

# 当前农业农村的若干重要问题

陈锡文

**摘要：**新时代的中国农村改革发展面临不少需要深入研究的问题，本文重点从全面推进乡村振兴与加快建设农业强国的关系、建设农业强国的首要任务是增强自身粮食和重要农产品的供给保障能力、实施乡村振兴战略与加快形成新型工农城乡关系、坚持农村基本经营制度和推进农业经营制度创新、农村集体经济组织的立法问题五个方面进行了阐述分析，并提出了笔者的观点，以求共同探讨。

**关键词：**乡村振兴 农业强国 粮食安全 城乡关系 经营制度 农村集体经济组织

**中图分类号：**F320 **文献标识码：**A

## 一、全面推进乡村振兴与加快建设农业强国的关系

2017年10月，党的十九大提出“实施乡村振兴战略”<sup>①</sup>；2022年10月，党的二十大在“全面推进乡村振兴”的要求中，又提出了“加快建设农业强国”的目标<sup>②</sup>。时隔5年，党中央对实施乡村振兴战略为什么要提出新目标？这主要因为国内外形势发生了深刻变化，从而乡村振兴应承担的任务也必须有新扩展。

（一）党的十九大提出“实施乡村振兴战略”，主要是针对加快解决新时代国内社会的主要矛盾：发展的不平衡、不充分

党的十九大报告的亮点是阐述了中国特色社会主义进入新时代，并分析了新时代中国社会的主要矛盾，即“人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。2017年12月28日，习近平总书记在中央农村工作会议上的重要讲话中指出：“实施乡村振兴战略是从解决我国社会主要矛盾出发的。”<sup>③</sup>此后，习近平总书记还进一步指出：“我国发展最大的不平衡是城乡发展不平衡，

<sup>①</sup>参见《习近平：决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，[http://www.gov.cn/zhuanti/2017-10/27/content\\_5234876.htm](http://www.gov.cn/zhuanti/2017-10/27/content_5234876.htm)。

<sup>②</sup>习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第26页。

<sup>③</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第235页。

最大的不充分是农村发展不充分。”<sup>①</sup>因此，为了加快解决好新时代中国社会的主要矛盾，就必须着力解决好城乡发展不平衡、农村发展不充分这个当前社会主要矛盾的主要方面。为此，习近平总书记多次深刻论述了乡村振兴战略的基本内涵：总方针是坚持农业农村优先发展，总目标是农业农村现代化，总要求是产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕。并且，习近平总书记还明确指出，“实施乡村振兴战略”是新时代“三农”工作的总抓手。

可见，党的十九大提出“实施乡村振兴战略”的基本着眼点在于重塑中国工农城乡关系，加快农业农村现代化进程，使广大农民能够和全国人民一道，实现对美好生活的需要。

（二）党的二十大在“全面推进乡村振兴”的要求中提出“加快建设农业强国”新目标，主要是强调：面临世界百年未有之大变局加速演进、不确定难预料因素明显增多的复杂外部环境，中国要牢牢掌握住发展和安全的主动权

党的二十大报告的亮点是全面论述了“中国式现代化”。报告指出：中国式现代化，是中国共产党领导的社会主义现代化，既有各国现代化的共同特征，更有基于自己国情的中国特色。中国式现代化是人口规模巨大的现代化、是全体人民共同富裕的现代化、是物质文明和精神文明相协调的现代化、是人与自然和谐共生的现代化，是走和平发展道路的现代化。党的二十大报告不仅全面阐述了与西方国家现代化有着本质区别的中国式现代化的这些基本特征，而且还明确向全世界宣示：从现在起，中国共产党的中心任务就是团结带领全国各族人民全面建成社会主义现代化强国、实现第二个百年奋斗目标，以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴。毫无疑问，这是对西方国家已有的现代化从道路、理论到制度、文化等各方面的挑战，它必然引起西方国家对中国现代化进程的敌视，从而对中国采取无底线的抹黑、讹诈、遏制、封锁和极限施压。

在这样的国际形势面前，要坚持走中国自己的现代化道路，就必须守住底线、修补软肋，提升极端情况下保证生存、发展和国家安全的能力。对中国而言，任何情况下都要确保十四亿多人能够吃饱饭，这是必须坚守的国家安全底线。但实际情况是，尽管中国粮食连年丰收增产，近年来平均每年还是要从国际市场进口约1.5亿吨的粮食（包括大豆）才能满足国内需求。如果极端情况导致国际供应链断裂，那对中国的粮食安全和食物保障将会产生什么样的影响？

习近平总书记在党的二十大报告中指出：“当前，世界百年未有之大变局加速演进，新一轮科技革命和产业变革深入发展，国际力量对比深刻调整，我国发展面临新的战略机遇。同时，世纪疫情影响深远，逆全球化思潮抬头，单边主义、保护主义明显上升，世界经济复苏乏力，局部冲突和动荡频发，全球性问题加剧，世界进入新的动荡变革期。我国改革发展稳定面临不少深层次矛盾躲不开、绕不过，党的建设特别是党风廉政建设和反腐败斗争面临不少顽固性、多发性问题，来自外部的打压遏制随时可能升级。我国发展进入战略机遇和风险挑战并存、不确定难预料因素增多的时期，各种‘黑天鹅’、‘灰犀牛’事件随时可能发生。我们必须增强忧患意识，坚持底线思维，做到居安思危、未雨绸缪，准备经受风高浪急甚至惊涛骇浪的重大考验。”“加快建设农业强国”，针对的就是要增强

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第275页。

忧患意识，坚持底线思维，确保国家安全的需要。

怎么理解党的二十大提出的“加快建设农业强国”？

从世界现状看，凡农业强国，必然是已经实现了农业农村现代化的国家；而已经实现了农业农村现代化的国家，则未必都是农业强国。当今世界，已经实现现代化的国家有 38 个（人均 GDP 在 3 万美元以上），其中，实现了农业农村现代化的国家不到 20 个，但能称得上是农业强国的，却寥寥无几。这里面有些是已经实现了农业农村现代化的国家，如日本、荷兰、以色列等，却不能称为农业强国，根本原因就在于这些国家都不能依靠自身力量基本解决本国的食物供给问题。2020 年，日本的谷物自给率为 32.0%，荷兰为 10.0%，以色列为 5.8%<sup>①</sup>，这些国家都必须依靠大量进口谷物和其他食物，才能维持本国国民的生存。这样讲，并不是否认这些国家根据自身实际，发挥自身优势，走具有自身特点的农业农村现代化道路。应当说，这些国家，在推进科技进步、利用市场机制的力量、发挥自身的比较优势、充分利用国内国际两种资源和两个市场等方面，都取得了很大成就。但无论如何，一个国家，如果不能靠自身力量基本解决国民的食物保障问题，那就称不上是农业强国，因为它将始终面临着极端情况下食物供应链可能断裂的风险。更何况，从人口规模看，这几个国家与中国都无法相提并论。2022 年，荷兰 1770.3 万人，以色列 955.1 万人，日本的人口规模虽然比较大，12512.4 万人<sup>②</sup>，但也不及中国总人口的 9%。因此，这些国家通过发挥自身比较优势，再利用国际市场进行商品交换，进口自身所需的谷物和其他食物，面临的风险相对于中国就要低得多。而中国十四亿多的人口规模，不依靠自身力量去解决对谷物和其他食物的基本需求，那是不可想象的。近年全球谷物年均产量约 30 亿吨，能投入国际贸易的数量，最高的年份也只有 3.6 亿吨<sup>③</sup>，而中国每年谷物的消费量，已达 7 亿吨上下<sup>④</sup>。因此，中国如果做不到谷物基本自给、口粮绝对安全，想依赖国际市场来解决吃饭问题，根本上是没有可能性的。而且，过度依赖国际市场，除了会受到谷物和食物贸易数量波动风险影响外，还会受到价格波动风险的影响。2022 年是国际粮食市场波动较大的一年，联合国粮食及农业组织公布的全球谷物价格指数，同比上涨了 17.9%，创历史新高；其中，玉米和小麦价格分别上涨了 24.8% 和 15.6%<sup>⑤</sup>。而中国 2022 年进口粮食（包括大豆）1.47 亿吨，数量比上年减少 10.7%，但支付的金额达 5499.9 亿元，比上年增加了 13.7%，进口粮食的均价为 3741.4 元/吨，比上年上涨了 27.4%<sup>⑥</sup>。可见，如果中国市场上供给的粮食主要不是中国粮，那中国的食物价格指数也必然会大幅度上涨，从而引发

<sup>①</sup>资料来源：联合国粮食及农业组织统计数据库网站，<https://www.fao.org/faostat/zh/#data/QCL>。

<sup>②</sup>资料来源：世界银行数据库，<https://data.worldbank.org.cn/indicator/sp.pop.totl>。

<sup>③</sup>资料来源：联合国粮食及农业组织的粮食和农业统计数据，<https://www.fao.org/food-agriculture-statistics/en/>。

<sup>④</sup>例如，2022 年中国谷物产量 63324 万吨，同年进口谷物及其制品 5319 万吨，实际消费接近 7 亿吨。资料来源：根据国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn>）和中国海关统计数据在线查询平台（<http://stats.customs.gov.cn>）数据整理。

<sup>⑤</sup>资料来源：联合国粮食及农业组织统计数据库网站，<https://www.fao.org/faostat/zh/#data/CP>。

<sup>⑥</sup>资料来源：中华人民共和国海关总署网站，<http://www.customs.gov.cn/customs/302249/zfxgk/2799825/302274/302275/4794420/index.html>。

输入性通货膨胀。而 2023 年，由于全球消费需求萎缩，国际粮价明显下跌，对中国稳定国内粮价和增加农民收入又形成了较大压力。从这些事实也可以看出习近平总书记为什么要反复强调中国人的饭碗里主要要装中国粮。

2013 年 12 月，习近平总书记在中央农村工作会议上的重要讲话中曾指出：“一个国家只有立足粮食基本自给，才能掌握粮食安全主动权，进而才能掌控经济社会发展这个大局。靠别人解决吃饭问题是靠不住的。如果口粮依赖进口，我们就会被别人牵着鼻子走。”“看看世界上真正强大的国家、没有软肋的国家，都有能力解决自己的吃饭问题。美国是世界第一粮食出口国、农业最强国，俄罗斯、加拿大和欧盟的大国也是粮食强国。这些国家之所以强，是同粮食生产能力强联系在一起的。所以，粮食问题不能只从经济上看，必须从政治上看，保障国家粮食安全是实现经济发展、社会稳定、国家安全的重要基础。”<sup>①</sup>2020 年，美国的谷物自给率是 123.2%，加拿大是 184.8%，法国是 209.7%，德国是 104.2%。俄罗斯在 2022 年的粮食自给率超过了 150%，具有出口粮食 6000 万吨（其中小麦 4000 万吨）的能力<sup>②</sup>。可见，习近平总书记之所以强调大国，尤其是人口大国必须有能力解决自己的吃饭问题，是因为没有能力解决自己的吃饭问题就有可能被别人“卡脖子”，甚至在关键时刻被人“一剑封喉”。正因如此，党和国家才如此重视粮食生产，强调在任何情况下都必须确保谷物基本自给、口粮绝对安全。2022 年 12 月 23 日，习近平总书记在中央农村工作会议上指出：“农业保的是生命安全、生存安全，是极端重要的国家安全。当今世界，百年未有之大变局加速演进，新冠疫情反复延宕，来自外部的打压遏制不断升级，各种不确定难预料因素明显增多。一旦农业出问题，饭碗被人拿住，看别人脸色吃饭，还谈什么现代化建设？只有农业强起来，粮食安全有完全保障，我们稳大局、应变局、开新局才有充足底气和战略主动。”<sup>③</sup>这充分说明了以中国自身力量为主确保国家粮食安全和国民食物保障在当前国际形势下的极端重要性。

因此，乡村振兴的着眼点在于解决好国内社会的主要矛盾，实现包括农民在内的全体人民对美好生活的需要；而在乡村振兴过程中加快建设农业强国，着眼点在于守住农业基本盘、强化粮食安全和食物保障这个国家安全“压舱石”的作用，增强中国在世界大变局中的自主、自立、自强能力。前者是“民之所盼”，后者是“国之大者”，两者必须相辅相成，才能在国际风云变幻中持续推进中国的现代化事业，也只有坚持内外兼修，才能使中国的现代化事业立于不败之地。

## 二、建设农业强国的首要任务是增强自身粮食和重要农产品的供给保障能力

2022 年 12 月 23 日，习近平总书记在中央农村工作会议上的重要讲话中指出：“农业强，首要是粮食和重要农产品供给保障能力必须强。”

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第 74 页。

<sup>②</sup>资料来源：联合国粮食及农业组织统计数据库网站，<https://www.fao.org/faostat/zh/#data/QCL>。

<sup>③</sup>习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第 6 期，第 5-6 页。

### （一）中国目前粮食安全的基本状况

在党和国家的高度重视下，在广大农村基层干部和亿万农民的不懈努力下，中国粮食产量已经连续 19 年丰收增产，2022 年更是创造了新的历史最高水平，总产量达到 68652.8 万吨，其中谷物产量为 63324.3 万吨，稻谷和小麦的产量分别为 20849.5 万吨和 13772.3 万吨，人均稻谷和小麦产量达到 247.1 公斤<sup>①</sup>，确实是做到了“口粮绝对安全”。因此，习近平总书记指出：“经过艰苦努力，我国以占世界百分之九的耕地、百分之六的淡水资源，养育了世界近五分之一的人口，从当年四亿人吃不饱到今天十四亿多人吃得好，有力回答了‘谁来养活中国’的问题。这就是自力更生，我们自己养活自己。这一成绩来之不易，要继续巩固拓展。”<sup>②</sup>

但另一方面也要看到，中国毕竟人均农业自然资源不足，而随着经济社会的发展，人们的食物消费水平又在持续提高，因此，在国内农产品供给能力不断提高的同时，中国从国际市场进口的农产品也在不断增长。据海关统计，2022 年中国的粮食进口量为 14687.2 万吨（包括大豆），相当于国内粮食总产量的 21.4%；扣除了进口的大豆（9108.1 万吨）后，其他粮食的进口量为 5579.1 万吨<sup>③</sup>。这说明，对于中国这样一个人口大国来说，即便做到了“口粮绝对安全”，也不能高枕无忧，因为从整体的食物需求来看，中国对国际市场毕竟还有相当的依赖度。

另外，这里有必要对“粮”和“食”这两个词汇加以分析。在中国古代，“粮”和“食”是两个概念。对于人们吃的“饭”，许慎在《说文解字》中讲，“行道曰粮”“止居曰食”。也就是说，人们在旅途中吃的是“粮”，是以五谷杂粮所做成的干粮，而日常居家时所吃的是“食”，是包括“粮”但不限于“粮”的各种食物的总称。因此，对于人们吃的饭而言，“粮”只是“饭”中的品类概念，而“食”才是“饭”的集合概念。中国古语“洪范八政，食为政首”“民以食为天”，强调的都是“食”。而“食”就不单是指“粮”，还包括鸡鸭鱼肉、瓜果蔬菜以及油盐酱醋糖等各类食物。当然，“粮”是“食”的主体和基础，许多“食”是由粮转化而来的，或是用可以生产“粮”的资源置换而来的，因此，食物保障的基础还是在于粮食供给的安全。而在相当长一个时期内，中国“粮”供不应求，也就谈不上除“粮”以外的其他食物能有多少供给了。久而久之，在很多人的心目中，“粮食”这个集成的概念，就逐渐变成了单纯地指五谷杂粮的“粮”了。“粮食”概念狭义化带来的弊端，是容易把单纯的口粮安全误认为是整体的食物安全，从而产生实现了口粮安全便可以高枕无忧的错觉。

### （二）总量不足、结构性矛盾突出，是中国粮食安全和食物保障将面临的长期挑战

尽管中国的口粮供给已绝对安全，但从食物供给的总体情况看，中国粮食供给仍处于总量不足、结构性矛盾突出的状态。在国民生活水平不断提高的背景下，人们的食物消费中，口粮的比重持续下降，而其他食物的比重不断上升，因此，尽管 2022 年中国的粮食总产量已经超过了 6.8 亿吨，但实际

<sup>①</sup>资料来源：国家统计局网站，[http://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203\\_1901673.html](http://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901673.html)。

<sup>②</sup>习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第 330 页。

<sup>③</sup>资料来源：中华人民共和国海关总署网站，<http://www.customs.gov.cn/customs/302249/zfxgk/2799825/302274/302275/4794420/index.html>。

的粮食消费量却已经突破 8 亿吨<sup>①</sup>。近 5 年，中国平均每年从国际市场进口 1.39 亿吨粮食，2022 年是 14687.2 万吨，相当于 14 亿人口每年人均进口粮食 100 公斤<sup>②</sup>。这一状况已经成为常态。

结构性矛盾突出，主要指两方面。一方面，区域之间的供求矛盾日渐突出。首先是南北地区之间，中国自隋唐以来就已形成的“南粮北运”格局，在工业化、城镇化浪潮中已经被“北粮南运”所替代。而问题在于北方缺水。在经济发展区域不平衡的背景下，中国人口分布和粮食供需之间的区域性矛盾格局还在进一步加剧。一段时间以来，中国人口延续着南增北减的趋势，2022 年，中国南方常住人口 84089 万人，北方常住人口 56886 万人，南北地区的常住人口分别占全国总人口的 59.6% 和 40.4%。而南方的水资源占全国的 81%，北方的水资源只占 19%；南北方的耕地比例为 36:64<sup>③</sup>。南北地区之间这种人口、资源和粮食分布的矛盾显然是一个需要认真面对的重大问题。其次是粮食主产区、主销区和产销平衡区的格局变化。在 20 世纪八九十年代，国家就已经根据人口和农业资源的分布状况，将各省份分别划分为粮食供求的主产区、产销平衡区和主销区。当时划定的主产区为 13 个省份，产销平衡区为 11 个省份，主销区为 7 个省份。但 30 多年过去，情况发生了很大变化。2021 年，粮食产量能够自给的省份只剩下 13 个，不能自给的省份则增加到了 18 个。而在粮食能够自给的省份中，有能力调出 50 亿公斤以上粮食的主产区，只剩下了 5 个省份<sup>④</sup>。能够调出粮食的省份越来越少，而需要调入粮食的省份却不断增加，这是中国目前所面临的粮食供求关系上的一大结构性矛盾。

另一方面，粮食供求中的品种结构不平衡。总体上看，中国稻谷、小麦在正常年景下供过于求，不仅库存较为充裕，而且还常常被用于弥补饲料粮不足的缺口；而油料、糖料和饲料这“三料”则明显供不应求，必须依靠进口来弥补。目前看，国内食用植物油的供求缺口约为三分之二，食糖的供求缺口约为三分之一。饲料的供求缺口比较复杂：一是进口大豆榨油后的豆粕就是饲料；二是近年来国内每年都有一定数量的小麦和稻谷用于弥补饲料的缺口；三是近年来，中国每年还要进口 2000 多万吨的玉米、200 多万吨的干牧草；四是中国每年还需要直接进口相当数量的肉类、奶类等畜产品。有专家做过分析，如按中国的生产水平计算，进口的各类农产品相当于在境外利用了 13 亿亩以上的农作物播种面积，而根据国家统计局数据，中国现有农作物播种面积约为 25 亿亩。因此，中国目前农产品的自给率，从资源角度看，大约为三分之二。联合国粮食及农业组织测算的世界各国粮食安全指数，中国被排在 30 位之外，联合国粮食及农业组织认为中国的潜在粮食（食物）自给率为 70%<sup>⑤</sup>。

可见，在农业人均自然资源有限的条件下，如何通过优化品种结构和加快科技进步，逐步降低中国油料、糖料和饲料这“三料”对国际市场依赖程度过高的风险，显然是在推进农业强国建设中必须

<sup>①</sup>资料来源：国家统计局网站，[http://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203\\_1901673.html](http://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901673.html)。

<sup>②</sup>资料来源：根据中华人民共和国海关总署网站（<http://www.customs.gov.cn>）公布的数据整理得到。

<sup>③</sup>资料来源：根据国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn>）公布的数据整理得到。

<sup>④</sup>资料来源：根据国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn>）公布的数据整理得到。

<sup>⑤</sup>本段中有关数据根据中华人民共和国海关总署网站（<http://www.customs.gov.cn>）和联合国粮食及农业组织统计数据库网站（<https://www.fao.org/faostat/zh/#data/QCL>）数据估算得到。

应对好的一个重大问题。

自 2020 年以来，中央反复强调，要以“长牙齿”的措施落实最严格的耕地保护制度；要着力推进以种业自主自强为核心的农业科技进步；要在发展粮食生产的同时，扩大大豆和油料作物的生产；要健全种粮农民收益保障机制和主产区利益补偿机制；要坚持大食物观，积极推进农业供给侧结构性改革；要加强粮食储备调节并健全应急保障机制；要使减损、节约粮食在全社会蔚然成风；要树立粮食安全是“国之大者”的观念，全面落实粮食安全“党政同责”的责任制。这些都正在逐步落地见效。

当然，讲食物安全并不是说要去追求中国食物的完全自给自足。中国的人口规模和农业资源禀赋决定了，要满足国民日益提高的食物需求，必须合理利用国际资源和国际市场。但是，同时也必须清醒认识到，对国际资源和国际市场的利用，必须控制在不能危及国家安全的程度之内。因此，在任何时候都不能放松保障中国食物供给安全的自主能力。

### （三）合理利用国际资源和国际市场，是正常情况下保障中国食物有效供给的必然选择

中国的人地关系决定了粮食供求将长期处于紧平衡状态。因此，在保障食物供给安全的问题上，中国必须合理利用国际农业资源和国际农产品市场。但要看到，国际食物产业链和供应链都存在着越来越大的不确定性。从近年来的情况看，对全球农产品生产和国际贸易的状况，不能有过于乐观的判断，至少对可能发生的五大风险要有足够估计。一是全球气候变化和极端性气候频发，进口来源国发生自然灾害风险会影响中国的进口；二是地缘政治冲突引发生产链、供应链断裂；三是国际能源价格上涨引起粮油产品转化为能源产品，对全球食物供给构成威胁；四是美国和西方国家对中国的造谣、抹黑、遏制、打压使大宗农产品进口存在一定的政治风险；五是国际大粮商对全球粮油贸易的垄断和炒作会给农产品国际贸易带来比较大的价格风险。

应对这些风险，至少要做好三方面工作：第一，持续推进进口来源国的多元化。为掌握进口的稳定性和主动权，国家正加速构建多元化粮食进口格局。2021 年和 2022 年，中国进口玉米来自美国的占比分别为 70%和 72%，来自乌克兰的占比分别为 29%和 26%；2023 年一季度，中国进口玉米 752 万吨，来自美国的占 37.8%，来自巴西的占 28.8%，来自乌克兰的占 27.7%<sup>①</sup>。2023 年 5 月 4 日，第一船来自南非的 5.3 万吨玉米也已经运抵中国。第二，建立自主采购机制。在农产品国际贸易中，改变主要向国际大粮商“一手交钱、一手交货”的粮油贸易方式，通过在进口来源国建立粮油收储设施，以及向当地农民合作社、农场主提供经济技术服务等方式，在粮油进口来源国建立自主采购的新机制。第三，加强国际农业经济技术合作。与农产品有增产潜力的国家加强农业经济技术合作，在提高全球粮油产出水平的基础上，增强中国粮食和国际食物供应链的稳定性。

## 三、实施乡村振兴战略与加快形成新型工农城乡关系

处理好城乡关系始终是治国理政要面对的重大问题。习近平总书记指出：“我们一定要认识到，城镇和乡村是互促互进、共生共存的。能否处理好城乡关系，关乎社会主义现代化建设全局。”“城

<sup>①</sup>资料来源：中华人民共和国海关总署网站，<http://www.customs.gov.cn>。

镇化是城乡协调发展的过程，不能以农业萎缩、乡村凋敝为代价。”“要坚持以工补农、以城带乡，推动形成工农互促、城乡互补、全面融合、共同繁荣的新型工农城乡关系。”<sup>①</sup>实施乡村振兴战略正是基于这样一种理念而提出来的。

### （一）全面认识实施乡村振兴战略的必要性

实施乡村振兴战略的必要性，至少要从两方面看。一是正如习近平总书记所指出的那样：“必须看到，我国幅员辽阔，人口众多，大部分国土面积是农村，即使将来城镇化水平到了百分之七十，还会有四五亿人生活在农村。”<sup>②</sup>因此，必须建设宜居宜业的和美乡村，才能使广大农民与全国人民一道，实现对美好生活的需要。二是乡村具有城镇不具备但却是国家（包括城镇）发展不可或缺的特有功能，比如，粮食和重要农产品的供给功能、为整个国家提供良好生态环境的功能、传承和弘扬中华优秀传统文化的功能，等等。《中华人民共和国乡村振兴促进法》<sup>③</sup>总则第三条就明确要求“充分发挥乡村在保障农产品供给和粮食安全、保护生态环境、传承发展中华优秀传统文化等方面的特有功能”。习近平总书记多次强调：确保重要农产品特别是粮食供给，是实施乡村振兴战略的首要任务。“随着时代发展，乡村价值要重新审视。现如今，乡村不再是单一从事农业的地方，还有重要的生态涵养功能，令人向往的休闲观光功能，独具魅力的文化体验功能。”<sup>④</sup>因此，乡村振兴，不能片面理解为就是搞建设，而是必须像习近平总书记要求的那样：“搞新农村建设要注意生态环境保护，注意乡土味道，体现农村特点，保留乡村风貌，不能照抄照搬城镇建设那一套，搞得城市不像城市、农村不像农村。”<sup>⑤</sup>系统地看，乡村振兴，要把重点放在巩固农业基础、守护青山绿水、传承中华优秀传统文化等乡村所特有的功能上。城和乡有着不同的功能，这就跟一个人一样，人有五脏六腑、四肢五官，它们各有各的功能，五脏六腑完备、四肢五官齐整，才是健康的人，否则就是病人、残疾人。一个国家也是如此，只有使城镇和乡村各自所具有的不同功能都得到充分发挥，国家现代化的进程才能是健康的、完整的，否则就是残缺的、不完整的。

### （二）关于城镇化与农业转移人口市民化

习近平总书记指出：“农村人口向城镇集中是大趋势”<sup>⑥</sup>，“当前，我国常住人口城镇化率已经突破了百分之六十。今后十五年是破除城乡二元结构、健全城乡融合发展体制机制的窗口期”。<sup>⑦</sup>“要把该打开的‘城门’打开，促进农业转移人口市民化。农民进城要符合客观规律，保持历史耐心，不

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第242页。

<sup>②</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第100-101页。

<sup>③</sup>参见国家法律法规数据库，<https://flk.npc.gov.cn/detail2.html?ZmY4MDgxODE3OGVmZTM2MjAxNzkyMDZkNDIxNDI4Y2U%3D>。

<sup>④</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第249页。

<sup>⑤</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第101页。

<sup>⑥</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第15页。

<sup>⑦</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第16页。

要大呼隆推进，更不要受不正确的政绩观所驱动。”<sup>①</sup>习近平总书记讲的“不正确的政绩观”，在笔者看来：一是片面强调加快提高人口城镇化率，似乎越快、越高越好，不顾客观规律和发展的阶段性特征要求；二是“醉翁之意不在酒”，说的是加快农业转移人口市民化，实际上却只是想着要用农民的土地。

习近平总书记在2020年12月28日的中央农村工作会议上讲过一段极为深刻的话：“应对风险挑战，不仅要稳住农业这一块，还要稳住农村这一头。经济一有波动，首当其冲受影响的是农民工。二〇〇八年国际金融危机爆发，二千多万农民工返乡。今年受新冠肺炎疫情冲击和国际经济下行影响，一度有近三千万农民工留乡返乡。在这种情况下，社会大局能够保持稳定，没有出什么乱子，关键是农民在老家还有块地、有栋房，回去有地种、有饭吃、有事干，即使不回去心里也踏实。全面建设社会主义现代化国家是一个长期过程，农民在城里没有彻底扎根之前，不要急着断了他们在农村的后路，让农民在城乡间可进可退。这就是中国城镇化道路的特色，也是我们应对风险挑战的回旋余地和特殊优势。”<sup>②</sup>

总书记的这段话，深刻揭示了中国的基本国情、农业的基本特点、目前真实城镇化水平对人口的承载能力，以及当前中国所处外部环境的不确定性等一系列重大问题，是指导中国科学推进城镇化和实现农业转移人口市民化的重要遵循。

中国的基本国情之一，是农业人口规模巨大，“大国小农”的状况不可能在短时期内就得到根本改变。农业的基本特点之一，是马克思所揭示的“生产时间与劳动时间不一致”，这个特点决定了农村劳动力可以利用农闲季节搞家庭副业或外出打工。真实城镇化水平对人口的承载能力，指城镇水、电、路、气等基础设施，产业吸纳劳动力就业，保障性住房、教育、医疗等基本公共服务，以及为市民提供基本社会保障的能力。农业转移人口的市民化，必须统筹考虑上述各方面的因素，即在农业转移人口市民化进程中，需要尊重城镇的发展规律，充分考虑城镇化水平对人口的承载能力。

中国目前到底还有多少农业人口呢？第一个数据是农村常住人口不到5亿人，第二个数据是农业户籍人口7亿多人，第三个数据是农村集体经济组织成员有9亿人。这些数据，都各有各的口径。按在农村居住半年以上的时间算，农村常住人口不到5亿人，加上没在城镇落户的农民工及其家属，就有7亿多农业户籍人口，再加上村委会改居委会、乡镇改街道后，虽然在户籍上农转居了，但人还是农村集体经济组织的成员，于是就有了9亿农村集体经济组织成员。这三个数据都有依据，但一个农业人口数据就这么复杂，也反映了中国国情的复杂性、农业的特殊性，以及目前城镇对市民承载能力的有限性。

家在农村或务过农的人都知道，由于农业生产时间与劳动时间的不一致，庄稼种上了以后，农民没有必要天天守在地里“侍候”，尤其是大田作物，它自己会生长。农民常说，一年12个月，“一个月过年，三个月种田，八个月挣钱”。在农民外出挣钱的八个月里，村里就看不到多少人；到春耕

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第16页。

<sup>②</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第4-5页。

备耕、夏收夏种、秋收秋种的大忙季节时，村里的人就多了不少，尤其是青壮年劳动力；而在过年时，村里的人就更多了。按照常住人口统计口径，农村劳动力进城打工超过半年，就被统计为城镇常住人口了，但是，在农忙季节回乡种了两三个月地的农民，却不能被统计在农村常住人口中，于是就有人认为农村“无人种地”了。2022年3月，长春市因新冠疫情实际上封了城，但春耕备耕大忙季节到了，为了在防止疫情扩散的情况下把要回乡的农民直接送回其所在的县，长春市对需要回乡的农民做了认真统计，结果，有30多万农村劳动力急着要回农村。一个长春市在春耕时节就有30多万农民工要回乡种地，那么全国有多少人呢？所以，只用一个口径，确实讲不清楚现在人口的城乡分布。这也是中国当前这个发展阶段的一大特征。但是，实际情况究竟如何，应当多方面看待这个问题。

习近平总书记在中央城镇化工作会议上的讲话中指出：“现代化的本质是人的现代化，真正使农民变为市民并不断提高素质，需要长期努力，不可能一蹴而就。一部分农村劳动力在城镇和农村流动，是我国现阶段乃至相当长历史时期都会存在的现象。对这种‘两栖人’、候鸟现象不要大惊小怪，也不要恶意炒作。对那些已经在城镇就业但就业不稳定、难以适应城镇要求或不愿落户的人口，要逐步提高基本公共服务水平，努力解决好他们的子女教育、医疗卫生、社会保障等需求，使他们在经济周期扩张、城镇对简单劳动力需求扩大时可以在城市就业，而在经济周期收缩、城镇对劳动力需求减少时可以有序回流农村。”<sup>①</sup>“在人口城镇化问题上，我们要有足够的历史耐心。世界各国解决这个问题都用了相当长的时间。但不论他们在农村还是在城市，该提供的公共服务都要切实提供，该保障的权益都要切实保障。”<sup>②</sup>所以，在农业转移人口市民化问题上，当前急迫的还是像习近平总书记所要求的那样，对于户籍上的农业人口，不论他们是在农村还是在城市，该提供的公共服务都要切实提供，该保障的权益都要切实保障。

现在的问题是，中国的许多公共服务和社会保障，都是和户口联系在一起的，而户口又是和人的稳定住所联系在一起的。农业转移人口如果没能在城镇落户，他们就享受不到市民才能享受的公共服务和社会保障。进城农民工及其家属，在打工城市找个因陋就简的住所容易，但要有个能落户的住所就很难，买得起商品房和能分到保障性住房的风毛麟角，绝大多数都是租赁私房，虽然国家有“租售同权”的政策，但愿意让承租户在出租房里落户的房东，大概也是风毛麟角。

浙江省是全国城乡关系处理得最好的省份之一。据浙江省有关部门调查，2021年有农业转移人口1746.8万人，超过全省常住人口的四分之一，其中，省内农业转移人口222.8万人，省外农业转移人口1524万人。在这些农业转移人口中，有自购房的占6%，住在工地和单位的占18%，住在雇主家或投亲靠友等的占8%，其余68%的人都是租赁住房。浙江省2020年就已出台允许租房落户的政策，但到2022年3月底，全省租房落户的只有917人，其中，在租赁房落户154户487人，在社区集体户落户430人<sup>③</sup>。实际落户人口为什么这么少？首先，没有多少房东同意承租人在自己出租的房内落户。

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第58-59页。

<sup>②</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第59页。

<sup>③</sup>资料来源：本段数据为笔者调研获取。后文所用数据资料，除特别说明外，均为笔者在工作和调研中获取。

其次，农业转移人口在市内落了户，就可以申请保障性住房、最低生活保障、社会救助、优军优抚服务以及子女在当地参加中考、高考升学等待遇。如果农业转移人口落户后都享有这些当地市民才享有的待遇，那么，不仅远远超出目前城镇所能提供的公共服务和社会保障能力，还会动了原有城镇居民的“奶酪”，可能引起新的社会矛盾。所以，从总体上看，主要矛盾还是当前城镇的经济实力不够、向农业转移人口提供与本地城镇居民同等的基本公共服务和社会保障的能力不足。中国目前的人均国内生产总值毕竟还只相当于发达国家的三分之一甚至四分之一，因此加快发展才是解决这些矛盾和问题的硬道理。当然，这就需要一定的时日。

正是鉴于这样的实际情况，中国规模巨大的农业转移人口，就不可能主要依靠大中城市来实现。2020年以来，对县城为载体的城镇化建设、县域的城乡融合发展问题，重新受到了重视。2023年中央“一号文件”和《政府工作报告》分别强调“深入推进县域农民工市民化，建立健全基本公共服务同常住人口挂钩、由常住地供给机制”<sup>①</sup>“完善城市特别是县城功能，增强综合承载能力”<sup>②</sup>。但能否高质量推进农业转移人口县域市民化与产业布局的调整直接相关，毕竟人口是随着产业走的，不对产业布局实行“内移下沉”式的调整，小城镇与县域经济的发展是难有依托的。

#### 四、坚持农村基本经营制度和推进农业经营制度创新

《中华人民共和国宪法》规定：“农村集体经济组织实行家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制。”<sup>③</sup>这就是中国农村基本经营制度。党的十九大报告指出：“巩固和完善农村基本经营制度”“保持土地承包关系稳定并长久不变，第二轮土地承包到期后再延长三十年。”对农村基本经营制度，党中央的文件中曾先后用过三个表述：稳定和完善、坚持和完善、巩固和完善，用词的分量一次比一次重，充分反映了党中央对长期实行农村基本经营制度的决心和信心。

##### （一）全面理解坚持和完善农村基本经营制度的含义

1984年的中央“一号文件”，首次提出延长土地承包期，鼓励农民增加投资，培养地力，实行集约经营，并明确土地承包期一般应在十五年以上。1993年，针对一些较早实行家庭承包经营的地方第一轮土地承包即将到期的实际情况，中央“11号文件”及时提出，“为了稳定土地承包关系，鼓励农民增加投入，提高土地的生产率，在原定的耕地承包期到期之后，再延长三十年不变”。<sup>④</sup>2017年，党的十九大报告再次明确，第二轮土地承包到期后再延长三十年。各界对这个问题很关注，对此习近平总书记表示，“明确再延长土地承包期三十年，从农村改革之初的第一轮土地承包算起，土地承包

<sup>①</sup>参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，[http://www.moa.gov.cn/xw/zwtd/202302/t20230214\\_6420464.htm](http://www.moa.gov.cn/xw/zwtd/202302/t20230214_6420464.htm)。

<sup>②</sup>参见《政府工作报告——2023年3月5日在第十四届全国人民代表大会第一次会议上》，<https://www.gov.cn/zhuanti/2023/lhzfgzbg>。

<sup>③</sup>参见国家法律法规数据库，<https://flk.npc.gov.cn/detail2.html?MmM5MDlmZGQ2NzhiZjE3OTAxNjc4YmY1YTQ4MzAwNGI%3D>。

<sup>④</sup>参见《中共中央、国务院关于当前农业和农村经济发展的若干政策措施》，[http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/szyw/200706/07/t20070607\\_11637806.shtml](http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/szyw/200706/07/t20070607_11637806.shtml)。

关系将保持稳定长达七十五年，既体现长久不变的政策要求，又在时间节点上同实现第二个百年奋斗目标相契合”。<sup>①</sup>可见，在迈向全面建成社会主义现代化强国的整个过程中，都要坚持实行以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营这一改革后形成的农村基本经营制度。

为什么要坚持农村基本经营制度、怎样坚持农村基本经营制度，习近平总书记对此有深刻、精辟的论述。2013年底他在中央农村工作会议上强调：“农村基本经营制度是党的农村政策的基石。坚持党的农村政策，首要的就是坚持农村基本经营制度。坚持农村基本经营制度，不是一句空口号，而是有实实在在的政策要求。”<sup>②</sup>具体要求包括三个方面：“第一，坚持农村土地农民集体所有。这是坚持农村基本经营制度的‘魂’。农村土地属于农民集体所有，这是农村最大的制度。农村基本经营制度是农村土地集体所有制的实现形式，农村土地集体所有权是土地承包经营权的基础和本位。坚持农村基本经营制度，就要坚持农村土地集体所有。第二，坚持家庭经营基础性地位。家庭经营在农业生产经营中居于基础性地位，集中体现在农民家庭是集体土地承包经营的法定主体。农村集体土地应该由作为集体经济组织成员的农民家庭承包，其他任何主体都不能取代农民家庭的土地承包地位。农民家庭承包的土地，可以由农民家庭经营，也可以通过流转经营权由其他经营主体经营，但不论承包经营权如何流转，集体土地承包权都属于农民家庭。这是农民土地承包经营权的根本，也是农村基本经营制度的根本。第三，坚持稳定土地承包关系。现有农村土地承包关系保持稳定并长久不变，这是维护农民土地承包经营权的关键。任何组织和个人都不得剥夺和非法限制农民承包土地的权利。”<sup>③</sup>

从习近平总书记的重要论述中可以清楚地看到，农村基本经营制度，实际上是农村土地集体所有和农村集体经济组织这两大制度的具体实现形式，即农民集体所有的土地由作为集体经济组织成员的农民家庭承包经营。这表明，要坚持农村基本经营制度，首先就必须坚持农村土地集体所有和农村集体经济组织的制度，离开了这两项制度，农村基本经营制度就会成为无本之木、无源之水。

中国农村实际上有四项基本制度，即农民土地集体所有的制度，农村集体经济组织的制度，以家庭承包经营为基础、统分结合双层经营的农村基本经营制度，以及党组织领导的实行村民自治的农村社会治理制度。由于这四项基本制度的存在，就产生了农民作为集体经济组织成员所享有的四项基本权利：土地承包经营权、宅基地使用权、集体收益分配权、参与农村基层社会自治的治理权。改革开放以来中国农村所形成的这四项基本制度和农民所享有的这四项基本权利，确保了在经济体制深入变革和社会快速转型的过程中，农民这个最大的社会群体没有发生两极分化，确保了农民家家有地种、户户有房住、人人有饭吃。这就保证了农村社会的稳定，并为整个国家顺利推进改革开放提供了强有力的支撑，也为实现农村农民共同富裕提供了重要的组织保证和制度保证。

但是，只靠一家一户小规模、分散、粗放的生产经营，怎么能发展现代农业？于是，在工业化、城镇化不断推进的背景下，中央又及时提出了农民承包土地“三权”分置的制度创新和发展新型农业

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第245页。

<sup>②</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第82页。

<sup>③</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第82-83页。

经营形式的要求。

## （二）使农村基本经营制度更加充满持久的制度活力

习近平总书记指出：“上世纪八十年代初搞包产到户时，百分之九十九以上的农业经营主体都是承包户，土地承包者就是经营者。现在，承包经营权流转的农民家庭越来越多，土地承包主体同经营主体发生分离，这是我国农业生产关系变化的新趋势。这个变化对完善农村基本经营制度提出了新的要求。要不断探索农村土地集体所有制的有效实现形式，落实集体所有权、稳定农户承包权、放活土地经营权，加快构建以农户家庭经营为基础、合作与联合为纽带、社会化服务为支撑的立体式复合型现代农业经营体系。”<sup>①</sup>

