, 按照以下步骤获取。首先, 按照《中国食物成分表》中关于各类食物的单位蛋白质含量 (如 100 克牛肉含 20 克蛋白质), 本文将农户一个月内消费的食物 (包括粮食、豆制品、薯类、蔬菜、水果、水产品、肉类、蛋类、乳制品、油脂类、调味品、饮品等类别) 量转化为农户调查当月 (30 天) 的蛋白质总摄入量, 然后再折算出农户日均蛋白质摄入量。其次, 因为年龄与性别差异, 个人对蛋白质的需求会有所不同, 所以本文依照《中国居民膳食营养素参考摄入量表 (DRIs)》将农户的每个家庭成员折算成标准人<sup>①</sup>, 再加总得到该户的标准人数。最后, 用农户日均蛋白质摄入量除以其标准人数便可得到该农户每标准人的日均蛋白质摄入量。

2. 男性外出务工。本文将外出务工定义为户籍仍在农村的劳动者离开户籍所在地, 从事农业和非农产业劳动并获得工资性收入的行为。本文使用的男性外出务工变量为虚拟变量, 即农户有男性成员外出务工赋值为 1, 否则赋值为 0。

3. 女性赋权。如何定义和测度女性赋权一直是女性权力相关研究的重点。Kabeer (1999) 将女性赋权定义为原本被剥夺了做出战略性生活选择能力的女性获取这一能力的过程, 包括资源 (resources)、能动性 (agency)、成就 (achievement) 3 个维度。其中, 资源指可以提高女性选择能力的物质资源、人力资源以及社会资源。能动性指女性为自身设定目标并付诸行动的能力。成就是指赋权带来的福利结果。多数研究从能动性维度出发, 将女性的决策权作为其权力的测度 (例如徐安琪, 2005)。

现今发展经济学领域关于女性赋权的测度及相关研究中, 女性农业赋权指数 (the women's empowerment in agriculture index, WEAI) 这一综合指标已被广泛使用。WEAI 通过对女性赋权的直接测度, 能够较全面且综合地反映女性赋权的整体情况。WEAI 包含赋权指数和性别平等指数 (gender parity index, GPI)。其中, 赋权指数通过女性在农业生产决策 (decisions about agricultural production)、

<sup>①</sup>标准人指轻体力活动水平的 18 岁男性, 每标准人每日的蛋白质平均需要量 (EAR) 为 60 克。限于篇幅, 标准人数的详细计算过程未在文中展开说明, 折算方法参见郭红卫 (2009)。

生产资源的获取与决策权（access to and decision-making power about productive resources）、收入使用控制（control of use of income）、社区领导权（leadership in the community）和时间分配（time allocation）5个维度（the five domains of empowerment, 5DE）来衡量；性别平等指数则通过家庭内部权力分配指数来衡量（Alkire et al., 2013）。在 WEAI 的基础上，黄艳芳等（2017）将上述赋权指数的 5 个维度调整为生产、资源、资产、日常消费、信贷及社会关系共 6 个维度，并赋予每个维度 1/6 的权重，构建调整的 WEAI 以测度中国贫困地区女性在农业中的赋权状况。

为测度女性赋权的整体情况，本文在 WEAI 的基础上进行调整，通过女性在农业生产决策、生产性资产、财务支配、人际交往、日常消费 5 个维度的决策参与度构建女性赋权得分（WEScore）。

女性赋权得分前 4 个维度的设置同 WEAI 的 5DE 中前 4 个维度基本一致。不同之处在于，女性赋权得分使用日常消费维度替换 WEAI 的时间分配维度。这是因为本文所关注的是女性赋权对于家庭成员蛋白质摄入的影响，而日常消费（包括食物消费）的决策参与会直接关系到家庭成员的营养摄入，因此女性在日常消费维度的决策参与度应被考虑。相比之下，时间分配维度（包括女性工作量与闲暇时间满意度）更多体现的是家庭的总体状况，其能否反映女性的真实赋权有待商榷（Holland and Rammohan, 2019）。此外，由于数据受限，本文借鉴黄艳芳等（2017）构建调整的 WEAI 测度中国贫困地区女性在农业中的赋权状况的做法，对于女性赋权得分未考虑 GPI。

本文所使用的女性赋权得分的维度、定义、赋值规则与权重设置详见表 2。

表 2 女性赋权得分的维度、定义、赋值规则与权重

| 女性赋权维度 | 定义            | 赋值规则             | 权重  |
|--------|---------------|------------------|-----|
| 农业生产决策 | 种什么、养什么等决策    | 男性决定=1;          | 1/5 |
| 生产性资产  | 农机具、耕牛等役畜买卖   | 男女共同决定，但以男性为主=2; | 1/5 |
| 财务支配   | 由谁管钱          | 男女共同商量决定=3;      | 1/5 |
| 人际交往   | 婚丧嫁娶等人情往来的决策  | 男女共同决定，但以女性为主=4; | 1/5 |
| 日常消费   | 食物、衣物等日常消费的决策 | 女性决定=5           | 1/5 |

4. 控制变量。除以上关键解释变量，本文控制了女性年龄、女性教育、女性信贷、女性社区参与、健康状况、家庭收入、耕地面积、家庭菜园、畜禽养殖、生活燃料、通讯支出以及市场距离等变量（Krumbiegel et al., 2020）。其中，（2）式的控制变量仅包含女性年龄、女性教育、女性信贷、女性社区参与、健康状况。