据农业农村部统计，到2020年底，农村集体经济组织耕地总面积17.75亿亩，其中承包到户的面积15.62亿亩，承包农户2.3亿户，户均承包耕地面积6.8亩。已转出承包耕地经营权的农户约7600万户，约占承包农户总数的33%，其中有约3200万户已不再经营耕地；转出经营权的承包地面积5.32亿亩，约占农户承包耕地总面积的34.06%。从目前情况看，经营耕地面积在10亩以下的农户仍有2亿户，10~30亩的有2923万户，30~50亩的有700.8万户，50~100亩的有291.7万户，100~200亩的有109.4万户，200亩以上的有50.6万户。但几亩、几十亩、一两百亩地的经营规模，能发展现代农业吗？看问题必须从中国的实际国情出发，对于承包耕地经营权的流转，既要考虑农民的切身利益，也要考虑国家所处的发展阶段。习近平总书记曾指出：“创新农业经营体系，放活土地经营权，推动土地经营权有序流转，是一项政策性很强的工作。要把握好土地经营权流转、集中、规模经营的度，要与城镇化进程和农村劳动力转移规模相适应，与农业科技进步和生产手段改进程度相适应，与农业社会化服务水平提高相适应，不能片面追求快和大，不能单纯为了追求土地经营规模强制农民流转土地，更不能人为垒大户。要尊重农民意愿和维护农民权益，把选择权交给农民，由农民选择而不是代替农民选择，不搞强迫命令、不刮风、不一刀切。”<sup>②</sup>总书记还多次强调：“农村土地承包关系要保持稳定，农民的土地不要随便动。农民失去土地，如果在城镇待不住，就容易引发大问题。这在历史上是有过深刻教训的。这是大历史，不是一时一刻可以看明白的。在这个问题上，我们要有足够的历史耐心。”<sup>③</sup>

而发展现代农业，也并非只能走土地经营权流转、集中、规模经营这一条路，实际上还有发展农业社会化服务这一条路径。习近平总书记指出：“我国人多地少矛盾十分突出，户均耕地规模仅相当于欧盟的四十分之一、美国的四百分之一。‘人均一亩三分地，户均不过十亩田’，是我国许多地方农业的真实写照。这样的资源禀赋决定了我们不可能各地都像欧美那样搞大规模农业、大机械作业，多数地区要通过健全农业社会化服务体系，实现小规模农户和现代农业发展有机衔接。”<sup>④</sup>

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第83-84页。

<sup>②</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第86页。

<sup>③</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第200-201页。

<sup>④</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第279页。

发展土地规模经营和农业社会化服务，都是中国现阶段推进农业现代化的有效途径，但从当前的实际情况看，农业社会化服务可能具有更广泛的适应性。第一，引导承包土地经营权的流转、集中、规模经营需要相应的时间和条件。习近平总书记指出：“一方面，我们要看到，规模经营是现代农业发展的重要基础，分散的、粗放的农业经营方式难以建成现代农业。另一方面，我们也要看到，改变分散的、粗放的农业经营方式是一个较长的历史过程，需要时间和条件，不可操之过急，很多问题要放在历史大进程中审视，一时看不清的不要急着去动。”<sup>①</sup>第二，在相当长时期内，小规模经营的农户还将占多数。习近平总书记指出：“创新农业经营体系，不能忽视了普通农户。要看到的是，经营自家承包耕地的普通农户毕竟仍占大多数，这个情况在相当长时期内还难以根本改变。”<sup>②</sup>第三，通过承包流转耕地形成的新型农业经营主体的耕地规模也很有限。到2020年底，全国经营面积超过30亩地的主体只有1152.5万户，只占全部耕地经营户总数的4.79%，而从事粮食种植的家庭农场，平均耕地经营规模也只有129亩。这样的经营规模，仍然很难购置起全套耕、种、管、收等现代农业的技术装备，仍然需要农业社会化服务体系的支撑和帮助。由此可见，采用先进农业技术手段，在现阶段，土地流转、集中、规模经营覆盖不到的地方，农业社会化服务体系可以覆盖。据农业农村部统计，2020年各种形式农业社会化服务的作业面积已经达到16.7亿亩次，服务的农户达到7800万户。据农业农村部对2672个样本的抽样调查，接受农业社会化服务的生产经营方式，与农民自种相比，稻谷、小麦、玉米单季亩均成本分别降低7.3%、8.2%、0.7%，亩均产量分别增长8.7%、9.8%、10.4%，亩均纯收益分别提高23.0%、26.5%、20.2%；与流转土地的规模经营户相比，稻谷、小麦、玉米单季亩均成本分别降低35.5%、50.4%、48.0%，亩均产量分别增长5.7%、4.1%、4.0%，亩均纯收益分别提高94.1%、195.5%、76.3%。这是因为，社会化服务这种方式使小农户通过购买服务就能使用现代农业技术装备，而相对于土地流转，它又规避了地租成本。这说明，在中国现阶段，农业社会化服务不仅具有更广的适应性，也具有更强的生命力。当然，如果使土地适度规模经营与农业社会化服务相结合，效果会更好。

在巩固和完善农村基本经营制度的背景下，中国的农业经营方式将进一步演变，在相当长时期内，可能形成两类经营主体和两类规模经营方式，即提供农产品和提供农业生产性服务这两类经营主体（也会有交叉）、在土地经营权流转基础上形成的耕地规模经营和在提供生产性服务基础上形成的农业技术装备作业的规模经营。当然，这都是在经济社会发展的推动下不断演进的过程。

## 五、农村集体经济组织的立法问题

2018年3月，第十三届全国人大常委会将制定农村集体经济组织法列入立法规划。农村集体经济

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第200页。

<sup>②</sup>习近平，2022：《论“三农工作”》，北京：中央文献出版社，第87页、第245页。

组织是坚持农民土地集体所有和农村基本经营制度的组织载体，坚持农民土地集体所有、坚持农村基本经营制度，就必须巩固和完善农村集体经济的组织制度。农村集体经济组织是在经济社会发展中避免农民发生两极分化、逐步实现农民共同富裕的重要组织保障，因此，必须建立起完善的保障其成员合法权利的制度，以避免其被少数人内部控制或被外来资本控制。

2022年12月27日至30日召开的十三届全国人大第38次常委会会议对《中华人民共和国农村集体经济组织法（草案）》（以下简称《农村集体经济组织法（草案）》）进行了初次审议。会后，全国人大网将《农村集体经济组织法（草案）》全文公布，向全社会征求意见，受到社会广泛关注，共收到各种意见、建议两万多条，但所有意见中没有颠覆性的（认为不需要农村集体经济组织、不应该制定该法等）。主要的意见具体有以下七个方面。

第一，农村集体经济组织本身是否应当是市场主体。这个问题在起草过程中有争议。在关于改革完善农村集体经济组织制度的中央文件中，曾几次提到要赋予农村集体经济组织市场主体的地位。但是，在法案起草和征求意见过程中，多数意见都认为，鉴于农村集体经济组织的特殊性（例如：土地的所有权不能转让；承包到户的耕地和农民依法使用的宅基地等属于农户的用益物权，集体组织无权擅自处置；集体经济组织对其成员承担着多方面的管理和服务职能等，因此农村集体经济组织不能破产），赋予农村集体经济组织市场主体地位，必须找到有效的实现形式。为了界定集体经济组织，法案起草考虑了以下三个方面的因素：一是历史上早已形成了这种有效的实现形式，即集体经济组织可以出资（含合资）依法设立市场主体，并以所出资产为限，承担市场风险和债务责任。这种形式自人民公社办社队企业开始，就已被普遍采用。二是现实中还没有出现过农村集体经济组织破产的情形。三是如果是市场主体就需要明确向哪个政府部门登记、接受哪个政府部门管理和指导的问题。为此，《农村集体经济组织法（草案）》将“农村集体经济组织”界定为：农村集体经济组织是独立的民事主体，具有法人地位，可以依法从事相应的民事活动（如资源发包、物业出租、居间服务、资产参股等），其自身并不是单纯的以营利为目的的经营性市场主体，但可以代表成员以集体组织出资或合资的方式，依法设立市场主体（如合作社、公司等），并向国家市场监管部门登记和接受管理。

第二，关于集体经济组织成员的认定。这个问题比较复杂，涉及多方面的情况：①对自然取得（如出生、婚嫁、政策性移民等）成员身份的情况意见不大。②对申请取得成员身份的情况有不同意见。

《农村集体经济组织法（草案）》对此作了两方面限制：一是申请者必须是非城镇居民；二是申请者必须退出原来所属的农村集体经济组织。③对丧失成员身份的情况有不同意见，主要是对已取得公务员身份以外的公职人员，如已取得国家事业单位员工、国有企业员工等身份的人员等，是否应丧失集体组织成员身份有不同意见。④对妇女成员，有意见要求增加“不因结婚丧失成员身份”的规定。但考虑到情况复杂，初审稿没有对此做出统一规定。现实中的主要问题是，如何保障离婚后妇女的土地承包权、宅基地使用权等，要避免出现在娘家和婆家“两头空”的现象。

第三，集体经济组织的合并与分立。主要意见有：①对合并和分立应当有更具体、更细致的规定，要符合绝大多数成员的意愿；②要求增加农村集体经济组织“终止”和“撤销”的条款，并明确条件和程序。由于现实中还没有这样的实例，因此，法律初审稿没有设置关于“终止”和“撤销”的条款。

第四，明确国家对农村集体经济组织的支持措施。因为这是一部“组织法”，可以原则性地提出国家对农村集体经济组织的支持，但具体措施应当由其他相关法律或国家政策做出规定。

第五，对农村集体经济组织收益分配制度的具体规定。因各地农村集体经济组织的经济实力和收益分配情况差别太大，不宜做出统一规定，但国家对农村集体经济组织以及合作社、公司的财务管理制度，均已有明确规定。

第六，对“村改居”后农村集体经济组织的存废及其资产的处置。因为这还是一个在探索中的问题，实践并没有提供多少实例，因此法律初审稿暂对此不作规定。

第七，农村集体经济组织与村民委员会的关系。现行《中华人民共和国村民委员会组织法》总则第二条规定：村民委员会办理本村的公共事务和公益事业，调解民间纠纷，协助维护社会治安，向人民政府反映村民的意见、要求和提出建议。但由于此前不少地方的农村集体经济组织不健全、运行不正常，因此农村集体经济组织的资产管理、经济活动等均依法由村民委员会代行其职责。农村集体经济的组织建立和运行正常后，就需要理清两者的职能，区分村民和集体经济组织成员的权利，明确村民委员会和农村集体经济组织的权能和职责，在村党组织的统一领导下，相互配合、相互支持，各司其职，共同做好农业农村经济发展和社会治理工作。

《农村集体经济组织法（草案）》是一部涉及农村诸多基础性制度的重要法律，关系农村改革、发展、稳定的大局和亿万农民的切身利益，希望该法的制定能受到社会各方面的广泛关注，群策群力、集思广益，使该法制定得更加符合现阶段中国农村的实际情况，更好地发挥其应有的作用。

（作者单位：第十三届全国人民代表大会农业与农村委员会）

（责任编辑：陈静怡）

## Several Important Issues in Current Agriculture and Rural Areas

CHEN XiWen

**Abstract:** The rural reform and development of China in the new era face many issues that require in-depth research. This paper focuses on elaborating and analyzing from five aspects: the relationship between comprehensively promoting rural revitalization and moving faster to build up China's strength in agriculture; the primary task of building up China's strength in agriculture is to enhance its own supply guarantee capability for food and important agricultural products; implementing the strategy of rural revitalization and accelerating the formation of a new type of urban-rural relation between workers and farmers; adhering to and promoting innovation in the basic rural operation system; the legislative issues of rural collective economic organizations. In this paper, opinions and viewpoints are proposed open for discussion.

**Keywords:** Rural Revitalization; China's strength in agriculture; Food Security; Urban-rural Relations; Operation System; Rural Collective Economic Organizations

# 农民收入质量：逻辑建构、测度评价 与动态演进\*

杨少雄<sup>1</sup> 苏岚岚<sup>2</sup> 孔 荣<sup>1</sup> 王慧玲<sup>3</sup>

**摘要：**本文采用1993—2021年中国31个省（自治区、直辖市）的面板数据，构建农民收入质量评估指标体系，综合运用自然间断点分级法、泰尔指数、莫兰指数等方法探究农民收入质量的等级评价、区域差异与时空演进。研究发现：第一，全国农民收入质量呈现稳步增长趋势，但省际层面存在明显差异，各维度增速由小到大依次为收入知识性、收入成长性、收入结构性和收入充足性；第二，全国农民收入质量等级不断提升，已完成从低、中低等级为主向中高、高等级为主的转变，但发展仍不充分；第三，四大地区、三大粮食功能区、五大经济带农民收入质量增长率与水平值呈反向分布态势，且东部地区、粮食主销区、京津冀协同发展经济带农民收入质量的平均水平更高；第四，农民收入质量的区域差异在时间维度上呈现先下降后上升的正U型波动趋势，地区间发展不平衡是农民收入质量差异的主要原因；第五，农民收入质量的分布呈现空间集聚态势，东部沿海省份多集聚在高—高型区域，西部省份多集聚在低—低型区域且长期未发生跃迁。

**关键词：**收入质量 农民增收 区域差异 动态演进 空间集聚

**中图分类号：**F323.8 **文献标识码：**A

## 一、引言

实现农民高质量增收是立足中国式现代化的新发展阶段，不断增进民生福祉的应有之义。加大强农惠农富农政策力度、促进农民稳步增收一直是破解“三农”问题的关键。21世纪以来，中央连续发布的20个“一号文件”始终致力于解决农民增收问题，农民收入实现了持续快速增长（宋洪远等，2023）。但随着中国经济下行压力不断增大，加之新冠疫情冲击，农民收入结构失衡问题凸显，收入来源不确

---

\*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“金融健康、收入质量与农户消费结构：作用机制及优化策略研究”（编号：72273107）、“金融行为中介作用下农民金融素养对收入质量的影响机制及提升策略研究”（编号：71773094）和西北农林科技大学经济管理学院研究生科研创新项目“数字普惠金融、收入质量与农村居民家庭消费结构”（编号：JGYJSCXXM202307）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：孔荣。

定性增加，收入增速下降态势延续（程国强和朱满德，2020）。2023年中央“一号文件”进一步明确了“促进农民就业增收”“促进农业经营增效”“赋予农民更加充分的财产权益”“不断缩小收入差距、发展差距”“研究过渡期后农村低收入人口和欠发达地区常态化帮扶机制”等加快农民持续增收的政策取向<sup>①</sup>。随着对农民收入问题研究的深化，收入数量这一单一视角已不足以解析新发展格局下农民增收乏力的现象。党的二十大报告强调，“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”<sup>②</sup>，而推动农民高质量增收是实现经济社会高质量发展的内在要求。鉴于农民高质量增收的关键在于实现由数量型增长转向质量效益型增长，如何优化农民收入质量评价体系、构建以质量为核心的农民增收长效机制和支持政策体系成为理论界亟待探讨的重要课题。

既有关于农民收入的研究过多强调对“量”的追求而忽视了对“质”的关注，导致对新发展阶段农民增收内在逻辑的解析存在局限性。一方面，在巩固拓展脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接的阶段，农村脱贫人口因内生发展能力不足、产业带动作用有限等，面临较大返贫风险。以该类群体为核心的低收入群体能否实现持续增收成为推进共同富裕的关键（林万龙和纪晓凯，2022）。另一方面，在乡村振兴战略全面推进背景下，农村产业融合加速，新型农业经营主体发展壮大，智慧农业、绿色农业等新业态新模式持续涌现，在拓展农民收入来源渠道的同时，也对农民获取收入过程中的知识要素投入提出越来越高的要求（杜志雄和胡凌啸，2023）。因而，单一的收入数量视角难以全面呈现农民收入的多维属性和时代内涵，有必要基于收入来源的多元化、收入的可持续增长、获取收入所需要的知识技能等方面拓展对农民收入质态属性的研究（王健宇和徐会奇，2010）。收入质量概念从多个维度综合反映农民收入状况，既反映量的规定性，又体现质的适用性。因此，系统建构农民收入质量的逻辑框架并开展实证测度契合新形势下促进农民高质量增收的内生需求。

虽然有学者逐渐从单一的收入数量研究转向收入性质研究，但农民收入质量的界定仍需立足实践，不断修正和完善。现有研究多着眼于收入增长、收入差距、收入结构或收入分布等某一方面特征探讨农民收入问题（Huang and Shi, 2021; Zhang et al., 2023）。少数学者基于多维质态属性展开对收入质量内涵的探索性思考。林富民（2005）首先提出农民增收质量的概念，并认为高质量的农民收入表现为稳定增长、结构合理、知识含量高、劳动成本低。孔荣和王欣（2013）在研究农民工收入问题时拓展了收入质量概念，从收入的充足性、稳定性、结构性、知识性和成本性5个维度界定其内涵。随后，彭艳玲等（2019）依据可行能力理论，将收入质量界定为农民获取收入的潜在或可行能力的质态差异特性总和，并认为收入质量集中反映了农民参与经济活动的的能力。随着研究的深化，收入质量概念也得到康慧和张晓林（2019）、罗永明和陈秋红（2020）等学者的认同及关注。

已有研究对农民收入质量的探讨呈现出从微观向宏观延伸的趋势。早期研究聚焦微观视角下农民

<sup>①</sup>参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，[https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content\\_5741370.htm?dzb=true](https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true)。

<sup>②</sup>参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，[https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content\\_5721685.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm)。

收入质量的评估。基于收入质量5个维度的内涵界定，孔荣和王欣（2013）选取家庭总收入、打工月收入、年工资变动幅度等15个指标构建了农民工收入质量评估指标体系。康慧和张晓林（2019）选取家庭人均纯收入、最主要收入来源占比、受教育程度等16个观测变量衡量农民收入质量的5个维度，评估了山西省664个农民收入质量现状。罗永明和陈秋红（2020）利用中国家庭金融调查数据，采用家庭年总收入、家庭主要收入渠道、户主更换工作的时间频率、家庭获取经营性收入的成本、户主学历共5个题项测度农民收入质量，发现收入数量充足、收入获取成本低、收入比较稳定的家庭收入质量更高。由于微观视角的研究在呈现全国整体农民收入质量水平及特征中的局限性越来越凸显，个别研究开始基于宏观层面开展农民收入质量评估，并初步探讨了农民收入质量的空间分布特征。例如，任劼和孔荣（2017）根据国家统计局数据测算了2014年各省份农民收入质量指数，结果显示，农民收入质量指数呈现沿海和边境地区较高、内陆地区较低、西部内陆地区最低的辐射状分布。

学者们围绕农民收入质量的内涵与测度开展的一系列有益探讨为本文提供了重要启发，但已有文献仍存在明显不足。一是将成本引入收入质量的评估体系存在不合理性。鉴于成本与收入是两种不同属性的经济元素，成本体现农民为满足生产生活需求的物质资料消耗和获取相关服务或劳务的消耗，与农民生产性消费具有同质性，无法反映收入的质量特性，有必要剔除收入成本性。二是农民收入质量的测度体系多集中在微观尺度，难以精准揭示宏观层面农民收入质量长期演变的一般规律，且鲜有文献探析农民收入质量在时间和空间双重维度所呈现的典型特征，未能全面系统考察其动态演进趋势。三是现有研究忽略了农民收入质量发展的区域异质性，对农民收入质量全局特征认识不足，尤其较少关注不同地区、粮食功能区、经济带农民收入质量的分布差异及其来源。

本文可能的创新之处在于：第一，尝试在重新界定农民收入质量内涵的基础上，从收入充足性、收入结构性、收入成长性和收入知识性4个维度健全宏观视角下农民收入质量评估指标体系并进行水平测度；第二，运用自然间断点分级法对农民收入质量评估结果进行等级评价，明晰农民收入质量的优劣，增强评价体系的通用性和评价结果的可比性；第三，从时间和空间双重维度系统刻画农民收入质量基本特征，解构农民收入质量区域差异及其来源，进一步厘清农民收入质量时空演变规律，揭示农民收入质量空间关联逻辑；第四，在传统地理区域划分基础上，着眼于粮食功能区以及反映国家不同发展战略需求的经济带，对农民收入质量的区域演进特征展开全面探索。本文旨在丰富农民收入质量的理论体系，为新发展阶段建立农民长效增收机制、持续缩小收入质量的区域和群体差距、加快实现共同富裕提供理论依据和经验参考。

## 二、农民收入质量的理论内涵和指标体系构建

### （一）农民收入质量的理论内涵

参考孔荣和王欣（2013）提出的收入质量概念内涵，立足宏观视角，结合新时代乡村振兴战略与共同富裕目标推进背景下农民收入获取的过程、渠道、要素和特征，本文认为农民收入质量除包括收入数量水平外，还包括收入来源多元化、收入可持续增长以及收入获取所需要的知识技能等质量因素。可行能力理论表明，个体在开展经济活动时所表现的能力可以反映为个体抓住机会、做出选择、采取

行动并实现目标的能力，取决于个体的目标元素（Sen，1993）。对于农民而言，若目标元素设定为收入，农民收入的获取由一系列经济活动构成，那么农民收入获取过程即反映了农民参与各种经济活动的实际可行能力（彭艳玲等，2019）。进一步推论可知，在理性经济人视角下，农民在收入获取过程中不仅只追求收入数量的满足，还表现出对收入获取渠道多元化、收入持续增长、个人能力提升等方面的多重预期。结合前述界定，本文认为数量充足、结构多元、增长可持续以及知识与技能发挥，均从不同层面反映了农民在参与经济活动和获取收入过程中的可行能力，并可被归结为农民收入质量体系中的各种特性，即收入充足性、收入结构性、收入成长性和收入知识性。

收入充足性是指农民收入总量能否满足生产生活的资金需求，即收入的数量水平。收入充足性反映农民从各种经济活动中获得的货币收入数量，直接关系着农民经济活动的参与和生产生活水平的改善。农民个体的福利水平既取决于绝对收入数量，也取决于消费支出后的相对收入数量（Easterlin，1995），即收入充足性可以分为收入的绝对充足和相对充足。具体来说，绝对收入充足代表了收入绝对数量的增长，相对收入充足是指收入应足以支付生活和其他必要的日常开支，同时还有余钱用于储蓄、投资和应对紧急情况。农民绝对收入和相对收入数量越充足，即收入充足性越好，农民收入质量越高。就农民整体而言，在收入数量较低时，收入充足性对收入情况的表征能力较强，但当收入数量达到较高水平和实现较快增长时，收入充足性对农民收入的表征能力会减弱。

收入结构性是指收入来源是否多元、各来源比例以及相互关系是否合理。结构转变是经济增长的重要源泉，收入结构变化对农民收入提升乃至农村经济的多元化和现代化发展都至关重要。从农民自身内部结构看，根据收入初次分配和再分配理论，农民收入结构的多元化直接影响农民生计稳定性。农民收入来源从单一化向多元化转变，各个收入来源均衡发展，有助于农民分散风险，减轻某项收入来源波动对整体收入的影响，避免过度依赖某一项收入来源而导致生计存在脆弱性（姜长云，2008）。从农民的外部结构看，中国独特的城乡二元经济结构决定了对农民收入结构性的深入讨论必然要引入城乡收入结构。根据相对剥夺理论，城乡收入差距过大，尤其农民收入过低的相对剥夺感会降低农民的福利和满足感（周兴和王芳，2010），影响农村经济健康发展。理论上，农民收入来源越多元、比例越合理以及城乡收入越平衡，收入结构性越好，农民收入质量越高。

收入成长性是指农民不同来源的收入是否保持增长状态。经济增长理论表明，通过生产要素积累、技术进步、制度变革等手段提高经济总量可以促进财富积累和经济增长。同理，将经济增长理论应用于农民收入增长情景，农民收入成长性可定义为农民通过多种方式能够使各项收入保持稳定增长的状态。农民收入持续增长，有助于改善弱势群体的生活水平，不断提高农民生产积极性，对于加快农村经济转型发展和实现共同富裕十分关键（黄季焜，2022）。农民不同来源的收入增长具有差异化逻辑，其中，经营净收入增长是农民在从事农业和非农等生产经营活动中所得收入的增长，反映了农村产业经济的发展；工资性收入增长是农民通过雇佣劳动关系提供劳动力换取的工资或报酬型收入的增长，反映了农村劳动力市场的发育程度和供需状况变化；财产净收入增长是农民通过配置和管理家庭财产所获得投资收入的增长，反映了农民家庭财产健康和投资有效性；转移净收入增长是由政府提供的社会保障、救济和补贴等转移支付为农民所带来的收入增长，反映了农村社会福利与公平的发展。农民

各类收入增长越具有可持续性，收入成长性越好，农民收入质量越高。

收入知识性是指农民收入获取是否依靠知识含量与技能经验。Mincer（1958）发现受教育程度、技术培训、工作经验与个体收入显著正向相关。以农民知识含量和技能经验为代表的人力资本是农民收入获取的内在决定因素（高梦滔和姚洋，2006）。随着现代化进程的推进，农民不仅需要具备农业生产知识，财务管理、市场营销、信息通信技术等技能的掌握程度也决定了农民的经营能力和工作能力（潘丹，2014），直接影响农民收入获取。人力资本理论表明，知识和技能经验多的农民，能够更加有效地利用资源，提高生产效益，同时还可以及时把握市场形势的变化，运用电商等创新销售技能，增强风险预防和化解能力，不断提升收入质量。此外，农民通过不断学习和积累经验，具备更多的有益知识和技能，能够更好地适应当前经济发展和市场需求的变化，从而更容易实现多渠道创收增收。农民所具备的知识含量和技能经验越多，收入知识性越好，农民收入质量越高。

## （二）农民收入质量指标体系构建

1. 指标选取。根据农民收入质量理论内涵，结合近三十年来农民收入的变化趋势与特征，本文从农民收入充足性、收入结构性、收入成长性和收入知识性4个维度构建农民收入质量指标体系，共计11个具体指标，如表1所示。

表1 农民收入质量指标体系

| 一级指标  | 二级指标      | 指标解释                                                           | 综合权重   |
|-------|-----------|----------------------------------------------------------------|--------|
| 收入充足性 | 收入绝对充足    | 农民人均可支配收入数量                                                    | 0.1092 |
|       | 收入相对充足    | 农民人均可支配收入减去人均消费支出所得收入结余数量                                      | 0.1264 |
| 收入结构性 | 内部收入来源多元化 | 四大类分项收入的赫芬达尔指数                                                 | 0.0986 |
|       | 内部收入来源均衡性 | 四大类分项收入比例离差平方和                                                 | 0.0799 |
|       | 外部收入结构平衡性 | 城镇居民与农民人均可支配收入之比                                               | 0.0749 |
| 收入成长性 | 经营净收入增长率  | $1 - \frac{\text{前一年经营净收入}}{\text{当年经营净收入} - \text{当年CPI增长率}}$ | 0.0940 |
|       | 工资性收入增长率  | $1 - \frac{\text{前一年工资性收入}}{\text{当年工资性收入} - \text{当年CPI增长率}}$ | 0.0928 |
|       | 财产净收入增长率  | $1 - \frac{\text{前一年财产净收入}}{\text{当年财产净收入} - \text{当年CPI增长率}}$ | 0.0687 |
|       | 转移净收入增长率  | $1 - \frac{\text{前一年转移净收入}}{\text{当年转移净收入} - \text{当年CPI增长率}}$ | 0.0687 |
| 收入知识性 | 劳动力受教育程度  | 各阶段受教育程度劳动力占比为权重对各学制年限加权求和                                     | 0.0862 |
|       | 成人技术培训比例  | 农村成人文化技术培训学校结业生数量/乡村人口数量                                       | 0.1006 |

（1）农民收入充足性。作为农民收入质量的直观体现和评价基础，本文使用收入绝对充足与收入相对充足两个指标测度农民收入充足性，均为正向指标。收入绝对充足是农民可用于自由支配最终消费支出和储蓄的总和，既包括现金收入，也包括实物收入，用农民人均可支配收入数量衡量。收入相对充足是指农民收入去除消费开支后的结余，以人均可支配收入减去人均消费支出之后的余额衡量，反映的是农民积蓄水平、应对风险和再生产的能力。

（2）农民收入结构性。在当前二元经济结构特征下，农民收入存在内部和外部双重结构。内部结构主要体现在收入来源多元化和各收入来源比例均衡性。经营净收入、工资性收入、财产净收入、转移净收入四大类分项收入构成了农民现有收入来源。本文据此计算四大类分项收入的赫芬达尔指数以

衡量农民内部收入来源多元化程度，赫芬达尔指数反映了农民收入来源集中度的变化情况，赫芬达尔指数越小，表明收入来源越多元；计算四大类分项收入比例离差平方和以衡量农民收入来源比例的均衡程度，离差平方和越小，表明各收入来源比例越均匀。外部结构是指农民收入与其他主体收入的比例，本文使用城镇居民与农民人均可支配收入之比作为衡量农民外部收入结构平衡性的指标，比值越小，表明城乡收入差距越小，农民收入外部结构越平衡。上述三个指标均为负向指标。

(3) 农民收入成长性。动态发展是质量评价的关键，农民收入持续增长是高水平收入质量的本质要求，各项收入增长率是衡量农民收入变化的重要指标，反映农民收入的成长情况。本文采用四大类分项收入的增长率衡量农民收入成长性。其中，经营净收入增长率反映农民在农业和非农领域的经营收入成长性，工资性收入增长率反映农民工资和工作岗位的成长性，财产净收入增长率反映农民资产投资获得回报的成长性，转移净收入增长率反映农民收入在财政政策扶持下的成长性。由于受到物价水平变动、通货膨胀等客观因素影响，各类型收入增长率的计算需减去CPI增长率。上述四个指标均为正向指标。

(4) 农民收入知识性。农民系统学习和掌握各类知识技能的有效途径是接受教育和技能培训。教育能够帮助农民掌握科学知识、提升素养和培养思维能力，进而更好地理解和应用农业知识和技术，受教育程度越高的农民通常具备更多知识。市场需求的不断变化也要求农民不断更新和提高技能，而参加培训可以帮助农民快速掌握最新的农业技术和先进的管理方法。故农民的受教育程度和接受技术培训的程度基本反映了农民所拥有的知识和技能水平，本文从劳动力受教育程度和成人技术培训参与两个方面衡量农民收入知识性，二者均为正向指标。以农村各阶段受教育程度劳动力数量占比为权重，对各学制年限加权求和，计算劳动力受教育程度。成人技术培训比例由农村成人文化技术培训学校结业生数量除以乡村人口数量计算而得。

2. 数据来源。本文选取中国31个省（自治区、直辖市）1993—2021年的面板数据为考察样本。在收入充足性指标中，农民人均可支配收入和人均消费支出来源于《中国农村统计年鉴》（1994—2022年，历年），2013年后实行城乡一体化住户调查改革，农民纯收入统计口径更改为农民人均可支配收入，本文以1993—2012年农民纯收入代替农民人均可支配收入。在收入结构性指标中，经营净收入、工资性收入、财产净收入、转移净收入四大类分项收入数据来源于《中国农村统计年鉴》（1994—2022年，历年），由于1993年以后中国开始实行新的住户调查指标体系，农民收入统计口径更改为经营净收入、工资性收入、财产净收入、转移净收入四类，故本文样本起始点设为1993年；城镇居民人均可支配收入来源于《中国统计年鉴》（1994—2022年，历年）。在收入成长性指标中，当年CPI增长率通过《中国价格统计年鉴》（1994—2022年，历年）中的农民消费价格指数计算得到。在收入知识性指标中，2012年之前农村各阶段受教育程度劳动力数量来源于《中国农村统计年鉴》（1994—2012年，历年），2012年之后使用《中国人口和就业统计年鉴》（2013—2022年，历年）中农村各阶段受教育程度人口数量代替；农村成人文化技术培训学校结业生数量来源于《中国教育统计年鉴》（1993—2020年，历年），但由于2021年末统计该项数据，本文采用线性插值法补齐；乡村人口数来源于《中国农村统计年鉴》（1994—2022年，历年）。本文以1993年为基期对上述所有涉及价格波动影响的指标进

行平减处理，最终样本观测值为895<sup>①</sup>。

3.测度方法。首先，为克服主观赋权法和客观赋权法各自的缺陷，本文采用层次分析法和熵值法共同确定指标权重。层次分析法通过构建成对比较矩阵，选择方根法计算最大特征根并进行一致性检验后，得到农民收入质量各指标的主观权重  $w_{j1}$ ；熵值法是在对所有指标进行无量纲化处理后，计算信息熵与冗余度，确定农民收入质量各指标的客观权重  $w_{j2}$ 。其次，应用最小相对信息量原理（吴开亚和金菊良，2008），计算组合权重  $w_j$ ：

$$\min F = \sum_{j=1}^k w_j (\ln w_j - \ln w_{j1}) + \sum_{j=1}^k w_j (\ln w_j - \ln w_{j2}) \quad (1)$$

（1）式中， $j = 1, 2, \dots, k$ ， $k$  为指标个数，利用拉格朗日乘数法对（1）式进一步优化得：

$$w_j = (w_{j1} \cdot w_{j2})^{1/2} / \sum_{j=1}^k (w_{j1} \cdot w_{j2})^{1/2} \quad (2)$$

由（2）式可知，当主观权重  $w_{j1}$  和客观权重  $w_{j2}$  取几何平均数时，所需信息量达到最小。本文通过计算主客观权重的几何平均数得到农民收入质量各指标的权重值，结果如表1所示。最后，使用线性加权综合法对农民收入质量各个指标进行加权求和，得到农民收入质量综合水平。

### 三、农民收入质量测度结果与等级评价

#### （一）农民收入质量综合水平结果分析

表2为1993—2021年农民收入质量综合水平的评估结果<sup>②</sup>。整体上，农民收入质量综合水平均值从0.4087增长至0.6415，年平均增长率达1.6228%。1993—1996年，中国处于计划经济向市场经济转型的繁荣期，经济的快速发展带动农民收入质量大幅跃迁，各省份农民收入质量综合水平均有较大程度提升，1996年之后稍有回落进而呈现稳步上升趋势。分省份看，2021年，上海、浙江、天津、北京和江苏的农民收入质量综合水平处于领先行列，西藏、新疆、海南、广西的农民收入质量年均增长率较高，发展势头迅猛，处于追赶行列。整体上，省际差距仍然较明显，例如，2021年上海农民收入质量综合水平（0.7888）是甘肃（0.5505）的1.43倍。

表2 1993—2021年农民收入质量综合水平测度结果

| 省份 | 1993年  | 1995年  | 2000年  | 2005年  | 2010年  | 2015年  | 2020年  | 2021年  | 年均增长率（%） |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 北京 | 0.5350 | 0.6149 | 0.5480 | 0.6083 | 0.6595 | 0.6114 | 0.6558 | 0.7381 | 1.1557   |
| 天津 | 0.5018 | 0.5840 | 0.5473 | 0.5752 | 0.6295 | 0.6240 | 0.7286 | 0.7390 | 1.3922   |
| 河北 | 0.4578 | 0.5526 | 0.5079 | 0.5337 | 0.5615 | 0.5697 | 0.6121 | 0.6122 | 1.0433   |
| 上海 | 0.5016 | 0.5429 | 0.4754 | 0.5342 | 0.6069 | 0.6205 | 0.7547 | 0.7888 | 1.6295   |
| 江苏 | 0.4721 | 0.5528 | 0.5058 | 0.5555 | 0.5941 | 0.6335 | 0.7060 | 0.7233 | 1.5351   |

<sup>①</sup>重庆于1997年被设立为直辖市，故重庆相关数据时间跨度为1997—2021年。

<sup>②</sup>限于篇幅，本文仅汇报1993年、1995年、2000年、2005年、2010年、2015年、2020年和2021年结果。

表2 (续)

|      |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 浙江   | 0.4784 | 0.5575 | 0.5201 | 0.5752 | 0.5871 | 0.6301 | 0.7498 | 0.7801 | 1.7615 |
| 福建   | 0.4362 | 0.5490 | 0.5198 | 0.5328 | 0.5420 | 0.5764 | 0.6411 | 0.6573 | 1.4747 |
| 山东   | 0.4411 | 0.5102 | 0.4958 | 0.5289 | 0.5548 | 0.6013 | 0.6271 | 0.6606 | 1.4526 |
| 广东   | 0.4438 | 0.5166 | 0.4932 | 0.5174 | 0.5372 | 0.5914 | 0.6178 | 0.6178 | 1.1888 |
| 海南   | 0.3607 | 0.3913 | 0.4256 | 0.4643 | 0.4990 | 0.5816 | 0.6062 | 0.6440 | 2.0924 |
| 山西   | 0.4571 | 0.5342 | 0.5107 | 0.5195 | 0.5419 | 0.5663 | 0.6192 | 0.6333 | 1.1713 |
| 安徽   | 0.3682 | 0.5017 | 0.4483 | 0.4811 | 0.5271 | 0.5757 | 0.5776 | 0.6212 | 1.8855 |
| 江西   | 0.4145 | 0.4868 | 0.4262 | 0.5016 | 0.5355 | 0.5880 | 0.6076 | 0.6361 | 1.5413 |
| 河南   | 0.3903 | 0.4677 | 0.4609 | 0.5011 | 0.5331 | 0.5987 | 0.6228 | 0.6431 | 1.7993 |
| 湖北   | 0.3748 | 0.4568 | 0.4535 | 0.4865 | 0.5341 | 0.5827 | 0.5859 | 0.6175 | 1.7995 |
| 湖南   | 0.3834 | 0.4577 | 0.4729 | 0.5033 | 0.5308 | 0.5735 | 0.5941 | 0.6260 | 1.7658 |
| 内蒙古  | 0.3671 | 0.4313 | 0.3930 | 0.4762 | 0.4987 | 0.5276 | 0.5959 | 0.6083 | 1.8196 |
| 广西   | 0.3629 | 0.4614 | 0.4275 | 0.4779 | 0.4998 | 0.5623 | 0.5933 | 0.6313 | 1.9966 |
| 重庆   | —      | —      | 0.5002 | 0.5166 | 0.5406 | 0.5920 | 0.6157 | 0.6320 | 1.2749 |
| 四川   | 0.4093 | 0.4727 | 0.4651 | 0.5048 | 0.5326 | 0.5661 | 0.5923 | 0.6188 | 1.4875 |
| 贵州   | 0.3448 | 0.4285 | 0.4032 | 0.4656 | 0.5047 | 0.5399 | 0.5483 | 0.5728 | 1.8289 |
| 云南   | 0.3941 | 0.4290 | 0.4082 | 0.4382 | 0.5003 | 0.5504 | 0.5760 | 0.6130 | 1.5906 |
| 西藏   | 0.2987 | 0.3621 | 0.3642 | 0.4299 | 0.4792 | 0.5078 | 0.6050 | 0.6203 | 2.6447 |
| 陕西   | 0.4067 | 0.4635 | 0.4472 | 0.4946 | 0.5269 | 0.5614 | 0.5888 | 0.6077 | 1.4448 |
| 甘肃   | 0.3636 | 0.3959 | 0.4256 | 0.4531 | 0.4940 | 0.5251 | 0.5357 | 0.5505 | 1.4929 |
| 青海   | 0.3478 | 0.3515 | 0.4017 | 0.4658 | 0.5141 | 0.5145 | 0.5641 | 0.5619 | 1.7280 |
| 宁夏   | 0.3931 | 0.4309 | 0.4269 | 0.4765 | 0.5001 | 0.5374 | 0.5914 | 0.5932 | 1.4806 |
| 新疆   | 0.3222 | 0.4247 | 0.3488 | 0.4294 | 0.4772 | 0.5599 | 0.5930 | 0.6253 | 2.3958 |
| 辽宁   | 0.4660 | 0.5460 | 0.4862 | 0.5404 | 0.5752 | 0.5868 | 0.6290 | 0.6512 | 1.2024 |
| 吉林   | 0.3885 | 0.5016 | 0.4185 | 0.4875 | 0.5417 | 0.5247 | 0.5985 | 0.6315 | 1.7503 |
| 黑龙江  | 0.3801 | 0.4798 | 0.4513 | 0.4841 | 0.5497 | 0.5524 | 0.6174 | 0.6298 | 1.8198 |
| 全国均值 | 0.4087 | 0.4818 | 0.4574 | 0.5019 | 0.5390 | 0.5720 | 0.6181 | 0.6415 | 1.6228 |

## (二) 农民收入质量分维度结果分析

表3汇报了1993—2021年农民收入质量分维度水平测度结果。从分维度水平看，农民收入成长性水平最高，均值为0.2328，收入结构性次之，均值为0.1735，收入知识性和收入充足性的均值分别为0.0698和0.0485。从分维度增长速度看，农民收入充足性年均增长率最高，为7.5786%，收入结构性年均增长率为2.1263%，收入成长性年均增长率为0.4468%，而收入知识性年均增速最慢，数值为0.4372%。上述结果表明，虽然收入成长性的整体水平相对较高，但增长的可持续性不足仍是制约农民收入质量提升的难点。收入结构优化是提升农民收入质量的重要因素，但农民收入结构性未呈现较大幅度提升，各收入渠道增长乏力，今后仍需促进农民收入结构优化。鉴于农民收入充足性和收入知识性是制约农民收入质量提升的短板，未来政策设计需进一步加强高素质农民培育，着力提升农民生产经营和创业

增收能力，提高农民收入获取全过程的知识与技能含量。

表3 1993—2021年农民收入质量分维度测度结果

| 维度    | 1993年  | 1995年  | 2000年  | 2005年  | 2010年  | 2015年  | 2020年  | 2021年  | 均值     | 年均增长率(%) |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 收入充足性 | 0.0147 | 0.0182 | 0.0244 | 0.0300 | 0.0492 | 0.0734 | 0.1113 | 0.1138 | 0.0485 | 7.5786   |
| 收入结构性 | 0.1217 | 0.1305 | 0.1514 | 0.1623 | 0.1830 | 0.2066 | 0.2191 | 0.2193 | 0.1735 | 2.1263   |
| 收入成长性 | 0.2120 | 0.2682 | 0.2092 | 0.2372 | 0.2315 | 0.2292 | 0.2199 | 0.2402 | 0.2328 | 0.4468   |
| 收入知识性 | 0.0603 | 0.0649 | 0.0725 | 0.0724 | 0.0753 | 0.0628 | 0.0678 | 0.0682 | 0.0698 | 0.4372   |