本文使用的所有变量的定义及赋值如表 3 所示。

表 3 变量的定义

| 变量        | 定义及赋值                                                               |
|-----------|---------------------------------------------------------------------|
| 家庭成员蛋白质摄入 | 农户家庭每标准人日均蛋白质摄入量= $\Sigma^a$ （每类食物30天内消费量×单位食物蛋白质含量）/（标准人数×30），单位：克 |
| 男性外出务工    | 是否有男性成员外出务工：是=1，否=0                                                 |
| 女性赋权得分    | 女性在农业生产决策、生产性资产、日常消费、财务支配及人际交往5个方面的赋权程度均值                           |
| 女性年龄      | 女性年龄，单位：岁                                                           |

(续表 3)

|        |                                       |
|--------|---------------------------------------|
| 女性教育   | 女性受教育年限, 单位: 年                        |
| 女性信贷   | 女性是否能在银行借到钱: 是=1, 否=0                 |
| 女性社区参与 | 女性是否参与村集体活动: 是=1, 否=0                 |
| 健康状况   | 在过去12个月中, 有无家庭成员持续3个月以上身体不好: 是=1, 否=0 |
| 家庭收入   | 扣除外出务工汇款收入后的全年家庭总收入(单位: 元)的自然对数       |
| 耕地面积   | 家庭耕地面积(单位: 亩)的自然对数                    |
| 家庭菜园   | 房前屋后是否种植作物: 是=1, 否=0                  |
| 畜禽养殖   | 是否饲养牲畜或家禽: 是=1, 否=0                   |
| 生活燃料   | 是否使用木柴做饭: 是=1, 否=0                    |
| 通讯支出   | 全年通讯支出(电话费和邮寄费等), 单位: 元               |
| 市场距离   | 与最近市场或集市的距离, 单位: 公里                   |

注: <sup>a</sup> 指对食物类别进行加总。

#### (四) 变量描述性统计分析

表 4 分别列示了全样本以及 2015 年和 2018 年两期样本各变量的均值与标准差。

表 4 变量的描述性统计分析

| 变量        | 全样本   |       | 2015年 |       | 2018年              |       |
|-----------|-------|-------|-------|-------|--------------------|-------|
|           | 均值    | 标准差   | 均值    | 标准差   | 均值                 | 标准差   |
| 家庭成员蛋白质摄入 | 85.76 | 55.46 | 82.72 | 51.26 | 90.40              | 61.06 |
| 男性外出务工    | 0.530 | 0.499 | 0.504 | 0.500 | 0.571              | 0.495 |
| 女性赋权得分    | 2.701 | 1.030 | 2.791 | 1.019 | 2.564              | 1.033 |
| 女性年龄      | 50.15 | 10.82 | 49.71 | 10.87 | 50.82 <sup>a</sup> | 10.70 |
| 女性教育      | 3.832 | 3.660 | 3.876 | 3.657 | 3.765              | 3.666 |
| 女性信贷      | 0.399 | 0.490 | 0.324 | 0.468 | 0.514              | 0.500 |
| 女性社区参与    | 0.506 | 0.500 | 0.534 | 0.499 | 0.463              | 0.499 |
| 健康状况      | 0.620 | 0.486 | 0.597 | 0.491 | 0.655              | 0.476 |
| 家庭收入      | 10.03 | 1.226 | 9.954 | 1.160 | 10.14              | 1.313 |
| 耕地面积      | 1.573 | 0.721 | 1.470 | 0.700 | 1.729              | 0.725 |
| 家庭菜园      | 0.584 | 0.493 | 0.596 | 0.491 | 0.567              | 0.496 |
| 畜禽养殖      | 0.761 | 0.426 | 0.755 | 0.430 | 0.770              | 0.421 |
| 生活燃料      | 0.536 | 0.499 | 0.547 | 0.498 | 0.519              | 0.500 |
| 通讯支出      | 112.8 | 106.8 | 103.7 | 101.9 | 126.7              | 112.5 |
| 市场距离      | 6.640 | 5.892 | 6.409 | 5.747 | 6.993              | 6.095 |
| 样本量       | 2089  |       | 1262  |       | 827                |       |

注: <sup>a</sup> 由于本文所使用的数据为非平衡面板数据, 样本的替代导致 2018 年与 2015 年的女性年龄均值差异并非为 3 岁, 而是 1.11 岁。这意味着, 2018 年中样本农户的女性较 2015 年更年轻。但考虑到重访调查农户中女性的年龄增长, 样本的平均年龄增大, 即代表的是相对年长的群体, 该样本对于年龄的总体代表性减弱。而替换的农户中的女性相对年

轻,这在一定程度上有助于纠正由于样本的平均年龄偏大而导致的样本不具年龄的总体代表性的问题。

表4中,相较于2015年,2018年样本农户的平均蛋白质摄入量有所增加。有男性家庭成员外出务工的农户比例也从2015年的50%提高到了2018年的57%。但样本农户的女性赋权得分从2015年的2.79下降到了2018年的2.56。

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果及分析

表5列示了基准回归的估计结果。在处理面板数据时,究竟使用固定效应模型还是随机效应模型,需进行Hausman检验。Hausman检验结果在5%的显著性水平上拒绝了原假设,表明固定效应模型优于随机效应模型<sup>①</sup>。进一步地,考虑到时间趋势对于被解释变量的潜在影响,本文对(3)式进行双向固定效应模型回归,估计结果显示年度虚拟变量并不显著。因此,本文使用个体固定效应模型对(1)~(3)式进行估计,结果如表5列(1)~(3)列示。作为参照,表5列(4)~(6)还列出了采用混合回归模型<sup>②</sup>对(1)~(3)式进行估计的结果。