注：表中均值计算结果是基于1993—2021年所有年份数据，表5、表7、表9相同。

### （三）农民收入质量等级评价

从实际应用出发，农民收入质量研究应在定量测度基础上实现向定性评价的转换，而科学合理的等级标准设定是评价农民收入质量的关键。自然间断点分级法运用聚类思维，通过迭代比较每一级中元素的观测值与均值的平方差之和确定观测值在分级中的最优排列，使每一级内部的相似性最大，不同级之间的差异性最大，同时兼顾每一级的区间范围和元素个数相近，从而确定观测值在分布中的间断点。该分级法使每个分组的数据更具代表性，适用于数据分布不均匀或存在极端值的情况，避免了人为设定分组边界而导致的数据偏差和失真。因此，本文使用自然间断点分级法，将农民收入质量划分为低、中低、中等、中高、高5个等级，对应的区间范围分别是 $(0.2006, 0.4261]$ 、 $(0.4261, 0.4958]$ 、 $(0.4958, 0.5567]$ 、 $(0.5567, 0.6282]$ 和 $(0.6282, 0.7888]$ 。

表4汇报了1993—2021年农民收入质量等级评价结果。1993年农民收入质量处于中等等级的省份有3个，分别是北京、天津、上海，其余省份均处于中低和低等级；2021年农民收入质量处于高等级的省份共有16个，处于中高等级的省份有14个，但甘肃仍处于中等等级。总体来看，1993—2021年，农民收入质量等级不断提升，已完成从低、中低等级为主向中高、高等级为主的转变。但进一步分析发现，农民收入质量发展不平衡不充分问题仍然突出，不同省份农民收入质量等级呈现“东高西低”的阶梯分布。依托于资源禀赋与区位优势，位于东部地区的省份，其农民收入质量率先进入高等级，而所处等级较低的位于西部和东北地区的省份，其农民收入质量则存在很大的改善空间。进一步地，北京、天津、上海、江苏、浙江的农民收入质量始终名列前茅，相对而言，贵州、西藏、甘肃、青海、宁夏和新疆的农民收入质量一直处于较低的等级。

表4 1993—2021年农民收入质量等级评价结果

| 年份(年) | 低                                                          | 中低                      | 中等       | 中高 | 高 |
|-------|------------------------------------------------------------|-------------------------|----------|----|---|
| 1993  | 海南、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江 | 河北、江苏、浙江、福建、山东、广东、山西、辽宁 | 北京、天津、上海 |    |   |

表4 (续)

|      |                             |                                                |                                                                  |                                                                     |                      |
|------|-----------------------------|------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------|----------------------|
| 1995 | 海南、西藏、甘肃、青海、新疆              | 江西、河南、湖北、湖南、内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、宁夏、黑龙江          | 河北、上海、江苏、福建、山东、广东、山西、安徽、辽宁、吉林                                    | 北京、天津、浙江                                                            |                      |
| 2000 | 海南、内蒙古、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、新疆、吉林 | 上海、山东、广东、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、四川、陕西、宁夏、辽宁、黑龙江     | 北京、天津、河北、江苏、浙江、福建、重庆、山西                                          |                                                                     |                      |
| 2005 |                             | 海南、安徽、湖北、内蒙古、广西、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江 | 河北、上海、江苏、福建、山东、广东、山西、江西、河南、湖南、重庆、四川、辽宁                           | 北京、天津、浙江                                                            |                      |
| 2010 |                             | 西藏、甘肃、新疆                                       | 福建、山东、广东、海南、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、青海、宁夏、吉林、黑龙江 | 河北、上海、江苏、浙江、辽宁                                                      | 北京、天津                |
| 2015 |                             |                                                | 内蒙古、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、吉林、黑龙江                                     | 北京、天津、河北、上海、福建、山东、广东、海南、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、陕西、新疆、辽宁         | 江苏、浙江                |
| 2020 |                             |                                                | 贵州、甘肃                                                            | 河北、山东、广东、海南、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古、广西、重庆、四川、云南、西藏、陕西、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江 | 北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、辽宁 |

表4 (续)

|      |  |  |    |                                            |                                                  |
|------|--|--|----|--------------------------------------------|--------------------------------------------------|
| 2021 |  |  | 甘肃 | 河北、广东、安徽、湖北、湖南、内蒙古、四川、贵州、云南、西藏、陕西、青海、宁夏、新疆 | 北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、海南、山西、江西、河南、广西、重庆、辽宁、吉林、黑龙江 |
|------|--|--|----|--------------------------------------------|--------------------------------------------------|

#### 四、农民收入质量动态演进

农民收入质量动态演进分析不仅要考虑纵向时间维度的变化，还要关注横向空间维度的差异。本文基于1993—2021年的时间跨度，将中国31个省（自治区、直辖市）分别按照四大地区、三大粮食功能区和五大经济带，归纳农民收入质量的时空演变特征，运用泰尔指数描述农民收入质量的区域差异，进一步利用莫兰指数探究农民收入质量的空间关联与集聚特征。

##### （一）四大地区农民收入质量动态演进

1. 四大地区农民收入质量时空演变。表5汇报了四大地区农民收入质量均值以及年均增长率。结果表明，1993—2021年，四大地区农民收入质量均实现持续增长。从均值来看，东部地区位列第一，东北地区位列第二，中部地区稍落后于东北地区，西部地区位列第四。从年均增速来看，四大地区农民收入质量呈现递增趋势，西部地区的年均增长率最高（1.8129%），中部地区次之（1.6506%），东北地区第三（1.5755%），东部地区最慢（1.4681%），增速较缓。四大地区农民收入质量均值与增长速度呈现相反态势，可能的原因是东部地区农村经济发展比较成熟，具备相对完善的农村基础设施，农民收入质量均值水平基数大，增长难度高，而其他地区农民收入质量均值起点低，增长潜力较大，政策效果更易显现，故而增长率均高于东部地区。分地区结果表明，为推进区域协同发展，政府相继提出东部率先发展、西部大开发、东北振兴、中部崛起等国家发展战略，各地区农民收入质量相继得到提升。然而，四大地区之间未出现趋同之势，而是自2013年后差距愈发明显，东部地区农民收入质量高于其他三大地区，西部地区长期处于较低水平。

表5 1993—2021年四大地区农民收入质量测度结果

| 地区   | 1993年  | 1995年  | 2000年  | 2005年  | 2010年  | 2015年  | 2020年  | 2021年  | 均值     | 年均增长率(%) |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 东部地区 | 0.4629 | 0.5371 | 0.5039 | 0.5426 | 0.5772 | 0.6040 | 0.6710 | 0.6961 | 0.5666 | 1.4681   |
| 中部地区 | 0.3981 | 0.4841 | 0.4620 | 0.4989 | 0.5338 | 0.5808 | 0.6012 | 0.6295 | 0.5241 | 1.6506   |
| 西部地区 | 0.3646 | 0.4229 | 0.4176 | 0.4690 | 0.5057 | 0.5454 | 0.5833 | 0.6029 | 0.4881 | 1.8129   |
| 东北地区 | 0.4115 | 0.5091 | 0.4520 | 0.5040 | 0.5555 | 0.5547 | 0.6150 | 0.6375 | 0.5260 | 1.5755   |

2. 四大地区农民收入质量差异分析。泰尔指数是衡量个人或地区之间不平衡程度的指标。它最大的优势是可以将总体差异分解为组内差异和组间差异，适用于测度农民收入质量区域内和区域间差异。本文计算了1993—2021年农民收入质量总体差异、地区内差异、地区间差异以及各地区内部差异的泰尔指数，结果如表6所示。从总体差异看，1993—2015年，农民收入质量总体差异的泰尔指数从0.0093

下降至0.0017，之后又升高至2021年的0.0036，农民收入质量的区域差异在时间维度上呈现先下降后上升的正U型波动趋势。从结构差异分解看，1993—2021年农民收入质量地区间差异始终大于地区内差异，农民收入质量差异主要来自于地区间发展不平衡。从四大地区之间的差异看，东部地区内部农民收入质量不平衡程度较大，中部地区较小，东部和西部地区内部不平衡程度高于中部和东北地区。从单一地区内部差异看，各地区内部的农民收入质量逐渐呈现出差异化，中西部和东北地区内部农民收入质量差异的泰尔指数维持在较低水平，而东部地区存在进一步增大趋势。上述结果表明，随着国家加大对区域均衡发展的政策支持力度，欠发达地区农民享受到一系列政策红利，获得更多创收增收机会，农民收入质量差距缩小。但是，随着乡村振兴战略进一步推进，农村经济改革进入深水区，农民总体收入质量差距再次扩大以及地区间收入质量不平衡等问题日益凸显。

表 6 1993—2021 年四大地区农民收入质量差异的泰尔指数

| 年份（年） | 总体     | 地区内    | 地区间    | 东部地区   | 中部地区   | 西部地区   | 东北地区   |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1993  | 0.0093 | 0.0042 | 0.0051 | 0.0049 | 0.0028 | 0.0043 | 0.0043 |
| 1995  | 0.0091 | 0.0039 | 0.0052 | 0.0058 | 0.0016 | 0.0040 | 0.0015 |
| 2000  | 0.0060 | 0.0029 | 0.0031 | 0.0023 | 0.0016 | 0.0045 | 0.0019 |
| 2005  | 0.0035 | 0.0016 | 0.0019 | 0.0024 | 0.0003 | 0.0017 | 0.0013 |
| 2010  | 0.0030 | 0.0014 | 0.0016 | 0.0031 | 0.0001 | 0.0007 | 0.0003 |
| 2015  | 0.0017 | 0.0007 | 0.0010 | 0.0007 | 0.0002 | 0.0009 | 0.0011 |
| 2020  | 0.0034 | 0.0015 | 0.0018 | 0.0033 | 0.0003 | 0.0007 | 0.0002 |
| 2021  | 0.0036 | 0.0018 | 0.0019 | 0.0039 | 0.0001 | 0.0009 | 0.0001 |

## （二）三大粮食功能区农民收入质量动态演进

粮食功能区划分旨在优化农业生产布局与平衡粮食供需关系，对粮食生产效率和农民收入质量的提升具有重要意义。由于各粮食功能区资源禀赋、功能规划与经济结构不同，各功能区农民收入状况存在较大差异（杜鑫，2021）。考察各粮食功能区农民收入质量的演进动态以及差异，为优化种粮农民收入质量，激发农民种粮积极性提供事实依据与政策参考，有利于应对粮食生产面临的新形势、新挑战，保障国家粮食安全战略的实施。按照已有标准划定13个粮食主产区、7个粮食主销区和11个产销平衡区，本文对三大粮食功能区农民收入质量开展动态演进分析。

1. 三大粮食功能区农民收入质量时空演变。本文计算了1993—2021年三大粮食功能区农民收入质量均值和年均增长率，如表7所示。结果表明，从均值看，三大粮食功能区农民收入质量均有显著提升，三大粮食功能区农民收入质量均值从高到低依次为粮食主销区、粮食主产区、产销平衡区。从增长率看，各功能区农民收入质量年平均增速与均值排序呈反向往势，产销平衡区年平均增长率位列第一（1.7731%），粮食主产区年平均增长率排名第二（1.5968%），粮食主销区年平均增长率处于末端（1.5166%）。可能的原因是：粮食主销区具备交通运输与市场优势，粮食销售中的大规模、高价格和销售渠道稳定性使得农民收入质量相对较高，但由于粮食生产规模较小，市场相对饱和，故而农民收入质量增长率较低。相较于粮食主产区和主销区，产销平衡区的粮食生产受限，以自给自足为主，价格和销售渠道优势不明显，故农民收入质量更低，随着产销平衡区粮食种植、收购、加工和销售等

环节的优化，市场需求不断增加，农民收入质量的增长率更高。

表 7 1993—2021 年三大粮食功能区农民收入质量测度结果

| 功能区   | 1993 年 | 1995 年 | 2000 年 | 2005 年 | 2010 年 | 2015 年 | 2020 年 | 2021 年 | 均值     | 年均增长率 (%) |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------|
| 粮食主产区 | 0.4087 | 0.4937 | 0.4604 | 0.5065 | 0.5438 | 0.5754 | 0.6128 | 0.6369 | 0.5289 | 1.5968    |
| 粮食主销区 | 0.4654 | 0.5366 | 0.5042 | 0.5439 | 0.5802 | 0.6051 | 0.6806 | 0.7093 | 0.5684 | 1.5166    |
| 产销平衡区 | 0.3691 | 0.4282 | 0.4240 | 0.4697 | 0.5072 | 0.5470 | 0.5846 | 0.6037 | 0.4901 | 1.7731    |

2. 三大粮食功能区农民收入质量差异分析。本文计算了1993—2021年农民收入质量功能区内差异、功能区间差异以及三大粮食功能区内部差异的泰尔指数，结果如表8所示。从功能区内外差异结构看，1993—2021年，农民收入质量在功能区内和功能区间差异的泰尔指数呈现缩小趋势，但功能区内差异总是大于功能区间差异，农民收入质量差异主要源于功能区内发展不平衡。可能的解释是，粮食生产相关倾斜扶持政策促进了各个功能区之间农民收入质量不平衡程度缩小，使得各功能区内部差异成为农民收入质量差异的主要来源。从三大粮食功能区看，粮食主销区内部农民收入质量差异的泰尔指数最大，产销平衡区次之，粮食主产区最低。随着时间推移，粮食主产区和产销平衡区内部差异的泰尔指数大幅度降低，但粮食主销区仍有较大波动。可能的解释是，粮食主产区和产销平衡区农民收入结构相似，农民收入质量不平衡程度趋同（杜鑫，2021），而粮食主销区农民收入质量易受粮食价格影响，粮食价格波动导致农民收入质量不平衡程度变化较大。

表 8 1993—2021 年三大粮食功能区农民收入质量差异的泰尔指数

| 年份 (年) | 功能区内   | 功能区间   | 粮食主产区  | 粮食主销区  | 产销平衡区  |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1993   | 0.0056 | 0.0038 | 0.0040 | 0.0068 | 0.0068 |
| 1995   | 0.0053 | 0.0037 | 0.0028 | 0.0080 | 0.0067 |
| 2000   | 0.0039 | 0.0021 | 0.0026 | 0.0033 | 0.0060 |
| 2005   | 0.0020 | 0.0015 | 0.0011 | 0.0033 | 0.0020 |
| 2010   | 0.0017 | 0.0013 | 0.0009 | 0.0041 | 0.0008 |
| 2015   | 0.0010 | 0.0007 | 0.0012 | 0.0006 | 0.0010 |
| 2020   | 0.0017 | 0.0016 | 0.0012 | 0.0035 | 0.0009 |
| 2021   | 0.0019 | 0.0018 | 0.0010 | 0.0041 | 0.0011 |

### （三）五大经济带农民收入质量动态演进

农民收入质量的协同提升是区域经济协同发展的重要方面。从国家重大经济发展战略出发，京津冀协同发展经济带、长江经济带、“一带一路”建设经济带、长三角一体化经济带、黄河流域经济带是当前促进区域协同发展的五大关键经济带。五大特色经济带的极化和扩散效应带动了农民收入增长，但由于资源禀赋、劳动力素质以及科学技术等不同，农民收入质量可能呈现差异化变动。据此，本文对五大经济带农民收入质量的演进特征展开分析。

1. 五大经济带农民收入质量时空演变。表9汇报了1993—2021年五大经济带农民收入质量均值和年均增长率测度结果。从经济带均值看，五大经济带农民收入质量均呈增长趋势。2013年之前，京津冀协同发展经济带农民收入质量位列第一，长三角一体化经济带位列第二，长江经济带位列第三，“一

带一路”建设经济带和黄河流域经济带分别处于第四、第五位，均值水平相近。2013年之后，长三角一体化经济带农民收入质量超过京津冀协同发展经济带，上升至首位。从增长率看，“一带一路”建设经济带农民收入质量增速最快，其次是长三角一体化经济带，长江经济带和黄河流域经济带增速相近，分列第三、第四位，京津冀协同发展经济带增长速度处于末端。“一带一路”建设经济带农产品出口贸易的自由便利化使得农民收入质量提升具有明显的追赶效应，正逐渐缩小与其他经济带之间的差距；长三角一体化经济带得益于区位条件和经济基础，极大地改善了农民的生产条件和就业环境，加速了农民收入质量提升；京津冀协同发展经济带在加速城市化的同时带动农民收入质量提升，但城乡收入差距的进一步扩大使农民收入质量提升乏力；长江经济带得益于资源禀赋，农民收入质量得到较好提升，但沿线省份经济发展不平衡致使农民收入质量增速较缓；黄河流域经济带农村基础设施和农业生产技术相对落后，农民收入质量提升面临较大压力。

表9 1993—2021年五大经济带农民收入质量测度结果

| 经济带         | 1993年  | 1995年  | 2000年  | 2005年  | 2010年  | 2015年  | 2020年  | 2021年  | 均值     | 年均增长率(%) |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 京津冀协同发展经济带  | 0.4982 | 0.5838 | 0.5344 | 0.5724 | 0.6168 | 0.6017 | 0.6655 | 0.6964 | 0.5873 | 1.2035   |
| 长江经济带       | 0.4141 | 0.4886 | 0.4617 | 0.5057 | 0.5449 | 0.5866 | 0.6280 | 0.6572 | 0.5328 | 1.6632   |
| “一带一路”建设经济带 | 0.3948 | 0.4609 | 0.4408 | 0.4886 | 0.5261 | 0.5612 | 0.6158 | 0.6358 | 0.5114 | 1.7163   |
| 长三角一体化经济带   | 0.4551 | 0.5387 | 0.4874 | 0.5365 | 0.5788 | 0.6150 | 0.6971 | 0.7284 | 0.5701 | 1.6936   |
| 黄河流域经济带     | 0.3973 | 0.4509 | 0.4474 | 0.4912 | 0.5218 | 0.5554 | 0.5930 | 0.6086 | 0.5093 | 1.5344   |

2.五大经济带农民收入质量差异分析。表10汇报了1993—2021年五大经济带内部农民收入质量差异的泰尔指数。从指数大小看，2021年，五大经济带内部农民收入质量差异的泰尔指数最大的是长江经济带、长三角一体化经济带，其次是“一带一路”建设经济带，最小的是京津冀协同发展经济带和黄河流域经济带。在推进长江经济带与“一带一路”建设经济带的发展战略初期，财政、金融、税收等系列政策实施有利于推动经济带内部农民收入质量不平衡程度的缩减，但经济带横跨东、中、西三大区域，农业经济发展存在不协调性，加之相关政策效果减弱，农民收入质量不平衡问题加剧。在推进长三角一体化经济带的发展战略初期，农民收入质量提升势头强劲，但后期由于该经济带内部各省份之间的农业产业结构、能力与效率协调度较低，农民收入质量发展不平衡程度扩大。

表10 1993—2021年五大经济带农民收入质量差异的泰尔指数

| 年份(年) | 京津冀协同发展经济带 | 长江经济带  | “一带一路”建设经济带 | 长三角一体化经济带 | 黄河流域经济带 |
|-------|------------|--------|-------------|-----------|---------|
| 1993  | 0.0020     | 0.0072 | 0.0091      | 0.0066    | 0.0036  |
| 1995  | 0.0010     | 0.0045 | 0.0099      | 0.0009    | 0.0070  |
| 2000  | 0.0006     | 0.0032 | 0.0061      | 0.0016    | 0.0035  |
| 2005  | 0.0014     | 0.0027 | 0.0033      | 0.0022    | 0.0012  |
| 2010  | 0.0022     | 0.0019 | 0.0023      | 0.0014    | 0.0007  |
| 2015  | 0.0008     | 0.0013 | 0.0018      | 0.0007    | 0.0014  |
| 2020  | 0.0026     | 0.0059 | 0.0037      | 0.0054    | 0.0011  |
| 2021  | 0.0037     | 0.0053 | 0.0041      | 0.0043    | 0.0016  |

#### （四）农民收入质量空间相关性分析

本文进一步探究农民收入质量空间关联特征、集聚模式及其动态变化，比较不同省份间的差异与相似性，有助于深入揭示省际层面农民收入质量演进的区域关联逻辑。本文使用莫兰指数检验各省份间农民收入质量的相关性特征（Anselin, 1995）。通过测算莫兰指数，农民收入质量可分为4个象限并分别指代4种空间相关模式（Rey, 2001）：第一象限为高一高型区域，即观测省份的农民收入质量水平高且周围省份也高，二者呈正相关性；第二象限为低一高型区域，即观测省份的农民收入质量水平较低而周围省份较高，二者呈负相关性；第三象限为低一低型区域，即观测省份的农民收入质量水平较低且周围省份也较低，二者呈正相关性；第四象限为高一低型区域，即观测省份的农民收入质量水平较高而周围的省份较低，二者呈负相关性。

本文计算了1993—2021年农民收入质量莫兰指数与区域分布情况，如表11所示。结果表明，农民收入质量空间相关性显著，且呈现集聚态势。北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东等东部沿海省份长期集聚在高一高型区域，吉林、黑龙江东部省份与广西、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等西部省份长期集聚在低一低型区域。东部地区得天独厚的自然资源与地理条件为农民收入质量发展提供了坚实的基础和有利的外部条件，而东北与西部省份地理位置偏远，农业基础设施建设和发展基础相对落后，故而阻碍了农民收入质量的提升。河北、安徽、江西、河南、海南等省份分布在低一高型区域，辽宁、广东、重庆等省份分布在高一低型区域。低一高型区域因周围省份的农民收入质量水平较高而产生，而集聚在高一低型区域的省份因周围省份的资源禀赋较差以及正处于缓慢的农业经济结构转型发展阶段，故广东、重庆、辽宁等省份农民收入质量高于周围省份。此外，1993—2021年，大部分省份的农民收入质量在区域分布类型方面并未发生跃迁，且主要集中在低一低型区域，具有较高的空间稳定性，表明农民收入质量相对滞后区域陷入低发展困境，亟待构建农民收入质量提升的区域协同合作和帮扶机制。

表 11 1993—2021 年农民收入质量莫兰指数区域分布

| 年份（年） | 高一高型区域                     | 低一高型区域          | 低一低型区域                                        | 高一低型区域         |
|-------|----------------------------|-----------------|-----------------------------------------------|----------------|
| 1993  | 北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东    | 海南、安徽、江西、河南、内蒙古 | 山西、湖北、湖南、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江 | 广东、辽宁          |
| 1995  | 北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东    | 海南、安徽、江西、河南、内蒙古 | 山西、湖北、湖南、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江 | 广东、辽宁          |
| 2000  | 北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、河南 | 海南、安徽、江西、湖北、内蒙古 | 山西、广西、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江          | 广东、湖南、重庆、四川、辽宁 |

表 11 (续)

|      |                            |                 |                                                   |                |
|------|----------------------------|-----------------|---------------------------------------------------|----------------|
| 2005 | 北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东    | 海南、安徽、江西、河南、内蒙古 | 山西、湖北、广西、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江           | 广东、湖南、重庆、四川、辽宁 |
| 2010 | 北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东    | 海南、安徽、江西、河南、内蒙古 | 山西、吉林、黑龙江、湖北、湖南、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆     | 广东、重庆、辽宁       |
| 2015 | 北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、海南、河南 | 河北、安徽、江西、湖北     | 山西、湖南、内蒙古、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江    | 广东、重庆、辽宁       |
| 2020 | 北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东       | 河北、海南、安徽、江西、河南  | 山西、湖北、湖南、内蒙古、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江 | 广东、重庆、辽宁       |
| 2021 | 北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东       | 河北、海南、安徽、江西、河南  | 山西、湖北、湖南、内蒙古、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、吉林、黑龙江 | 广东、重庆、辽宁       |

## 五、研究结论与政策启示

### (一) 研究结论

本文从收入充足性、收入结构性、收入成长性和收入知识性4个维度构建了农民收入质量指标体系，将层次分析法与熵值法相结合，测算了1993—2021年农民收入质量综合水平和分维度水平，运用自然间断点分级法评价了农民收入质量等级，利用泰尔指数剖析了四大地区、三大粮食功能区、五大经济带农民收入质量时空演变与区域差异，应用莫兰指数探究了农民收入质量的空间相关特性，主要得到以下研究结论。

第一，从测度水平看，1993—2021年全国农民收入质量呈稳步增长趋势，但省际层面存在明显差距；农民收入质量各维度均正向增长，增速由小到大依次为收入知识性、收入成长性、收入结构性和收入充足性。第二，从等级评价看，1993—2021年全国农民收入质量等级不断提升，已完成从低、中低等级为主向中高、高等级为主的转变，但发展不平衡不充分问题仍然突出，各省份农民收入质量等级呈现“东高西低”的阶梯分布。第三，从时空演变看，四大地区、三大粮食功能区、五大经济带农民收入质量均持续增长，且收入质量平均水平低的区域呈现较好的增长态势；从1993—2021年农民收入质量均值看，不同地区农民收入质量大小表现为东部>东北>中部>西部，粮食功能区农民收入质量从高到低排序依次为粮食主销区、粮食主产区、产销平衡区，五大经济带农民收入质量排序为京津冀协同发展经济带位列第一，其次是长三角一体化经济带、长江经济带，“一带一路”建设经济带和

黄河流域经济带水平相近，分别位列第四、第五位。第四，从区域差异看，农民收入质量的区域差异在时间维度上呈现先下降后上升的正U型波动趋势；地区间发展不平衡是差异的主要来源，东部和西部地区内部不平衡程度高于中部和东北地区；农民收入质量在粮食功能区内和功能区间差异逐渐缩小，相较于粮食主销区和产销平衡区，粮食主产区内部差异较小；长江经济带、长三角一体化经济带内部农民收入质量差异较大，京津冀协同发展经济带和黄河流域经济带较小。第五，从空间分布看，农民收入质量具有显著的空间相关性，且呈现集聚态势，东部沿海省份多集聚在高一高型区域，而西部省份多集聚在低一低型区域；大多数省份长期未发生跃迁，主要集中在低一低型区域，具有较高的空间稳定性。

## （二）政策启示

基于上述研究结论，本文得出以下政策启示。

一是关注农民收入质量的全面性评价作用，提升内生动力。一方面，重视农民收入质量评估和监测，强化以收入质量提升助力共同富裕的顶层设计。应充分认识到收入质量是一个基础性、系统性、综合性的评价指标，明确其在助力政府部门全方位监测农民收入变化，立体化考察农业经济运行走势中的作用，进而将农民收入质量作为“三农”发展政策的评估标尺纳入国家宏观经济监测体系。另一方面，树立收入质量导向的创新发展理念，完善农民收入质量长效提升的支撑保障机制。摒除“唯数量论”的传统观念，保持农民收入质量提升的良好势头，优化农村经济体制和政策实施环境，加快塑造以农民收入质量提升为核心的农村经济增长新模式，引领农村经济高质量发展。

二是重视农民收入质量的侧重性维度表现，补齐短板弱项。农民收入质量4个维度发展并不均衡，主要短板在于收入充足性和收入知识性，因此，需要统筹收入质量各维度发展，精准施策以发挥最大效能。其一，以充足数量为保障，转变经济发展方式，推进新时代农民收入超常规增长战略，夯实收入质量发展基础；其二，以调整结构为核心，鼓励农民发展多种经营业态，创新农村金融产品，拓宽收入质量改善路径；其三，以丰富知识为引擎，统筹农村各类教育培训资源，拓展面向高素质农民的培训服务，挖掘收入质量提升潜力；其四，以持续成长为依托，强化农村全产业链韧性，建立现代乡村产业体系和农民稳定增收机制，提升收入质量发展效能。

三是破解农民收入质量的区域性发展失衡，推进共同富裕。在地区层面，发展水平较高的东部地区要依托现代农业发展优势，巩固并持续推动农民收入质量创新增长，而发展水平较低的中西部和东北地区应深入推进中部崛起、西部大开发以及东北振兴战略，不断完善农民收入再分配调节机制。在粮食功能区层面，根据功能区自身特点和优势，制定差异化发展策略，提高主产区粮食补贴力度，优化主销区仓储管理、物流配送等服务，协调平衡区粮食生产和销售环节。在经济带层面，明确国家重大经济带的战略定位、发展方向与重点任务，着力培育经济带内部农业发展新产业、新动能和新增长极，协作互动，平衡发展，以五大经济带发展带动农民收入质量整体提升。

四是强化农民收入质量的正向性空间溢出，促进协调发展。基于要素流动，利用资源禀赋比较优势推动农民收入质量发展领先与后进省份之间要素互补，构建有利于各类要素跨区域有序流动的保障机制，推动经验分享、完善帮扶措施，使外溢效应大的省份带动周围省份形成良性循环积累效应。基

于发展带动，以收入质量较高的东部地区省份为中心，实施有利于农民收入质量提升的跨区域交流协作和政策联动机制，由点及面到体加速空间辐射扩散，推动区域一体化发展。农民收入质量较低的西部省份，需注重挖掘和利用自身特色资源和优势产业，契合国家战略需求创造新增长极，防止陷入低收入质量发展陷阱，最终形成均衡的高水平、多中心区域协同发展网络。

#### 参考文献

- 1.程国强、朱满德，2020：《2020年农民增收：新冠肺炎疫情的影响与应对建议》，《农业经济问题》第4期，第4-12页。
- 2.杜鑫，2021：《当前中国农村居民收入及收入分配状况——兼论各粮食功能区域农村居民收入水平及收入差距》，《中国农村经济》第7期，第84-99页。
- 3.杜志雄、胡凌啸，2023：《党的十八大以来中国农业高质量发展的成就与解释》，《中国农村经济》第1期，第2-17页。
- 4.高梦滔、姚洋，2006：《农户收入差距的微观基础：物质资本还是人力资本？》，《经济研究》第12期，第71-80页。
- 5.黄季焜，2022：《加快农村经济转型，促进农民增收和实现共同富裕》，《农业经济问题》第7期，第4-15页。
- 6.姜长云，2008：《中国农民收入增长趋势的变化》，《中国农村经济》第9期，第4-12页。
- 7.康慧、张晓林，2019：《农村居民收入质量对生活满意度的影响》，《经济问题》第4期，第77-84页。
- 8.孔荣、王欣，2013：《关于农民工收入质量内涵的思考》，《农业经济问题》第6期，第55-60页、第111页。
- 9.林富民，2005：《农民增收质量问题浅论》，《前沿》第2期，第59-62页。
- 10.林万龙、纪晓凯，2022：《从摆脱绝对贫困走向农民农村共同富裕》，《中国农村经济》第8期，第2-15页。
- 11.罗永明、陈秋红，2020：《家庭生命周期、收入质量与农村家庭消费结构——基于子女异质视角下的家庭生命周期模型》，《中国农村经济》第8期，第85-105页。
- 12.潘丹，2014：《农业技术培训对农村居民收入的影响：基于倾向得分匹配法的研究》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期，第62-69页。
- 13.彭艳玲、苏岚岚、孔荣，2019：《收入质量及其对农户创业决策的影响研究——基于鲁、豫、陕、甘4省1373份农户调查数据》，《农业技术经济》第12期，第56-67页。
- 14.任劼、孔荣，2017：《农民收入质量对消费和投资的影响》，北京：社会科学文献出版社，第150-172页。
- 15.宋洪远、江帆、张益，2023：《新时代中国农村发展改革的成就和经验》，《中国农村经济》第3期，第2-21页。
- 16.王健宇、徐会奇，2010：《收入性质对农民消费的影响分析》，《中国农村经济》第4期，第38-47页。
- 17.吴开亚、金菊良，2008：《区域生态安全评价的熵组合权重属性识别模型》，《地理科学》第6期，第754-758页。
- 18.周兴、王芳，2010：《中国城乡居民的收入流动，收入差距与社会福利》，《管理世界》第5期，第65-74页。
- 19.Anselin, L., 1995, "Local Indicators of Spatial Association-LISA", *Geographical Analysis*, 27(2): 93-115.
- 20.Easterlin, R. A., 1995, "Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All?", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 27(1): 35-47.

- 21.Huang, J., and P. Shi, 2021, “Regional Rural and Structural Transformations and Farmers’ Income in the Past Four Decades in China”, *China Agricultural Economic Review*, 13(2): 278-301.
- 22.Mincer, J., 1958, “Investment in Human Capital and Personal Income Distribution”, *Journal of Political Economy*, 66(4): 281-302.
- 23.Rey, S. J., 2001, “Spatial Empirics for Regional Economic Growth and Convergence”, *Geographical Analysis*, 33(3): 195-214.
- 24.Sen, A., 1993, “Capability and Well-being”, in M. Nussbaum, and A. Sen (eds.) *The Quality of Life*, Oxford: Clarendon Press, 30-53.
- 25.Zhang, C., Y. Yu, and Q. Li, 2023, “Top Incomes and Income Polarisation in China”, *China Economic Review*, 77, 101912.

（作者单位：<sup>1</sup>西北农林科技大学经济管理学院；

<sup>2</sup>中国社会科学院农村发展研究所；

<sup>3</sup>南京审计大学金融学院）

（责任编辑：杨园争）

## Farmer Income Quality: Logical Construction, Measure Evaluation and Dynamic Evolution

YANG Shaoxiong SU Lanlan KONG Rong WANG Huiling

**Abstract:** Based on a panel dataset covering 31 provinces from 1993 to 2021, this paper constructs an evaluation index system for farmer income quality and empirically tests the grade evaluation, spatiotemporal evolution, and regional differences by using natural breakpoint classification, Theil index, Moran index, and other methods. The results are as follows: First, farmer income quality is increasing steadily on a national scale, but there are significant provincial differences. The growth rate of each dimension ranging from small to large is the income’s knowledge involvement, growth potential, structuralization, and inadequacy. Second, the farmer income quality has been continuously improved, which has already completed the transformation from low level, medium-low level to medium-high level and high level, but the development is still insufficient. Third, there is a negative relationship between the growth rate and level of farmer income quality in four major regions, three major grain functional areas, and five major economic belts. The level of farmer income quality is higher in the eastern region, main grain sales area, and Beijing-Tianjin-Hebei Coordinated Development economic belt. Fourth, the regional difference of farmer income quality shows a U-shaped fluctuation trend which decreased at first and then increased. The imbalance of development among regions is the main cause of the differences in farmer income quality. Last, farmer income quality shows spatial agglomeration. In the eastern coastal provinces the agglomeration mostly occurs in the high-high area, while in the western provinces it mostly occurs in the low-low area and has not been transited in the long term.

**Keywords:** Income Quality; Farmer Income Growth; Regional Difference; Dynamic Evolution; Spatial Agglomeration

# 村集体经营性资产价值实现的农户增收 和追赶效应：外生推动与内生发展\*

张 衡 穆月英

**摘要：**通过村集体产权制度改革提高村集体经营性收入，进而拓宽农户致富渠道、推动农户持续增收，成为各界关注的焦点。本文在分析村集体经营性资产价值实现的增收效应和追赶效应作用机理的基础上，运用双向固定效应模型与面板分位数回归模型，实证分析了村集体经营性资产价值实现对农户增收的影响与作用机制、从“外生推动”到“内生发展”的转化机制，以及经营性资产价值实现“提低扩中”的追赶效应。研究发现：第一，村集体经营性资产价值实现对农户增收有显著正向影响。第二，村集体经营性资产价值实现通过提高工资性收入助力农户增收，并促进农户本地就业；村集体经营性资产价值实现还能通过提供社会化服务、推动企业创造，助力农户增收。第三，在村集体经济组织经营者管理能力的调节下，村集体经营性资产价值实现通过提高农户的经营能力与公共参与的积极性，实现农户收入增长“内生发展”。第四，村集体经营性资产价值实现对低收入农户群体的增收作用更强，能有效降低乡村基尼系数与个体收入剥夺系数，助力低收入农户群体追赶中高收入农户群体，缩小农户内部收入差距，推动乡村共同富裕。

**关键词：**村集体经营性资产 农户增收 追赶效应 非农就业 企业创造

**中图分类号：**F321.3 **文献标识码：**A

## 一、引言

近年来，中国农村居民可支配收入增长实现“十连快”，但城乡收入差距问题仍未根本解决，农户增收长效机制尚未建立。党的二十大报告指出，全面推进乡村振兴，要拓宽农户增收致富渠道<sup>①</sup>。

---

\*本研究得到国家社会科学基金重大项目“我国粮食生产的水资源时空匹配及优化路径研究”（编号：18ZDA074）、国家自然科学基金项目“空间均衡视角下蔬菜跨区域供给、地区结构及供给效应研究”（编号：71773121）和现代农业产业技术体系“北京市产业经济与政策创新团队项目”（编号：BAIC11-2023）的资助。本文通讯作者：穆月英。

<sup>①</sup>习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页。

相较于增长空间逐渐收窄的农村居民经营性收入、工资性收入与转移性收入而言，财产性收入增长潜力巨大（张红宇等，2020）。党的二十大报告进一步提出，要发展新型农村集体经济，赋予农户更加充分的财产权益。依托村集体经营性资产股份合作制改革助推村集体经营性资产价值实现，是提高村集体经营性收入，为农户提供稳定的财产性收入，为农村劳动力提供本地非农就业和创业机会，最终推动农户持续增收，缩小收入差距实现共同富裕的重要举措（杨慧莲等，2017）。

村集体经营性资产价值实现，即村集体经济组织将资源、资金、资产等生产要素转化为集体经营性收入，是村集体经济组织经营能力与可持续发展能力的直接体现。从既有文献看，学术界关于村集体经营性资产价值实现增收效应的研究主要集中于集体产权制度改革成效与集体经济发展带动两方面（孙雪峰和张凡，2022）。理论上，村集体经营性资产股份合作制改革能够保障农户的“剩余索取权”，有利于借助市场机制促进村集体经营性资产的价值实现，继而壮大农村集体经济实力，最终实现农户持续增收（张浩等，2021）。梳理村集体经营性资产价值实现对农户增收、共同富裕影响的相关研究可以看出，学术界存在支持和否定两类截然不同的观点。持支持观点的学者认为，若能充分发现村集体经济组织所持有经营性资产的市场价值，并通过村集体经营性资产股份合作制改革将股份量化至村集体成员，则村集体经营性资产价值实现将成为农户获得财产性收入的重要渠道，从而在构建农户长效增收机制过程中发挥关键作用（黄季焜等，2019）。此外，依托清晰的产权结构，通过经营性资产价值实现推动集体经济发展，有助于组织集体行动，改善公共服务供给，提升乡村治理水平，增强乡村自我建设和发展能力，推动农户增收，实现共同富裕（张立和王亚华，2021）。持否定观点的学者则从村庄“内生发展”“制度错配”等视角出发，认为部分地区农村集体经营性收入增长主要源于政府扶持，和农村集体产权制度改革没有直接关系（温铁军等，2018）。从集体产权制度改革，到集体经济发展，再到农户增收的因果链条是地方政府迫于政绩考核压力，采用项目制短期扶持村集体经济的结果，村集体经营性收入增长仅体现在账面上，经营性资产价值实现的只是财政资金转化的利润、租金与利息，而非盘活“沉睡资源”，对农户的增收效应依赖于对应项目的持续时间（夏柱智，2021a）。而且入村项目易为代理人捕获，村集体经营性收益存在被“内部人”控制的风险，反而会导致农户收入分化（陆雷和赵黎，2021）。此外，村集体自有的经营性资产平均价值并不高，有价值的资产多数也已处于市场租约履行状态，对农户未来收入增长的影响相当有限（闵师等，2019）。

综上所述，村集体经营性资产价值实现的相关研究未得到一致性的结论。其分歧表现在：村集体经营性资产价值实现，是源于产权变革引动村庄资源配置效率提高的“内生发展”，还是源于政府项目扶持带来的“外生推动”，以及这种经营性资产价值实现能否实现农户增收、缩小农户内部收入差距。当前，一些地方农村集体股、个人股仍设置不清，股权的继承、抵押与转让仍处于保守探索阶段，因此，推断集体产权改革已在普遍意义上实现乡村的“内生发展”缺乏现实性。而各级政府“外生推动”的经营性帮扶项目在价值实现途径上分为几类，各类经营性资产价值实现能否推动农户增收，能否助力低收入农户对中高收入农户的追赶，其作用机制为何，尚缺乏这一角度的相关研究。在研究方法上，已有研究主要运用理论分析和案例分析对村集体经营性资产价值实现及其农户增收和追赶效应机制进行研究，少部分研究使用小型调查样本对上述作用机制进行了探索，但在分析时易因调研地区

不同而产生分歧，因此有必要基于大样本进行实证检验。

基于上述考虑，本文研究拟回答的问题包括以下三个：第一，政府各类经营性资产项目对村集体经营性资产价值实现有“外生推动”作用吗，“外生推动”能助力农户增收吗，其机制为何？第二，由政府的“外生推动”到村集体“内生发展”的转化路径是什么？第三，村集体经济发展能帮助低收入农户实现对中高收入农户的追赶，进而缩小农户内部收入差距，实现农户共同富裕吗？为此，本文综合利用中山大学中国劳动力动态调查数据库（CLDS）、中国农村经营管理统计年报、“天眼查”企业库等数据，实证检验村集体经营性资产价值实现对农户增收的影响与作用机制，采取异质性检验的方式对从“外生推动”到“内生发展”的转化机制进行验证，并采用面板分位数回归对村集体经营性资产价值实现的追赶效应进行解析。

本文可能的创新之处有以下三点：第一，已有研究多从公共管理或产权理论视角，采用案例分析方法从地区经验或典型模式考察集体经济发展的增收效应，本文则进一步从实证分析角度提供了微观证据，丰富了村集体经营性资产价值实现对农户收入影响的机制研究。第二，探究了“外生推动”的村集体经营性资产价值实现向“内生发展”的转化机制，弥补了已有研究“重制度制定、轻制度实施”的缺憾，为深化经营性资产股份合作制改革、推动村集体经济健康发展、构建农户长效增收机制提供有效补充。第三，通过检验村集体经营性资产价值实现对村庄基尼系数、个体收入剥夺系数和对不同收入农户群体的异质性影响，验证了村集体经营性资产价值实现在助力农户增收过程中的追赶效应。