从列(1)的结果可知,男性外出务工使得农户家庭每标准人的日均蛋白质摄入量显著上升。这验证了本文的假说H1,即男性外出务工增加了家庭成员蛋白质摄入。

列(2)给出了男性外出务工对女性赋权影响的回归结果。与本文的预期一致,男性外出务工对女性赋权得分有显著的正向影响。这一结果验证了本文的假说H2。这是因为,男性外出务工在短期内赋予了留守女性“缺席性领导权”(孟宪范,1995),使得女性有机会按照自身偏好支配家庭收入,进行生产生活决策。该结论也与陈志光、杨菊华(2012)的研究结果相一致。

列(3)的结果显示,在控制女性赋权后,男性外出务工的影响显著且估计系数为正。这表明在其他条件不变的情况下,相对于没有男性外出务工的农户,有男性外出务工的农户每标准人日均蛋白质摄入量提高了12.817克。该结果再次验证了本文的假说H1,即男性外出务工可以增加家庭成员蛋白质摄入。另外,女性赋权得分在5%的水平上显著,且系数为正。在其他条件不变的情况下,女性赋权得分每提高0.1,家庭每标准人的日均蛋白质摄入量增加0.639克。此结果验证了本文的假说H3,即女性赋权可以增加家庭成员蛋白质摄入。该结论也与吴晓瑜、李力行(2011)的研究结论基本相符。可能的解释为:作为家庭食物主要管理者的女性,在有限的预算内,相较于男性更偏好、更注重营养健康领域的支出(Quisumbing and Maluccio, 2003),且可通过合理安排膳食等提高家庭成员的营养水平(黄艳芳等,2017)。

结合列(1)~(3)的结果可知,男性外出务工和女性赋权均可增加家庭成员蛋白质摄入,且男

<sup>①</sup>限于篇幅,随机效应模型的估计结果未在文中展示,感兴趣的读者可向笔者索取。

<sup>②</sup>LM检验结果在1%的显著性水平上拒绝了“不存在个体随机效应”的原假设,即在随机效应模型与混合回归模型二者之间,应选择随机效应模型。结合Hausman检验结果(即固定效应模型优于随机效应模型)可以推断出,对于本文的研究数据而言,固定效应模型优于混合回归模型。

性外出务工可以促进女性赋权,即假说 H1~H3 均成立。因此可以推断,女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥中介效应(假说 H4)。且从列(3)的结果来看,控制女性赋权的影响后,男性外出务工仍显著且系数为正。因此,女性赋权在其中发挥的是部分中介效应,中介效应占总效应的比重为 0.122<sup>①</sup>。这在某种程度上说明,男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的促进作用大约有 12.2%是通过女性赋权的中介作用实现的。

表 5 基准回归估计结果

|        | 个体固定效应模型             |                     |                     | 混合回归模型               |                      |                      |
|--------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|        | (1)                  | (2)                 | (3)                 | (4)                  | (5)                  | (6)                  |
| 男性外出务工 | 14.482**<br>(7.172)  | 0.277**<br>(0.108)  | 12.817*<br>(6.982)  | 17.011***<br>(1.685) | 0.057<br>(0.047)     | 17.151***<br>(1.698) |
| 女性赋权得分 | —                    | —                   | 6.389**<br>(3.075)  | —                    | —                    | -1.692<br>(1.084)    |
| 女性年龄   | 0.687*<br>(0.359)    | -0.006<br>(0.007)   | 0.708*<br>(0.362)   | 0.313**<br>(0.122)   | -0.003<br>(0.003)    | 0.301**<br>(0.120)   |
| 女性教育   | 2.751<br>(1.742)     | -0.038<br>(0.027)   | 2.909*<br>(1.763)   | 0.437<br>(0.247)     | 0.016*<br>(0.007)    | 0.471*<br>(0.225)    |
| 女性信贷   | —                    | 0.336***<br>(0.080) | —                   | —                    | 0.344***<br>(0.043)  | —                    |
| 女性社区参与 | —                    | 0.249***<br>(0.083) | —                   | —                    | 0.240***<br>(0.041)  | —                    |
| 健康状况   | -11.658**<br>(5.940) | -0.090<br>(0.091)   | -10.858*<br>(5.813) | -8.454***<br>(1.783) | -0.076<br>(0.043)    | -8.585***<br>(1.788) |
| 家庭收入   | 7.954**<br>(3.381)   | —                   | 8.396**<br>(3.354)  | 3.624*<br>(1.484)    | —                    | 3.592*<br>(1.478)    |
| 耕地面积   | -2.882<br>(4.825)    | —                   | -2.454<br>(4.763)   | 1.802<br>(2.386)     | —                    | 1.410<br>(2.281)     |
| 家庭菜园   | 4.372<br>(5.474)     | —                   | 4.705<br>(5.401)    | -4.094*<br>(1.708)   | —                    | -3.948*<br>(1.614)   |
| 畜禽养殖   | 8.530<br>(6.289)     | —                   | 9.720<br>(6.453)    | 1.929<br>(4.027)     | —                    | 2.124<br>(3.919)     |
| 生活燃料   | 3.929<br>(5.483)     | 0.127<br>(0.103)    | 3.051<br>(5.603)    | 4.904<br>(2.855)     | -0.049<br>(0.085)    | 4.731<br>(2.826)     |
| 通讯支出   | 0.051*<br>(0.030)    | -0.001*<br>(0.000)  | 0.054*<br>(0.030)   | 0.016<br>(0.015)     | -0.000**<br>(0.000)  | 0.016<br>(0.015)     |
| 市场距离   | 0.363<br>(0.761)     | 0.004<br>(0.010)    | 0.323<br>(0.750)    | 0.641***<br>(0.167)  | -0.015***<br>(0.002) | 0.624***<br>(0.158)  |

<sup>①</sup>具体的计算公式为:  $b_1c_2 / a_1 = 0.277 \times 6.389 / 14.482 = 0.122$ 。

(续表 5)

|                  |                     |                     |                       |                    |                     |                    |
|------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| 常数项              | -54.243<br>(35.250) | 2.800***<br>(0.412) | -78.579**<br>(35.970) | 17.682<br>(13.337) | 2.733***<br>(0.191) | 23.641<br>(14.447) |
| 组间R <sup>2</sup> | 0.063               | 0.080               | 0.073                 | —                  | —                   | —                  |
| R <sup>2</sup>   | —                   | —                   | —                     | 0.041              | 0.061               | 0.041              |
| 样本量              | 2089                | 2089                | 2089                  | 2089               | 2089                | 2089               |

注：①列（1）、（3）、（4）、（6）的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入，列（2）和列（5）的被解释变量为女性赋权得分；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

此外，无论是否控制女性赋权的影响，列（1）和列（3）的结果表明各控制变量对家庭成员蛋白质摄入的影响基本一致，控制变量中的女性年龄及其受教育水平对家庭成员蛋白质摄入具有较为显著的促进作用。此外，如列（2）的所示，女性社区参与对女性赋权得分具有显著的正向影响。这与 Majokweni and Molnar（2021）的研究结果相一致。女性参与村集体活动可扩大交往范围，有助于其获取更多社会资本，从而有助于缩小家庭内部夫妻之间的资源禀赋差异，提高女性赋权。列（1）和列（3）显示，健康状况对家庭成员蛋白质摄入具有显著的负向影响。家庭成员的健康状况不佳会减少家庭劳动力的有效供给，导致农户收入减少，收紧家庭预算约束，家庭食物消费的数量与种类因此受到负向影响，不利于家庭成员的营养摄入和健康水平的改善。而列（1）和列（3）均表明，家庭收入对家庭成员蛋白质摄入有显著的正向影响，该结论与李雷等（2020）的研究结论基本一致。另外，通讯支出越高，外出务工人员同家庭的联系越紧密，越有利于向家庭灌输新的消费和健康观念，从而间接提高家庭成员蛋白质摄入。

## （二）稳健性检验

1. 稳健性检验一：估计偏误的测算。上文使用个体固定效应模型估计了男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响。使用这一模型可以解决不随时间变化但随不同个体变化的遗漏变量问题，但仍可能存在随时间而变化的遗漏变量问题，从而造成估计偏误。因此，本文借鉴 Altonji et al.（2005）及 Bellows and Miguel（2009）的方法，利用可观测变量计算不可观测变量造成估计偏误的可能性，进行稳健性检验<sup>①</sup>。首先进行两组回归，一组不加入控制变量或仅加入少数控制变量，另一组加入全部控制变量，分别计算两组回归中的关键解释变量的系数  $\hat{\beta}^R$  和  $\hat{\beta}^F$ （ $R$  代表包含部分控制变量组， $F$  代表包含全部控制变量组）。其次，将  $\hat{\beta}^R$  和  $\hat{\beta}^F$  代入如下公式： $Ratio = \left| \hat{\beta}^F / (\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F) \right|$ ，计算出  $Ratio$  值。由上述公式可知： $\hat{\beta}^R$  和  $\hat{\beta}^F$  的差异越小， $Ratio$  值越大，可观测变量对被解释变量的影响就越小，即不可观测变量造成的估计偏误越大； $|\hat{\beta}^F|$  越大， $Ratio$  值越大，不可观测变量对被解释变量的影响就越大。然而需要特别指出， $Ratio$  值越大，表明因遗漏变量造成估计偏误的可能性越小。因为若要改变当前的估计结果，则应在现有模型的基础上纳入更多的遗漏变量，且这些遗漏

<sup>①</sup>该稳健性检验的具体步骤参见丁从明等（2018）。

变量对被解释变量的解释力也须变得越大,而这种可能性随着 *Ratio* 值的增大而减小。

本文借鉴丁从明等(2018)的做法,针对家庭成员蛋白质摄入这一被解释变量,分别构建两个包含受约束控制变量(restricted set of control variables)的回归以及两个包含全部控制变量(full set of control variables)的回归。其中,前者包括回归一和回归二:回归一只引入关键解释变量(男性外出务工),不加入控制变量;回归二引入关键解释变量(男性外出务工)以及女性年龄、女性教育。后者包括回归三和回归四:回归三包含(3)式的全部控制变量;回归四包含(3)式的全部控制变量和省份虚拟变量。然后,本文利用混合回归模型依次估计上述4个回归中关键解释变量(男性外出务工)的系数,并分别计算 *Ratio* 值<sup>①</sup>。上述过程包含了4种情形,具体如表6所示。例如在情形一中,首先对回归一进行估计,得到男性外出务工的估计系数  $\hat{\beta}^R$  (16.583);其次对回归三进行估计,得到男性外出务工的估计系数  $\hat{\beta}^F$  (17.011);最后,根据 *Ratio* 的计算公式算出所对应的 *Ratio* 值(39.745)。类似地,可计算出情形二、情形三和情形四下的 *Ratio* 值分别为 25.504、19.626 和 27.927 (见表6)。