## 二、理论分析框架与研究假说

村集体经营性资产价值实现对农户收入的影响可分为两方面：一是推动农户收入增长的增收效应；二是助力低收入农户追赶中高收入农户群体，缩小农户内部收入差距的追赶效应。村集体经营性资产价值实现在推动农户整体收入增长的同时也能缩小农户内部收入差距，兼具发展性与普惠性。政府外生推动的经营性资产价值实现可通过相关项目支撑，直接增加农户财产性收入、促进农户非农就业、改善社会化服务、刺激企业创造，进而推动农户收入增长。但是，要构建农户增收长效机制，实现农户持续增收，需搭建“农户+企业+村集体经济组织”的利益联结体，通过村集体经营性资产价值实现建立利益共享、合作监督的长效机制，激发“农户+企业+村集体经济组织”这一利益联结体持续发展的内生力量，推动村集体经济组织、乡村企业与农户高质量耦合发展，实现“外生推动”到“内生发展”的转化。最后，村集体经营性资产价值实现提供的本地就业机会、对低收入农户的偏向以及农业社会化服务有力地促进了低收入农户对中高收入农户群体的收入追赶。

### （一）村集体经营性资产价值实现对农户的增收效应：外生推动

当前学术界的主流观点认为，村集体经营性资产价值实现根源于以清产核资与经营性资产股份化为基础的集体产权制度改革（张浩等，2021）。但实际上，村集体的经营性收入大体是稳定的，高价值经营性资产大多已经处于市场租用状态，且租期较长（闵师等，2019）。集体产权制度改革在短期内就推动经营性资产大幅增值缺乏现实性，村集体经营性收入的增长主要依赖于地方政府应对政绩考核要求的经营性资产项目帮扶（夏柱智，2021a）。根据经营性资产项目的价值实现途径，项目帮扶主

要分为四类：①帮助村集体在本地或异地获得出租型经营性资产。地方政府通过财政支持帮助村集体建设大棚、厂房、仓储用房等，形成经营性资产，通过出租产生可持续的租金收入。②支持村集体投入有稳定财政补贴收益的经营性项目，盘活村庄自然资源。地方政府对村集体经营性资产项目的闲置风险有所警惕，倾向于在乡村建设收益稳定的公共基础设施项目（如光伏发电项目），并将该资产及其收益归于当地村集体。③支持村集体入股当地龙头企业，激活闲置资金获取市场分红收益。村集体项目资金入股当地龙头企业是最直接的村集体经营性资产价值实现方式，在避免形成固定资产的同时获得相对稳定的经营性收入。④鼓励村集体承接政府小型项目，发挥人力资源组织优势赚取财政资金。地方政府把部分对资金、技术要求不高的公益类项目委托给村集体实施，以便村集体获得经营性收入。基于不同的帮扶项目，村集体通过调整、组合经营性资产价值实现方式，在保证风险可控的前提下实现村集体经营性收入增长，并通过以下四条路径对农户收入产生影响（如图1所示）。

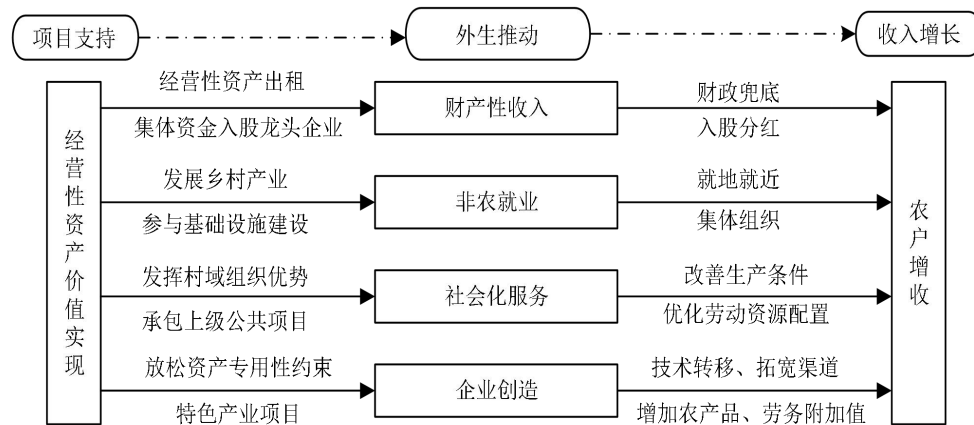


图1 村集体经营性资产价值实现对外生推动与收入增长的影响路径图

1.村集体经营性资产价值实现对外生推动与收入增长的影响。做大村集体经营性资产，是增加农户财产性收入的有效途径（田代贵和马云辉，2015）。无论地方政府采取何种项目形式推动村集体经营性资产价值实现，农户都可凭借对经营性资产的股权获得财产性收入，实现长期稳定的收入增长。具体来说可细分为两类，即“财政兜底型”财产性收入增长与“入股分红型”财产性收入增长。“财政兜底型”财产性收入增长是指依靠政府帮扶的经营性资产的租金收入与经营性项目的经营收入实现村集体经营性收入的增长，进而使农户获得财产性收入。这类收入风险小、稳定性强，但某些特殊项目依赖于国家补贴，可持续性不强。“入股分红型”财产性收入增长是将村集体资金入股当地龙头企业，实现村集体闲置资金的投资价值，将企业利润分红作为农户财产性收入的来源。这类收入政策依附性弱且市场风险也小，在条件允许下将成为农户财产性收入的长期源泉。

2.村集体经营性资产价值实现对外生推动与收入增长的影响。村集体经营性资产价值实现的增收效应并不局限于财产性收入渠道。村集体经济组织从经营性资产要素集聚发力再造双层经营“统”的功能，以利益联结深化推动乡村特色产业业态融合发展，化零为整营造农户参与非农就业的环境体系。具体地，一方面，村集体将温室大棚、养猪场、厂房、商住楼、仓储用房等集体经营性资产整合，以出租的形式实现其市场价值，不仅能带来租金收入，也能吸引社会资本下乡，在当地创造非农就业机会；另一

方面，村集体经济组织发挥在农业经营和农村建设中“统”的功能（夏柱智，2021a），组织村集体经济成员承接各级政府市政工程项目与公共基础设施建设项目，在提升村集体经营性收入的同时吸纳乡村非农劳动力，为农户创造本地化的非农就业机会。

3.村集体经营性资产价值实现对社会化服务的影响。与其他市场主体相比，村集体经济组织在组织农民、对接企业与乡村社会方面具有天然优势（周娟，2020）。基于在农村空间场域内组织农村土地、劳动力以及其他资源的天然组织优势，村集体经济组织能以更低的组织成本承接各级政府的农业社会化服务等公共服务项目（孙新华，2017）。农业社会化服务是将小农户卷入社会分工体系、推动农户增收的重要方式。伴随着相关经营性资产价值实现，村集体经济组织成为提供产前、产中、产后的农业社会化服务的重要主体，这一方面改善农户的农业生产条件，将现代农业技术嵌入农户的农业生产过程，助力农户与现代农业有机衔接，增加农业收入（杨子等，2019）；另一方面农业社会化服务项目能有效降低农民劳动强度，提高劳动效率与土地经营效率，为优化农户家庭劳动力资源配置、释放青壮年劳动力从事非农就业提供时间和机会，从而推动农户增收（张哲晰等，2023）。

4.村集体经营性资产价值实现对企业创造的影响。乡村企业活动是农村与城市平等交换要素的引擎，是促进乡村产业振兴、增加农民收入的主要抓手。村集体经营性资产价值实现对推动乡村地区新企业与个体工商户创立（企业创造）有重要影响（Bu and Liao，2022）。土地用途限制与地理距离隔离使得企业无论是对农村地区的第一产业还是对第二、第三产业投资，其资产都很难另做他用，资产专用性极高。例如，为农业生产购置的机械和修建的温室大棚、养殖场等设施难以用于其他产业，农产品加工厂房与乡村旅游建设投资也难以转作其他用途。但是，出租型经营性资产价值实现放松了企业的资产专用性约束，村集体通过出租集体经营性资产获得租金收入的同时，企业也能得以避免形成固定资产。村集体经营性资产聚合社会工商业资本，使农村要素禀赋得以与现代产业链条相衔接，有效带动乡村企业创造（郝文强等，2022），推动产业间要素流动、配置和组合。这为当地农民创造更多非农就业机会的同时，也为农民提供技术转移与培训机会，拓宽农产品销售渠道，推动农户收入来源多元化，实现农户增收（周娟，2020）。在此基础上，政府外生推动的公共基础建设项目与特色产业项目诱使农村特色资源与现代生产要素的高效互动，增加当地农产品与劳务附加值，使得农户尤其是返乡农户通过创业实现收入增长成为可能（王轶和刘蕾，2022）。

因此，本文提出如下研究假说。

H1：村集体经营性资产价值实现对农户增收有正向影响。

H1a：村集体经营性资产价值实现通过增加财产性收入实现农户增收。

H1b：村集体经营性资产价值实现通过非农就业机会实现农户增收。

H1c：村集体经营性资产价值实现通过供给农业社会化服务实现农户增收。

H1d：村集体经营性资产价值实现通过鼓励企业创造实现农户增收。

## （二）村集体经营性资产价值实现对农户的增收效应：内生发展

内生发展是指乡村内部通过多元化的社会组织达成长期合作，以最大化利用乡土资源价值并在地区内重新分配，最终有效利用外部支持与内部禀赋实现自主发展的一种“自我导向”的发展过程

（Bosworth et al., 2016）。有学者指出，当前尽管地方政府的项目帮扶推动了村集体经营性资产价值实现，并对农户增收产生了积极的影响，但这种影响是“外生型”的，政府扶持短期内实现了村集体增资赋能，增加了村集体经营性收入，但其本质是财政资金转化来的利润、租金和利息，缺乏可持续性，在长期中存在闲置风险，甚至反而会成为发展的累赘（夏柱智，2021b）。综合内生发展的定义与前人案例研究发现，要凭借政府的“外生推动”激活村庄自主发展能力，需因地制宜地整合外部支持与内部资源，搭建“农户+企业+村集体经济组织”利益联结体，以村集体经营性资产价值实现为契机，破除“等、靠、要”的被动参与困境，推动村集体经济组织、乡村企业与农户高质量耦合发展（赵黎，2022）。理论框架如图2所示。

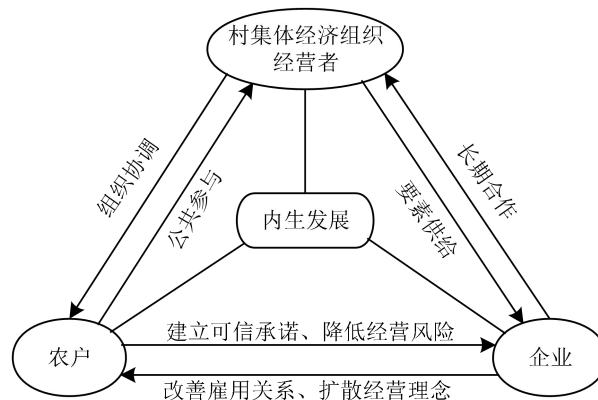


图2 村集体经营性资产价值实现对农户的增收效应

首先，企业是乡村产业自主发展的引擎，要实现内生发展，不仅要推动乡村企业数量的增长（企业创造），更要追求企业发展与村庄发展的耦合。企业接受村集体入股资金，租赁村集体经营性资产，既缓解了金融约束与资产专用性约束，更塑造了两者收益共享的经济利益联动机制（秦国庆等，2023），引导企业深度嵌入当地社会结构，形成村集体发展与企业良性经营的利益联结，实现协同发展（王镜淳和穆月英，2023）。同时，企业良性经营环境和声誉形象的建立有助于企业减少与村民的矛盾纠纷，帮助企业与农户建立可信承诺，从而降低农户违约风险与企业经营风险，并以更低的交易成本获取当地的优质生产要素（杨高升等，2023）。这些会激励企业与农户建立更稳定的劳动雇用关系，深化企业与农户的生产协作，为当地创造就业机会的同时保障农户非农收入的稳定性（周娟，2020）。村集体经营性资产价值实现通过搭建企业良性经营与村集体收益共享机制，激励企业建立更稳定的劳动雇用关系，将企业深度卷入村庄发展进程，推动企业、村集体经济组织与农户的协同发展，最终实现农户收入长期增长。

其次，作为内生发展的动力源，农民丧失主体地位，参与层次低、生产经营能力弱，发展利益被外部资本分割，致使农户失去参与发展的经济激励，是乡村内生发展动力不足的主要原因。因此，能否调动农户公共参与积极性、提升其经营能力，是经营性资产价值实现能否推动内生发展的前提。一方面，通过有效利用出租型经营性资产、合理配置闲置集体资金、妥善经营政府帮扶项目，经营性资产持续性实现盈利，并由此衍生大量经济利益互动，农户将改变对村集体事务事不关己的旁观者立场，

在理性驱动下积极参与集体经营性资产的运营与公共治理过程（秦国庆等，2023）；另一方面，经营性资产价值实现带动的企业创造、企业营收改善、社会化服务不仅通过收入多元化直接影响农户增收，更带来了现代生产要素与经营理念，降低了生产经营成本，为农户提升生产经营能力、改善生产经营状况创造条件（杨希双和罗建文，2023）。随着农户通过公共参与同村集体建立合作与参与机制，通过生产经营与多元主体实现利益共享，其在内生发展过程中的主体地位被彻底激活，最终实现多元主体相协调的可持续收入增长。

最后，村集体经济组织经营者是对内整合村庄社会关系、人力资源和自然资源，对外联结政府项目库与外部资本的桥梁（杨慧莲等，2017）。一方面，强化村集体经营性资产的持续盈利能力，需要村集体经济组织经营者在经营性项目引进过程中实现村庄资源禀赋与外部支持的优势互补（林雪霏和孙华，2021），降低经营性资产价值实现的试错成本（秦国庆等，2023），减少经营性资产的闲置风险；另一方面，村集体经济组织经营者虽然不能通过硬约束确保农户守约，也不能通过组织农户与企业谈判实现农户收益分配提升，但他们可以将村域经营性资源整合后与企业开展合作，既能将庞大的农户组织成本简化为正规的行政成本，也形成了优质生产要素供给的规模效应，增加了企业违约的机会成本（杨高升等，2023）。因此，在村集体经济经营者的调节作用下，“农户+企业+村集体经济组织”实现激励相容，长期合作以获得长远利益成为三者的共同追求，促使经营性资产价值实现对农户的增收效应转变为长期效益，实现内生发展。

综上，本文提出如下研究假说。

H2：村集体经营性资产价值实现能推动农户增收“内生化”。

H2a：村集体经营性资产价值实现通过搭建企业经营利益共享机制、激励企业提供稳定劳动关系推动农户增收“内生化”。

H2b：村集体经营性资产价值实现通过调动农户公共参与、提升农户经营能力推动农户增收“内生化”。

H2c：村集体经营性资产价值实现通过村集体经营者的调节作用推动农户增收“内生化”。

### （三）村集体经营性资产价值实现对农户收入的追赶效应

缩小城乡收入差距以及农村内部收入差距，是实现共同富裕的关键（王轶和刘蕾，2022）。2013—2018年城乡收入差距略有缩小，但农户内部收入差距在持续扩大（罗楚亮等，2021），非农就业机会不平等与农业经营收入增长停滞使得农户收入分配状况趋于复杂化，农户内部出现收入分化（Benjamin et al., 2017）。村集体经营性资产价值实现可通过三个路径实现低收入农户对中高收入农户群体的追赶，缩小农户收入差距：第一，村集体经营性资产价值实现使非农就业机会增加，难以承担进城务工流动成本的农户得到了本地非农就业机会。进城务工客观上存在一定的流动成本，能承受高流动成本的高收入农户群体进城务工获得了更高的工资性收入，而低收入农户难以承担外出务工的流动成本。村集体经营性资产价值实现带来的本地就业机会为乡村留存劳动力提供了工资性收入，助力留存劳动力追赶进城务工劳动力群体，缩小了其与进城务工的高收入农户群体的收入差距。第二，许多集体经济发展项目与集体经营性资产形成于精准扶贫战略背景下，对低收入农户群体存在明显倾斜，低收入村集体成员在村集体

体经济组织的帮扶下实现非农就业、步入中等收入群体，缩小与中高收入群体的收入差距，实现农户内部的收入追赶。第三，村集体经营性资产价值实现为乡村公共服务和农业社会化服务提供经济支撑，在提高农业生产效率的同时促进了农业适度规模经营、农业生产要素和农产品的商品化（李周，2019），缩小了以农业经营收入为主的农户与兼业农户之间的收入差距。为此，本文提出如下研究假说。

H3：村集体经营性资产价值实现能助力低收入农户追赶中高收入农户，减少农户内部收入差距。

### 三、数据、变量选取和模型设定

#### （一）数据来源

本文研究所用数据包括三个部分。一是农户个体信息、家庭信息以及村集体经济、村庄基础设施与治理情况数据。这部分数据来源于中山大学社会科学调查中心中国劳动力动态调查（China Labor-force Dynamics Survey, CLDS）数据库。CLDS 采用分层抽样的方法，在 2012—2018 年的偶数年开展了四轮追踪调查，除去基线年份 2012 年，2014 年、2016 年和 2018 年调查农村地区受访者样本量分别为 6439、12774 和 10261，覆盖 29 个省份 350 余县（市、区）。在剔除村集体经营性收入为缺失值的样本后，依据 CLDS 数据库的村庄编码、家庭编码与个体编码，本文研究构建了村庄—家庭—个体三个层次的实证数据集。二是农村集体经济组织产权制度改革政策实施方面的数据。考虑到 2013 年后，国家逐步加大推动农村集体经济组织产权制度改革的力度，为反映村集体产权制度改革对村集体经营性资产价值实现的影响，本文基于 2014 年、2016 年、2018 年度的《中国农村经营管理统计年报》和《中国农村政策与改革统计年报》获取了各省份完成经营性资产改革村数等政策改革信息，并将省份改革信息按省份编码与 CLDS 数据库进行匹配。三是各类企业及个体工商户注册数据。这部分数据来自“天眼查”和“爱企查”<sup>①</sup>，用以探索村集体经营性资产价值实现对当地经济活动的外溢效应，包含 2014—2020 年全国 2000 多个县的企业及个体工商户信息，数据内容涵盖了行业代码、行业名称、注册地址、企业所在地区和地区当年企业注册数量。由于 CLDS 数据库对县（区）编码进行了随机化处理，因此本文将县域数据核算为地级市层面的数据，并使用城市编码与 CLDS 数据库进行匹配。

#### （二）变量选取

1. 被解释变量。首先，选取受访者的家庭年收入作为被解释变量，以反映村集体经营性资产价值实现对农户收入的影响。CLDS 数据的家庭年收入由家庭全年的农业收入、工资性收入、非农经营性收入（店铺、代销店、家庭作坊等经营收入）与财产性收入组成，自给自足的农业生产也按市场价值折算成农业收入计入家庭总收入，可较好地反映农户的收入水平。此外，本文还使用受访者个体年收入作为替代变量进行稳健性检验。最后，家庭年收入取反双曲正弦值（IHS）。进行反双曲正弦变换是为反映农户收入与村集体经营性资产价值实现之间的弹性关系，便于在分组回归时进行组间比较。由于部分样本村庄集体经营性收入为零，直接取对数会导致零丢失，而常见的  $\ln(x+1)$  变换法会给村集体经营性收入较少的村庄掺杂干扰信息（Bellégo et al., 2022），因此，本文对家庭年收入、个体年

<sup>①</sup>爱企查网址：aiqicha.baidu.com；天眼查网址：www.tianyancha.com。

收入和村集体经营性收入等收入变量统一进行反双曲正弦变换，即 $\ln(x + \sqrt{1 + x^2})$ 。

2.核心解释变量。如前文分析，本文选取村集体经营性收入的反双曲正弦值来表示村集体经营性资产的价值实现状况。村集体经营性收入是村集体经济组织从事生产、加工、销售、租赁、服务和劳务等经营活动所取得的收入，涵盖物质销售收入、资产租赁收入、服务收入和组织劳务输出收入等各方面的收入状况，与理论分析部分经营性项目的价值实现途径十分契合，可较好地反映村集体经营性资产价值实现情况。

3.控制变量。Cinelli et al. (2020) 将控制变量划分为好、中、差三类，并认为回归分析应尽可能地引入好控制（good control）变量以保证核心解释变量的条件独立假设成立，可适当地引入中性控制（neutral control）变量以减小误差，避免引入会破坏无偏性的坏控制（bad control）变量。好控制变量是既影响被解释变量又影响核心解释变量的控制变量，参照前人研究并结合研究主题，参考宁静等（2018），本文选取县城距离、乡镇政府距离、财务信息公布频率、政务信息公布频率、村主任年龄、村主任居住地、村集体产权制度改革等对家庭年收入和村集体经营性资产价值实现同时存在影响的变量作为好控制变量。此外，本文选取受访者年龄、性别、受教育程度、党员、婚姻状况以及受访者家庭规模和互联网接入等个体特征与家庭特征作为仅影响家庭年收入与个体年收入水平的中性控制变量，特别地，对家庭年收入等家庭层次的收入进行回归时，受访者个体特征选取户主的个体特征。

4.工具变量。村集体经营性资产价值实现与当地的经济、政治、社会环境息息相关，而这些外部环境因素也可能会对农户家庭年收入产生影响，因此，村集体经营性资产价值实现与家庭年收入之间易存在遗漏变量导致的内生性问题。为解决内生性问题，本文选取“一肩挑”改革作为工具变量。“一肩挑”政策旨在节约村集体行政管理成本和组织摩擦成本，增强村集体经济组织的执行力与机遇把握能力，推动村集体经济发展，与村集体经营性资产价值实现存在相关性（崔宝玉和王孝璜，2022）。而这一政策的全面推动来源于中央颁布的一系列文件，与农户家庭年收入水平无直接关系，满足外生性假设。此外，本文还选取村主任受教育程度作为工具变量。村主任受教育程度反映了村主任作为村集体经济组织经营者的人力资本水平，与村集体经营性资产价值实现存在相关性（刘宏和毛明海，2015），而在控制相关村庄特征后，村主任受教育程度与农户家庭年收入无直接关系，满足外生性假设，因此可作为本文研究的工具变量。

5.机制变量。首先，检验村集体经营性资产价值实现对农户增收效应的外生推动机制。①选取家庭财产性收入的反双曲正弦值验证村集体经营性资产价值实现的财产性收益。②选取家庭工资性收入验证盘活村集体经营性资产所创造的非农就业收益，并选取非农劳动时间、外出务工等变量考察农户非农劳动的时空配置变化。③选取机耕服务、统一灌溉排水服务、防虫服务、统一购置生产资料服务、种植规划服务、生产技术培训服务的因子得分值代表农业社会化服务（如表1所示），并进一步选取家庭农业收入探究村集体经营性资产价值实现对农业社会化服务改善的效益。④参照 Bu and Liao（2022）的研究，选取各地级市当年制造业、批发和零售业、餐饮和服务业、农业的新注册企业数量和个体工商户新注册数量探究村集体经营性资产价值实现对乡村企业创造的作用。

表 1 农业社会化服务因子得分

| 类型      | 指标                | 旋转后因子矩阵系数 | KMO 值 | Bartlett 球型检验 |
|---------|-------------------|-----------|-------|---------------|
| 农业社会化服务 | 村集体是否提供机耕服务       | 0.400     | 0.716 | 301.790***    |
|         | 村集体是否提供统一灌溉排水服务   | 0.410     |       |               |
|         | 村集体是否提供防虫服务       | 0.423     |       |               |
|         | 村集体是否提供统一购置生产资料服务 | 0.255     |       |               |
|         | 村集体是否提供种植规划服务     | 0.211     |       |               |
|         | 村集体是否提供生产技术培训服务   | 0.179     |       |               |

其次，检验村集体经营性资产价值实现对农户增收效应的内生发展机制。①本文选取村集体企业以外的各种企业（经济实体）上缴给村集体的收入，即非村集体企业缴纳收入，来反映该村企业同村集体在企业经营方面的利益联结程度；选取受访者在在本村从事非农就业活动时是否签订劳动合同来反映企业与村民之间劳动雇用关系的稳定性。②选取家庭非农经营性收入（店铺、代销店、家庭作坊等经营收入）、受访者在村委会选举时投票方式来反映农户的经营能力与公共参与状况。③选取村主任管理经验来反映村集体经济组织经营者在经营性资产价值实现过程中的协调能力。

最后，检验村集体经营性资产价值实现对农户收入增长的追赶效应。①基于各村庄的受访者家庭年收入构建村级基尼系数。②构建个体收入剥夺系数。个体收入剥夺系数（Kakwani 系数）的测度公式为： $RD(X, x_i) = \frac{1}{n\mu_x} \sum_{j=i+1}^n (x_j - x_i) = \frac{1}{\mu_x} \gamma_{xi}^+ (\mu_{xi}^+ - x_i)$ 。其中： $X$  代表总样本， $x_i$  代表样本中的个体， $n$  是样本个体数， $\mu_x$  是总样本  $X$  的收入均值， $\gamma_{xi}^+$  是  $X$  中收入超过  $x_i$  的样本占总样本  $X$  的百分比， $\mu_{xi}^+$  是  $X$  中收入超过  $x_i$  的样本的收入均值。

相关变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 相关变量的描述性统计

| 变量名称         | 变量定义及赋值                      | 均值    | 标准差   |
|--------------|------------------------------|-------|-------|
| 个体年收入        | 受访者年收入（元），取反双曲正弦值            | 9.87  | 2.73  |
| 家庭年收入        | 受访者家庭年收入（元），取反双曲正弦值          | 10.84 | 2.12  |
| 村集体经营性资产价值实现 | 村集体经营性收入（万元），取反双曲正弦值         | 0.93  | 2.04  |
| 年龄           | 受访者年龄（岁）                     | 45.70 | 14.23 |
| 性别           | 受访者性别：男性=1，女性=0              | 0.48  | 0.50  |
| 受教育程度        | 受访者受教育年限（年）                  | 8.56  | 4.39  |
| 党员           | 受访者是否党员：是=1，否=0              | 0.08  | 0.26  |
| 婚姻状况         | 受访者婚姻状态：已婚=1，未婚=0            | 0.87  | 0.33  |
| 家庭规模         | 受访者家庭人口数（人）                  | 4.59  | 2.02  |
| 互联网接入        | 受访者家中是否有互联网：有互联网=1，无互联网=0    | 0.67  | 0.47  |
| 县城距离         | 本村到最近县城的距离（公里）               | 23.07 | 30.25 |
| 乡镇政府距离       | 本村到最近乡镇政府的距离（公里）             | 5.88  | 8.90  |
| 财务信息公布频率     | 村每季度财务信息公布情况：两次及以上=1，一次及以下=0 | 0.44  | 0.50  |

表2 (续)

|              |                                            |       |      |
|--------------|--------------------------------------------|-------|------|
| 政务信息公布频率     | 村每季度政务信息公布情况：两次及以上=1，一次及以下=0               | 0.54  | 0.50 |
| 村主任年龄        | 年龄（岁）                                      | 48.01 | 8.61 |
| 村主任受教育程度     | 村主任受教育年限（年）                                | 12.34 | 3.30 |
| 村主任居住地       | 村主任居住地：本村=1，非本村=0                          | 0.84  | 0.37 |
| 村集体产权制度改革    | 各省开展村集体经营性资产股份制改革的村庄占比（%）                  | 0.16  | 0.26 |
| “一肩挑”改革      | 是否实施村主任与村支部书记“一肩挑”改革：是=1，否=0               | 0.34  | 0.47 |
| 家庭财产性收入      | 受访者家庭年财产性收入（元），取反双曲正弦值                     | 0.54  | 2.30 |
| 家庭工资性收入      | 受访者家庭年工资性收入（元），取反双曲正弦值                     | 5.64  | 5.54 |
| 非农劳动时间       | 受访者每个月的非农劳动时长（天/月）                         | 23.88 | 7.23 |
| 外出务工         | 受访者是否常年外出务工：是=1，否=0                        | 0.22  | 0.41 |
| 农业社会化服务      | 村集体提供农业社会化服务项目的因子得分值                       | 0     | 0.59 |
| 家庭农业收入       | 受访者家庭年农业收入，取反双曲正弦值                         | 5.75  | 4.85 |
| 制造业企业注册数量    | 所在地级市当年制造业企业新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值      | 8.34  | 1.01 |
| 批发和零售业企业注册数量 | 所在地级市当年批发和零售业企业新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值   | 10.88 | 0.86 |
| 餐饮和服务业企业注册数量 | 所在地级市当年餐饮和服务业企业新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值   | 9.24  | 0.85 |
| 农业企业注册数量     | 所在地级市当年农、林、牧、渔业企业新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值 | 8.31  | 0.83 |
| 个体工商户注册数量    | 所在地级市当年个体工商户新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值      | 11.04 | 0.72 |
| 非村集体企业交纳收入   | 村集体企业以外的各种企业（经济实体）上交给村集体的收入（万元），取反双曲正弦值    | 0.52  | 1.57 |
| 劳动合同签订       | 受访者在本村从事非农就业活动时是否签订劳动合同：是=1，否=0            | 0.39  | 0.48 |
| 家庭非农经营性收入    | 受访者家庭年非农经营性收入（元），取反双曲正弦值                   | 1.35  | 3.62 |
| 投票方式         | 受访者在村委会选举时投票方式：自己投票=1，他人代投=0               | 0.72  | 0.45 |
| 村主任管理经验      | 村主任是否有企业（工厂）管理经验：是=1，否=0                   | 0.28  | 0.45 |
| 基尼系数         | 基于受访者家庭年收入测算的村级基尼系数                        | 0.40  | 0.11 |
| 个体收入剥夺系数     | 基于受访者总收入测算的个体收入剥夺系数（Kakwani 系数）            | 0.16  | 0.57 |

### （三）模型设定

1. 基准回归模型设定。考虑到数据集为2014年、2016年、2018年间断短面板数据，本文采用双向固定效应模型进行分析，模型的具体形式为：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Collective_{it} + \beta_2 Control_i + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： $Y_{it}$ 表示第*i*个个体在第*t*年的家庭年收入、个体年收入、家庭工资性收入等被解释变量； $Collective_{it}$ 表示农户所在村集体经营性资产价值实现，以村集体经营性收入水平反映， $\beta_1$ 为核

心解释变量系数； $Control_i$  为控制变量，包括个体特征、家庭特征、村庄特征、农村集体产权制度改革等， $\beta_2$  为控制变量系数； $\mu_i$  和  $\lambda_t$  分别为对省、市、县级固定效应和每期年份的控制，以尽量减少由区域差异与时间趋势导致的遗漏变量； $\varepsilon_{it}$  为扰动项， $\alpha$  为常数项。

2. 面板分位数回归模型设定。为更全面地描述村集体经营性资产价值实现的追赶效应，本文采取面板分位数回归，以测度村集体经营性收入对不同分位数水平上农户群体的增收效应（Graham et al., 2015）。面板分位数回归模型设定如下：

$$Q_{y_{it}}^{(\tau)}(y_{it} | x_{it}) = \eta_t + x_{it}^T \beta_\tau + u_{ij} \quad (2)$$

（2）式中： $i, j=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T$ 。 $y_{it}$  表示第  $i$  个体在第  $t$  年的家庭年收入， $x_{it}$  表示第  $i$  个个体在第  $t$  年所在村集体的经营性收入水平和相关控制变量， $Q_{y_{it}}^{(\tau)}(y_{it} | x_{it})$  表示年收入的第  $\tau$  个 10 分位数， $\beta_\tau$  表示村集体的经营性收入水平和相关控制变量在第  $\tau$  个 10 分位数的回归系数， $\eta_t$  表示时间固定效应， $u_{ij}$  为误差项。

## 四、回归结果与分析

### （一）基准回归结果

本文使用双向固定效应模型控制区域特征对村集体经营性资产价值实现的影响，基于研究需要分别控制了省级、市级与县级固定效应，并以县级固定效应为基准。因为一方面村集体产权制度改革试点以县为单位开展，控制县级固定效应保留了县域内的异质性（deHaan, 2021）；另一方面本文已控制了相关个体、家庭与村庄特征，控制县级固定效应能控制更高层级的遗漏变量。具体回归结果如表 3 所示，将村集体经营性资产价值实现（村集体经营性收入的反双曲正弦值）、控制变量与年份固定效应对家庭年收入进行回归得到（1）列；在此基础上控制省级固定效应得到（2）列；再将省级固定效应更换为市级固定效应得到（3）列；最后将市级固定效应更换为县级固定效应得到（4）列。

表 3 村集体经营性资产价值实现影响家庭年收入的基准回归结果

|              | 家庭年收入     |       |           |       |           |       |          |       |
|--------------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|----------|-------|
|              | (1)       |       | (2)       |       | (3)       |       | (4)      |       |
|              | 系数        | 标准误   | 系数        | 标准误   | 系数        | 标准误   | 系数       | 标准误   |
| 村集体经营性资产价值实现 | 0.062***  | 0.008 | 0.072***  | 0.012 | 0.065***  | 0.014 | 0.060*** | 0.015 |
| 年龄           | -0.019*** | 0.002 | -0.020*** | 0.002 | -0.020*** | 0.002 | -0.018   | 0.002 |
| 性别           | 0.001     | 0.002 | -0.014    | 0.043 | -0.032    | 0.043 | -0.051   | 0.043 |
| 受教育程度        | 0.042***  | 0.006 | 0.045***  | 0.006 | 0.042***  | 0.006 | 0.042*** | 0.006 |
| 党员           | 0.268***  | 0.063 | 0.240***  | 0.064 | 0.244***  | 0.065 | 0.251*** | 0.065 |
| 婚姻状况         | 0.823***  | 0.099 | 0.865***  | 0.099 | 0.819***  | 0.100 | 0.793*** | 0.101 |
| 家庭规模         | 0.087***  | 0.011 | 0.071***  | 0.011 | 0.076***  | 0.012 | 0.079*** | 0.012 |
| 互联网接入        | 0.662***  | 0.040 | 0.632***  | 0.042 | 0.585***  | 0.043 | 0.579*** | 0.043 |
| 县城距离         | -0.003*** | 0.001 | -0.002*** | 0.001 | -0.003*** | 0.001 | -0.002   | 0.001 |

表3 (续)

|                    |          |       |          |       |          |       |          |       |
|--------------------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| 乡镇政府距离             | -0.0003  | 0.003 | -0.001   | 0.003 | 0.002    | 0.004 | -0.004   | 0.004 |
| 财务信息公布频率           | -0.090*  | 0.049 | -0.088   | 0.054 | -0.069   | 0.070 | -0.038   | 0.074 |
| 政务信息公布频率           | 0.106**  | 0.047 | 0.151*** | 0.046 | 0.125**  | 0.056 | 0.135**  | 0.055 |
| 村主任年龄              | -0.001   | 0.002 | -0.001   | 0.002 | -0.002   | 0.003 | -0.004   | 0.003 |
| 村主任居住地             | -0.015   | 0.082 | -0.104   | 0.087 | -0.035   | 0.096 | -0.024   | 0.100 |
| 村集体产权制度改革          | 0.634*** | 0.089 | -0.716** | 0.241 | -0.597** | 0.267 | -0.667** | 0.275 |
| 年份固定效应             | 已控制      |       | 已控制      |       | 已控制      |       | 已控制      |       |
| 省级固定效应             | 未控制      |       | 已控制      |       | 未控制      |       | 未控制      |       |
| 市级固定效应             | 未控制      |       | 未控制      |       | 已控制      |       | 未控制      |       |
| 县级固定效应             | 未控制      |       | 未控制      |       | 未控制      |       | 已控制      |       |
| 观测值数               | 11543    |       | 11543    |       | 11543    |       | 11543    |       |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.087    |       | 0.103    |       | 0.124    |       | 0.132    |       |

注：①\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②标准误为稳健标准误。

表3 (1) ~ (4) 列结果显示，村集体经营性资产价值实现对家庭年收入存在显著正向影响。具体地，在不考虑区域固定效应时，村集体经营性资产价值实现变量在 1%水平上显著，系数为 0.062。随着省级、市级和县级固定效应的引入，村集体经营性资产价值实现仍在 1%水平上显著，回归系数由 0.072 逐渐下降为 0.065，最终下降至 0.060。这一系列回归结果表明，村集体经营性资产价值实现对家庭年收入存在显著的正向影响，并且其对农户的增收作用非常稳健，假说 H1 得到初步验证。上述结果具有重要的理论和现实意义：在现实层面，通过盘活村庄经营性资产，唤醒村庄内部庞大的“沉睡资源”，促进村集体经营性收入增长，是有效推动农户增收、奔向共同富裕的重要渠道；在理论层面，村集体经营性资产价值实现是调动村庄自然资源与社会资源的可行方案，能发挥村集体经济组织在降低农民组织成本、形成乡村优质生产要素供给规模效应方面的独特优势，成为联结农户和企业的桥梁，带动农户收入增长。

## (二) 村集体经营性资产价值实现对农户增收效应的内生性处理与稳健性检验

1. 内生性。尽管基准回归方程已尽可能地对个体、家庭和村庄层面的好控制变量、中性控制变量以及区域固定效应进行了控制，在一程度上解决了遗漏变量导致的内生性问题，但仍可能存在由村集体经营性资产价值实现与农户收入之间的双向因果关系而导致的内生性问题。因此，本文使用“一肩挑”改革与村主任受教育程度作为工具变量，采用面板工具变量回归进行内生性检验。表4 回归结果显示，工具变量通过了不可识别检验，并且一阶段 F 值为 18.12，弱工具变量检验的 F 值为 43.767，表明本文选取的工具变量不是弱工具变量。过度识别检验的结果接受了“所有工具变量均外生”的原假设，内生性检验结果在 5%的显著性水平上拒绝了“所有解释变量均为外生变量”的原假设，保证了工具变量回归结果的有效性。表4 (2) 列显示，在解决内生性问题后，村集体经营性资产价值实现在 5%水平上显著，回归系数为 0.230，对农户的增收作用显著为正。

表 4 稳健性检验：内生性

| 变量                                                          | (1)<br>村集体经营性资产价值实现 |         | (2)<br>家庭年收入 |         |
|-------------------------------------------------------------|---------------------|---------|--------------|---------|
|                                                             | 系数                  | 标准误     | 系数           | 标准误     |
| 村集体经营性资产价值实现                                                |                     |         | 0.230**      | (0.101) |
| “一肩挑”改革                                                     | 0.732***            | (0.107) |              |         |
| 村主任受教育程度                                                    | 0.048***            | (0.010) |              |         |
| 控制变量                                                        | 已控制                 |         | 已控制          |         |
| 年份固定效应                                                      | 已控制                 |         | 已控制          |         |
| 个体固定效应                                                      | 已控制                 |         | 已控制          |         |
| 不可识别检验 (Kleibergen-Paap rk LM statistic)                    | 79.693***           |         |              |         |
| 一阶段F值                                                       | 18.12               |         |              |         |
| 弱工具变量检验 (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic)               | 43.767              |         |              |         |
| 过度识别检验 (Hansen J statistic)                                 | 1.369               |         |              |         |
| 内生性检验 (Endogeneity test of endogenous regressors $\chi^2$ ) | 5.128**             |         |              |         |
| 观测值数                                                        | 11543               |         |              |         |

注：①\*\*和\*\*\*分别表示 5%和 1%的显著性水平；②标准误为稳健标准误。

2. 更换回归模型。鉴于收入是下限为零的归并被解释变量，忽视零值归并现象可能导致回归偏误。因此，本文采取面板 Tobit 模型进行稳健性检验。（1）列是面板 Tobit 模型的估计结果，村集体经营性资产价值实现在 5%水平上显著且系数为正，说明村集体经营性资产对农户的增收作用稳健性良好。

表 5 稳健性检验：其他稳健性检验结果

| 变量           | (1)<br>更换回归模型：<br>家庭年收入 | (2)<br>更换被解释变量：<br>个体年收入 | (3)<br>改变样本量：<br>家庭年收入 |
|--------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|
|              | 系数                      | 系数                       | 系数                     |
| 村集体经营性资产价值实现 | 0.044**<br>(0.020)      | 0.047***<br>(0.014)      | 0.062***<br>(0.017)    |
| 控制变量         | 已控制                     | 已控制                      | 已控制                    |
| 年份固定效应       | 已控制                     | 已控制                      | 已控制                    |
| 县级固定效应       | 已控制                     | 已控制                      | 已控制                    |
| 观测值数         | 11556                   | 15039                    | 9237                   |

注：①\*\*和\*\*\*分别表示 5%和 1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误。

3. 更换被解释变量。受访者的个体年收入也是反映农户收入水平的重要参考指标，因此，本文采用个体年收入水平替换家庭年收入水平，检验村集体经营性资产价值实现对农户增收作用的稳健性。

（2）列显示，村集体经营性资产价值实现在 1%水平上显著且系数为正，说明村集体经营性资产对农户增收作用的稳健性良好。

4. 改变样本量。样本量的选取对核心解释变量的回归结果有着难以忽视的影响，通过操纵样本选

取范围与选取量而“精修”显著性的 P-hacking 行为近年来成为学界关注的重点 (Brodeur et al., 2020)。为排除 P-hacking 行为对基准回归的干扰, 本文随机抽取 80% 的样本再次进行回归。表 5 (3) 列显示, 村集体经营性资产价值实现变量在 1% 水平上显著, 且系数为 0.062, 稳健性良好。

### (三) 村集体经营性资产价值实现对农户增收的外生推动机制检验

1. 财产性收入。表 6 (1) 列、(2) 列回归结果显示, 仅控制年份固定效应时, 村集体经营性资产价值实现对农户的家庭财产性收入有显著的正向影响, 且在 1% 水平上显著, 但在进一步控制县级固定效应后该影响不再显著。这表明, 在控制县域间的差异后, 村集体经营性资产价值实现对县内农户的财产性收入不存在显著影响。可能的原因是: 农村集体经济组织的收入是提供乡村民生福祉、公共服务, 维护农村社会稳定的“第二财源”, 公益支出通常占据了其支出的主要部分。此外, 当前各村庄集体经济仍处于发展初期阶段, 经营性收入还要用于扩大再生产, 真正落实经营性收入分红的村庄较少, 即便落实, 分红收入也较低。因此, 村集体经营性资产价值实现并未对农户的家庭财产性收入产生显著正向作用, 假说 H1a 未得到验证。