表6 稳健性检验一:估计偏误的测算

|     | 受约束控制变量的回归 | 包含全部控制变量的回归 | 对应的 <i>Ratio</i> 值 |
|-----|------------|-------------|--------------------|
| 情形一 | 回归一        | 回归三         | 39.745             |
| 情形二 | 回归二        | 回归三         | 25.504             |
| 情形三 | 回归一        | 回归四         | 19.626             |
| 情形四 | 回归二        | 回归四         | 27.927             |

表6的结果显示,四种情形之下计算得到的 *Ratio* 值介于 19.626~39.745 之间,均值为 28.201。换言之,若要改善现有的估计结果,那么遗漏变量的影响至少要达到现有控制变量影响的 19.626 倍,平均则要达到 28.201 倍,而这一可能性极小。此结果在某种程度上证明了本文基准回归估计结果的稳健性<sup>②</sup>。

2.稳健性检验二:替换关键解释变量。本文通过改变女性赋权得分的各维度指标权重,重新构建调整后的女性赋权得分 (*A-WE Score*),以替换之前的女性赋权得分 (*WE Score*)。具体而言,将原本5个维度重新划分为生产和生活2个维度,各赋1/2的权重,然后在两个维度内部均等划分权重。因此,生产维度的农业生产决策以及生产性资产各占1/4的权重,而生活维度的财务支配、人际交往以及日常消费各占1/6的权重。本文同样使用个体固定效应模型分别对(1)~(3)式进行估计,估计结果(见表7)与基准回归一致。由此,可以认为,男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入有正向影响,男性外出务工能促进女性赋权,且回归结果是稳健的。

<sup>①</sup>与 Bellows and Miguel (2009)的研究一致,本文使用混合回归的估计系数计算 *Ratio* 值。限于篇幅,本文并未展示4个模型的估计结果,感兴趣的读者可向笔者索取。

<sup>②</sup>由于 *Ratio* 值较大,可认为在混合回归中,遗漏变量造成估计偏误的可能性极小。而采用固定效应模型的基准回归还可解决不随时变的遗漏变量问题,优于采用混合回归模型,故可认为遗漏变量对于采用固定效应模型的基准回归造成估计偏误的可能性更小。因此,基准回归的结果是可信的。



表 7 稳健性检验二：替换关键解释变量

|                  | (1)                 | (2)                 | (3)                   |
|------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|
| 男性外出务工           | 14.482**<br>(7.172) | 0.271**<br>(0.109)  | 12.769*<br>(6.970)    |
| 女性赋权得分           | —<br>—              | —<br>—              | 6.727**<br>(3.046)    |
| 常数项              | -54.243<br>(35.250) | 2.687***<br>(0.415) | -79.016**<br>(36.239) |
| 组内R <sup>2</sup> | 0.063               | 0.078               | 0.074                 |
| 样本量              | 2089                | 2089                | 2089                  |

注：①列（1）、（3）的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入，列（2）的被解释变量为女性赋权得分；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内数字为标准误；④各回归已加入控制变量，估计结果略。

3.稳健性检验三：子样本回归。考虑到基准回归所使用的数据为非平衡面板数据，两期样本的农户不完全一致，有可能对估计结果造成偏误。本文从非平衡面板样本中提取平衡面板子样本（473 户，共 946 个样本），仍使用个体固定效应模型对（1）～（3）式进行估计。估计结果（见表 8）同基准回归一致，再次证明本文估计结果的稳健性。

表 8 稳健性检验三：子样本回归

|                  | (1)                 | (2)                 | (3)                   |
|------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|
| 男性外出务工           | 14.482**<br>(7.200) | 0.277**<br>(0.108)  | 12.817*<br>(7.012)    |
| 女性赋权得分           | —<br>—              | —<br>—              | 6.389**<br>(3.088)    |
| 常数项              | -57.054<br>(35.969) | 2.789***<br>(0.417) | -81.591**<br>(36.671) |
| 组内R <sup>2</sup> | 0.063               | 0.080               | 0.073                 |
| 样本量              | 946                 | 946                 | 946                   |

注：①列（1）、（3）的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入，列（2）的被解释变量为女性赋权得分；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内数字为标准误；④各回归已加入控制变量，估计结果略。

### （三）异质性分析

1.男性外出务工、女性赋权对不同收入水平的农户家庭成员蛋白质摄入的影响。为了考察男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入水平的农户间的差异，本文根据样本农户家庭人均收入的中位数（8678 元），将样本划分为高收入组与低收入组，对（1）～（3）式进行分组回归。回归结果如表 9 所示。

表9 男性外出务工、女性赋权对不同收入水平的农户家庭成员蛋白质摄入的影响

|                   | 低收入组     |          |          | 高收入组     |          |          |
|-------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
|                   | (1)      | (2)      | (3)      | (4)      | (5)      | (6)      |
| 男性外出务工            | 24.230*  | 0.204    | 22.042*  | 17.947*  | 0.378**  | 14.719   |
|                   | (12.361) | (0.171)  | (11.463) | (10.878) | (0.164)  | (10.906) |
| 女性赋权得分            | —        | —        | 11.684** | —        | —        | 9.921**  |
|                   | —        | —        | (5.908)  | —        | —        | (4.436)  |
| 常数项               | -2.972   | 2.040*** | -32.165  | 13.858   | 3.139*** | -22.708  |
|                   | (36.605) | (0.690)  | (42.150) | (40.352) | (0.651)  | (42.310) |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.103    | 0.158    | 0.142    | 0.068    | 0.082    | 0.089    |
| 样本量               | 1044     | 1044     | 1044     | 1045     | 1045     | 1045     |

注：①列(2)、(5)的被解释变量为女性赋权得分，列(1)、(3)、(4)、(6)的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③括号内数字为标准误；④各回归已加入控制变量（不包含家庭收入），估计结果略。