表 6 机制检验: 财产性收入、非农就业与农业社会化服务

| 变量               | (1)<br>家庭财产性<br>收入  | (2)<br>家庭财产性<br>收入 | (3)<br>家庭工资性<br>收入 | (4)<br>非农劳动<br>时间 | (5)<br>外出务工          | (6)<br>农业社会化<br>服务 | (7)<br>家庭农业<br>收入  |
|------------------|---------------------|--------------------|--------------------|-------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| 村集体经营性<br>资产价值实现 | 0.090***<br>(0.012) | -0.001<br>(0.017)  | 0.066**<br>(0.029) | 0.078*<br>(0.040) | -0.152***<br>(0.021) | 0.029*<br>(0.014)  | -0.046*<br>(0.025) |
| 控制变量             | 已控制                 | 已控制                | 已控制                | 已控制               | 已控制                  | 已控制                | 已控制                |
| 年份固定效应           | 已控制                 | 已控制                | 已控制                | 已控制               | 已控制                  | 已控制                | 已控制                |
| 省级固定效应           | 未控制                 | 未控制                | 未控制                | 未控制               | 已控制                  | 未控制                | 未控制                |
| 县级固定效应           | 未控制                 | 已控制                | 已控制                | 已控制               | 未控制                  | 已控制                | 已控制                |
| 观测值数             | 11775               | 11775              | 12016              | 15055             | 15011                | 571                | 11687              |

注: ①\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平; ②括号内为稳健标准误; ③外出务工采用面板 Logit 模型回归, 并将省份看作一个劳动力市场, 控制省份固定效应。

2. 非农就业。在非农就业方面, 表 6 (3) 列回归结果表明, 村集体经营性资产价值实现对家庭工资性收入存在显著的正向影响 (在 5% 水平上显著且系数为正)。尽管有学者认为未来农户工资性收入增长潜力有限 (田代贵和马云辉, 2015), 但村集体经营性资产价值实现盘活了乡村“沉睡资源”, 推动乡村产业从单一分散向多产融合的结构化转型 (张新文和杜永康, 2022), 为工资性收入逆势增长创造了新活力。(4) 列、(5) 列结果表明, 村集体经营性资产价值实现对受访者每月非农工作时间有正向影响 (在 10% 水平上显著且系数为正), 对受访者外出务工选择有负向影响 (在 1% 水平上显著且系数为负)。村集体经营性资产价值实现可以创造本地非农就业机会, 增加农户工资性收入, 并且能减少村庄劳动力外流, 保存乡村青壮年劳力, 为乡村振兴挖潜蓄能。因此, 假说 H1b 成立。

3. 农业社会化服务。村集体经济作为村集体的“第二财政”, 承担着供给村庄公共服务的重任。在农村集体产权制度改革全面开展背景下, 地方政府鼓励以村集体为单位承接农业社会化服务项目,

使之成为经营性资产价值实现的“外生型”来源之一。表6结果表明，村集体经营性资产价值实现对农业社会化服务供给存在正向影响（在10%水平上显著且系数为正），但对农户的家庭农业收入有负向影响（在10%水平上显著且系数为负）。这一系列结果表明，尽管村集体经营性资产价值实现增强了村集体对农业社会化服务项目的承接能力与运营能力，优化了乡村农业公共品供给，但没有对农户的家庭农业收入产生正向影响。这可能是因为相比农业收入，非农收入才是农户增收的主要渠道。农业社会化服务有效节约了农户的农业劳动投入，继而在理性驱使下，农户将节省下来的农业劳动时间配置到非农务工渠道，通过增加非农收入实现了收入增长，假说H1c成立。

4.企业创造。表7回归结果显示，在企业创造方面，村集体经营性资产价值实现对制造业、批发和零售业、餐饮和服务业当年企业注册数量均存在显著正向影响，对制造业企业注册数量影响系数最大，为0.094，对批发和零售业、餐饮服务业企业注册数量的影响系数分别为0.078和0.051。村集体经营性资产价值实现过程，也是村集体已有经营性资产（标准厂房、物业等）再整合、闲置货币资金再运作与乡村劳动力潜能再释放的过程，这一过程有效地降低了乡村企业创造的资产专用性限制，降低了企业的经营成本，吸引了企业的迁移与创造（Bu and Liao, 2022）。此外，村集体经营性资产价值实现变量对个体工商户注册数量的影响在5%水平上显著，且变量系数为正，表明随着村集体经营性资产价值的实现，农户的创业行为明显增加。村集体经营性资产价值实现推动的新企业创造既为当地带来了旺盛的劳动力需求，也拓宽了农产品销售渠道，增加了农村各项产品与劳务的附加值，极大丰富了农户的收入来源，推动了农户增收。因此，假说H1d成立。

在回归结果中，村集体经营性资产价值实现对农业企业创造存在负向影响（在5%水平上显著且系数为负）。村集体经济以“弱者联合”的方式实现了以村庄为单位的农产品统一供给，供给集中度的提高增强了农户对农产品的议价能力（叶敬忠等，2018），也对中小微农业企业的产品收购造成冲击，而大型农业企业却更能发挥自己的体量优势，因此，随着村集体经营性资产价值的实现，农业社会化服务水平与农业供给集中度不断提高，农业企业也随之呈现集中化趋势。

表7 机制检验：企业创造

| 变量               | (1)<br>个体工商户注册<br>数量 | (2)<br>制造业企业注册<br>数量 | (3)<br>批发和零售业<br>企业注册数量 | (4)<br>餐饮和服务业<br>企业注册数量 | (5)<br>农业企业注册<br>数量 |
|------------------|----------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------|
| 村集体经营性资产<br>价值实现 | 0.050**<br>(0.025)   | 0.094**<br>(0.037)   | 0.078***<br>(0.028)     | 0.051*<br>(0.026)       | -0.075**<br>(0.032) |
| 控制变量             | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                     | 已控制                     | 已控制                 |
| 年份固定效应           | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                     | 已控制                     | 已控制                 |
| 省级固定效应           | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                     | 已控制                     | 已控制                 |
| 观测值数             | 351                  | 351                  | 351                     | 351                     | 351                 |

注：①表中为地级市层面的回归结果，控制了省级固定效应，以便在控制区域差异的同时保留适度的变异性；②\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平；③括号内为稳健标准误。

#### （四）村集体经营性资产价值实现对农户增收的内生发展机制检验

如表 8（1）列、（2）列所示，村集体经营性资产价值实现对当地非村集体企业交纳收入的影响系数为-0.015，对受访者劳动合同签订的影响系数为-0.075，但皆不显著。这一结果表明，村集体经营性资产价值实现并未加深乡村企业与村集体的利益联结，对企业与村民劳动雇用关系的稳定性也未产生显著影响，H2a 未得到验证。原因可能在于：第一，以集体资金入股当地企业的方式推动村集体经营性资产价值实现，实际是通过捆绑企业的方式获得集体收入，因而存在较大的合作难度。并且乡村企业大多处于低成本、薄利润的产业链下游，在市场中竞争力不强，难以承担集体分红责任。第二，农民从事非农就业活动仍以兼业的形式为主，属于季节性剩余劳动力供给，难以与企业建立稳定的合同雇用劳动关系。因此，村集体经营性资产价值实现对搭建企业利益共享机制，激励企业提供稳定雇用劳动关系的影响并不显著。

在农户公共参与与经营能力方面，表 8（3）、（4）列结果显示，村集体经营性资产价值实现变量对家庭非农经营性收入的影响显著，变量系数为 0.043，说明村集体经营性收入每增长 1%，受访者家庭非农经营性收入增长 4.3%。村集体经营性资产价值实现对受访者投票方式的影响显著，变量系数为正，表明村集体经营性资产价值实现显著改变了村集体成员的公共治理参与意愿，随着村集体经营性收入的提高，农民更愿意在村委会选举换届时亲自参与投票。随着村集体经营性收入的增加，农户在乡村振兴中的主体地位被逐渐激活，不仅创业行为（个体工商户数量）增加，农户经营质量也不断改善，公共治理意愿不断增强，以农户为主的利益共享机制与合作监督机制逐渐建立，保障了乡村内生发展的动力来源。因此，假说 H2b 成立。

表 8 内生发展机制检验：企业的利益联结与农户的高质量参与

| 变量           | (1)<br>非村集体企业交纳收入 | (2)<br>劳动合同签订     | (3)<br>家庭非农经营性收入  | (4)<br>投票方式         |
|--------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|
| 村集体经营性资产价值实现 | -0.015<br>(0.073) | -0.075<br>(0.046) | 0.043*<br>(0.024) | 0.069***<br>(0.016) |
| 控制变量         | 已控制               | 已控制               | 已控制               | 已控制                 |
| 年份固定效应       | 已控制               | 已控制               | 已控制               | 已控制                 |
| 县级固定效应       | 已控制               | 已控制               | 已控制               | 已控制                 |
| 观测值数         | 440               | 3039              | 12074             | 18567               |

注：①劳动合同签订使用面板 Logit 模型回归；②\*和\*\*\*分别表示 10%和 1%的显著性水平；③括号内为稳健标准误。

为检验村集体经济组织经营者推动农户增收内生发展的调节作用，将总样本按照村主任是否具有企业（工厂）管理经验分成两组进行分组回归。表 9（1）列、（2）列显示，邹检验的 F 值为 2.37，在 1%水平上拒绝了“两组回归方程不存在结构性差异”的原假设。在村主任有管理经验样本组，村集体经营性资产价值实现的系数为 0.111，高于村主任无企业管理经验样本组中的系数 0.078，表明具有更强管理能力的村集体经济组织经营者对村集体经营性资产价值实现的增收作用有更大的影响。具备企业管理经验的集体经济组织经营者能结合自身对市场的敏感认识降低经营性资产价值实现的试错

成本，并发挥技能优势以更低的行政成本完成对农户的组织，实现优质生产要素供给的规模效应，使“农户+企业+村集体经济组织”达成良性合作，将短期的项目支持转变为长期的合作收益，助力内生发展。此外，要充分发挥村集体经济组织经营者降低组织成本、整合集体资源的桥梁作用，需要对经营者恰当地赋权量责。在村集体治理过程中，承担村庄生产服务和协调工作、组织村民促进农村生产和经济发展的职责属于村主任，而协调利益关系、组织集体资源开发的职责属于村支书。因此，为进一步检验村集体经济组织经营者的桥梁作用，将村主任企业管理经验与村主任任职情况相结合，得到村主任有管理经验且兼任村支书的“权能匹配”组与村主任无管理经验或未兼任村支书的对照组。表9（3）列、（4）列显示，邹检验F值为2.34，表明两组回归存在结构性差异，并且当有管理经验的村主任兼任村支书时，村集体经营性资产价值实现的系数为0.130，高于控制组的0.072。这一结果表明，给予具备管理经验的村集体经济组织经营者适当的事权，实现村民组织与集体资源整合权责的统一，能有效降低村集体经济组织经营者在组织内部的摩擦成本，使其能以更低的行政成本整合乡村生产要素达到要素供给的规模效应，对企业的短期违约行为形成制约，促使农户、企业与村集体经济组织达成长期合作，助力农户收入增长内生化的H2c成立。综合来看，村集体经营性资产价值实现能调动农户公共参与、提升农户经营能力，在村集体经济组织经营者的调节作用下实现农户增收内生化的假设H2成立。

表9 内生发展机制检验：村集体经济组织经营者的调节作用

| 变量               | 家庭年收入                     |                           |                                 |                                  |
|------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
|                  | 村主任有企业<br>（工厂）管理经验<br>（1） | 村主任无企业<br>（工厂）管理经验<br>（2） | 村主任有企业（工厂）<br>管理经验且兼任村支书<br>（3） | 村主任无企业（工厂）<br>管理经验或未兼任村支书<br>（4） |
| 村集体经营性<br>资产价值实现 | 0.111***<br>(0.020)       | 0.078***<br>(0.020)       | 0.130***<br>(0.029)             | 0.072***<br>(0.019)              |
| 控制变量             | 已控制                       | 已控制                       | 已控制                             | 已控制                              |
| 邹检验 F值           | 2.37***                   |                           | 2.34***                         |                                  |
| 观测值数             | 1505                      | 3436                      | 522                             | 4419                             |

注：①由于CLDS在部分年度未调查村主任是否具有企业管理经验，表中回归选取2018年数据；②\*\*\*表示1%的显著性水平；③括号内为稳健标准误。

#### （五）村集体经营性资产价值实现对农户收入的追赶效应

探究村集体经营性资产价值实现的追赶效应，可转化为探究村集体经营性资产价值实现对不同收入水平农户群体是否具有差异化的增收效应。表10显示，对收入处于10%~30%分位数上的农户群体，村集体经营性资产价值实现的系数分别为0.148、0.102、0.076，即村集体经营性资产价值实现的增收效应在7%以上。对收入处于40%~60%分位数上的农户群体，村集体经营性资产价值实现的系数分别为0.058、0.043、0.029，村集体经营性资产价值实现的增收效应降低到2%~6%。而对收入处于70%分位数及以上的农户群体，村集体经营性资产价值实现的系数不再显著，即随着农户家庭年收入的上升，村集体经营性资产价值实现的增收效应逐渐降低。由此可见，村集体经营性资产价值对农户的增

收效应存在明显的差异化效果，对低收入农户群体（30%分位数及以下）的作用更大，对高收入农户群体（70%分位数及以上）作用不显著，村集体经营性资产价值实现有利于低收入农户群体追赶中高收入群体，缩小农户内部收入差距。

表 10 村集体经营性资产价值实现对农户收入的追赶效应：分位数回归结果

| 变量           | 家庭年收入               |                     |                     |                     |                     |                    |                  |                  |                   |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|------------------|------------------|-------------------|
|              | 10%                 | 20%                 | 30%                 | 40%                 | 50%                 | 60%                | 70%              | 80%              | 90%               |
| 村集体经营性资产价值实现 | 0.148***<br>(0.036) | 0.102***<br>(0.024) | 0.076***<br>(0.018) | 0.058***<br>(0.014) | 0.043***<br>(0.012) | 0.029**<br>(0.012) | 0.016<br>(0.012) | 0.001<br>(0.014) | -0.021<br>(0.018) |
| 控制变量         | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                | 已控制              | 已控制              | 已控制               |
| 年份固定         | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                | 已控制              | 已控制              | 已控制               |
| 县级固定         | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                | 已控制              | 已控制              | 已控制               |
| 观测值数         | 11543               | 11543               | 11543               | 11543               | 11543               | 11543              | 11543            | 11543            | 11543             |

注：①\*\*和\*\*\*分别表示 5%和 1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误。

表 11 回归结果显示，村集体经营性资产价值实现对村庄基尼系数有负向影响（在 10%水平上显著且系数为负），对个体收入剥夺系数也存在负向影响（在 5%水平上显著且系数为负）。村集体经营性资产价值实现能有效缩小农户内部收入差距，弭平农户收入分化，增强村庄集体凝聚力，推动乡村共同富裕。因此，假说 H3 成立。

表 11 村集体经营性资产价值实现对农户收入的追赶效应：基尼系数与个体收入剥夺系数

| 变量           | 基尼系数               | 个体收入剥夺系数（Kakwani系数） |
|--------------|--------------------|---------------------|
| 村集体经营性资产价值实现 | -0.005*<br>(0.003) | -0.006**<br>(0.002) |
| 控制变量         | 已控制                | 已控制                 |
| 年份固定效应       | 已控制                | 已控制                 |
| 省级固定效应       | 已控制                | 未控制                 |
| 县级固定效应       | 未控制                | 已控制                 |
| 观测值数         | 293                | 20541               |

注：①基尼系数为村级层面的回归，因此控制省级固定效应，以便在控制区域差异的同时保留适度的变异性；②个人收入剥夺系数为个体层面的回归，因此控制县级固定效应；③\*和\*\*分别表示 10%和 5%的显著性水平；④括号内为稳健标准误。

## 五、结论与政策启示

本文从村集体经营性资产价值实现视角切入，综合利用 CLDS 数据、《中国农村经营管理统计年报》数据、“天眼查”和“爱企查”企业库等数据，系统分析了村集体经营性资产价值实现的农户增收效应与追赶效应。主要研究结论概括如下：

第一，各级政府“外生推动”的村集体经营性资产价值实现对农户家庭年收入与个体年收入都存

在显著正向影响，村集体经营性资产价值实现能推动农户增收。

第二，非农就业、农业社会化服务与企业创造是村集体经营性资产价值实现“外生推动”农户增收的三条路径：①村集体经营性资产价值实现有助于创造本地非农就业，减少乡村非农劳动力外流，增加农户家庭工资性收入；②村集体经营性资产价值实现能够改善当地的农业社会化服务，节约农户的农业劳动投入，为农户通过非农途径创收奠定基础；③村集体经营性资产价值实现与当地企业创造呈正相关，显著增加了当地制造业、批发和零售业、餐饮和服务业企业及个体工商户的注册数量。

第三，村集体经营性资产价值实现能调动农户公共参与的积极性，提升农户的经营能力，对农户高质量嵌入乡村发展过程，实现收入增长内生化的重要意义。此外，村集体经济组织经营者是联结乡村各发展主体的桥梁，提升村集体经济组织经营者的管理能力是充分发挥村集体经营性资产价值实现的增收效应、实现农户增收内生发展的重要因素。

第四，村集体经营性资产价值实现有利于缩小农户内部收入差距。相比 70%分位数及以上的高收入农户群体，村集体经营性资产价值实现对于 30%分位及以下的低收入群体的增收作用更强，有利于低收入农户群体追赶中高收入群体，降低村庄基尼系数与个体收入剥夺系数，缩小农户收入差距，实现共同富裕。

基于上述结论，得出如下政策启示：

第一，发挥村集体经营性资产价值实现于非农就业、社会化服务和企业创造方面的外溢效应，丰富农户增收渠道。为此，应当继续深化产权制度改革，加快整合农村资源要素，因地制宜设立“集体经济发展项目库”，盘活经营性资产、资源和资金，提升乡村公共服务水平，带动产业发展，增加非农就业机会，助力农户增收。

第二，应在村集体经营性资产价值实现过程中落实农户的主体地位，引导外生推动的经营性资产项目与物业租赁经济、配套服务经济、观光旅游休闲产业等新业态结合，促进乡村生产要素沿产业链条不断流动、配置和组合，为农户本地就业和创业营造施展环境，搭建多元化主体利益共享、合作监督的长效机制，推动乡村内生发展。

第三，村集体经济组织经营者是乡村内生发展的桥梁，应通过选拔晋升、财政支持、报酬兑现等手段吸引专业人才、经济精英回村引领村集体经济组织健康发展，通过赋权量责给予专业人才适当的自主权与决策权，从态度和行动上表达对基层专业人才的充分支持，助其发挥自身管理才能。

第四，充分发挥村集体经营性资产价值实现助力低收入农户的追赶效应，将项目资源有效嵌入乡村社会网络，强调村集体经营性资产价值实现不应简单地通过分红的方式增加农户的财产性收入，而是通过创造本地非农就业机会、改善乡村公共服务水平，缩小低收入农户群体与高收入农户群体的收入差距，推动乡村共同富裕。将村集体经营性资产价值实现与村庄本地非农就业增收结合，利用村集体经营性资产价值实现带动的农产品加工、社会化服务运营、市政劳务承包、新企业创造等新业态，吸纳低收入农户就地就近就业，以多元化收入渠道缩小农户间非农收入差距。

## 参考文献

- 1.崔宝玉、王孝璠, 2022:《村书记村主任“一肩挑”能改善中国村治吗?》,《中国农村观察》第1期,第71-90页。
- 2.郝文强、王佳璐、张道林, 2022:《抱团发展:共同富裕视阈下农村集体经济的模式创新——来自浙北桐乡市的经验》,《农业经济问题》第8期,第54-66页。
- 3.黄季焜、李康立、王晓兵、丁雅文, 2019:《农村集体经营性资产产权改革:现状、进程及影响》,《农村经济》第12期,第1-10页。
- 4.罗楚亮、李实、岳希明, 2021:《中国居民收入差距变动分析(2013—2018)》,《中国社会科学》第1期,第33-54页、第204-205页。
- 5.林雪霏、孙华, 2021:《集体产权制度改革中的赋权实践逻辑——基于晋江市华洲村与围头村的案例研究》,《中国农村观察》第1期,第2-21页。
- 6.李周, 2019:《农民流动:70年历史变迁与未来30年展望》,《中国农村观察》第5期,第2-16页。
- 7.刘宏、毛明海, 2015:《村领导受教育程度对农村居民非农收入的影响——基于微观数据的实证分析》,《中国农村经济》第9期,第69-79页。
- 8.陆雷、赵黎, 2021:《从特殊到一般:中国农村集体经济现代化的省思与前瞻》,《中国农村经济》第12期,第2-21页。
- 9.闵师、王晓兵、项诚、黄季焜, 2019:《农村集体资产产权制度改革:进程、模式与挑战》,《农业经济问题》第5期,第19-29页。
- 10.宁静、殷浩栋、汪三贵, 2018:《土地确权是否具有益贫性?——基于贫困地区调查数据的实证分析》,《农业经济问题》第9期,第118-127页。
- 11.秦国庆、马九杰、史雨星、朱玉春, 2023:《“财散人聚”还是“人财两散”:股份合作制改革对村庄集体行动的影响——来自河南省381宗农村集体经营性资产的经验证据》,《中国农村经济》第1期,第160-183页。
- 12.孙新华, 2017:《村社主导、农民组织化与农业服务规模化——基于土地托管和联耕联种实践的分析》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期,第131-140页、第166页。
- 13.孙雪峰、张凡, 2022:《农村集体经济的富民效应研究——基于物质富裕和精神富裕的双重视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期,第183-194页。
- 14.田代贵、马云辉, 2015:《农村经营性资产与农民财产性收入的波及面:重庆例证》,《改革》第9期,第92-100页。
- 15.王镜淳、穆月英, 2023:《新型农村集体经济的韧性建构及其治理逻辑——来自晋南蒲县的经验》,《农业经济问题》, <https://doi.org/10.13246/j.cnki.iae.20230620.001>,第1-14页。
- 16.王轶、刘蕾, 2022:《农民工返乡创业何以促进农民农村共同富裕》,《中国农村经济》第9期,第44-62页。
- 17.温铁军、刘亚慧、唐溧、董筱丹, 2018:《农村集体产权制度改革股权固化需谨慎——基于S市16年的案例分析》,《国家行政学院学报》第5期,第64-68页、第189页。
- 18.夏柱智, 2021a:《农村集体经济发展与乡村振兴的重点》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期,第22-30页。
- 19.夏柱智, 2021b:《集体经济发展和集体产权制度改革反思——对话“塘约经验”》,《北京工业大学学报(社

会科学版》第4期，第24-32页。

20.杨高升、庄鸿、田贵良、缪岗辉，2023：《乡村经济内生式可持续发展的实现逻辑——基于江苏省Z镇的经验考察》，《农业经济问题》第6期，第121-134页。

21.杨慧莲、郑风田、韩旭东、孔玮，2017：《如何唤醒“沉睡资源”助力村庄发展——贵州省六盘水舍烹村“三变”案例观察》，《贵州社会科学》第12期，第140-148页。

22.杨希双、罗建文，2023：《基于乡村振兴内生发展动力的农民主体性问题研究》，《重庆大学学报（社会科学版）》第3期，第261-274页。

23.杨子、张建、诸培新，2019：《农业社会化服务能推动小农对接农业现代化吗——基于技术效率视角》，《农业技术经济》第9期，第16-26页。

24.叶敬忠、豆书龙、张明皓，2018：《小农户和现代农业发展：如何有机衔接？》，《中国农村经济》第11期，第64-79页。

25.赵黎，2022：《集体回归何以可能？村社合一型合作社发展集体经济的逻辑》，《中国农村经济》第12期，第90-105页。

26.张浩、冯淑怡、曲福田，2021：《“权释”农村集体产权制度改革：理论逻辑和案例证据》，《管理世界》第2期，第81-94页、第106页。

27.张红宇、胡振通、胡凌啸，2020：《农村集体产权制度改革的实践探索：基于4省份24个村（社区）的调查》，《改革》第8期，第5-17页。

28.张立、王亚华，2021：《集体经济如何影响村庄集体行动——以农户参与灌溉设施供给为例》，《中国农村经济》第7期，第44-64页。

29.张新文、杜永康，2022：《集体经济引领乡村共同富裕的实践样态、经验透视与创新路径——基于江苏“共同富裕百村实践”的乡村建设经验》，《经济学家》第6期，第88-97页。

30.张哲晰、潘彪、高鸣、穆月英、徐雪，2023：《农业社会化服务：衔接赋能抑或歧视挤出》，《农业技术经济》第5期，第129-144页。

31.周娟，2020：《农村集体经济组织在乡村产业振兴中的作用机制研究——以“企业+农村集体经济组织+农户”模式为例》，《农业经济问题》第11期，第16-24页。

32.Graham, B., J. Hahn, A. Poirier, and J. Powell, 2015, “Quantile Regression with Panel Data”, NBER Working Paper w21034, <https://www.nber.org/papers/w21034>.

33.Bellégo, C., D. Benatia, and L. Pape, 2022, “Dealing with Logs and Zeros in Regression Models”, arXiv Working Paper 2203.11820, <https://arxiv.org/abs/2203.11820>.

34.Benjamin, D., L. Brandt, and B. McCaig, 2017, “Growth with Equity: Income Inequality in Vietnam, 2002–14”, *The Journal of Economic Inequality*, 15(1): 25-46.

35.Bosworth, G., I. Annibal, T. Carroll, L. Price, J. Sellick, and J. Shepherd, 2016, “Empowering Local Action Through Neo-Endogenous Development: The Case of LEADER in England”, *Sociologia Ruralis*, 56(3): 427-449.

36.Brodeur, A., N. Cook, and A. Heyes, 2020, “Methods Matter: P-Hacking and Publication Bias in Causal Analysis in

Economics”, *American Economic Review*, 110(11): 3634-3660.

37.Bu, D., and Y. Liao, 2022, “Land Property Rights and Rural Enterprise Growth: Evidence from Land Titling Reform in China”, *Journal of Development Economics*, Vol.157: 1-16.

38.Cinelli, C., A. Forney, and J. Pearl, 2020, “A Crash Course in Good and Bad Controls”, *Sociological Methods and Research*, 0(0), <https://doi.org/10.1177/00491241221099552>.

39.deHaan, E., 2021, “Using and Interpreting Fixed Effects Models”, SSRN Working Paper 3699777, <https://ssrn.com/abstract=3699777>.

（作者单位：中国农业大学经济管理学院）

（责任编辑：陈静怡）

## **Farmer Income Growth and Catch-Up Effect of the Realization of the Value of Rural Collective Operating Assets: Exogenous Promotion and Endogenous Development**

ZHANG Heng MU Yueying

**Abstract:** The increase in rural collective operating income through the reform of collective property rights system has become a focal point of attention, as it aims to expand channels for rural households to achieve sustained income growth. Based on analyzing the mechanisms behind the income growth and catch-up effect resulting from the realization of the value of rural collective operating assets (RVRCOA), this study uses a two-way fixed effects model and a panel quantile regression model to empirically analyze the impact and mechanisms of the RVRCOA on rural household income growth, the transition from “exogenous promotion” to “endogenous development”, and the catch-up effect. Our findings are as follows: First, the RVRCOA has a significant and positive impact on rural household income growth. Second, the RVRCOA helps increase wage and promotes local employment for rural households. Additionally, it contributes to rural household income growth by providing agricultural services and promoting enterprise creation. Third, under the adjustment of the management ability of the village collective economic organization operators, the RVRCOA realizes the “endogenous development” of farmer income growth by improving farmers’ management ability and their public participation. Fourth, the income growth effect of the RVRCOA is more significant among low-income farmers, effectively reducing the Gini index and Kakwani index in rural areas. This process helps lower-income farmers catch up with the middle-income and high-income farmers, reducing income gap within farmers and promoting common prosperity in rural areas.

**Keywords:** Value of Rural Collective Operating Assets; Farmer Income Growth; Catch-up Effect; Non-agricultural Employment; Enterprise Creation

# 发展新型农村集体经济何以促进共同富裕\*

## ——可持续发展视角下的双案例分析

赵 黎

**摘要：**探索更有利于实现共同富裕的新型农村集体经济发展模式与实现机制需要将农村集体经济可持续发展作为核心议题。本文在分析发展新型农村集体经济面临的主体困境、经营困境和福祉困境的基础上，立足于可持续发展视角，以山东省起南村和中郝峪村为例，采用归纳式双案例研究方法，探讨新型农村集体经济可持续发展的作用机制与实现路径。基于可持续发展理论的治理、经济与社会三个核心维度，本文将农村集体经济可持续发展的作用机制归纳为促进新型农村集体经济有效治理的主体生成机制、推动新型农村集体经济提质增效的价值共创机制和促进新型农村集体经济价值实现的收益共享机制。新型农村集体经济可持续发展的实现路径体现为形成集体发展共识、整合自主发展资源以激活集体发展内生动力，促进产业转型升级、重塑经营模式以建立增收长效机制，以及优化收益分配方式、提高村社福祉水平以为社区团结和村社整合提供条件。发展主体的持续在场、发展过程的可持续与共享成果的可持续相互作用，形成一个开放的、互动的动态发展循环，由此创造出村民与村集体合作共生、协同发展新型农村集体经济的价值生态。

**关键词：**新型农村集体经济 农民主体性 共同富裕 可持续发展

**中图分类号：**F325 **文献标识码：**A

### 一、引言

共同富裕是社会各界高度关注的一个议题。学术界将发展农村集体经济置于共同富裕目标下所开展的相关研究，目的在于探索更有利于实现共同富裕的农村集体经济发展模式与实现机制。这些研究大体上从两个方面展开。一方面，已有研究从农村集体经济的视角，阐释了发展农村集体经济对推动

---

\*本文为国家社会科学基金一般项目“农民合作社参与农村社会治理的实现机制和路径研究”（编号：19BJY146）和中国社会科学院国情调研重大项目“健全完善新型农村集体经济运行机制调研”（编号：GQZD2023006）的阶段性成果。笔者感谢2020—2022年参加多轮调查的农村基层受访对象，并对在调研过程中给予帮助的朋友与同事、案例村庄相关人员在调研前后给予的支持表示由衷的感谢。匿名审稿专家提出了宝贵的修改意见，特此致谢。文责自负。

实现农民农村共同富裕的必要性与可行性。从必要性看，已有研究大多认为，农村集体所有制是中国基本经济制度的重要组成部分，它在提高农民富裕程度方面理应发挥作用。农村集体经济是保障和改善农村民生的重要物质基础，是促进农民持续增收、缩小城乡发展差距、促进实现共同富裕目标的重要途径（涂圣伟，2022）。具体而言，农村集体经济组织可以通过为其成员分红增加农民的财产性收入，通过加强村庄基础设施建设、发展公益事业和提供公共服务提高村民福利水平，通过集体领办、创办、合办农村各类新产业新业态，为农民提供大量就地就近就业机会并增加收入（陈锡文，2022）。从可行性看，相关研究表明，发展农村集体经济、促进农民农村共同富裕，需要探索多样化的实现形式、有效的治理机制和合理的利益分享机制（郭晓鸣和张耀文，2022）。

另一方面，相关研究从农村改革视角分析了农村集体产权制度改革与共同富裕的关系。已有研究通过分析农村集体所有制的实现形式、发展路径和集体产权制度改革的成效，认为农村集体产权制度改革能推动农村集体经济发展、提升村庄公共品自给能力、促进农民农村共同富裕（芦千文和杨义武，2022）。农村集体产权制度改革在培育市场经济新主体、促进农业高质量发展、提升农民获得感和幸福感、夯实党的基层领导基石和完善农村基层组织体系等方面发挥了重要作用（孔祥智和赵昶，2020）。

由上可见，关于农村集体经济与共同富裕关系的研究取得了一系列成果。然而，农村集体经济与农民农村共同富裕的相关性涉及面广，研究主题具有极强的理论性和时代性。如何正确认识与把握农村集体经济的发展方向，推动农民逐步实现共同富裕，这方面的研究尚需进一步深化。无论是关于农村集体经济对推动实现农民农村共同富裕的必要性与可行性的讨论，还是对农村集体产权制度改革路径和成效等方面的研究，均忽略了农村集体经济可持续发展在促进农民农村实现共同富裕过程中的关键机制与重要作用。实际上，共同富裕不仅要求发展的可持续性，而且强调共享的可持续性（郁建兴和任杰，2021）。尽管已有研究揭示了农村集体经济在发展过程中存在政策路径依赖与政府短期政绩导向（夏柱智，2021）、集体成员公共参与积极性与获得感不高（林雪霏和孙华，2021）、资产开发路径单一与产业化经营滞后（陆雷和赵黎，2022）等问题，但农村集体经济可持续发展的作用机制与实现路径尚未引起足够关注。

鉴于此，为回答发展农村集体经济如何促进农民农村实现共同富裕这一时代之问，本文以山东省起南村和中郝峪村为例，采用归纳式双案例研究方法，在揭示农村集体经济发展困境的基础上，从可持续发展视角出发，试图探讨农村集体经济可持续发展的作用机制与实现路径。本文的理论意义在于，关注农村集体经济可持续发展，可以为理解农村集体经济促进农民农村共同富裕的实现机制和内在机理建立既能体现集体优势又能调动个体积极性的农村集体经济运行新机制，同时，也能够为通过发展农村集体经济促进农民农村共同富裕提供一种新的视角。

需要说明的是，目前学界关于农村集体经济的讨论，以及本文对农村集体经济的分析，是在新型农村集体经济的语境下展开的，因而区别于传统的集体经济。原因在于，随着农村改革的不断深入和农村社会经济体制的转型，农村集体经济体制已发生了深刻的变化。在农村改革实践中建立的农村集体经济体制，其产权结构、组织形式和治理机制等与传统的农村集体经济体制已大不相同。如何实现农村集体经济的转型、建立什么样的新型农村集体经济体制，这些问题在农村集体产权制度改革和农

村集体经济组织立法过程中逐渐得以明晰。正如 2023 年中央“一号文件”提出的,“新型农村集体经济”是具有“产权关系明晰、治理架构科学、经营方式稳健、收益分配合理的运行机制”等特征的集体经济<sup>①</sup>。本文正是在这个意义上使用新型农村集体经济的概念的。为论述方便和行文一致,下文将新型农村集体经济、新型农村集体经济可持续发展和通过农村集体产权制度改革建立的新型农村集体经济组织分别简称为集体经济、集体经济可持续发展和集体经济组织。

## 二、理论基础与分析框架

### (一) 集体经济发展面临的多重困境

总体而言,发展集体经济,往往面临“谁来发展”、“如何发展”和“如何持续”的问题,本文将这些问题概括为主体困境、经营困境和福祉困境。

1.主体困境。集体经济组织建设是实现农民组织化的一个可行途径。然而,在实践中,集体经济组织普遍面临政府或资本单边主导引致村集体与村民之间利益关系失衡、难以形成发展合力等问题。发展集体经济的主体困境可从国家视角、集体视角与农民视角来观察。从国家视角看,随着财政资金再分配效应的不断强化,政府在农村基层的科层化技术治理特征也得到强化。村党组织、村委会和集体经济组织“三位一体”的村社组织的职能划分不甚清晰,影响了集体经济组织的独立性和自主性(赵黎,2022)。从集体视角看,集体经济组织负责人与村“两委”成员高度重叠,集体经济组织的经营管理决策往往由村集体一把手行使,组织运行面临管理者“偷懒”“越位”(张浩等,2021)和其他形式的代理人困境。由于集体经济组织治理机制创新滞后,政府需要用“村财乡管”和其他外部手段监管村集体的生产经营活动。从农民视角看,集体经济组织特别是以村党组织或联村党组织领办的集体经济组织的生产经营大多采取自上而下的方式,这种方式未对集体成员的需求给予充分关注,降低了村民参与集体行动的意愿。农村集体产权制度改革后,农民从村民到股民的身份转变未能提升集体成员参与公共事务的积极性(林雪霏和孙华,2021)。集体经济组织成员持有的集体资产的股份或份额的流转受到限制,这也在一定程度上影响了农民参与公共事务治理的意愿,不利于“发挥农民主体作用”“支持农民创新创造”。

2.经营困境。推进乡村产业振兴是促进农民农村共同富裕的重要途径。然而,随主体困境而来的治理问题制约了集体经济组织在集体产业发展、资源开发利用和集体资产保值增值等方面的主体作用的发挥。与此同时,发展集体经济受到缺乏优质经营项目与经营人才的制约,难以形成因地制宜的发展模式。一方面,基于对相关统计数据进行分析,笔者发现,2016—2020年,村集体的资产规模、收入与支出都在持续增加,村集体的经营收益与可分配收益也明显增加,但村集体的经营收益却并未构成集体经济组织的主要收益来源。2020年,村集体的经营收益只占本年集体经济组织收益的44.0%,占当年集体经济组织可分配收益的26.9%(陆雷和赵黎,2022)。这表明,当前大多数地区的集体经济

<sup>①</sup>参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》, [https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content\\_5741370.htm?dzb=true](https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true)。

基础薄弱，集体经济更多依赖政府奖补等财政支持和转移支付。受经营项目的制约，集体经济“统”的部分的创收增长空间有限，且其收入在总收入中的占比逐步下降，从2016年的33.3%下降到2020年的30.2%（陆雷和赵黎，2022）。在一些地区，发展集体经济存在新项目难引进、老项目难维持等问题。另一方面，专业人才不足的问题始终制约着集体经济组织的发展。总体上说，集体经济组织负责人的市场意识薄弱、风险承受能力较低等问题会影响集体经济组织的生产经营活动。由于缺乏专业人才，为规避经营风险，村集体获得政府支农资金和项目后倾向于将项目转包，以收取手续费、管理费或分成的方式获取收益。集体经济组织创造经济价值的潜力有限，这成为集体经济可持续发展待解的难题。

3. 福祉困境。为维护集体成员权益、实现共同富裕，集体经济组织应在改善农村人居环境、提升村民福祉等方面发挥重要作用。然而，在集体经济组织缺乏稳定持续的经营收入来源的情况下，村庄公共物品供给能力不断下降，这给基层治理带来了消极影响。此外，以社区福利主义为导向的集体经济的发展容易受到来自集体成员的阻力的影响。在一些地区，在长期推行家庭承包经营方式的影响下，村民的生产和生活与集体渐行渐远。集体成员往往只关心当下分红，享受权利而不愿承担集体义务，不关心长远发展。当集体资源被消耗殆尽或经济形势波动导致资产收益下降时，集体成员便会表达其不满情绪。这影响了村集体与村民之间的关系，进一步加剧了发展集体经济面临的主体困境。

## （二）集体经济可持续发展的内涵

20世纪80年代末期以来，出于对环境退化的日益关注，对全球减少贫困和不平等的发展努力的失望，以及对经济、社会和政治不稳定的担忧，国际社会的关注重点从经济增长逐渐转向可持续发展（Stojanović et al., 2016）。时至今日，可持续发展从最初的模糊性定义逐渐演变成为一种新的发展模式和社会规范。通常而言，可持续发展指的是从地方到全球范围内的社会、经济和生态等不同领域的相互联系、相互支持、有效整合与协调发展的过程（Kemp et al., 2005）。鼓励经济增长、改善社区生活条件、提高个人福祉水平、保持良好的生态环境、促进资源的永续利用和谋求社会全面进步等，是可持续发展的基本要求（Griggs et al., 2013）。根据联合国世界环境与发展委员会发布的《布伦特兰报告》对可持续发展的阐述，可持续发展需要公众享有公平的参与发展的机会，以实现保护环境、满足穷人需求和尊重后代福祉等目标。因此，可持续发展始终与治理问题紧密相关，治理对可持续发展具有重要影响，可持续发展有赖于善治的实现（Meyer and Auriacombe, 2019）。

引申而言，集体经济发展具有多维度的属性，这有助于深化对集体经济可持续发展问题的认识。尽管集体经济可持续发展问题已引起广泛关注，但相关研究往往仅关注其经济维度，大多研究将保值增值和投资增长机制缺失（张锋，2013）、产业融合程度不高（张应良和徐亚东，2019）、发展模式单一和收入持续性缺乏保障（谢玉洁等，2021）等作为制约集体经济可持续发展的主要因素，对何为集体经济可持续发展尚未形成基本共识。在实践中，发展集体经济、实现农民共同富裕也往往被简化为或等同于提高集体经济收入的单一增长目标（张立和郭施宏，2019）。为克服仅着眼于集体经济发展的经济维度的局限性，从发展的现实需求出发，本文将集体经济可持续发展界定为通过良好的治理机制和制度安排处理好集体经济发展与村落社区发展的关系，以实现集体经济与村落社区协调发展、

成员共享发展成果的可持续性，它包含三个维度，即经济维度、社会维度和治理维度。在实践中，这三个维度深度交织和融合。不过，在展开相关分析时将三者分别讨论，有助于更好地理解集体经济可持续发展的内涵。

首先，集体经济可持续发展的经济维度强调集体经济增长的必要性。集体经济组织可通过开展生产经营活动发展集体经济，提高村社服务供给能力和社区财富水平。针对集体经济发展面临的经营困境，这一维度体现了集体经济发展的竞争性与稳定性，即如何实现集体经济更有效率、更稳健的增长。集体经济可持续发展不仅应关注集体经济的收入增长状况，更应通过多样化途径发展新产业新业态，以形成集体经济增长点和竞争力，提高集体经济组织参与市场交易的效益，追求集体经济增长的质量。

其次，集体经济可持续发展的主要目的在于造福社区，为本集体及其成员提供公益服务，提升集体成员的获得感和满足感。这一社会维度注重发挥集体经济在提高村社成员福祉水平中的作用，体现了发展集体经济的包容性与平衡性。集体经济组织通过投资村庄基础设施建设、发展公益事业、为村民提供公共服务等活动，可以改善村容村貌，提升村民福利水平，培育文明乡风，使村民邻里关系更为和谐。建立合理的集体经济收益分配机制，处理好分配与积累的关系，避免利润最大化行为，是扭转集体经济发展面临的福祉困境的有效方式。