表9列(1)～(6)给出个体固定效应模型的估计结果。从列(1)和列(4)的结果可知，男性外出务工均在10%的水平上显著且系数为正。换言之，无论是对于收入较低的农户还是收入较高的农户，男性外出务工都可增加家庭成员蛋白质摄入。列(2)和列(5)的结果显示，男性外出务工对女性赋权的影响仅在高收入组显著，即男性外出务工仅促进了高收入组农户的女性赋权。从列(3)和列(6)的结果来看，在控制女性赋权后，男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响仅在低收入组存在。女性赋权均在5%的水平上显著，且系数均为正。这说明，无论是对于低收入组还是对于高收入组的农户，女性赋权均可增加家庭成员蛋白质摄入。

以上结果似乎表明，在没有控制女性赋权的影响时，男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间存在差异(24.230>17.947)；女性赋权得分对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间也存在差异(11.684>9.921)。但严格从统计意义上看，上述影响的异质性是否真实存在仍需进一步统计检验。现有用于检验组间系数差异的方法主要有三种：Chow检验、似无相关模型检验以及费舍尔组合检验（参见连玉君、廖俊平，2017）。其中，由于Chow检验的假定条件较为严格<sup>①</sup>，本文使用似无相关模型检验以及费舍尔组合检验方法对上述影响的异质性进行检验。检验结果<sup>②</sup>表明，在没有控制女性赋权的影响时，男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间并无显著差异；女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间也无显著差异。因此，不可仅通过比较系数绝对值的大小得出男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响以及女性赋权得分对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间存在差异的结论。

<sup>①</sup>Chow检验暗含较为严格的假设条件：若仅引入关键解释变量与分组变量的交乘项，则相当于假设其他控制变量的系数在两组之间不存在差异。

<sup>②</sup>限于篇幅，本文并未展示似无相关模型检验与费舍尔组合检验的结果，感兴趣的读者可向笔者索取。

综上易知,由于男性外出务工对女性赋权的正向影响仅在高收入组中显著,且在控制女性赋权后,男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响不再显著。因此,女性赋权仅在高收入组中存在完全中介效应。

2.不同外出距离的男性外出务工对女性赋权的影响<sup>①</sup>。本文以没有男性外出务工为参照,使用男性跨省务工(是=1,否=0)和男性本省务工(是=1,否=0)替换(2)式中的男性外出务工变量,以分析不同外出距离的男性外出务工对女性赋权的异质性影响。从表10列(1)可以看到,男性跨省务工和男性本省务工均显著且系数为正。这表明,不论外出距离远近,相较于没有男性外出务工的农户,有男性外出务工的农户中女性赋权均显著提高。该结论与基准回归结果一致,但与男性跨省务工相比,男性本省务工的显著性水平较低,系数值较小。

进一步地,为直接比较男性跨省务工与男性本省务工对女性赋权的影响差异,本文在基准回归的基础上进一步缩小样本范围,将有男性外出务工的农户作为研究对象,并使用男性是否跨省务工替换(2)式中的男性外出务工变量进行估计。表10列(2)的结果说明,相较于男性本省务工,男性跨省务工对女性赋权的影响并不显著。换言之,男性是否跨省外务工对女性赋权的影响并无显著差异。

表 10 男性外出务工目的地离家乡的不同距离对女性赋权的影响

|                   | (1)                 | (2)                 |
|-------------------|---------------------|---------------------|
| 男性本省务工            | 0.257**<br>(0.122)  | —<br>—              |
| 男性跨省务工            | 0.316***<br>(0.122) | 0.103<br>(0.131)    |
| 常数项               | 2.797***<br>(0.412) | 2.486***<br>(0.657) |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.080               | 0.081               |
| 样本量               | 2089                | 1108                |

注:①\*\*\*、\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平;②括号内数字为标准误;③各回归已加入控制变量,估计结果略。

## 五、结论和讨论

本文通过分析 2015 年和 2018 年贵州、云南、陕西和甘肃四省欠发达地区农村的 2089 份农户追踪调查数据,运用个体固定效应模型验证男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响,并探讨女性赋权在男性外出务工对于家庭成员蛋白质摄入的影响中的作用机制。本文从农业生产决策、生产性资产、财务支配、人际交往以及日常消费 5 个方面综合测度农户女性赋权。研究结果发现:第一,男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入有显著的正向影响;第二,男性外出务工可改善女性赋权;

<sup>①</sup>除本文所展示的男性外出务工是否跨省对女性赋权的影响异质性分析外,笔者还按照男性外出务工是否跨市等多种划分标准进行异质性分析。结果显示,不同外出距离的男性外出务工对女性赋权的影响并无显著差异。限于篇幅,本文并未展示这些结果,感兴趣的读者可向笔者索取。

第三，女性赋权也提高了家庭成员蛋白质摄入；第四，女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中有部分中介效应，进一步地，对于收入较高的样本农户，女性赋权在男性外出务工对其家庭成员蛋白质摄入的影响中有完全中介效应。此外，男性外出务工距离家乡的远近对女性赋权的影响无显著差异。

上述结论有如下政策启示：在推动男性外出务工增加农户收入水平的基础上，可通过进一步提高女性赋权来促进农户家庭成员蛋白质摄入。在当前中国不断加快城镇化进程和农村剩余劳动力继续转移的大背景下，农户基于“男主外，女主内”这一原则在性别之间进行非农经济活动和农业生产劳动的分工，留守女性因而已成为目前中国农村生产生活的最主要的参与主体。因此，一方面，政府应通过技术培训、农民就业辅导和职业培训等措施，积极帮助欠发达地区的农民增加外出务工的机会，助力农户收入水平的进一步提高，从而改善他们的蛋白质等营养摄入。另一方面，应更多关注留守在广大农村地区的女性的生存和生活状况。让社会逐步认识到：首先，在大批青壮年男性劳动力进城务工从事非农业生产活动的背景下，农村留守女性已经成为当下中国农业生产的中坚劳动力群体；其次，农村留守女性对其家庭做出的贡献不仅仅局限于其从事农业生产所获得的直接收入，还应包括为解决男性外出务工的后顾之忧而承担的家庭照料工作（李实，2001），她们的社会价值应该得到进一步的评估和肯定。同时，应鼓励广大留守农村的女性积极参与村庄集体活动，增加女性的社区参与感。让女性在社区活动参与过程中获得更多的村庄话语权，从而提高农村女性赋权，改善农村女性的社会生活质量和地位。

本文在研究方法上可能存在一定的局限性，例如对女性赋权的测度。女性赋权是一个多维度、多侧面的动态变量，难以被精确测度（徐安琪，2005）。尽管本文考虑到家庭决策的重要程度差异，在稳健性检验中对不同方面决策的权重进行了调整，但由于这种差异无法被准确量化，不同权重的设置亦有一定的主观色彩。另外，因本文所使用的面板数据只有2015年和2018年两期，时间间隔较短。如果欲估算男性外出务工、女性赋权对农户家庭成员蛋白质摄入的影响在长期的变化以及变化趋势，需要使用更长时序的面板数据进行更进一步的论证。再者，由于样本和数据的限制，本文的研究结论的普遍性需要进一步探讨。本文着重讨论的是欠发达地区农村男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响及其机制，如果想进一步验证本文结论是否适用于其他地区，则需进一步收集这些地区的相关数据进行论证。

#### 参考文献

1. 陈志光、杨菊华，2012：《农村在婚男性流动对留守妇女家庭决策权的影响》，《东岳论丛》第4期。
2. 程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华，2014：《农村减贫：应该更关注教育还是健康？——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证》，《经济研究》第11期。
3. 丁从明、吴羽佳、秦姝媛、梁甄桥，2018：《社会信任与公共政策的实施效率——基于农村居民新农保参与的微观证据》，《中国农村经济》第5期。
4. 范红丽、辛宝英，2019：《家庭老年照料与农村妇女非农就业——来自中国微观调查数据的经验分析》，《中国

农村经济》第2期。

- 5.封志明、史登峰, 2006: 《近20年来中国食物消费变化与膳食营养状况评价》, 《资源科学》第1期。
- 6.高小贤, 1994: 《当代中国农村劳动力转移及农业女性化趋势》, 《社会学研究》第2期。
- 7.郭红卫, 2009: 《医学营养学》, 上海: 复旦大学出版社。
- 8.黄艳芳、顾蕊、聂凤英, 2017: 《妇女赋权对贫困农户食品安全的影响》, 《中国食物与营养》第5期。
- 9.李雷、白军飞、张彩萍, 2019: 《外出务工促进农村留守人员肉类消费了吗——基于河南、四川、安徽和江西四省的实证分析》, 《农业技术经济》第9期。
- 10.李雷、白军飞、张彩萍, 2020: 《贫困县视角下农村居民收入对膳食健康的影响研究——基于CHNS数据的微观实证》, 《农业现代化研究》第1期。
- 11.李实, 2001: 《农村妇女的就业与收入——基于山西若干样本村的实证分析》, 《中国社会科学》第3期。
- 12.李晓云、张晓娇, 2020: 《收入与农业生产类型对中国农村居民营养的影响》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 13.连玉君、廖俊平, 2017: 《如何检验分组回归后的组间系数差异?》, 《郑州航空工业管理学院学报》第6期。
- 14.刘华、胡雪枝, 2013, 《中国城镇居民收入增长对营养需求的影响研究》, 《农业技术经济》第2期。
- 15.刘晓昀, 2010: 《农村劳动力流动对农村居民健康的影响》, 《中国农村经济》第9期。
- 16.马双、臧文斌、甘犁, 2010: 《新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 17.孟宪范, 1995: 《“男工女耕”与中国农村女性的发展》, 《社会科学战线》第1期。
- 18.秦立建、秦雪征、蒋中一, 2012: 《健康对农民工外出务工劳动供给时间的影响》, 《中国农村经济》第8期。
- 19.秦立建、张妮妮、蒋中一, 2011: 《土地细碎化、劳动力转移与中国农户粮食生产——基于安徽省的调查》, 《农业技术经济》第11期。
- 20.孙文凯、王乙杰, 2016: 《父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察》, 《经济学(季刊)》第3期。
- 21.孙新华, 2013: 《强制商品化: “被流转”农户的市场化困境——基于五省六地的调查》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 22.田旭、黄莹莹、钟力、王辉, 2018: 《中国农村留守儿童营养状况分析》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 23.王弟海, 2012: 《健康人力资本、经济增长和贫困陷阱》, 《经济研究》第6期。
- 24.王兴稳、樊胜根、陈志钢、张晓波、吕开宇, 2012: 《中国西南贫困山区农户食品安全、健康与公共政策——基于贵州普定县的调查》, 《中国农村经济》第1期。
- 25.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第5期。
- 26.文洪星、韩青, 2018: 《非农就业如何影响农村居民家庭消费——基于总量与结构视角》, 《中国农村观察》第3期。
- 27.吴晓瑜、李力行, 2011: 《母以子贵: 性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据》, 《经济学(季刊)》第3期。