最后，集体经济发展面临的主体困境表明，发展集体经济存在“治理赤字”问题。集体经济在经济维度和社会维度的可持续性目标的实现，需要集体成员的主动参与。集体经济可持续发展的治理维度是指参与集体经济发展的各行动主体通过积极有效的交流协商，形成有助于促进集体经济增长的规则。这体现出集体经济发展的韧性和协同性。因此，如何让广大农民真正成为发展集体经济的参与者和受益者，削减发展集体经济的“治理赤字”便成为一个“更高维度的”问题。治理成本如何分摊，发展收益如何分享，共同利益如何成为促成集体行动的充分条件等，这些都是集体经济可持续发展需要解决的基础性问题。

### （三）集体经济可持续发展的实现机制

本文从促进农民农村共同富裕的视角出发，将集体经济可持续发展的实现机制概括为促进集体经济有效治理的主体生成机制、推动集体经济提质增效的价值共创机制和实现集体经济发展价值的收益共享机制（如图1所示）。首先，集体经济的主体生成机制是实现集体经济可持续发展的前提。发展集体经济需要激活乡村内生动力，尊重农民主体地位，以此形成持续稳定的集体经济发展势能。解决集体经济治理中的集体行动难题的出发点在于，建立动员行动主体参与集体行动的机制，凝聚集体发展共识，进而有效整合自主发展的要素资源，形成集体成员广泛接受的行动规则。发展集体经济是行动主体的行为和认知相互作用、组织资源高效整合的动态过程，它强调行动主体特别是带头人与村民的互动和行为认知水平的提升。进而言之，主体动员与行动参与是集体经济共创过程的重要内容，而凝聚共识与整合资源是这一过程的关键。建立良好的主体生成机制可以增强行动主体的适应能力和行动能力，为实现集体经济价值共创与收益共享奠定行动基础。

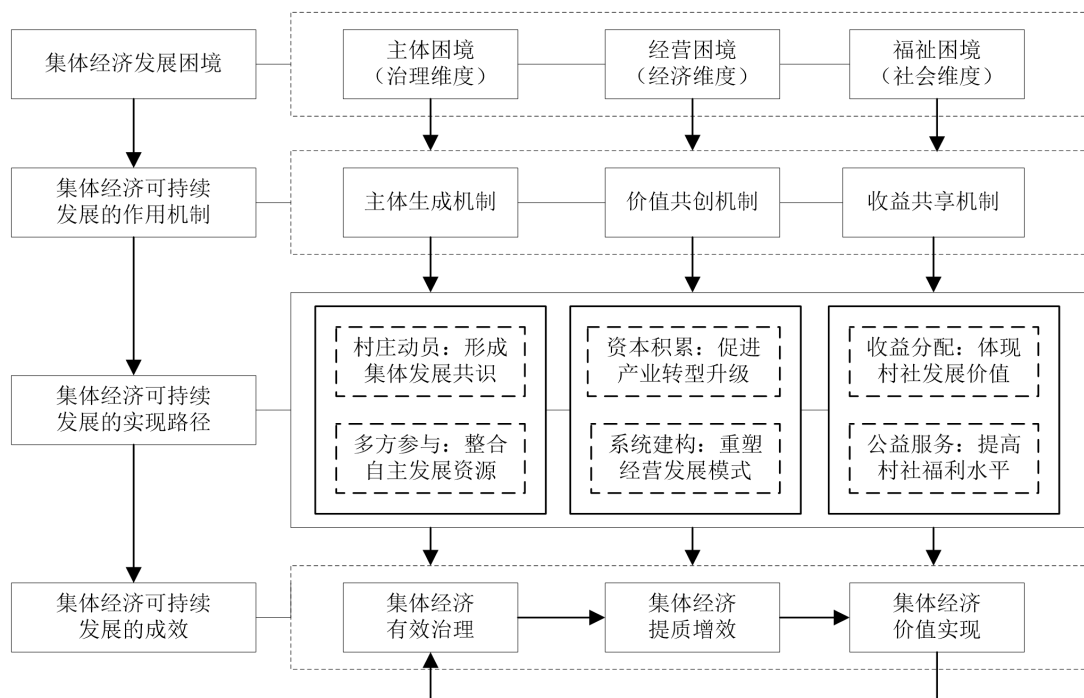


图1 集体经济可持续发展的实现机制

其次，推动集体经济提质增效需要实现价值共创。价值共创至少具有双重含义，它既是行动主体互动与资源整合而形成的共同创造价值、实现发展的动态过程，也是这一过程所要达成的核心目标（Vargo et al., 2008; Plé, 2016）。主体互动与资源整合既是价值共创的必要前提，也是打破对旧有的系统结构与资源依赖的主要方式（Baker and Nelson, 2005）。由于参与价值创造的主体之间的互动和关系与主体生成机制密不可分，两者构成一体两面、相辅相成的关系，因此，本文将价值创造的主体互动和资源整合的过程属性与对主体生成机制的讨论结合起来。同时，为了与对主体生成机制的讨论相区分，本文在分析集体经济可持续发展的经济维度时，主要关注传统的价值共创模型所强调的目标属性，即强调价值使用中的资源整合和利用，以实现提高产出和发展经济的核心目标（Vargo et al., 2008）。将集体经济嵌入产业链和价值链，通过整合内部资源与外部资源，重塑集体经济经营模式，建立产业转型升级与增收的长效机制，可以增强集体经济的发展韧性与应变能力。

最后，为实现集体经济发展成果惠及全体集体成员的目标，需要构建收益分配与使用的共享机制。一方面，分配正义是社会正义的本质与基石。按照公平原则分配资源与权利既是资源要素合理配置的体现，也是价值创造主体实现其社会价值之所在。另一方面，在发展与富裕的基础上实现共享，意味着集体成员对集体资产的收益和使用的共享，即共享收入和财产，平等地获得公共服务（李实, 2021）。集体经济的共享性是发展集体经济的核心要义。在共创基础上实现共享，需要优化资源和机会分配方式，使集体经济组织成员共享集体经济发展收益，平等地获得集体提供的公共服务。在行动主体对资源的占有和支配存在差异的情境下，建立均衡合理的利益联结机制，使之作用于村庄的整体性联结与村民个体的行动，激励各方行动主体参与集体经济发展与共创实践，实现各行动主体的利益相容，是

建立集体经济共享机制的关键。这说明，具有共享性特征的集体经济需要一种激励相容的制度设计，在这一制度设计中，行动者在追求个人利益的同时可以兼顾各方主体利益，实现多方共赢和利益共享。

### 三、研究设计与案例描述

#### （一）研究方法与案例选择

本文采用归纳式双案例研究方法，选取山东省淄博市两个行政村作为研究对象，对相关资料进行多维度、多阶段的采集与分析。半结构化的深度访谈是资料收集的主要方法，访谈内容涉及村庄基本情况、集体经济发展历程、行动主体与发展实践等方面，发展主体的在场性、参与性、互动性以及股权配置、资源整合、经营模式、收益分配等方面是笔者访谈重点关注的内容。访谈对象涉及村干部、集体经济组织带头人（包括本村村民和外村村民）、普通村民（包括参与集体经济组织经营的村民和不参与经营的村民）、地方政府工作人员等。在收集相关资料的基础上，笔者运用归纳法分析不同阶段获取的资料，利用三角验证法进一步甄别访谈资料的可靠性，最后结合文献分析形成研究结论。本文的资料分析过程呈现多阶段、重复循环的特点。在第一阶段，笔者根据访谈提纲，与受访者就村庄基本情况与集体经济发展历程进行座谈。在第二阶段，主要向受访者提出诸如“您是如何动员村民和您一起行动的？”“您是如何获取和利用发展资源的？”“您是如何看待集体经济与共同富裕的关系的？”等开放式问题。在第三阶段，随着访谈的逐步深入，进一步聚焦问题，将身份认同、社区边界、资源依赖、社区团结等关键概念融入访谈<sup>①</sup>。在第四阶段，为保证证据的充分性和可靠性，笔者与集体经济组织带头人进行了后续访谈，还通过微信、电话等形式确认了原本模糊的资料，以保证所收集信息的完整性。

综合考虑案例的典型性是运用理论抽样策略进行案例选择应遵循的原则（Eisenhardt and Graebner, 2007）。山东省淄博市是全国农村集体产权制度改革发源地之一，早在 20 世纪 80 年代就开启了集体经济股份合作制改革之路（魏道南和张晓山，1998），在探索新的集体经济组织形式、发展模式和实现机制方面积累了丰富的经验。地处鲁中的淄博市是典型的老区、山区、库区和黄河滩区，村小、人少是其农村地区的基本特征<sup>②</sup>。长期以来，受地理区位、自然条件、人口结构等因素影响，淄博市农村资源利用程度较低，农业产业基础薄弱，农民增收渠道单一，村集体缺少经济发展活力。随着乡村振兴战略的全面实施，淄博市盘活村集体资源、资金和资产，乡村旅游、休闲农业、生态观光、数字农业等乡村新产业新业态涌现，发展成效显著，集体经济收入不断增长。

<sup>①</sup>这一阶段收集的信息对整个研究过程具有关键意义。例如，在后文的分析中，起南村涉及的针对村集体的政府贷款需要村“两委”成员个人及其家庭的担保，以及中郝峪村涉及的在打造全村合作制过程中原幽幽谷公司低折作价的事实，都是这一阶段收集到的重要信息。为村集体提供的政府贷款需要村“两委”成员个人及其家庭担保，这一要求促使起南村带头人在与外部利益相关方互动与整合外源性资源过程中，进一步下定决心减少对政府资源的依赖，而原幽幽谷公司低折作价则体现了中郝峪村行动主体之间的互动与资源整合过程。

<sup>②</sup>2020 年底，淄博市共有 2811 个行政村，总人口在 500 人以下的村有 648 个，占比超过 1/5。

本文以中郝峪村和起南村为研究对象，主要基于以下考虑：第一，从两个案例村的初始发展条件来说，村集体都经历了从“空壳村”向“典范村”转变的发展过程。这为探究集体经济从共创到共享的长效发展机制和集体经济可持续发展的内在机理提供了现实样本。第二，两个案例村的带头人均以改革和创新作为发展集体经济的出发点，他们不断整合自主发展资源、提升内生发展能力，体现了发展集体经济的自主性与能动性。第三，两个案例村是在国家推行集体产权制度改革之前或作为第一批试点实行股份制改革的，在实践中两个案例村自主开展市场经营活动，自行培育经营管理团队，主要依靠自身积累实现滚动式发展，来自政府的项目扶持资金只占村庄总投入资金的很小比例<sup>①</sup>。第四，两个案例村的集体经济发展实践具有示范效应，是探索集体经济促进农民农村共同富裕的典型代表。案例村积极探索集体经济组织的治理机制，实现了村集体经济发展共创与红利共享的可持续性。案例村有效破解了发展集体经济面临的三大难题，而且带动了周边甚至省外其他村集体经济的发展壮大。

## （二）案例村集体经济发展情况

1.起南村。起南村位于淄博市桓台县起凤镇，地处乌河下游。全村共有 517 户、1720 人，在村常住人口数约为总人口数的三分之一，村庄耕地面积 1498 亩。起南村是典型的平原纯农业村，村民祖祖辈辈以种植小麦、玉米为生，农业生产具有兼业化、副业化的特点。起南村在村村民多为老年人，青壮年大多外出打工，村民收入大多是工资性收入。

起南村发展集体经济之初遭遇了诸多困境。一是村内劳动力老龄化严重，农业生产科技含量低而生产成本低。由于缺乏农产品加工设施，庄稼收割后无法烘干和储存，只能在第一时间卖给粮贩子，农产品利润外流。二是治理乱象丛生。村庄环境“脏乱差”，村内污水横流、垃圾成山，集体财产流失严重。“租的租、卖的卖，光村委办公室就被卖了三次。”（WRZ-20201023-CWH<sup>②</sup>）村民乱搭乱建，随意占地，长期拖欠村集体公款。三是村集体经济薄弱、人心涣散。村集体经济年收入不足 10 万元，村“两委”班子公信力差，难以正常工作，该村是有名的落后“涣散村”。

2014 年，起南村在外做工程的村民 WRZ 在当选为村党支部书记、村委会主任后，带领村“两委”班子谋划村集体发展，积极推动农业生产的规模化、集约化和机械化，并带动周边村庄协同发展，探索出一条传统农业向现代农业转型、实现村民共富的集体经济发展道路。起南村集体经济的发展历程可分为两个阶段，即资本积累阶段（2014—2020 年）和高速发展阶段（2021 年至今）。在资本积累阶段，起南村从清理账务问题入手，开展“清欠、清地、拆违”工作以解决历史遗留问题。2016 年，起南村作为全市首批集体产权制度改革试点村，开始探索党支部领办合作社发展集体经济的模式。具体做法是，村民以土地承包经营权入股，将全村 1498 亩耕地全部流转至合作社，由集体统一自主经营。进入高速发展阶段后，为解决劳动力紧缺问题，起南村加快推进农业机械化和产业化。村“两委”制

<sup>①</sup>调研得知，自从发展集体经济以来，起南村获得的政府项目补助资金占村庄全部项目投资的比例为 30%左右。而在中郝峪村，这一比例只有 9%。

<sup>②</sup>本文对访谈记录进行编码，以记录受访对象（前三个字母）、访谈时间（中间八位数字）与访谈地点（后三个字母）。关于访谈地点，CWH 代表村委会，HYS 代表会议室，等等。

定了“三万良田”发展目标<sup>①</sup>。为此，起南村立足本地资源，从提高土地产能和延伸产业链条两个方面，提升三产融合发展水平。起南村集体经济收入连年增长，从2015年的不足10万元提高到2021年底的450多万元，发展高标准农田、农业机械化、公益事业等形成的固定资产的价值超过2000万元。同时，村民收入不断增加，他们从村集体务工所得的收入从2016年以来累计超过450万元。2022年，起南村作为全镇农业发展的标杆，与邻近4个村联建发展，形成了强村带弱村、村民共致富的发展格局。

2.中郝峪村。中郝峪村位于淄博市博山区池上镇，地处鲁山山脉东部支脉，淄河上游。村庄依山而建，全村共有112户、360人。村庄土地面积2800亩，其中，耕地面积108亩，山林面积1602亩，果园面积740亩，河道面积160亩，村内房屋总面积190亩。2003年以前，中郝峪村是典型的山区贫困村。与当地其他大山深处的村民一样，中郝峪村村民的收入主要来源于种植桃树和板栗等作物。村民晴天一身土，雨天一身泥，尝够了靠天吃饭、土里刨食的滋味。由于当地交通很不方便，信息相对闭塞，村内既没有村办企业，也缺乏其他致富门路，村民生存空间有限。全村人均耕地面积不足0.3亩，留村村民只有60余人，多数村民选择外出务工。“说好听了是出去打工，说不好听就是出去讨活命去了。”（WRC-20201021-CWF）2002年，全村人均纯收入仅有1800多元，村集体负债8万元。

2003年，在外从事私营行业的村民ZDQ第三次被中郝峪村村民选进村“两委”班子，由此开启了他带动中郝峪村发展的工作历程。他提出了利用当地生态资源优势发展乡村旅游的脱贫强村思路。从那时起，村“两委”班子带领全村村民以“从大山石头缝里一点点抠出来”（GWZ-20201021-HYS）的精神，将一个“穷山恶水”的落后山村转变成了“绿水青山”的美丽乡村。中郝峪村经历了发展乡村旅游业的产业转型和统一管理运营方式的变革。中郝峪村集体经济的发展历程主要包括初始发展阶段（2003—2006年）、转型发展阶段（2007—2012年）和成熟发展阶段（2013年至今）。中郝峪村的股份制改革也经历了三次。从最初的村民没有听说过“农家乐”<sup>②</sup>、仅有两名村民愿意入股，到最后360名村民全部入股，越来越多的村民看到了村“两委”的“真金白银”投入，认识到乡村旅游“是有前途的，能拿到收益”（ZSJ-20220707-ZJK）。

在开展股份制改革的过程中，为尝试村“两委”统一管理、公司化统一运营的发展模式，2012年，中郝峪村成立了淄博博山幽幽谷旅游开发有限公司（以下简称“幽幽谷公司”）。随着乡村旅游产业的不断发展，中郝峪村在幽幽谷公司的基础上，先后成立了山东梦里老家乡村旅游发展有限公司、淄博博山梦里老家种植专业合作社、北京乡道文旅有限公司等经营实体，建立了对内统一经营的管理方式和对外输出经营模式的市场化运作机制。“全民入股+公司化运营”的集体经济发展模式，使中郝峪村由当年的“负债村”转变为对外输出经营模式的“样板村”。2022年，全村接待消费游客29.6万人次，实现综合性收入4000万元，全村人均年收入从2003年的1800多元增加到2022年的6万元，户均民宿经营收益达到6000元/年，全村户均存款达到50万元。发展集体经济以来，村民实现了就

<sup>①</sup>即带动实现每亩耕地产值达到万元、带动周边万亩粮田协同发展、让周边村万人受益。

<sup>②</sup>当中郝峪村村民二十年前听说要搞农家乐项目时，他们问：“主任，农家热农家热（博山话），咱们这个地方很凉快，怎么个热？”（ZDQ-20220707-ZJC）

地就业、持续增收，20年间人均收入增长了30余倍。中郝峪村发展集体经济的“郝峪模式”，不仅经受住了市场的检验，还被文化和旅游部、原国务院扶贫办以及联合国世界旅游联盟组织等评为典型案例，并在内蒙古、重庆、河北、河南等多地推广，示范效应显著。

#### 四、集体经济可持续发展实现机制的案例分析

集体经济可持续发展具有的有效治理、价值共创与价值实现的基本特征，通过主体生成机制、价值共创机制与收益共享机制的相互作用得以体现。对此，下文以案例分析予以进一步揭示。

##### （一）主体生成机制推动集体经济有效治理

农民的在场和参与是主体生成机制的两个重要方面，其主要体现为形成集体发展共识和整合自主发展资源（见图1）。这既是发展集体经济的行动主体在行为认知与组织资源等方面不断互动和整合的过程，也是尊重农民主体地位以激发乡村内生动力、推动实现村庄发展和集体经济有效治理的过程。

1.村庄动员：形成集体发展共识。将村民组织起来形成发展共识，推动村民参与村庄公共事务治理的集体行动，需要村民的认同感与归属感。在国家政权建设和农村社会转型背景下，村民集体认同的内涵发生了变化。基于对案例村的观察，笔者发现，这种对集体主义的认同主要基于四种治理逻辑，即利益治理逻辑、传统治理逻辑、政策话语治理逻辑与村庄舆论治理逻辑。利益治理逻辑基于经济利益而形成，传统治理逻辑以传统乡土文化中的宗族观念和互惠互助为特征。对这两种治理逻辑，学术界已多有讨论。此外，笔者调研发现，随着乡村振兴和共同富裕的推进，带头人的所想所为与国家政策倡导的一致性，强化了村民的集体主义认同感，形成了政策话语的治理逻辑。而在部分村民缺乏认同感的情况下，村民舆论会对不合作者形成某种约束或制约，由此形成基于村庄舆论的治理逻辑。上述四种治理逻辑体现在参与价值创造的村庄行动主体特别是带头人与村民的互动之中，共同构成了集体经济价值共创与收益共享的行动基础。

首先，村民的集体认同是基于经济利益形成的集体合作精神，它体现了一种利益动员和利益治理的村治逻辑。在发展集体经济的过程中，带头人的让利和为民谋利与集体成员的得利与享利预期一致，两者可以结为利益共同体。一方面，对于带头人而言，这是其获得经营村庄的正当性的一个重要来源。具体逻辑体现为：尊重村民的利益诉求，进而取得村民的普遍信任。在笔者的访谈中，中郝峪村带头人认为“工作不好做，是因为村民不认可”。而村民对他的信任首先基于其在上任初期的让利情怀：

“从我上来啊就没收过（村民）一分钱。当时我有钱，村民没有钱。当时每一年不多，几十块钱，叫村提留。（我）基本上都不要（村民出），我就全免了。我个人出钱帮集体交。在没有要一分钱的情况下，我必须给村民发好福利。所以我的工资一分钱不要，给60（岁）以上的老人——我也不（和村里老人）说我分的什么钱啊，我分了三年，村民知道了，就不要了<sup>①</sup>。第四年的时候，你喊分钱了，

<sup>①</sup>至于分的方式，受访者本人并未谈及。但根据其他受访村民提供的信息，可以推测其中一种形式是为60岁以上的老人过生日。“60（岁）以上的（老人），你只要过生日了，你就去咱镇上做蛋糕那儿去拿个蛋糕，给记上名，到时候领导就去结账。到以后有（的老人）年纪大了，他不愿意吃甜了，那（就）一个人（给）100块钱。”（MDM-20201021-JHY）

谁也不来了，知道分的是我工资。我就开始发东西，油米面鸡蛋肉鱼……刚开始的时候，中秋节发3种，春节发6种，后来最多的时候发到27种。村民推着小车来领年货<sup>①</sup>……端午节分（一次），六月六分（一次），七月十五分（一次），八月十五分（一次），春节分（一次），这不一年分到5次。”（ZDQ-20201021-HYS）

另一方面，对于村民而言，这种基于共同经济利益而形成的集体合作精神能够激励他们自觉参与集体行动，共享发展成果。正如一位较晚参与民宿经营的村民在访谈中所谈及的：

“刚开始俺也是不干，有啥啊这个地方，（山沟沟）谁来哦？不干。我（宁愿）闲着我也不干。叫我参加，我不参加——（后来）看他们挣钱，咱红眼了，去找领导，直接实话实说，咱红眼。（领导）他说早先叫你干你不干，我说以前看不挣钱俺不敢干，看你们挣钱了，这不现在看着红眼了。他哈哈地笑，说你这是看到挣钱了。”（MDM-20201021-JHY）

其次，以传统宗族观念和互惠互助为核心的集体主义认同能够有效凝聚村民发展共识，增强村民向心力。在中郝峪村，家族共同体中的村民之间的联系比村民小组共同体更紧密。在访谈中，老书记说起当年自己是生产队第二小组的组长，而另一组的组长也是亲戚，“全村全部是亲戚，都互相联络”。老书记也经常说起自己八岁时母亲去世后，父亲带着他们四个孩子“围着村转来转去，看谁家冒烟，要饭吃”的经历。作为“吃百家饭长起来的小孩”，他到村“两委”工作以来，强调要用爱心带着村民致富<sup>②</sup>。对村民而言，许多村民也经常将村庄比喻成一个“大家庭”（“大家互帮互助，就像一大家子一样”）。他们认为老书记是甘于奉献、大公无私的“好家长”，如今60多岁了，却仍然操持着村里的大事小情<sup>③</sup>。老书记的言行具有强烈的示范效应。既然村民将集体视为一个“大家庭”，那么当幽幽谷公司带动村民经营村庄时，村民就倾向于不以经济利益最大化为目标，“家庭成员”之间互帮互助以及为弱势成员提供生存保障成为一种集体道义。这激发了村民扶危济困的集体共识。

案例1。X姓村民家姑娘生了重病，幽幽谷公司带头人从长远考虑，不赞同用施舍或扶贫那种直接给钱的方式提供救济，提出让困难村民通过劳动有尊严地挣钱的想法。在权衡各方利益后，公司与原来经营秀才盒子坊的村民一起，为困难村民提供了创业平台。实际上，之前经营秀才盒子坊的村民的条件更好，但他愿意放弃秀才盒子坊的经营权，让X姓村民来经营。经营秀才盒子坊后，X姓村民一家每年增收十五六万元。X姓村民姑娘去世后，原来经营秀才盒子坊的村民也没有主张要回经营权。

<sup>①</sup>谈及当时的情景，受访村民提供的信息可以作为三角验证的材料：“俺4口人，就拉一大三轮车，亲戚朋友都跟俺过年，瓜子5公斤1袋，就分4袋哦，大米、面（4袋），油4桶，1口人1桶。那糖也是，也是分那么多，吃不完，都分给亲戚朋友……菜、葱、豆腐、肉，全都给分，咱过春节是一分钱不用花，一直分到有了食堂以后。”（MDM-20201021-JHY）

<sup>②</sup>中郝峪村老书记认为：“（村里）老人是我的父亲母亲，（村里）小孩就是我的孙子孙女，（村里）同龄人就是我的亲生兄弟，我干的工作就是给他们干的。”（ZDQ-20201021-CWH）

<sup>③</sup>笔者在实地调研中观察到：中郝峪村老书记在村民食堂开饭时，要亲自搭把手为村民打粥；新冠疫情期间进行核酸检测时，他会坐在桌前为村民登记；在村里走路时，他甚至会不自觉地弯腰捡起路面上很小的一片垃圾。

再次，随着国家对乡村振兴和共同富裕的日益重视，以发展集体经济和实现共同富裕为核心的政治话语体系具有凝聚发展共识和增强发展动力的作用。而这些决策正好与案例村多年践行的集体致富观念相契合，这让案例村村民更加坚信其发展道路的正确性。有学者将这种基于政策话语的治理逻辑称为国家逻辑或党组织逻辑，以强调国家政策的影响或党员的带头作用（徐凤增等，2021）。在笔者的实地调研中，起南村带头人多次提及发展集体经济所追求的集体观与平等性：“我们合作社是纯集体性质。什么叫集体？集体，就是没有大小股份（之分），人人平等。从我到村民都一样，一人一股。我们村里的一草一木全是集体的。”（WRZ-20201023-CWH）此外，他也多次强调政策导向的重要性：“我们在这里干，首先是不能偏离政策。我这些年来，所有的杂志，《党员之友》《支部生活》《党风廉政建设》《求实》，我都在这存着，我掌握政策。我就是看到中国的农村只有集体化才能发展。”（WRZ-20220704-CWH）而中郝峪村的村民大食堂，以及村集体为全体村民统一购买医疗和养老保险，除了老书记出于“报恩”的原因外，也体现了他想带领全村走共同富裕之路的设想。老书记在访谈中说：“你得用心用力，查好政策，看好方向。你看中央这一代领导人怎么走，你跟着走。习总书记说共同富裕，那我就努力想办法让老百姓共同富裕起来……吃大食堂，都有饭吃有活干。”（ZDQ-20201021-HYS）

最后，乡土舆论往往体现了村庄内行动者和参与者的一种社会评价（王浩瑜和孙君，2022）。在以熟人社会网络为基础的传统乡土社会，村民舆论会对不合作者形成约束。起南村在处理历史遗留问题时，清理的一笔欠款长达43年，村民以“你把前边的（欠款）收上来，我就交”为由拖欠村集体债务。WRZ带领村“两委”班子多次召开村“两委”扩大会议、党员会议和村民大会，广泛开展宣传活动，通过“村喇叭”等方式营造氛围。在村庄舆论压力下，起初拒不缴纳欠款的村民主动到村委会缴纳欠款。中郝峪村为了避免日后村庄的发展受到土地资源的限制，在全村开展了股份制改革，将全村所有资源统一定价，统一入股。村“两委”前期挨家挨户的动员工作起到了重要的舆论铺垫作用，加上前几次村民看到入股合作带来的收益和村民对带头人的信任，村民很快达成共识，带头人争取到绝大多数村民的支持。而针对个别持不赞同态度的村民，让“大家伙一块儿来说这个事”，使其认识到其“对立面不是村集体而是村民”<sup>①</sup>。另一个案例是，中郝峪村村规民约规定了“村民喝醉酒后不能上街闹事”。一村民喝酒后上街闹事，在“你影响的不是公司挣钱，而是村里形象，你这一闹之后，所有游客不敢来了，那大家伙的收入得减少多少”的舆论压力下，该村民认识到其行为会给其他村民造成不利影响，影响其他村民的经营收益，从而接受了这条村规民约。

2. 多方参与：整合自主发展资源。村庄有效治理需要资源保障，这既包括由土地盘活、资金整合、人才聚合等形成的经济资源，也包括无形的非经济资源，例如，联结村民的文化社会资本、村庄历史记忆等情感资源（王敬尧和王承禹，2018）。有效整合资源、发展集体经济的过程，也是动员各方力量特别是作为发展主体的村民参与集体经济价值共创行动的互动过程。

<sup>①</sup>正如受访者所说：“他和村集体对立无所谓，但是他不敢和所有村民对立。（若和所有村民对立）那时候就是啥？就是遭到天谴的一个人。”（ZSJ-20220707-ZJK）

在整合经济资源方面，为破解集体经济发展中资源不足和缺乏发展后劲的难题，两个案例村在国家推行集体产权制度改革前或作为第一批试点开展了股份合作制改革，将集体资产折股量化到人，让资产变成股份，村民成为股东，村民可按所持有股份参与集体经济收益分红。在土地资源方面，起南村村民以土地承包经营权入股，入股土地由合作社统一经营。农户自愿申请入股的，合作社以每年每亩地 300 千克小麦的指导价结合收购价计算农户入股收益。2016 年 10 月，村集体首次组织土地经营权入股，共入股 710 亩土地。同年 12 月，起南村农村经济股份合作社成立。2017 年秋播前，入股农户由之前的 235 户发展到全村所有农户，合作社自主经营的土地面积由 710 亩发展到 1498 亩。在资金方面，起南村从清理村民应交未交、应还未还的账务问题入手，着力解决历史遗留问题。从小到 71 元的提留欠款，大到 10.5 万元的土地承包费，村“两委”将 57 户农户共计 30 余万元的欠账用 35 天全部清缴完毕，为村集体经济发展赢得了“第一桶金”。在首批土地经营权入股后，村集体经济收入在当季便增加了 39 万元，同比增长 130%，为发展集体经济集聚了资金。起南村整合以自筹资金为主的各类社会资本，在投建各类生产项目的同时，购置了大型喷灌机、收割机等农用机械，新建了用于粮食深加工、仓储、烘干等的机器设备，为实现三产融合夯实了基础。在人力资源方面，在外打拼多年的 WRZ 拥有丰富的建筑安装经验，全村建设工程的所有草图都由他一手设计并绘制。此外，起南村充分发挥山东省农科院专家的人力资源优势，引进优质小麦和玉米品种，采用先进农业技术，开办农民田间技术培训学校，为实现“三万良田”的目标打造现代农业高品质试验田。各类经济资源的有效整合推动了起南村农业生产方式的转变，促进了村集体资产的保值增值与集体经济的不断发展。

在中郝峪村，带头人与村民互动、协商，由村民推选成立的集体资产评估小组清查旅游资源，制定并实施为集体成员广为接受的资源评估与股权配置规则，整合了集体自主发展所需的土地、资金、资产等各类资源。一是将村集体所有的经营性资产、资源性资产和公益性资产全部折股量化，遵循入股自愿、投资自愿的原则，动员村民将土地和山林承包经营权、闲置宅基地和房屋的使用权折价入股到幽幽谷公司。二是将村民原有入股股金及资产以及幽幽谷公司原资产作价评估，在整合村集体资产、村民资产和公司资产后，于 2015 年组建新的幽幽谷公司，新组建公司的股权结构采取“农户+村集体+公司”模式，人人持股，享受分红。在股份设置中，村集体资产（包括村“两委”办公室、水坝及小公园、公益性资产以及其他基础设施）占股比例为 20%，全村村民占股 80%（村民以山林、土地、果园、闲置房屋、现金等入股）。三是符合股东资格的 112 户、360 名村民全部入股，而老年人、残疾人等缺乏资金或闲置资源的村民群体，则持有无风险人头股并享受年底的干股分红。后文的分析表明，中郝峪村公平合理的股权配置，有效解决了村民之间利益分配失衡的问题，在促进收益共享中提高了村民的收入水平，增强了村民对集体的认同感和归属感。

在重组幽幽谷公司时，原公司所有者本计划将其初始投入的 230 万元及三年来的其他投入共计 300 多万元资金，以价值 50 万元的股份作价给新组建的幽幽谷公司，以此体现“股份减持”。当他在村民代表会议上“拍板表态”时，其他村民“看不过去了”。最终，幽幽谷公司的前期投入作价 70 万元。在原幽幽谷公司带领先前愿意加入的部分村民开展经营活动的最初几年，公司为村民经营做出的贡献得到了广泛认可。公司看到了村民在合伙事业中的价值所在，为了推动做成全村的合伙事业，公

司希望吸引更多村民甚至全体村民加入其中。这种“相互承认”为村民与公司带来了一种彼此关联的感受。这进一步促进了资源的有效整合，激发了村民投入全村合伙事业的热情。这是集体经济发展过程中行动主体互动与各类资源高效整合的互构一体化过程。

在人力资源方面，幽幽谷公司在统一运营乡村旅游项目时，注重开发村民的人力资源，由本村村民提供美食体验服务和民宿接待服务。几乎所有村民都参与了全村乡村旅游事业的发展，他们或经营农家乐，或参与景区或食堂等旅游站点的管理，或销售旅游产品<sup>①</sup>。在美食体验服务上，幽幽谷公司充分利用村民各自擅长的美食制作技术，打造了马大娘豆腐坊、婆媳元宝坊、秀才盒子坊等8家传统美食手工坊，让游客亲手体验制作当地特色美食。在民宿接待服务上，103户村民参与了农家乐经营活动。值得一提的是，近年来加入村庄合伙事业的年轻人和创业者为中郝峪村集体经济发展做出了重要贡献。这是发展集体经济所需外源性资源与内源性资源聚合转换从而生成新动能的体现（岳晓文旭等，2022）。中郝峪村将幽幽谷公司建设为创业平台，每年提供专项人才创业启动资金，鼓励本村或外村的年轻人、大学生和有创业意愿的能人到公司工作。为开发人力资源、尊重人才，经村“两委”、党员和村民代表表决通过后，符合村庄规划的优质创业项目申报人或创业团队可获得300万元的启动资金。相关项目获得盈利后，10%的项目收益归项目提出者所有。返乡创业的年轻人根据项目分工组建团队，实施专业化的项目运营。创业项目成为推动中郝峪村集体经济快速发展的重要因素。

情感资源等非经济资源是推动多元主体参与集体行动的一类重要资源。借鉴Plé（2016）等学者对情感资源的定义，笔者将集体经济发展中的情感资源描述为集体成员在集体经济价值形成与创造过程中感受或体验到的情感。它既是集体成员作为村庄治理主体的一种社会资源，也是村民对集体行动满意程度的体现。非经济资源是中郝峪村通过“卖山卖水卖文化”发展乡村旅游的重要资源。为延伸乡村旅游服务，幽幽谷公司建设了一个展示9700多件农村老物件、面积达600余平方米的村庄博物馆，其中的部分展品是村民自愿捐赠的。这种凝结了村庄历史记忆的捐赠资本，是村民参与创造集体经济价值的情感资源。同时，乡村传统文化是中郝峪村集体经济得以持续发展的重要文化资本。文化资本有助于凝聚集体共识，促进村民采取一致行动（岳晓文旭等，2022）。为拓展乡村旅游项目，实现旅游产品的多样性与多元化，中郝峪村发动村民参与整理博山地区年俗文化、食俗文化、居住习俗和民间传说，有机整合山水资源和人文民俗资源，为发展乡村旅游注入文化之魂，提升了乡村旅游项目的人文品质，在提升村民参与的行动中促进了村庄团结与有效治理。

## （二）价值共创机制带动集体经济提质增效

促进农民农村共同富裕需通过乡村产业发展实现结构变革和能级跃升。案例村在发展集体经济、实现结构性变革过程中着眼于建立长效增收机制，调整价值共创主体之间的利益关系，在重新配置自有资源、整合外源性资源与内源性资源的基础上，动员和组织利益相关方协同参与创造价值，实现价值共创、自主发展和集体经济提质增效的目标（见图1）。

<sup>①</sup> “你嘴好，用你的嘴，你腿好，用你的腿。把（大家）优点利用起来，为公司服务。”（ZDQ-20201021-CWH）

1.资本积累：促进产业转型升级。利用、整合、配置集体自有资源，提升集体经济组织经营管理能力，可以打破集体经济对旧有系统结构的依赖。在起南村，村民收获的小麦和玉米的销售环节曾被控制在经纪人手中，村民在农业产业链中处于劣势地位。为摆脱这一处境，村集体选择了“先发展、后分红”的思路。村集体以原始资金积累为基础，先后实施了旱厕改造（2015年）、蔬菜大棚建设（2016年）、省级美丽乡村建设（2017年）、高标准农田建设和旱厕粪污综合项目建设（2018年）、村“两委”办公室建设（2019年）、购买农机和三产融合项目建设（2020—2021年）、长者食堂与养老院建设（2022年）等项目。为延伸产业链、实现“三万良田”的发展目标，村集体将集体经济嵌入产业链和价值链，整合各类自有资源，先后完成了粮食仓储、烘干、深加工等基础设施建设<sup>①</sup>，由合作社管理生产经营的全部环节，建立了长效增收机制。仓储、运输和销售一体化推动了集体经济的提质增效。例如，仅仅烘干这一项活动的加工费，每年便可为村集体增收50万元<sup>②</sup>。起南村通过转变农业生产经营方式，使发展集体经济所需的资本得以逐步积累。2022年，起南村固定资产价值超过2000万元。起南村以资本积累延伸产业链，摆脱了粮食销售环节控制在经纪人之手的困境，提高了村民在产业链中的地位，提高了产品附加值和村集体经济收入，促进了三产融合发展和产业转型升级，实现了产业发展和产业结构的变革。

与起南村不同，中郝峪村为有效配置资源，提出了“四轮分配”方案<sup>③</sup>。在利润分配中提取发展公积金，为推动产业升级提供了资金保障。公共基础设施建设与维护属于“第四轮分配”，其提取比例为利润的10%~50%，每年的具体提取比例由村“两委”和公司董事会讨论决定。在集体经济发展早期，为调动村民参与全村创业的积极性，幽幽谷公司倾向于年底给村民多分红，当时村庄基础设施建设预留资金的比例为10%~30%。村民分红后，公司每年将基础设施建设预留资金用于开发两个到三个具有营利性质的项目。十几年间，幽幽谷公司像滚雪球一般开发了30多个体验式旅游项目，村庄石板路、污水管网等基础设施建设项目则是近几年逐步实施的。虽然基础设施建设不直接产生收益，但仍发挥着提升村域乡村旅游品质、推动村民共享发展成果的作用。基于此认识，2021年，中郝峪村将用于公共基础设施建设与维护的“第四轮分配”的比例提高到公司总收益的50%，总金额在2000万元左右。简言之，中郝峪村基于自有发展资源，因时制宜地调整资源配置与使用方式，推动了村庄建设和产业转型升级，提高了集体经济的发展韧性。这是中郝峪村乡村旅游产业得以不断发展并在当地同质化严重的旅游市场常年保持竞争力的一个关键因素。

<sup>①</sup>起南村在2020年建设了具有1500吨库容量的粮食仓储车间和粮食烘干等基础设施，2021年建设了2000平方米的粮食深加工车间，引进了面粉和玉米糝两条加工生产线。

<sup>②</sup>烘干可以延长玉米的销售期。按照市价，2020年，玉米烘干费用大概为每千克0.14~0.16元。村集体的烘干塔每天可以烘干150吨玉米。2021年，秋季雨水较多导致玉米晾晒困难。合作社利用烘干设备后，仅2022年上半年便出售了上一年存储的粮食，同比增加利润近50万元。

<sup>③</sup>“四轮分配”方案，即按劳动分配、按福利分配、按股份分配以及用于村庄建设的公积金提留。中郝峪村将从收益中预留相应比例用于村内公共基础设施新建与维护的支出或公积金提留称为“第四轮分配”。

2.系统建构：重塑经营发展模式。价值主张与外部系统相连的资源配置模式，可以在资源使用中整合具有互惠性的资源，提高参与价值共创的主体的适应能力和生存能力（Vargo et al., 2008），构建起共生的价值生态（Gummesson and Mele, 2010）。为了实现农业农村产业结构变革的价值主张，整合外部资源并动员外部主体协同参与价值创造，起南村立足本地资源，与山东省农科院开展深度合作，引进优质品种和生物治虫等农业技术，建设数字化、标准化的现代农业高品质试验田和优质小麦育种基地，打造智慧农业平台。这些系统性举措重塑了集体经济的发展模式，实现了质量、产量的双提高，当地小麦亩产达到 550 千克，比以往产量高出 150 千克左右。而在中郝峪村，村集体系统性重塑集体经济的发展模式，则是以公司化统一运营方式实现的。为杜绝经营户之间的恶性竞争，提升服务质量，幽幽谷公司统一开发和运营全村的旅游项目，对全村旅游市场实行“三统一”管理，即统一安排游客接待和民宿分配，统一接待流程和服务标准，统一收费项目、收费价格和利润结算，公司流水账目每天公开、按月结算到户。公司运营的所有项目均承包给经营户，由后者按照经营标准做好接待服务工作。在成熟发展阶段，中郝峪村重新规划设计闲置房屋，打造特色民宿、户外宿营、高端民宿等风格各异的住宿设施。村民根据自身能力和禀赋参与管家工作，形成了共同打造与保护中郝峪村乡村民宿品牌形象的合力。为发展乡村旅游新业态，村民不再是各自分散经营的个体，而是成为共同创造集体经济价值的主体。这种集体经济发展模式的实践意义在于，村集体与村民的角色得到重新定位，村集体设立的公司与村民之间形成分工明确的协同合作关系，价值共生共创的集体经济发展生态得以构建。

在价值创造的服务系统中，利益相关方的参与和合作可以优化价值共创过程中价值主张与行动结果之间的匹配，这对价值共创意义重大（Gummesson and Mele, 2010）。为整合外部资源，中郝峪村特别重视处于乡村旅游产业价值链下游的游客与中郝峪村发生交易时的角色与作用。为了吸引游客参与村集体经济的价值创造事业，维系游客与经营户的良好关系，幽幽谷公司建立起经营户吸引回头客的激励机制，对经营户吸引回头客的行为予以奖励。在集体经济先期积累的基础上，中郝峪村进一步利用外部技术资源，在山东大学旅游专家团队的全面规划和辅导下，突出旅游主题的规划设计，打造出“吃住游养一体化”乡村休闲旅游产业链，将集体经济嵌入产业链和价值链。除了发展特色美食、打造乡村民宿和传承传统文化，中郝峪村还将农事体验<sup>①</sup>、定制化服务<sup>②</sup>、生态康养<sup>③</sup>等多种元素融入乡村旅游产业，全面重塑了村集体经济的发展模式，为发展新产业新业态提供了系统性的解决方案。幽幽谷公司还对板栗、桃花等当地特色农产品进行深加工，提升了产品附加值。返乡创业年轻人的加入，实现了外源性资源的“内源化”。在价值创造的同时，这些年轻人组建的专业化运营团队不断推

<sup>①</sup>幽幽谷公司建立了农事体验区和农场牧场区，以吸引游客特别是儿童体验耕种、施肥、浇水等农事活动。

<sup>②</sup>幽幽谷公司打造了王者荣耀、后羿射日、急速漂流、户外攀岩、小猪赛跑等项目，为团队游客提供研学游、拓展游等定制服务。此外，幽幽谷公司还设计了定制篝火晚会、夏季特训营等特色旅游服务，提供会议室和培训教室等场地服务。

<sup>③</sup>依托当地自然资源，幽幽谷公司建立了生态康养基地和幽谷仙境康养公园，形成了集居住、养老、休闲、康复等多功能于一体的乡村旅游新产业。

陈出新，根据村庄规划和民宿特色策划旅游项目，挖掘客户资源，探索集体经济发展新模式的输出途径。这些做法有助于村集体在价值共创中构建起自我增收的长效机制，为推动集体经济可持续发展开辟了自我革新与突破的新道路。

### （三）收益共享机制促进集体经济价值实现

在主体在场与价值创造的基础上实现收益共享，是发展集体经济的旨趣所在。在集体经济价值创造与公共服务供给中，彰显集体与个体分工合作的社会价值、提高村社福祉水平，是案例村集体成员共享发展成果的重要体现。收益分配公平与福利待遇平等增强了村民对集体经济发展的认同感和归属感，为社区团结和村社整合提供了条件，推动了集体经济从发展投入到价值实现的转化（见图1）。

1.收益分配：体现村社发展价值。已有研究表明，当前农户与其所在集体内的其他经营主体之间的利益联结较为松散，农户依然以传统资产收益为主要收入来源，大多局限于单纯的产品或要素交易，少有机会参与村庄产业发展。这是大多数农村地区的基本村情。笔者调研发现，不同于当下一些研究所注重的以再分配和第三次分配促进农民农村共同富裕的思路，注重初次分配中劳动者报酬的比例是案例村提高村民财产性收入和获得感的有效途径，这有助于推动利益相关方之间形成更为紧密的利益联结。在村集体的收益分配中，两个案例村主要通过为参与基础设施建设、项目运营、卫生清洁和其他服务工作的村民定期发放工资方式实现村集体经济收益的初次分配。在起南村，村集体将其积累资金用于发展产业和建设村庄，建成了村民广场、礼堂、村委办公室、便民中心等设施，村容村貌得到了极大改观。从2016年到2021年，村民参与村集体工程建设与管理的劳动所得，累计达450万元<sup>①</sup>。

在中郝峪村的“四轮分配”中，第一轮分配是按劳分配，村民收入所得根据体力、年龄、技术、工种、床位规模、民宿档次等因素综合评估。例如，村建筑队的成员，按照技术工、大小工等的区分，日工资从140元到280元不等。正常情况下，建筑队每年280多天都有项目做。2022年，幽幽谷公司在第一次分配中的支出达450万元左右。这些支出主要用于村民的各项零工收入和工资收入，既不包括民宿管家的佣金（佣金按支出成本计，不计算在可分配收益中），也不包括村集体其他四家公司员工的工资<sup>②</sup>。全体村民无论男女老少，具有劳动能力的都在幽幽谷公司工作，领取工资者达200多人。“七十、七十五的，都能在家干活，都有活干。”（ZDQ-20220707-HYS）例如，赵大娘在2022年6月从食堂打零工得到1600元收入<sup>③</sup>。分管幽谷仙境景区的翟大叔，月工资在4000元左右，其工作时间大约从每年3月底持续到国庆长假。

在中郝峪村，大多数参与民宿接待工作的农户负责自家民宿的日常经营与服务，幽幽谷公司则根据民宿经营户各自的服务业绩发放相应工资。幽幽谷公司根据不同情况制定了相应的分配规则。例如，对于将自己投资新建改建房屋用作民宿并参与经营的村民，按照公司财务部门账面记录的各村民对应的接待数量，村民收入由其与公司五五分成。对于自己投资新建改建房屋并将其用作民宿但不参与经

<sup>①</sup>留村村民大多为老年人，村里有四五十名老人参与仓储、烘干、加工等建设工程，工资标准为每天80元。

<sup>②</sup>这些公司独立运营，年底结算后再把利润支付给幽幽谷公司。

<sup>③</sup>计算方法按每小时10元计，每日工作时间从早上四点半到上午九点半不等。

营的村民，由公司招募其他村民代为运营。在村民与村集体公司五五分成的情况下，村民收入部分再由房主与参与经营的村民四六分成。

案例 2。孟大娘一家于 2015 年将自家闲置房屋装修改建成四室一间的民宿。那时料价便宜，改建装修，加上购买建材和电器设备，一共花费 20 万元左右。到 2018 年，孟大娘家就收回了投资本金<sup>①</sup>。按照每天 880 元的标准，2019 年，孟大娘一家挣了 8 万多元，那是她家民宿收入最多的一年。说到这里，孟大娘很是感慨：“真没想到，我这个年纪……一出去啊，谁给我打工——（现在）你没事在家在炕头上就挣钱。”（MDM-20201021-JHY）

案例 3。赵大娘一家于 2017 年将自家宅基地上的一间大房改建成了三室一间的民宿，按照每天 680 元的标准，在新冠疫情影响生意的年景，一家每年可以挣到四五万元，相当于一年能有三分之一到五分之二的时间是租出去的，这也相当于他们翻建农家乐的投资。

案例 4。翟大叔一家于 2019 年投资 30 余万元，将自住的一层房屋翻盖成了二层楼房，在 10 米长、8 米宽的房基上装修了 4 个房间，楼下自住，楼上用作民宿。即使受到新冠疫情的影响，到 2022 年夏天，全家也已收回投资本金的大半。一家人从自家改建的四室一间的民宿经营所得，超过了翟大叔在景区工作的工资收入，甚至还“比一个人出去打工强一点”。

按照中郝峪村管理人员的说法，民宿管家的佣金未计入集体经济初次分配的支出中。但是各民宿经营户从管理民宿中获得的劳动酬劳，往往超过打零工或领固定工资的收入，这部分收入在其劳动收入中的占比超过一半。例如，赵大娘老两口除了经营自家民宿，还管理着公司的三套高端民宿。高端民宿共 20 张床位，老两口的管理佣金按每张床位每日 100 元计，最多时老两口一天能挣 2000 元。忙不过来时，由于本村村民“大家都有事做，都很忙”（ZDN-20220707-GJT）<sup>②</sup>，老两口会找外村村民帮忙。雇用外村村民的费用与本村村民雇工费用一样，也按每小时 10 元计算。最多时，他们需要雇用 4 个人，每人工作 5~7 个小时，老两口直接与外村村民对接<sup>③</sup>。幽幽谷公司努力打造全村合伙制，培养全村村民成为善于经营的“小老板”，让村民感受到这是为自己创业，为自己打工。公司还鼓励村民开展合作，使其力所能及地拓展工作空间。借助涂尔干（2017）的社会分工理论，可以看到，在中郝峪村的劳动分工格局中，本村村民与外村村民建立合作联结并向外村村民提供与本村村民相同待遇的做法，体现了他们对实现公平正义的规范性理想及其实践回应。这种实践回应意味着，村民能够

<sup>①</sup>2015 年夏天后，孟大娘家的民宿开始接待游客，当年运营几个月，收入不足 1 万元；2016 年，运营收入达到 5 万~6 万元；2017 年和 2018 年，运营收入继续增加，年均 7 万~8 万元。

<sup>②</sup>关于雇用外村村民的情况，笔者对豆腐坊马大娘的访谈资料可以作为三角验证材料。马大娘腿脚不太方便，加上自家经营着豆腐坊，每天有一个外村村民过来帮忙干活。她找外村村民，不是因为找外村村民更便宜（“都一样钱”），而是因为“俺村里没闲人啊”。付给外村村民的工资由马大娘直接支付，也按每小时 10 元的标准。对于一天中的休息时间，马大娘不会从工作时间中扣除，因为“人家出来挣的也是钱啊”。（MDN-20220707-DFE）

<sup>③</sup>雇用 4 人的一日支出在两三百元之间。老两口支付这部分支出后，还能有一千七八百元的收入。2022 年 6 月，老两口的管家收入达到 9000 元。不过，在 2022 年的前五个月，由于新冠疫情，老两口没有管家工作的收入。

意识到并感受到自己的贡献，而这能让他们认识到劳动的社会价值所在。这种以规则实施为基础的全村合伙机制，是形成产业价值共生共创的集体经济发展生态的制度基础。

公平合理的股权配置与收益分配是实现集体成员共同富裕、促进集体经济价值实现的有效路径。分配公平除了体现在初次分配以按劳分配为主要形式外，还体现在以促进公平、防止贫富悬殊为目的的收益再分配上。从资本要素分配情况看，幽幽谷公司每年将盈利部分按照公司与村“两委”、董事会以及全村村民所协商的比例进行分红。若遇不盈利年份，分红总额则按股本的10%~30%的比例而定。村集体公司的量化资产总额共计641.6万元，每年按股分红的资金规模在64万~200万元左右，这些资金用于分配给村集体和股东村民。进入集体经济发展的成熟阶段以来，由于村庄基础设施建设投入大，加之受新冠疫情影响，中郝峪村按股分红多采取基于股本比例的方式，这与幽幽谷公司盈利多少无关。笔者发现，村民从再分配中所得收益显著提高了其收入水平。例如，2019年，孟大娘一家从幽幽谷公司获得的股金收益为2万多元，加上经营民宿的收入，两者收入总计超过了10万元。2021年，翟大叔一家获得的按股分红收入达3万元左右。

**2.公益服务：提高村社福利水平。**实现农民共同富裕不仅包括增加村民收入这一个维度，共享集体经济发展成果还应将支出端纳入考量。全面推进村庄建设、实现公共服务的村民共享，同样是共享集体经济发展成果的重要方面。在中郝峪村集体经济“四轮分配”中，收益的“第二轮分配”是指“人人平等，大人小孩都一样”的福利供给（ZDQ-20220707-HYS）。中郝峪村发展集体经济的案例表明，实行以提高村民福祉水平为导向的收益分配制度，可以提高集体经济发展成果的共享水平，平抑按劳分配和按股分红后因村民之间收益不均可能导致的负面影响。根据幽幽谷公司的章程，作为公司的股东，村民享有公司提供的生产生活服务和集体福利待遇。其中，村民享受的福利待遇主要包括免费三餐和免费医疗养老保险等。

一方面，免费三餐是村民福祉最直观的体现。从全国来看，村庄开办“幸福食堂”“长者食堂”的做法并不少见。与其他地区村民食堂通常只面向60岁以上老年人的做法不同，中郝峪村的村民食堂是面向全体村民的<sup>①</sup>。笔者在调研中感受到，提到村民食堂，村民的幸福感和满足感都溢于言表：

“干起活来（干）累了，上大食堂吃饭，还吃菜，还有稀饭，吃点馒头，吃点酱饼，那菜好几种，稀饭还好几种，咸菜还好几种，有地瓜有南瓜还有豆汁，很多种，很好啊！”（MDM-20201021-JHY）

“（邻村的村民）都羡慕，这池上镇的人都羡慕啊，都说怎么怎么好啊，要来上俺食堂去，买个票，吃俺们的饭，都说好吃！”（ZDN-20220706-GJT）

另一方面，中郝峪村村民对集体经济发展成果的平等共享还体现在村集体为全体村民缴纳医疗养老保险方面。这种提高村社福利水平的公益性支出是案例村发展集体经济所蕴含的价值形成与创造的成果。这部分支出一年在20万元左右，与开办村民食堂的支出合计起来计算，每年村集体经济收益中的福利性支出总计为200万~220万元。中郝峪村的福利性年支出虽然只占集体经济收益的5%，但

<sup>①</sup>按照村民食堂的就餐规定，本村村民一年365天都可享受村民食堂的免费三餐，本村村民的亲戚在大年三十当晚来吃团圆饭，也是免费用餐。由于村里的孩子周一到周六在外上课，所以平日在食堂就餐的村民不到300人（村庄常住人口）。

在村集体与村民的利益联结上发挥了巨大作用，在村社共同体中培育出一种团结感和社群感。受访村民特别是上了年纪或健康状况欠佳的村民说：“如果在其他村，可能（自己）生活都有困难，现在可好了，也不怕生病，也不怕吃饭。”（ZGJ-20220707-LSZ）这种与“其他村”相比，“我们村”发展集体经济带来的村社福利水平的提高，为加强村社成员的社会归属感、成功实现社会整合提供了条件。

#### （四）对案例村的进一步比较与讨论

不同于已有文献大多强调集体经济可持续发展的经济维度，并将发展集体经济、实现共同富裕简化为提高集体经济收入的单一增长性目标（张立和郭施宏，2019）的做法，本文的案例分析表明，集体经济的可持续发展具有多维度属性。

首先，集体经济的可持续发展有赖于良好的治理机制和制度安排。案例村基于利益治理逻辑、传统治理逻辑、政策话语治理逻辑与村庄舆论治理逻辑，提高了村民对集体发展的认同，提升了集体成员参与集体行动的意愿。带头人的让利和为民谋利与集体成员的得利与享利预期一道，促使两者形成了发展集体经济的利益共同体。“相互承认”促进了资源的有效整合，激发了村民的参与热情，发挥了集体经济组织在集体产业发展、资源开发利用和集体资产保值增值等方面的作用。这也体现了集体经济组织通过自主治理实现村庄集体资源的有效开发和利用的逻辑（王辉和金子健，2022）。

其次，针对集体经济发展面临的经营困境，两个案例村集体经济可持续发展的实践体现了集体经济发展的两种典型路径（赵黎，2022），即通过依托村社组织资源和治理资源、以土地入股的方式直接经营农业生产性服务（起南村）和通过多样化途径发展创意农业、乡村旅游、生态观光等农村新业态（中郝峪村）。这两种路径都在重新配置村庄自有资源、整合外源性资源与内源性资源的基础上，动员和组织利益相关方协同参与创造价值，系统性重塑了集体经济的发展模式。这种体现“乡村新内源发展”（岳晓文旭等，2022）的模式，系统性重塑了集体经济发展模式，在价值共创、自主发展的基础上实现了集体经济更有效率、更稳健的增长。

最后，针对集体经济发展面临的福祉困境，两个案例村均在发展与富裕的基础上建立了合理的集体经济收益分配机制，彰显了集体与个体分工合作的社会价值，提高了村社福祉水平，实现了集体成员对集体资产的收益和使用的共享，体现了集体经济组织在促进共同富裕中的作用（陈锡文，2022）。收益分配公平与福利待遇平等增强了村民对集体经济发展的认同感和归属感，为社区团结和村社整合提供了条件，推动了集体经济从发展投入到价值实现的转化。村民从集体经济发展实践与成效中感受到的情感，既是一种个人对过往体验的积极反馈，也是未来村庄得以集聚内生发展资源与势能的必要条件。这种积极的情感资源有助于进一步动员和激发村民参与集体行动，在彰显村民主体地位的同时，也强化了集体经济发展共创与成果共享的行动基础。本文的案例分析表明，在破解主体困境、经营困境与福祉困境的实践中，发展主体的持续在场、价值共创过程的可持续与收益共享的可持续相互作用，构成了一个开放的、相互强化的动态发展循环，实现了集体经济发展红利的持续形成与持续共享，形成了村民与村集体合作共生、协同发展集体经济的价值生态。这既是集体经济发展主体参与互动与各类资源高效整合的互构一体化过程，也是推动集体经济实现由“共有”向“共享”转化、以收益共享实现村庄善治的过程。

通过比较案例村的集体经济发展道路,可以看到,两个案例村均通过产业化和市场化途径发展集体经济,激活了村集体和村民发展集体经济的内生动力。然而,由于在地理环境、资源禀赋等方面存在差异,两者形成了不同的发展路径。这主要体现在:一方面,起南村党组织通过领办合作社,将分散的土地等要素资源集中起来,通过提高土地产能、延伸产业链激活了生产要素,实现了传统农业经济向三产融合发展的转变。这种组织化与产业化相结合的发展道路,实现了村集体资产的收益增加和价值增值,为村庄建设提供了坚实的物质基础。而中郝峪村立足于生态优势和特色资源,在充分研究市场需求偏好与目标群体的基础上,发展特色化乡村旅游,推动旅游与美食民宿、农事体验、文化康养等产业的融合,形成了区域性旅游品牌。另一方面,由于土地、劳动力、资本、技术等要素投入与村集体收益分配规则存在差异,两个案例村的村民与村集体之间形成的纽带关系呈现不同的特征。与起南村相比,中郝峪村村集体带领村民经营农家乐,从事景区和食堂餐饮管理等活动,由此村民更广泛地参与到集体经济的发展实践中,村集体与村民在产业发展、价值创造和日常生活中的利益联结关系更为紧密。全村合伙机制更能体现出发展集体经济在促进社区团结与共同富裕方面的社会价值。

虽然两个案例村的发展道路不同,但为应对发展集体经济的困境,两个案例村因地制宜、因人制宜,建立起摆脱困境的发展集体经济的主体生成机制、价值共创机制和收益共享机制,在此基础上实现了集体经济的有效治理、提质增效和价值共享,体现了集体经济可持续发展所蕴含的多重维度和集体经济可持续发展实现形式的多样性。尽管两个案例村发展集体经济的实践具有“地方性”,但这种“地方性”以及与其相似的其他“地方性”实践可以为相关政策的完善和实施提供“地方性”经验的支持。这是本文案例分析的价值所在。

## 五、结论与启示

对于“发展集体经济何以促进共同富裕”这一时代之问,应从系统性视角来理解。笔者希望本文关于集体经济可持续发展所蕴含的治理、经济和社会三个维度的分析,有助于拓宽和深化人们对集体经济可持续发展的认识,为发展集体经济促进农民农村共同富裕提供一种新的视角。促进集体经济有效治理的主体生成机制、推动集体经济提质增效的价值共创机制和助力集体经济价值实现的收益共享机制,既是实现集体经济可持续发展的作用机制,也是集体经济从“共有”走向“共富”“共享”的转化机制。本文通过揭示案例村从集体经济“空壳村”蜕变为“典范村”的作用机制,进一步阐释了集体经济可持续发展的内涵和集体经济可持续发展促进农民农村共同富裕的内在逻辑。案例村从凝聚村民共识入手,整合发展资源,激发内生发展动力,集体成员的发展意愿由是而生,形成了集体经济有效治理的动力。为促进集体经济的可持续发展,案例村建立起激励相容的动员机制和资源配置机制,以及村民持续在场与参与的保障机制,村社利益共同体得以形成。有效的资本积累和发展资源的系统性整合,促进了集体经济发展模式的转型升级,提高了村社的公共物品供给能力和财富水平。优化收益分配机制、提高村民福祉水平,进一步激发了村民参与发展集体经济的热情,形成了持续稳定的集体经济发展势能。发展主体的持续在场、价值共创过程的可持续与收益共享的可持续相互作用,构成

了一个开放的、相互强化的动态发展循环，形成了村民与村集体合作共生、协同发展集体经济的价值生态。

本文通过案例分析提供了一种推动集体经济可持续发展的“地方性知识”。笔者希望这种源于“地方性”实践的“地方性知识”对丰富新型集体经济理论具有参考价值。为了使集体经济在推动实现农民农村共同富裕方面发挥更大作用，增强村庄自主发展、自主创造与自主治理的力量，建立集体经济可持续发展的长效机制至关重要。在集体经济价值共创与收益共享的实践中，进一步探索类型多样、激励相容的制度安排与治理规则，有助于推动村庄善治和收益共享。从长远看，集体经济可持续发展并非一个静态的结果，而是一个集体经济稳定发展与持续善治的动态过程。只有从理解集体经济的发展困境出发，才能对这样一个事实形成共识，即处于改革深水区的集体经济亟须探寻一条可以实现持续稳定发展的道路。对这条道路的探索，源自人们追求社会公平正义的价值取向与对社群幸福生活的美好愿望，并且应以农民真正成为集体经济改革与发展的参与者和受益者为依归。

#### 参考文献

- 1.陈锡文，2022：《充分发挥农村集体经济组织在共同富裕中的作用》，《农业经济问题》第5期，第4-9页。
- 2.郭晓鸣、张耀文，2022：《农村集体经济组织与农民合作社融合发展的逻辑理路与实现路径》，《中州学刊》第5期，第27-34页。
- 3.孔祥智、赵昶，2020：《农村集体产权制度改革的实践探索与政策启示——基于7省13县（区、市）的调研》，《中州学刊》第11期，第25-32页。
- 4.李实，2021：《共同富裕的目标和实现路径选择》，《经济研究》第11期，第4-13页。
- 5.林雪霏、孙华，2021：《集体产权制度改革中的赋权实践逻辑——基于晋江市华洲村与围头村的案例研究》，《中国农村观察》第1期，第2-21页。
- 6.陆雷、赵黎，2022：《共同富裕视阈下农村集体经济的分配问题》，《当代经济管理》第10期，第1-8页。
- 7.芦千文、杨义武，2022：《农村集体产权制度改革是否壮大了农村集体经济——基于中国乡村振兴调查数据的实证检验》，《中国农村经济》第3期，第84-103页。
- 8.涂尔干，2017：《社会分工论》，渠敬东译，北京：生活·读书·新知三联书店，第73-92页。
- 9.涂圣伟，2022：《新型集体经济赋能乡村振兴，促进共同富裕》，载厉以宁、黄奇帆、刘世锦等（著）《共同富裕：科学内涵与实现路径》，北京：中信出版社，第172-177页。
- 10.王浩瑜、孙君，2022：《“乡土—利益”互嵌型村庄治理模式——基于鲁西南小官庄村的个案分析》，《中国农村观察》第6期，第23-37页。
- 11.王辉、金子健，2022：《新型农村集体经济组织的自主治理和社会连带机制——浙江何斯路村草根休闲合作社案例分析》，《中国农村经济》第7期，第18-37页。
- 12.王敬尧、王承禹，2018：《农地制度改革中的村治结构变迁》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第1期，第35-46页。
- 13.魏道南、张晓山，1998：《中国农村新型合作组织探析》，北京：经济管理出版社，第82-83页。

- 14.夏柱智, 2021:《农村集体经济发展与乡村振兴的重点》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期,第22-30页。
- 15.谢玉洁、王瑞姿、邵文妮、周泽炯, 2021:《乡村振兴战略背景下农村集体经济可持续发展路径研究》,《山西农经》第11期,第47-48页、第84页。
- 16.徐凤增、裘威、徐月华, 2021:《乡村走向共同富裕过程中的治理机制及其作用——一项双案例研究》,《管理世界》第12期,第134-151页、第194页、第152页。
- 17.郁建兴、任杰, 2021:《共同富裕的理论内涵与政策议程》,《政治学研究》第3期,第13-25页、第159-160页。
- 18.岳晓文旭、王晓飞、韩旭东、周立, 2022:《赋权实践如何促进乡村新内源发展——基于赋权理论的多案例分析》,《中国农村经济》第5期,第36-54页。
- 19.张锋, 2013:《新形势下村级集体经济可持续发展的困境与对策——基于上海H区的实证调查》,《中国发展观察》第6期,第45-47页。
- 20.张浩、冯淑怡、曲福田, 2021:《“权释”农村集体产权制度改革:理论逻辑和案例证据》,《管理世界》第2期,第81-94页、第106页、第7页。
- 21.张立、郭施宏, 2019:《政策压力、目标替代与集体经济内卷化》,《公共管理学报》第3期,第39-49页、第170页。
- 22.张应良、徐亚东, 2019:《农村“三变”改革与集体经济增长:理论逻辑与实践启示》,《农业经济问题》第5期,第8-18页。
- 23.赵黎, 2022:《集体回归何以可能?村社合一型合作社发展集体经济的逻辑》,《中国农村经济》第12期,第90-105页。
- 24.Baker, T., and R. E. Nelson, 2005, “Creating Something from Nothing: Resource Construction through Entrepreneurial Bricolage”, *Administrative Science Quarterly*, 50(3): 329-366.
- 25.Eisenhardt, K. M., and M. E. Graebner, 2007, “Theory Building from Cases: Opportunities and Challenges”, *The Academy of Management Journal*, 50(1): 25-32.
- 26.Griggs, D., M. Stafford-Smith, O. Gaffney, J. Rockström, M.C. Öhman, P. Shyamsundar, W. Steffen, G. Glaser, N. Kanie, and I. Noble, 2013, “Sustainable Development Goals for People and Planet”, *Nature*, Vol. 495: 305-307.
- 27.Gummesson, E., and C. Mele, 2010, “Marketing as Value Co-creation through Network Interaction and Resource Integration”, *Journal of Business Marketing Management*, 4(4): 181-198.
- 28.Kemp, R., S. Parto, and R. B. Gibson, 2005, “Governance for Sustainable Development: Moving from Theory to Practice”, *International Journal of Sustainable Development*, 8(1/2): 12-30.
- 29.Meyer, N., and C. Auriacombe, 2019, “Good Urban Governance and City Resilience: An Afrocentric Approach to Sustainable Development”, *Sustainability*, 11(19): 1-18.
- 30.Plé, L., 2016, “Studying Customers’ Resource Integration by Service Employees in Interactional Value Co-creation”, *Journal of Services Marketing*, 30(2): 152-164.
- 31.Stojanović, I., J. Ateljević, and R. S. Stević, 2016, “Good Governance as a Tool of Sustainable Development”, *European Journal of Sustainable Development*, 5(4): 558-573.

32.Vargo, S. L., P. P. Maglio, and M. A. Akaka, 2008, "On Value and Value Co-creation: A Service Systems and Service Logic Perspective", *European Management Journal*, 26(3): 145-152.

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 马太超)

## **How Does the Development of New Rural Collective Economy Promote Common Prosperity: A Dual-Case Study from the Perspective of Sustainable Development**

ZHAO Li

**Abstract:** To explore a development model and realization mechanism of rural collective economy that is more conducive to achieving common prosperity, it is necessary to regard the sustainable development of rural collective economy as a core issue. From the perspective of promoting common prosperity among farmers in rural areas, this paper starts with an analysis of entity dilemmas, development dilemmas, and welfare dilemmas in the development process of rural collective economy. From the perspective of sustainable development, our study takes Qi'nán Village and Zhonghaoyu Village in Shandong Province as examples and adopts an inductive case study method to explore the functional mechanisms and realization path of the sustainable development of rural collective economy. Based on the three core dimensions of governance, economy, and society in the theory of sustainable development, we identify the functional mechanisms of sustainable development of the rural collective economy as the entity generation mechanism, value co-creation mechanism and revenue sharing mechanism. The realization path of its sustainable development is reflected in a) forming a consensus on collective development and gathering independent development resources to activate the endogenous incentive of collective development, b) promoting industrial transformation and upgrading and restructuring the development model of the collective economy to establish a long-term mechanism for income growth, and c) optimizing the way of income distribution and improving the level of well-being of the village community to provide conditions for community unity and integration. The continuous presence of development entities, the sustainability of the development process, and the sustainable interaction of shared achievements form an open and mutually reinforcing dynamic development cycle, creating a value ecosystem in which villagers and village collectives co-operate and coordinate to develop the collective economy.

**Keywords:** New Rural Collective Economy; Farmer Entities; Common Prosperity; Sustainable Development

# 积分制何以重塑农村集体经济\*

## ——基于湖南省油溪桥村的案例研究

谭海波 王中正

**摘要：**发展并壮大集体经济是解决“三农”问题和实施乡村振兴战略的关键命题。已有研究将农村集体经济发展难题的形成原因概括为产权缺失说和声誉式微说。本文从内生发展理论视角出发，结合湖南省娄底市油溪桥村积分制的实践案例，归纳出资源稀缺型农村运用积分制发展集体经济的经验做法：产权积分化、声誉积分化、声誉经济化和积分技术化。积分制以清晰化逻辑、透明化逻辑、经济化逻辑和制度化逻辑或单独或融合的方式，激活了集体经济内生发展模式的“三要素”，重塑了乡村内生发展的动力机制。其中，声誉经济化这一激励形式的创新既凝聚了中国乡村的传统治理智慧，也融合了市场经济理念。声誉经济化将社会激励和经济激励融合起来，既是对内生发展理论解释链条的延伸，也是对激励理论和声誉理论的本土化拓展。

**关键词：**集体经济 产权改革 积分制 声誉经济化

**中图分类号：**F325 **文献标识码：**A

### 一、引言

党的二十大报告指出：“巩固和完善农村基本经营制度，发展新型农村集体经济，发展新型农业经营主体和社会化服务，发展农业适度规模经营。”<sup>①</sup>2023年中央“一号文件”强调，要“多样化途径发展新型农村集体经济”<sup>②</sup>。应该说，农村集体经济是社会主义公有制经济的重要体现，既是乡村振兴的重要内容和有机组成部分，也是实施乡村振兴战略和实现农村共同富裕的坚实经济基础。改革

---

\*本文系国家社会科学基金重大项目“‘循数智治’：数字技术赋能公共服务高质量发展研究”（编号：21&ZD125）的研究成果。感谢匿名专家对本文修改提出的宝贵意见。当然，文责自负。本文通讯作者：王中正。

<sup>①</sup>参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页。

<sup>②</sup>参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，[https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content\\_5741370.htm?dzb=true](https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true)。

开放以来，中国农村集体经济改革经历了家庭经济地位重新确立、资源配置从计划向市场过渡、新型城乡关系初步确立和发展以及农村改革全面深化四个阶段（魏后凯和刘长全，2019），在农民家庭收入得到稳固提升的同时，中国也实现了全面脱贫的战略目标。然而，农村集体经济发展仍面临产权困局和声誉式微等问题。一方面，以市场化为导向的农村经济改革要求产权不断明晰，而以集体所有制为基础的产权结构维系着产权模糊性的再生产，市场化进程与集体所有制之间的张力约束着农村集体经济组织的现代化转型（高鸣和芦千文，2019）。另一方面，农民个体逐渐走向独立，其生产生活等活动逐渐从村集体脱嵌（吴重庆和张慧鹏，2018），个体理性推崇的滥觞使得集体公共事务衰落，乡村场域认可度下降，村规民约日益失效（彭忠益和冉敏，2017），声誉体系也随之式微。在产权制度难以发挥应有的资源配置和激励相容作用的情况下，声誉体系难以维系乡村的群体认同和集体行动，乡村集体经济陷入了“市场化、城镇化和现代化”的困境之中。截至2020年底，仍有近五成村庄的集体经济经营收益难以超过10万元<sup>①</sup>，薄弱的农村集体经济难以承担起乡村振兴和共同富裕的重任。

农村集体经济的发展模式分为外生发展和内生发展两种类型。外生发展型是一种政府主导或者外来企业援助的模式，表现为持续的城镇化、工业化。内生发展型是一种“自我驱动”型模式，乡村依靠自身资源，开展具有人力优势或区域优势的本地性生产经营活动，其发展目标是提高乡村基础设施、环境和教育等公共产品的供给水平和实现村民的增收（张环宙等，2007）。然而，现实中，并不是所有村庄都能够得到政府和企业的青睐。依靠政府或企业扶持的外生发展模式，不仅缺乏持续性和稳定性，还存在集体资产流失的风险，更重要的是可能会导致村庄经济自主性、文化独立性和村落特色性的丧失，让村庄成为工业化社会中的“产品”。相比之下，内生发展模式具有自身主导、产业结构稳定、多元化发展等优势（张文明和章志敏，2018）。内生发展模式为众多普通乡村集体经济的发展提供了可解思路。

内生发展模式可以通过“自下而上”的路径弥补外生发展模式对乡村主体能动性的忽视，它需要村庄根据自身需求和资源状况进行自我探索。为解决农村集体经济内生发展难题，很多村庄展开了实践探索。在探索的过程中，积分制这一工具通过利用信息技术手段、采取相对科学的绩效量化方法等方式激活了村民的主动性和积极性，引发了诸多乡村和社区的巨变，在诸多治理工具中脱颖而出。例如，江西省新余市将积分制用于扶贫工作之中，以此助力全市脱贫攻坚任务的完成。又如，安徽省金寨县利用积分制开展乡村治理，全县多村获评全国乡土文明建设村。2021年以来，中央“一号文件”连续三年强调：完善推广积分制等务实管用的治理方式，深化乡村治理体系改革。本文的研究问题是：在传统农村集体经济前景未明的背景下，积分制是如何激活村庄内生发展动力从而振兴集体经济的？背后蕴含怎样的运行逻辑？本文将从内生发展理论视角出发，尝试回答以上问题。

与已有研究相比，本文有以下三点贡献：第一，通过深入研究湖南省娄底市油溪桥村的积分制实践，为积分制赋能农村集体经济发展和乡村治理提供具体的操作路径。第二，从内生发展理论的核心要素，即“资源配置灵活性”“村民参与积极性”“乡村场域认同度”的视角，探讨资源稀缺型

<sup>①</sup>农业农村部政策与改革司，2021：《2020年中国农村政策与改革统计年报》，北京：中国农业出版社，第32页。

乡村是如何通过积分制激活村民的内生动力从而发展乡村集体经济的，以此拓展内生发展理论的解释链条。第三，提出“声誉经济化”这一理论概念，以归纳油溪桥村“声誉积分化、积分换分红”的制度创新。这一概念凝结了中国的传统“面子、人情和关系”以及村规民约等非正式治理智慧，蕴含了市场化和现代化的“理性、产权和制度”的思想精髓。它将社会激励和经济激励融合起来，既是对内生发展理论解释链条的延伸，也是对激励理论和声誉理论的本土化拓展。

## 二、文献综述：传统集体经济没落假说

改革开放 40 多年来，“产权困局”和“声誉困局”始终制约着农村集体经济的发展，并使得广大资源匮乏型农村难以通过内生发展模式实现乡村振兴。“产权困局”缘于集体产权模糊导致的农民产权的实质性缺失，“声誉困局”是指由市场化、城市化进程对农村共同体的冲击所导致的个体原子化、陌生化和脱域化。针对以上两大难题，学者们多有著述，笔者将前人研究归纳为农村集体经济没落的“产权缺失说”和“声誉式微说”。

### （一）产权缺失说

产权既是市场经济的基础，也是法定的、长期的、稳定的激励措施。产权的界定会影响经济系统的运行效率，明晰的产权可以使外部性内部化，从而提升实体经济的效率（哈罗德·德姆塞茨和银温泉，1990）。确权以及不断追求产权明晰化改革是中国农村集体经济发展的基本要求。长期以来，中国农村集体经济始终处于产权界定不清、剩余索取权缺失、产权集体所有概念模糊、集体成员资格认定模糊等产权缺失的问题之中，既使得集体产权在多元主体的博弈中被反复界定（折晓叶和陈婴婴，2011），也常常使得集体产权或被弱化或被扭曲（周雪光，2005）。

首先，产权权能是否完整决定了农民个体的财产权利能否顺利实现（黄延信等，2014）。现代法治理念要求在法律面前人人平等，农民的财产权理应与其他主体的产权权利相同。但受现有制度约束，目前农民持有的集体股权与公司股东的股权不一致，土地所有权主体与土地经营者之间的法律关系不明确，加上各级政府的干预，这些均使得集体产权权能不完整（魏后凯和刘长全，2019）。其次，清晰界定组织成员资格是为了确定集体资产的归属，是对农村集体财产的保护（黄延信等，2014）。目前，各地区农村集体经济组织对组织成员资格的界定比较主观、随意和模糊，这损害了部分组织成员的权益，引发了集体组织内部的矛盾或冲突。最后，建立完善的现代企业制度和法人治理结构是实现有效的股份合作的前提。但从实际运作看，农村集体经济组织在人事安排、项目运作上仍然受到行政力量的干预，因人设岗、交叉任职现象严重。

由于上述集体资产权能问题迟迟没有解决，产权利益的实现十分困难。集体资产股权的自由流转既是实现生产要素优化组合的前提，也是实现农民所持集体资产股份价值的前提（陆雷和赵黎，2021）。有学者认为，只允许确权而不允许流转的集体资产会逐渐变成“僵化的资产”，缺乏与其他生产要素的优化组合，从而使产权量化的价值大幅降低（方志权，2014）。也有学者持相反意见，认为改制后的农村集体股权大多是福利性质的，在很大程度上承担着社会保障的功能，过早参与流转、进入市场会导致农户资产面临更多风险（桂华，2019）。此外，还有学者担心农村集体资产股权利益与公共性

的冲突。焦守田（2008）支持设置集体股以便保障农村公共服务的供给和集体福利。但各地对集体股的设置没有统一标准，同时还增加了集体资产剩余索取权的模糊性，不利于保障农民的财产权益。

产权对经济效率的重要性毋庸置疑，但在农村集体经济的发展中，产权界定困难、剩余控制权缺失等因素使集体资产收益难以实现，从而导致中国农村集体经济发展过程中的剩余索取权模糊、产权集体所有概念模糊、集体成员资格认定模糊，以及集体成员是否享有集体资产的均等权利模糊等问题。以上问题相互作用共同形成了中国农村集体经济发展的产权困局。

## （二）声誉式微说

法律和声誉是维持市场有序运行的两个基本机制，在组织理论中个人声誉能有效代替激励合同让企业经理人增加未来的收入或为其带来更多的晋升机会（杨亚达和徐虹，2004）。在乡村社会，“声誉”一词很少被使用，但它并不是消失不见了。费孝通将“面子观”视为中国农村熟人社会中的一种声誉体系（费孝通，2008）。尽管“面子”是西方难以理解的一个概念，但却是研究中国乡村社会无法绕开的典型特征之一，它与市场经济中的声誉极为相似。首先，个人的“面子”是其社会地位或行为评价的函数（黄光国，1985）。“面子”在农村社会中指向社会评价与社区声望，它是村集体对某一农民个体的“等级评分”，董磊明和郭俊霞（2017）将“面子”称为“社区货币”。因此，在乡村社会中，“面子”实指声誉。其次，在乡村社会，“挣面子”和“丢面子”与声誉增损一样，是可以指导人们长期互动的行为规范和准则（孟慧霞和朱培娟，2017）。个人有“面子”，其家庭在村庄中通常能得到很高的声望评价和更多的互助合作机会，其生产生活也会更加便利和有意义。“面子”将抽象性的行为准则和价值理念转化为村民能够真切感受到的外界压力，它确保了传统中国农村中村规民约的长久有效性。

尽管作为非正式制度的“面子”机制在乡村社会发挥着激励集体经济行为、汇聚公共产品供给力量、稳定乡村治理秩序的重要作用（董磊明和郭俊霞，2017）。但事实上，20世纪80年代开启农村改革之后，农民个体的异质性得到彰显，一些农民开始脱离乡村生活，家庭收入务工化和居住城镇化导致乡村集体行动的频次的下降和范围的缩小，村规民约的舆论约束效力也随之减弱（钱海梅，2009）。随着“自由流动资源”和“土地承包权”的出现，以及更具规则性的市场力量、更具强制性的法律力量在乡村社会的扩张和全面渗透（苏力，2000），农民开始以家庭为单位大规模进入市场，村规民约逐渐被摒弃。与此同时，乡土规则和伦理原则也有所弱化。Abbink et al.（2017）的研究表明，如果社会规范弱化或失序，基于声誉的惩罚会对集体合作起负面影响。贺雪峰（2008）认为，中国的农村社会已经转变为“半熟人社会”，现代村庄内部的生活发生了巨大变化，国家体制力量为村庄带来了强大的外生权威，村内的传统纠纷调解机制的作用逐渐减弱，为农村集体经济共容行为提供社会激励的“面子”机制丧失了它的重要性和曾经的地位。

在个性化、城镇化和网络化的时代背景下，受市场化和法治化力量的影响，声誉（“面子”）机制的作用日渐式微。当然，具有互为依托关系的集体意识和地方认同感也在乡村逐渐消散，引发了农村集体经济发展的声誉困局。

综上所述，既有研究明确了产权和声誉在农村集体经济发展中的重要性，也承认在市场化和城镇

化背景下,农村集体经济发展面临许多困难。但是,依然存在以下可以拓展的研究空间。第一,产权清晰化是共识,但作为内涵丰富的经济理论,可能会水土不服。在中国农村场景下,关于如何融入本地化的知识体系,构建一套老百姓易于理解的、喜闻乐见的“本土化产权”改革方案,学术界缺乏探索性案例研究。第二,既有文献对声誉(“面子”)机制在集体行动、共同体建设等政治价值和社会价值方面提供了许多真知灼见,但是关于如何量化声誉、考核声誉,特别是如何在农村场域以声誉积分的方式评价人们的日常行为,并将考核结果和农村集体经济分红挂钩,进而体现声誉的经济价值,学术界既缺乏实证研究也缺乏理论研究。湖南省娄底市新化县油溪桥村的积分制通过产权积分化、声誉积分化和声誉经济化重塑经济激励和社会激励,走出了一条普适性的农村集体经济的内生发展道路,具有重要的时代性和典型性,为中国新型农村集体经济的发展提供了宝贵经验。该村对积分制的应用和“积分换分红”的实践为拓展产权理论和声誉经济化提供了案例文本。