- 28.肖海峰、李瑞锋、努力曼, 2008:《我国贫困地区农村居民家庭食品安全状况的自我评价及影响因素分析》,《农业技术经济》第3期。
- 29.肖运来、聂凤英, 2010:《中国食品安全状况研究》,北京:中国农业科学技术出版社。
- 30.徐安琪, 2005:《夫妻权力和妇女家庭地位的评价指标:反思与检讨》,《社会学研究》第4期。
- 31.殷浩栋、毋亚男、汪三贵、王瑜、王姮, 2018:《“母凭子贵”:子女性别对贫困地区农村妇女家庭决策权的影响》,《中国农村经济》第1期。
- 32.张车伟, 2003:《营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据》,《经济研究》第1期。
- 33.赵方蕾、房红芸、赵丽云、慕迪、郭齐雅、琚腊红、何丽, 2021:《2015年中国65岁及以上老年人膳食能量及宏量营养素摄入现状》,《卫生研究》第1期。
- 34.郑志浩、高颖、赵殷钰, 2015:《收入增长对城镇居民食物消费模式的影响》,《经济学(季刊)》第1期。
- 35.钟甫宁、向晶, 2012:《人口结构、职业结构与粮食消费》,《农业经济问题》第9期。
- 36.Alkire, S., R. Meinzen-Dick, A. Peterman, A. Quisumbing, G. Seymour, and A. Vaz, 2013, “The Women’s Empowerment in Agriculture Index”, *World Development*, 52:71-91.
- 37.Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber, 2005, “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 113(1):151-184.
- 38.Banerjee, A. V., and E. Duflo, 2011, *Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty*, New York: Public Affairs.
- 39.Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6):1173-1182.
- 40.Bellows, J., and E. Miguel, 2009, “War and Local Collective Action in Sierra Leone”, *Journal of Public Economics*, 93(11-12):1144-1157.
- 41.Fogel, R. W., 1994, “The Relevance of Malthus for the Study of Mortality Today: Long-run Influences on Health, Mortality, Labor Force Participation, and Population Growth”, NBER working paper no.h0054, <https://www.nber.org/papers/h0054>.
- 42.Hoddinott, J., and L. Haddad, 1995, “Does Female Income Share Influence Household Expenditures-Evidence From Côte d'Ivoire”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1): 77-96.
- 43.Holland, C., and A. Rammohan, 2019, “Rural Women's Empowerment and Children's Food and Nutrition Security in Bangladesh”, *World Development*, vol.124, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104648>.
- 44.Kabeer, N., 1999, “Resources, Agency, Achievements: Reflections on the Measurement of Women’s Empowerment”, *Development and Change*, 30(3): 435-464.
- 45.Kassie, M., M. Fisher, G. Muricho, and G. Diro, 2020, “Women’s Empowerment Boosts the Gains in Dietary Diversity from Agricultural Technology Adoption in Rural Kenya”, *Food Policy*, vol. 95, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2020.101957>.
- 46.Krumbiegel, K., M. Maertens and M. Wollni, 2020, “Can Employment Empower Women? Female Workers in the Pineapple Sector in Ghana”, *Journal of Rural Studies*, 80:76-90.
- 47.Majokweni, Z. P., and J. J. Molnar, 2021, “Gender and Rural Vitality: Empowerment through Women’s Community

Groups”, *Rural Sociology*, <https://doi.org/10.1111/ruso.12379>.

48. Quisumbing, A. R., and J. A. Maluccio, 2003, “Resources at Marriage and Intrahousehold Allocation: Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Indonesia, and South Africa”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(3): 283-327.

49. Shekar, M., J. Kakietek, J. D. Eberwein, and D. Walters, 2017, “An Investment Framework for Nutrition: Reaching the Global Targets for Stunting, Anemia, Breastfeeding, and Wasting”, The World Bank.

50. Sobel, M. E., 1982, “Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models”, *Sociological Methodology*, 13(7):290-312.

51. Zhao, X., J. G. Lynch, and Q. Chen, 2010, “Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis”, *Journal of Consumer Research*, 37(2):197-206.

（作者单位：<sup>1</sup> 华中农业大学经济管理学院；

<sup>2</sup> 华中农业大学宏观农业研究院；

<sup>3</sup> 中国农业科学院农业信息研究所）

（责任编辑：黄 易）

## Male Labor Migration, Women Empowerment and Household Protein Intake: Evidence from Less Developed Rural Areas in China

HAO Jinghui    WANG Fei    HUANG Jiaqi

**Abstract:** Based on the tracking survey data of 2089 rural households in less developed areas of Guizhou, Yunnan, Shaanxi and Gansu provinces in 2015 and 2018, this article applies a panel fixed effect model to estimate the impacts of male labor migration and women empowerment on farmer households’ protein intake. It further analyzes the role of women empowerment in the pathway of male labor migration impact on farmer households’ protein intake. The estimation results show that male labor migration does not only increase households’ protein intake, but also imposes positive effect on women empowerment. Meanwhile, women empowerment can significantly increase farmer households’ protein intake in less developed rural areas. After carrying out mediation effect test, the study finds that women empowerment plays a partial mediation role in the effect of male labor migration on households’ protein intake. Furthermore, it finds that women empowerment has a total mediation effect on the male labor migration and households’ protein intake in the higher income group. Therefore, women empowerment can be a second method to improve households’ protein intake on the basis of increasing households’ income by improving labor migration.

**Keywords:** Women Empowerment; Protein Intake; Male Labor Migration; Less Developed Rural Area