### 三、理论基础与分析框架

#### (一) 内生发展理论的三个核心要素

内生发展理论的产生与发展源于第二次世界大战之后各国在解决乡村衰败与贫困问题上的探索。随着工业化和城市化进程的加速,人口、资本与土地要素不断向城市集聚,进而造成了城乡差距的不断扩大,乡村社会面临衰败的风险。为防止乡村衰落,外生发展模式率先引起关注。该模式的主要内容有政府主导、企业投入、土地调拨等,在特定时期促进了农村经济社会发展。然而,随着时间的推移,这种“输血式”或“嵌入式”的外生发展模式,并没有有效激发农民对发展乡村的积极性、主动性和认同感,农村经济发展仍然难以持续,在一些地方还引发了农村生态环境的恶化。

基于对外生发展模式的批判,Barke and Newton(1997)率先提出内生发展概念。在此基础上,学者们展开了持续探讨。首先,资源是内生发展的基础。然而,在资源具有独特性和竞争性的地方,内生发展并不一定成功,村民的价值观、立场和自身条件的不同会阻碍发展进程,造成资源僵化,僵化的资源会进一步阻碍村庄的资源整合和经济发展(Adamski and Gorlach, 2007)。Ray(1998)用案例证明了农村内生发展得以实现的前提是内部资源和外部资源的灵活应用与协调。其次,参与是内生发展的关联纽带。Picchi(1994)通过案例观察认为:一方面,居民通过积极参与表达需求,可以影响决策过程;另一方面,居民的积极参与也推动了经济活动的持续发展。最后,成员认同是内生发展的精神动力。Ray(1998)基于文化、历史等要素,提出内生发展的“领土—文化—认同”概念,认为强烈的领土意识会进一步促进当地居民的参与积极性,提高当地居民自发地对项目进行监督的力度,长此以往可以促进项目的顺利运行和当地的经济发展。基于以上分析,本文认同并采用张文明和章志敏(2018)对内生发展核心要素的归纳,即资源配置灵活性、村民参与积极性和地方认同感。

从内生发展视角切入,观察中国农村经济发展的现状和困境,不难发现:首先,长期的产权模糊导致集体资产流动困难,农村闲散资源(例如坑塘、废弃的宅基地等)的利用率低,资源配置灵活性差,产权载体分散以及缺乏高值化利用途径等问题。其次,集体产权虚置、成员收益分配权缺乏保障以及经济激励不足降低了村民参与公共事务的积极性。最后,个体原子化、生活脱域化使得村民地方

认同感下降,形成了资源配置灵活性差、村民积极性低、地方认同不足的农村内生发展难题。

## （二）分析框架

传统的积分制被视为一种效率工具。一般而言,积分制是指由湖北群艺集团董事长李荣于2003年创立的一种全新的管理方法,最初被作为一种工作激励制度,用于企业管理与人事管理。积分制弥补了企业管理中经济激励时效短的缺点,为企业员工带来了长期的利益激励机制,从而提升组织绩效。

积分制在村庄公共事务治理中的优异表现使其逐渐发展成一种治理工具。一方面,作为积分制有效实施的操作者和执行者,村“两委”可以通过制定科学合理的积分规则,在保障村民参与村庄公共事务的平等权利的前提下,对复杂的村庄事务进行量化和指标化,最大程度引导、鼓励村民参与乡村治理工作(何得桂和吉李敏,2022)。另一方面,积分制也赋予村“两委”更多的正式权威,使其易于影响村民的集体行动。作为治理工具的积分制既可以通过公开的积分排名激活乡村社会中传统的“面子”文化,重塑村内的声誉机制,从而激励村民做出正向的道德行为选择(刘文婧和左停,2022),也可以通过反向监督的方式促使村民服从内在道德要求和外在行为规范,使个体的思想意识和具体行动符合村规民约,以此重新建立村庄内部的文化认同。由此,在治理工具层面,积分制可以重塑声誉机制、激活利益机制、重塑集体经济内生发展的“地方认同感”和“参与积极性”。

积分制也常常被视为一种资源工具。在户籍管理中,地方政府通过多重积分标准进行流动人口落户条件的评估,从而实现公共资源的优化配置。在中国的乡村振兴实践中,一些村庄开始探索将集体资源以量化分数的形式为合作社社员分红,数值越高、权重越大,分红越多。由此,便可以将资源和利益联结起来,从而充分调动合作社社员的积极性(何得桂和吉李敏,2022)。积分制通过向高分治理对象给予物质资源的倾斜,形成了一套相对合理的激励约束机制。此外,按照许源源和杨慧琳(2022)的观点,乡村建设越发注重乡村优势资源的利用和整合,积分制可以实现对乡村治理资源的有效激活,减少乡村对县级政府的依赖。在资源工具层面,积分制通过建立利益联结机制、探索利益分配机制,激活了集体经济内生发展的“资源灵活性”和“参与积极性”。

内生发展的三要素(“资源灵活性”“参与积极性”“地方认同感”)均与激励机制有关,内生发展是激励机制发挥成效的结果性表现。积分制就是激励机制。首先,积分制可以激活山地、林地等自然资源的价值,使老百姓愿意拿出自己拥有的资源参与共建。其次,积分制可以激发村民参与公共事务的内在动力,让村民平等享有参与权和发展权,唤醒他们参与共建共治的意识和热情。最后,积分制可以结合成员权和贡献值保障各方利益的实现,构建以积分为标准的分红制度,提升村民地方认同感。积分制运作中的清晰化逻辑解决了产权和声誉定量难题,透明化逻辑解决了村庄信任和监督难题,经济化逻辑解决了村民行为的有效激励难题,制度化逻辑解决了集体经济发展的预期和信心难题。基于以上分析,本文建构了如图1所示的分析框架。积分制这一实践做法通过技术赋能、组织赋能等方式将产权和声誉清晰化、透明化、制度化和经济化,既是对缺失的、模糊的集体产权的本土化再解释、再应用,也是对式微的、渐无影响力声誉机制的再构建、再实践。从学理角度看,产权理论和声誉理论通过积分制实现了本土化的融合和再造。

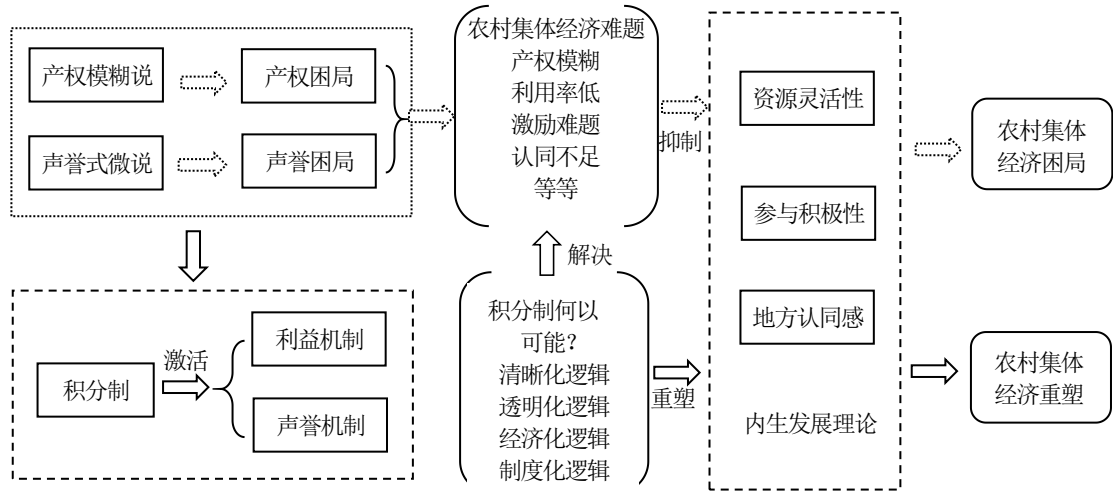


图1 积分制激活集体经济内生发展的分析框架

注：虚线箭头表示过去农村集体经济发展面临的双重困局及其因果联系，实线箭头表示当前油溪桥村的实践以及相应的结果。

## 四、研究设计

### （一）方法和案例选择

本文采用探索性单案例研究方法。首先，案例研究能够对实践现象进行丰富细腻的描述，单案例研究尤其适合回答“是什么”“怎么样”等问题（Yin, 2003）。本文的研究问题是油溪桥村如何通过积分制来发展农村集体经济，属于“怎么样”问题的范畴。其次，由于本文需要建立积分制发展农村集体经济的具体路径，属于已有文献没有深入探讨的内容，需要进行理论构建，因此采用探索性方法（Yin, 2003）。

本文选取湖南省油溪桥村作为研究对象，主要基于以下三方面的考虑：第一，油溪桥村的发展起点是一穷二白的贫困村，得到基层政府的支持较少。就资源性资产而言，地处湖南中部武陵山腹地的油溪桥村，没有丰富的矿产资源去发展制造业，曾长时间被认定为贫困村。第二，油溪桥村的经济发展过程体现了显著的集体经济特征。在所有制关系上，油溪桥村的土地、民宿和餐厅等都为集体所有。在分配形式上，以积分定分红，使全体村民都参与到集体经济发展中来。第三，油溪桥村推行积分制以来，村内集体经济得到了显著提升，实现了从“空心村”到“亿元村”、从“三无贫困村”到“全国脱贫攻坚示范村”的华丽转变，是全国性发展集体经济的成功案例，因而，油溪桥村具有典型性。

### （二）数据收集

本文使用的一手数据与资料来源于实地调研。调研于2021年12月至2022年6月分3次进行，笔者后续又进行了多次线上访谈以便补充有关资料。首先，笔者根据研究思路和文章框架拟定访谈提纲。其次，通过判断抽样法筛选最了解油溪桥村发展历程和现状的对象进行访谈。访谈对象主要包括：吉庆镇党委书记伍某、油溪桥村党支部书记彭某、油溪桥村党支部副书记张某、油溪桥村村主任王某

和该村的多位普通村民。此外，本文还收集了部分二手资料以供研究需要，这些资料的来源包括：政府官方网站宣传材料、媒体报道、油溪桥村积分管理小程序等。通过多个渠道获取资料的研究方法契合案例研究资料收集的重要原则——“证据三角”（Yin, 2003），可以确保本文数据的可信度和有效性。通过多种形式的调查，研究团队共整理形成了 20 余万字的一手访谈资料，这些资料为开展探索性单案例研究奠定了坚实的基础。

### （三）案例介绍：油溪桥村积分制的启用与推广

油溪桥村位于湖南省新化县吉庆镇东北部，现辖内有 9 个村民小组共计 286 户 868 人。2007 年之前，油溪桥村的道路、水电等基础设施严重缺乏，村集体负债 4.5 万元，村民人均年收入不足 800 元，建档立卡贫困户有 46 户 146 人，村集体经济收入基本为零，仅依靠一处停车场收取停车管理费。同时，青壮年劳动力外流严重，田地撂荒、老人和儿童留守问题比较严重。由此可见，当年油溪桥村是名副其实的“空心村”“贫困村”。为改变村庄局面，以 PYW 为首的村“两委”一班人创造性地应用积分制以发展集体经济，经过酝酿期、探索期、发展期和成熟期四个阶段，油溪桥村不仅实现了全员脱贫和收入翻番，还成了全国乡村振兴的典型。

1. 酝酿期（2007—2008 年）：乡村能人，回村担责。2007 年，在娄底市经商多年的乡村能人 PYW 响应镇政府“脱贫攻坚、乡村振兴”的号召，返回家乡担任油溪桥村党支部书记。PYW 年富力强、见多识广、家境殷实，也愿意为家乡发展出谋划策，在村民中有较高威望。担任村支书之后，首先，他考察并组建了一支结构合理、愿景一致的村“两委”班子队伍，解决了乡村组织不力、人心涣散的问题。其次，他决定变革村集体经济发展模式，改变村庄治理现状。根据经商过程中积累的实践经验，他提出积分制的一些初步想法。最后，经过多次的征求意见和修订过程，油溪桥村于 2008 年 10 月正式实施了“村级事务积分制管理”制度（积分制）。

2. 建设期（2009—2012 年）：基础建设，资源整合。2009 年，积分制在油溪桥村正式启用。土地资源积分和个人行为积分构成村民的总积分。村民既可以将承包地转化为积分，也可以用积分换取更多土地进行耕种，即产权积分化。村民还可以通过遵守村规民约、响应村庄号召等行为增加积分，即声誉积分化。每年年底，村“两委”根据村民积分数量开展集体经济分红，即声誉经济化。产权积分化帮助村“两委”更好地进行土地资源整合工作，为村庄发展集体经济奠定了资源基础。声誉积分化则可以鼓励村民积极参与公共事务建设。这一时期，油溪桥村用极低的成本，完成了村内基础设施（道路、桥梁、供水系统）的重建，为集体经济的发展打造了良好的营商环境。

3. 发展期（2013—2019 年）：招商引资，产业兴旺。在整合资源后，油溪桥村便启动了招商引资工作。首先，对为招商引资做出实质性贡献的村干部和村民实施积分奖励。其次，以积分奖励到本村投资的商户。产权积分化后，部分村民让出的承包地被村“两委”重新规划，积分和承包地之间的可转换性使土地具有灵活性且易于规模化，因此土地资源得到了投资者的青睐。依靠积分制带来的土地规模优势和营商环境优势，油溪桥村在短期内通过招商引入两家外来企业，即新化县油溪河旅游开发有限公司和湖南油溪桥新哈食品有限公司，并通过引入资金方式成立了两家村办管理型集体企业，即湖南油溪桥游览景区有限公司和新化县油溪桥二连旅游开发有限公司。其中，油溪桥村为两家外来企

业提供免费的土地和配套设施，收取企业年收益的 5% 和 25% 分别作为管理费和投资押金，投资押金会在年底根据公司遵守村规民约的情况予以返还。两家村办管理型集体企业由村民入股 30%、村集体入股 20%、外来企业入股 50%，企业的经营权由村集体享有。除四家企业外，这一时期油溪桥村还成立了六家村办农民专业合作社（以下简称“合作社”），例如新化县油溪桥甲鱼养殖专业合作社、新化县油溪桥生猪养殖专业合作社等。合作社的规划权归村集体，经营权归农户。村集体不向这些合作社收取土地承包费用，只负责合作社的前期规划以及产品的统一采购与转卖，并将合作社年收益的 5% 作为管理费。这一时期，村集体的大部分收入来源于外来企业的管理费、村办管理型企业的股份分红和合作社的管理费。

4. 成熟期（2020 年至今）：数字赋能，典型推广。油溪桥村借助腾讯“耕耘者”团队的力量，将积分制搬至线上进行应用和推广，即积分技术化。线上应用使积分制更具效率、更好公开、更易监督，村民随时随地可以查询自己的积分和监督他人的积分，积分规则更加成熟化和制度化。2020 年，油溪桥村的积分制成功入选全国乡村振兴的十大经典案例。成为全国典型的油溪桥村建立了由村集体全资控股的旅游文化公司（新化县油溪桥旅游文化产业开发有限公司），由该公司承接高校和地方政府的培训和食宿服务，进一步助力集体经济，并形成了良性循环。2020 年，油溪桥村承接了 7 期省内培训，累计参观考察人数 362 人。截至 2023 年 4 月，油溪桥村已完成 45 期培训。

实施积分制以来，油溪桥村实现了从省级贫困村到全国乡村治理示范村的蜕变。2021 年，村民人均年收入达 28600 元，村集体经济收入 265 万元，村民每个积分获得分红 4.34 元。油溪桥村先后获得全国文明村、全国乡村振兴示范村、全国乡村治理示范村等荣誉。

## 五、积分制何以重塑农村集体经济——基于油溪桥村的经验分析

油溪桥村之所以获得全国乡村振兴示范村等荣誉，原因在于：积分制蕴含的清晰化逻辑、透明化逻辑、声誉经济化逻辑和制度化逻辑交叉互融，可以通过产权和声誉这两个中间变量激发内生发展的活力，资源配置灵活性、村民参与积极性和村庄场域认同度随积分制的实施而得到提升，从而形成了一套持续稳定的内生发展机制。本部分将结合前文构建的分析框架对案例进行分析。

### （一）清晰化逻辑

现代化国家总是孜孜不倦地推动社会事实的清晰化，不断地识别、获取国家治理客体的相关信息，从而为国家的精准施策或总体控制提供丰富的治理资源。反过来，丰富的治理资源也塑造出全新的治理方式、治理工具和治理机制。被广泛认可和采用的产权制度就是一种追求清晰化的制度工具。长久以来，地权稳定与清晰被理论界和政策界认为是促进土地顺畅流转的关键所在（钱忠好，2002），明晰的产权是契约化和市场化交易的基础。

积分制的核心内容之一是土地换积分，以此实现集体土地产权的清晰化。过去，油溪桥村的土地问题集中表现为三个方面。第一，农户对土地的差异化需求使得土地流转的交易成本居高不下，难以实现土地这一要素灵活配置的帕累托最优状态。第二，部分土地由于权属不清而处于长时间的荒废状态，例如坑塘、废弃宅基地等，这既不利于美丽村庄建设，也不利于土地的有效利用。第三，部分林

地、坑塘的归属权由于历史遗留问题而存在争议，引发了一些村民之间的矛盾。

在实施积分制后，以上问题都得到了解决。首先，农户的1亩承包地可兑换1000积分，每1积分都可以根据当年村集体经济的收入情况换取分红。积分制解决了产权中所有权、使用权、收益权等复杂理论概念的本地化和清晰化问题，让农民通过喜闻乐见的本地化知识了解股权和激励的相关内容。土地产权换积分的制度安排给农户提供了一个选择，他们既可以自己耕种承包地也可以选择将承包地兑换成积分。通过这样的方式，农户可以根据自身的土地需求或租或种，从而实现土地的灵活配置。其次，村“两委”在维持初始产权配置的基础上，优先考虑规模化使用原则，对村集体所有的土地进行了重新分配。这一举措既满足了村民个性化的土地需求，也尽可能规划出连片的农地供日后合作社承包，为后续养殖基地等其他产业的发展奠定了土地资源基础。最后，针对土地的历史遗留问题，村“两委”在2009年一次性将所有的争议性土地重新进行了清晰化界定。争议双方可以选择保留土地权属，或者选择土地积分作为补偿（1亩地兑换1000积分）。这一措施既解决了因为土地问题引发的村民矛盾，也使村内闲散地得以重新规划和使用。

与此同时，油溪桥村利用积分制进行了相对清晰化的现代企业组织改造，并以此为基础开展招商引资工作。首先，油溪桥村将集体经济组织从村“两委”中独立出来，以合作社为基础，成立了油溪桥村股份经济合作社。村集体选任PYW为股份经济合作社的特别法人代表，这使得股份经济合作社在市场经济中能够承担责任。股份经济合作社实行个人所有与共同所有相结合，村民可以自愿入股，投资超过1万元的农户可获得200积分的奖励。这一制度使土地从不可分割的生产资料变为农民的财产权利。油溪桥村股份经济合作社的建立标志着集体资产的所有权清晰地转化为村民个体的财产权，村民个体通过特殊法人代表获得了集体资产的最终控制权。其次，积分制的应用为油溪桥村塑造了更好的营商环境。良好的基础设施建设、较高的村民配合度，帮助股份经济合作组织迅速找到合作伙伴。股份经济合作社通过参股的形式与外来资本共同建立了村办管理型集体企业（湖南油溪桥游览景区有限公司和新化县油溪桥二连旅游开发有限公司）。此外，油溪桥村对农村集体经济组织的成员身份和权益进行了重新确认。通过建立户主档案袋，明确赋予农户对农村集体资产股份的占有、收益、继承以及选举董事会等权利，集体收益也依照积分权重以户为单位进行分红。

大国小农是中国的基本国情。截至2020年，中国农村的耕地分散在2.2亿农户手中<sup>①</sup>，人均耕地面积仅为0.08公顷<sup>②</sup>。如何清晰界定农户对集体土地的收益权，实现小农户与现代农业发展的有机衔接，是农村经济发展的关键问题。油溪桥村通过积分制实现了对集体土地、集体经济组织和集体成员资格的清晰界定，回应了国家长久以来对农村集体产权制度改革的要求。积分制以清晰化逻辑给予农户或租或种的选择权，在一定程度上解决了小农户和现代农业发展的衔接问题，提高了土地这一重要资源配置的灵活性。同时，清晰的集体经济分红方案，解决了集体产权和农户收益的匹配问题，提高了农民参与集体经济发展的积极性。积分制的清晰化逻辑不仅是发展内生集体经济的前提，也是国家

<sup>①</sup>农业农村部政策与改革司，2021：《2020年中国农村政策与改革统计年报》，北京：中国农业出版社，第17页。

<sup>②</sup>资料来源：《耕地（人均公顷数）》，[https://data.worldbank.org.cn/indicator/AG.LND.ARBL.HA.PC?name\\_desc=false](https://data.worldbank.org.cn/indicator/AG.LND.ARBL.HA.PC?name_desc=false)。

治理和社会治理的追求，它以定量的“分”为刻度，展现了油溪桥村的财富增长蓝图。

## （二）透明化逻辑

国家治理的合法性在一定程度上来自参与透明化和程序透明化（许光建等，2014）。传统乡土社会合作的基础在于熟人化、透明化的社区结构，人们之间的“帮、借、助、赊”等行为都记在透明的公共“人情世故账簿”上。在乡村社会，大致相同的生活场景以及稳定的社会关系网络为“人情世故账簿”的公共性生产提供了足够的透明性。20世纪80年代之后，随着市场化和城镇化的飞速发展，乡村共同体内部的自我监督和相互监督机制运行受阻（王亚华和李星光，2022），“公共账户”面临“销户”风险。农村集体经济在一定程度上依赖于透明化程序和结果，20世纪80年代中后期，随着股份合作制的推行，集体资产分红普遍存在不公开、不透明的情况，在很大程度上影响了集体经济的可持续发展。

奥斯特罗姆指出，在面对“搭便车”、规避责任等机会主义诱惑的情况下，如果要进行自主治理、实现持久的共同收益，需要解决三个问题：制度供给、可信承诺和相互监督（奥斯特罗姆，2012）。积分制可以说较好地解决了奥斯特洛姆提出的三个问题：积分制以本土化的知识体系解决了新制度的供给问题；由数字化平台管理的产权积分和声誉积分，赋予治理机制以充分的透明性和公开性，确保了集体经济发展过程中的可信承诺和相互监督。

第一，积分制的出台和推行是村干部带头、村民集体讨论协商的结果，充分体现了村务的透明性和合法性。在积分制的酝酿阶段，村干部将依据村规民约初步拟定的积分规则在村内进行宣传，再利用“六步走”工作法挨家挨户地收集整理村民对积分制的意见，以此为基础形成了第一版积分制规则。然后，召开村民大会对积分制规则进行逐条表决和公示。积分制实施后，村“两委”为确保积分制的动态适配和可持续发展，建立了阳光村务墙和村民议事会，适时动态微调积分制规则，保障积分制制定和实施过程的透明公开和公平公正。透明化的村务使村“两委”和村民之间建立起良好的信任关系。另外，村民议事会由每户推荐的代表组成，其主要目的是对积分规则的议定和讨论。经过十多年的实践、调整和再实践，积分制的规则越来越稳定、条块越来越细密，积分争议也越来越少，最终形成了一套成熟、透明的本土化制度。

第二，数字化平台赋能积分制管理，使所有农户的积分可见、可监和可鉴。早期的积分制以人工和书面的方式进行申请、审批和统计。当村民对自己或其他农户的积分有疑问时，他（她）自己往往不好意思查证。PYW书记说：“在使用积分制的管理平台之前，确实有村民对分数存有疑问，但大家又不好意思去我们办公室翻数据。”（PYW20220611<sup>①</sup>）为解决这一问题，油溪桥村在2021年主动联系了由农业农村部与腾讯公司共同建立的“耕耘者”团队，由“耕耘者”团队开发了首个数字乡村治理“村级事务积分制管理”微信小程序。该小程序将农户的产权信息、户主文明档案袋、积分规则及流程等全部搬到了线上，油溪桥村的积分管理也由传统的纸质档案变为数字档案。村干部可以直接在小程序上进行积分的记录、审批和公示，村民则可以实时查看全部农户的积分获取情况。同时，数

<sup>①</sup>访谈编码由访谈对象姓名首字母+访谈时间（年、月、日）组成。下文同。

字技术也拓展了乡村治理的公共空间，使身处外地的村民也能够及时知晓并掌握村庄的最新动态。

透明与公开既是治理合法性的基础，也是集体行动获得信任的基础。一直以来，由于乡村共同体内部的公开性和透明性不足，农村的自我监督和相互监督难以发挥作用，在一定程度上抑制了村民集体行动的积极性。油溪桥村的积分制从拟定到实施，再到调整优化全过程，以技术赋能的方式实现了议事程序的公开性、村民参与的代表性和积分结果的透明性。一方面，积分制是一个多元主体参与的评分机制，它将积分规则、程序和决策交由村民自主管理，既提升了村民参与的积极性，也提高了村治的合法性。另一方面，技术赋能的积分过程以透明化的逻辑补足了农村集体经济发展中长期缺位的自我监督和互相监督机制，重塑了新时代乡村社会的信任体系，提升了村民对村庄的认可度。

### （三）声誉经济化逻辑

在传统中国社会，事实上存在着两种秩序和力量：一种是“官治”秩序或国家力量，另一种是乡土秩序或民间力量。乡土秩序的保障在很大程度上是靠“面子、人情、关系”等长期互动所形成的声誉机制，且声誉机制具有“地域性、零散性和非固定性”等特点（张新光，2007）。但随着村庄共同体的衰落、公共性的衰微，声誉机制的价值生产与维持能力也随之衰退，原先的“小传统”逐步被当下流行的“大传统”吞噬消解，声誉的指向性和标准也随之改变。而且，随着个体主义的不断张扬，越来越多的村民不再依据传统的文化观念与价值体系追寻自身的社会价值，他们的个体效能感和社会声望更多被外界所左右，乡村自身声誉机制的价值逐渐丧失。如何在新时代的农村重塑一套既延续中国文化传统又能对接现代市场体系的综合性声誉评价机制，重塑乡村声誉机制的价值，是当代中国农村发展的关键问题。

为解决这一问题，油溪桥村创造性地提出“声誉换积分，积分享分红”这一做法，升级了村内日渐式微的传统声誉机制。首先，油溪桥村实施了声誉积分化，即通过评估村民个人的日常行为，对个人进行积分奖励或积分惩罚。这一措施将个人行为转换为以家庭为单位的声誉积分并进行记录和公开。例如，为村内公共事务做义务工，每工时奖励5分，在村内乱丢垃圾扣10分，燃放烟花爆竹扣50分等。声誉积分化实施初期，积分制在一定程度上重塑了声誉机制，但高道德约束、低法律制约的声誉积分缺乏激励效果。其次，油溪桥村实施了声誉经济化，即将个人积累的声誉积分与年底的集体经济分红相挂钩，从而强化了声誉积分的经济激励。由此一来，产权积分与声誉积分融合在一起形成了家庭总积分，并依照总积分计算村集体经济的年底分红。以2021年为例，当年油溪桥村集体经济盈利262.82万元，该年度每1积分可以兑换4.34元，年度积分第一名的YHF共获得6483.9分（其中，家庭资产积分共计3000分，声誉积分共计3483.9分），年底获得分红共计28140元。通常来说，每户的产权积分相对稳定，若想获得更高的年底分红，村民需要在声誉积累上付出更多努力。

作为理性经济人，每一个村民都会为了自己的收益最大化而遵守积分制的规则，主动维护自己和家庭的声誉。因此，声誉经济化提升了村民参与集体经济的积极性。“劳动就能致富”是油溪桥村村口的宣传标语，做义务工是村民提升个人声誉积分的主要路径之一。PYW说：“声誉积分极大地调动了村里人的积极性，为村里节省了大量的劳动成本……村里的很多公共设施都是村民自己盖的。”

（PYW20220923）声誉经济化规范了村民的日常行为，形成了倡导文明行为的风尚，不仅约束了人们

的负外部性行为，而且还倡导了正外部性行为，声誉经济化作为一项激励措施规范了村民保护公共财物、生态环境等行为，在倡导义务种树、村庄禁烟、使用公筷、禁止燃放烟花爆竹等方面发挥了关键作用。PYW 认为：“惩奖一致的积分制在评选文明示范村过程中发挥了巨大的作用。”（PYW20220923）通过声誉经济化，油溪桥村的文明行为蔚然成风，该村于 2017 年被选为全国文明示范村庄。

通过有效的利益联结机制将个体化、分散化的农民组织起来，因地制宜发展壮大新型农村集体经济，振兴多元化和多样化的乡村产业，对全面推进乡村振兴的国家战略意义重大。积分制中的重要内容——“声誉经济化”，就是一种有效的利益联结机制。它将以“面子、人情、关系”等要素为核心的、兼具“柔性”“非正式”特征的社会激励机制，与以“分红、利润”等要素为核心的、具有“刚性”“正式”特征的经济激励机制融合起来，在重塑声誉体系的同时，为提高村民参与集体行动的积极性和再造乡村共同体提供了双重激励和内生动力。“声誉经济化”创造性地将中国传统乡村中的“面子、人情、关系”等要素进行了现代化、市场化表达，用“积分”的形式将声誉和经济联结起来，对村民声誉进行定量化描述和经济化激励，实现了声誉和经济的融合。

#### （四）制度化逻辑

制度是一个社会秩序发展和维系的根本，是组织人类公共生活、规范和约束个体行为的一系列规则，一般表现为成文法、契约、惯例、行为准则等（燕继荣，2014）。现代社会的稳定运作离不开制度的支持。在宏观层面，政治学家常常把大国崛起、王朝更替等问题与制度变迁联系起来。在微观层面，制度具有约束个体行为、提高预期稳定性和促进组织合法性的功能。诺斯和托马斯（1999）认为，经济增长的关键因素是制度，能够为个人提供适当激励的制度是促使经济增长的决定性因素。在“皇权不下县”的中国传统农村，村规民约、族谱家训等发挥着重要的作用，乡土社会依靠村规民约和族谱家训形成了以亲缘地缘为纽带，注重伦理规范和道德原则的“关系型”乡村治理体系和内圈交易模式（耿鹏鹏和罗必良，2022）。这种由习俗、惯例和“面子”等承载的乡土规则难以和市场化所要求的正式契约、个体理性和预期稳定性等有效匹配，缺乏正式制度的乡村社会难以融入现代市场体系。

积分制推动了油溪桥村由“关系型”村庄向现代制度化村庄的转型。第一，积分制将非正式制度制度化。村“两委”依据村规民约，创设了“六步走”<sup>①</sup>积分规则管理制度、产权积分兑换制度和声誉积分分红制度等，目的在于构建一套可以激活村民参与积极性、资源配置灵活性和村庄场域认同度的正式制度体系。“六步走”是油溪桥村积分制管理的重要基础，它使积分制制定、修改、实施与管理等各个环节都能稳步推进，确保了积分条款能够兼顾各主体的利益诉求。积分制草案经过“三上三下”修订法（在制定方案过程中村干部和村民之间的三次反馈），依据村民的意见和建议进行多次调整，最终形成了程序透明、规范严谨的积分规则管理制度。声誉积分分红制度还设立了声誉换积分、积分享分红的内容，不仅体现了“真金白银”的经济奖励，还体现了对村民声誉行为的强约束力。

第二，积分制加强了现有正式制度程序的透明性和规范性。“六步走”工作法的运用提高了积分制的程序规范性，积分规则不再依靠传统的村规民约或村俗等非正式制度的传承，“三上三下”修订

<sup>①</sup> “六步”分别为：推选代表、成立运行小组、制定方案、表决方案、宣传并试行、运行并公示。

法能够充分倾听每位村民的意见，确保村里所运行的积分条款得到全体村民的认可，真正实现积分制管理程序的透明和规范。

第三，积分制度执行严格化。严格执行是制度的生命，以禁燃鞭炮事件为例，2012年清明节，油溪桥村原村支书 HDW 一家因燃放鞭炮而被扣分。该事件传递给村民们一个明确的信号：任何人违反积分制度都将面临扣分惩罚。积分制执行的严格性同样体现在禁烟、禁赌以及环境卫生等多方面，结果，全村的乡风文明程度得到极大改善。村民普遍认为该政策的成果缘于村干部对奖惩制度的严格执行，正如村民代表 PXY 所说：“为什么就我们村禁了炮，因为我们的村规民约不管你是谁，共产党员也好，村干部也好，只要放炮都要被罚。”（PXY20220612）

多年博弈演化生成的乡土秩序在中国农村长期处于主导地位，农村处于法治叙事的边缘化地带。市场化和现代化的依据和要求是不断的理性化、形式化和规则化，因此，中国农村现代化转型的实质是农村现代化制度的建立，是传统规则向现代规则的转变，是由带有浓厚血缘关系、宗法关系的柔性非正式制度向使社会成员具有法律意识、市场意识的刚性正式规则的转型。在油溪桥村实施积分制的过程中，一方面，村内非正式制度开始向正式制度转变，逐渐改变了参与主体的理性遵从行为，使其行为遵循市场化、规范化、契约化的交易逻辑和行为规范。另一方面，不断加强的制度的规范性建设及其严格执行，为“半熟人社会”中的乡村集体行动持续提供了清晰化的本土产权安排、透明化的村务工作再造和利益化的集体合作动力。积分制以制度化逻辑激活了个体积极性，既稳定了集体经济发展的预期，也坚定了村民对村庄治理和发展的信心。

油溪桥村通过积分制既发展了村庄集体经济，也重塑了村庄治理，因而成了农业农村部推广的典型。梳理油溪桥村的做法，可以发现以下几点一般化的经验启示。第一，将资源汇聚起来。有限的土地是农村集体经济发展的关键。积分制将细碎分包的土地、闲散的坑塘、有争议的林地、产权模糊的集体土地等汇聚成可以在年底参与分红的资产，从而实现资源的灵活配置。第二，将村民组织起来。有组织的村庄是农村集体经济发展的动力源泉。积分制以户主档案袋为抓手，用积分定量衡量村民集体行为的贡献，以年底分数分红为经济手段，重塑了声誉机制，进而将村民组织起来。同时，由村“两委”主导村庄发展规划，由股份经济合作社推动第一产业的发展，由村办管理型集体企业统管来村的投资者和经营者收益分配，这些方式提高了村民参与乡村建设的积极性。第三，将制度完善起来。相对完善的制度是农村集体经济发展的保障。“三上三下”修订法是油溪桥村的“程序法”，以程序性制度确保每一位村民被公平对待。“积分制实施细则”“六步走”等是村庄发展集体经济的制度性保障，制度建设既保障了村民的集体经济收益，也稳定了村民对发展集体经济的信心。

本文基于油溪桥村面临的现实困境（“产权模糊”“声誉式微”“认同不足”“激励难题”“监督困难”），以内生发展理论为基础，建构了三维分析框架，用以解释积分制如何重塑农村集体经济。首先，清晰化逻辑指油溪桥村将成员资格、村内土地等资产、互助合作等行为以积分的形式清晰化，解决成员资格不清、土地细碎化难以利用、产权模糊和资产不清的问题，进而提升资源要素配置的灵活性，提高村民参与集体经济发展的积极性。其次，透明化逻辑指油溪桥村通过微信等的赋能，以及传统的公示、公开制度，解决村庄可信承诺和自我监督问题，提升村庄内部认同感。再次，经济化逻辑

辑指将社会激励和经济激励融合，重塑激励机制，找到一套能激发集体成员共同奋斗的激励机制和管理制度，从而解决有效激励难题，提高村民地方认同感。最后，制度化逻辑指油溪桥村将所宣传和倡导的村规民约积分化，实现积分制度化、家庭积分档案化和积分增减程序化，以此提高村民行为的稳定性预期，为村庄集体经济的内生发展奠定制度基础。积分制的运作逻辑具体可以参见图2，清晰化、透明化、经济化、制度化或单独或共同作用于内生发展实践，从而使一个资源稀缺型的普通小乡村焕发活力，成为集体经济发展的典范。

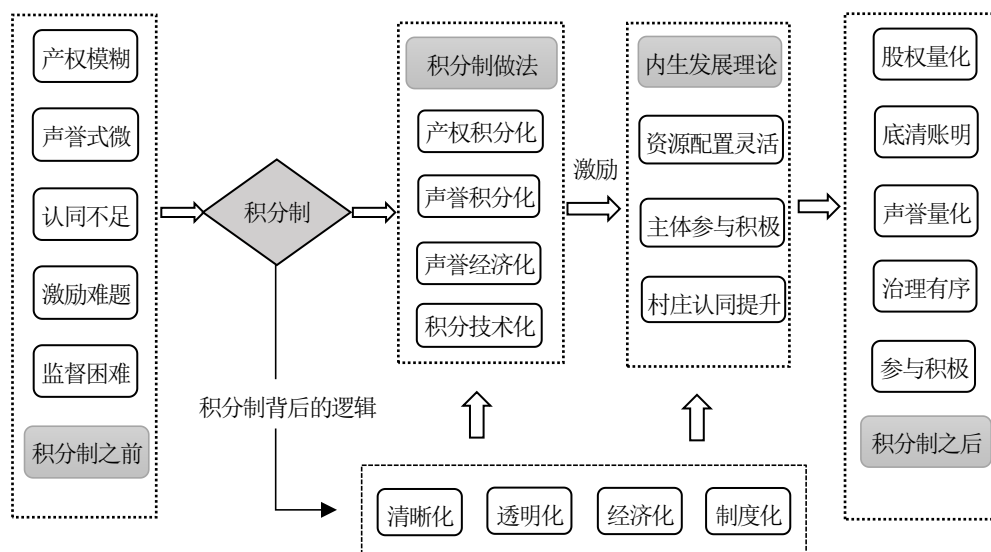


图2 积分制的运行逻辑

## 六、结语与讨论

中国广大农村一直都面临集体经济发展中的产权困局和声誉困局，以至于难以依靠内生发展模式开展新时代的乡村振兴和共同富裕之伟大事业。油溪桥村在以上集体经济发展的困局下，勇于突破、逆流而上，立足乡村实际，通过实施积分制发展集体经济。油溪桥村积分制的主要内容包括以下四点：第一，产权积分化。将产权理论进行本土化再生产，以村民易于理解的方式实现资产的灵活配置，从而为农民增收提供产权基础。第二，声誉积分化。将村规民约、人情世故等乡土规则内化为集体行动的自觉，重塑以“面子、关系”等要素为核心的声誉机制，为村民的积极参与奠定声誉基础。第三，声誉经济化。油溪桥村创造性地将声誉积分转化为可以分红的经济激励，将声誉机制的社会激励价值延伸到经济激励领域，实现了社会激励和经济激励的融合。第四，积分技术化。通过数字技术赋能积分管理，实现阳光村务、积分排名、在线议事和在线监督，以透明化逻辑为村庄集体经济发展和村社自治提供技术基础。以上多项举措不仅全面激发了乡村集体经济内生要素的活力和要素再组合的动力，而且对乡村治理体系的现代化转型发挥了重要作用。油溪桥村的发展实践对中国广泛的资源稀缺型村庄在国家推进乡村振兴和共同富裕的背景下实现内生发展，具有重要的借鉴意义。

基于以上研究结论，本文得到以下政策启示。第一，“能人+众人”是乡村振兴的基础。乡村振兴从根本上讲是为了人，而乡村振兴的实现则要靠人。积分制将能人自觉、组织赋权、技术赋能等融合起来，充分发挥党组织、能人和众人的积极性，从而把农村集体经济发展的第一要素（“人”）激活。因此，乡村振兴需要持续激励乡贤返乡，充分挖掘乡村自治潜力。第二，积分制把农村集体经济发展的第二要素（土地使用权、土地收益权）通过积分方式清晰界定、灵活配置，高效发挥土地在市场中的价值，从而把个体经济引向可以实现共同富裕的集体经济发展之路。因此，在乡村振兴过程中，国家应鼓励乡村创新治理工具，实现产权的清晰化。第三，积分制体现了正式制度和非正式制度的交融互促，融合了国家治理赋予积分制的权威认证和基层治理给予积分制的民间认证，结合了国家治理的法律权威和乡村治理的群众口碑，为村民参与集体经济发展提供了源源不断的内生动力。因此，乡村振兴既要弥补制度现代化的短板，也要立足本土文化情境。

当然，在开启全面建设社会主义现代化国家新征程的背景下，农民何以实现共同富裕、农业何以振兴、农村何以美丽，这些事关中国农村未来、农业兴旺、农民命运的时代命题依然没有现成答案。对乡村振兴这一时代命题的回答需要从中国真实农村场景中的更多案例事实中，不断进行理论凝练和实践创新，本文作为一项单案例研究，研究结论的推广性、普适性有待于实践的进一步确认。

#### 参考文献

- 1.奥斯特罗姆，2012：《公共事物的治理之道：集体行动制度的演进》，余逊达、陈旭东译，上海：上海译文出版社，第69页。
- 2.董磊明、郭俊霞，2017：《乡土社会中的面子观与乡村治理》，《中国社会科学》第8期，第147-160页。
- 3.方志权，2014：《农村集体经济组织产权制度改革若干问题》，《中国农村经济》第7期，第4-14页。
- 4.费孝通，2008：《乡土中国》，北京：人民出版社，第43页。
- 5.高鸣、芦千文，2019：《中国农村集体经济：70年发展历程与启示》，《中国农村经济》第10期，第19-39页。
- 6.耿鹏鹏、罗必良，2022：《农地确权是否推进了乡村治理的现代化？》，《管理世界》第12期，第59-76页。
- 7.桂华，2019：《产权秩序与农村基层治理：类型与比较——农村集体产权制度改革的政治分析》，《开放时代》第2期，第36-52页、第6页。
- 8.哈罗德·德姆塞茨、银温泉，1990：《关于产权的理论》，《经济社会体制比较》第6期，第49-55页。
- 9.贺雪峰，2008：《农村的半熟人社会化与公共生活的重建——辽宁大古村调查》，《中国乡村研究》第1期，第139-152页。
- 10.何得桂、吉李敏，2022：《国内学界的乡村治理积分制研究：回顾，反思与展望》，《社会科学论坛》第5期，第180-188页。
- 11.黄光国，1985：《人情与面子》，《经济社会体制比较》第3期，第55-62页。
- 12.黄延信、余葵、师高康、王刚、黎阳、胡顺平、王安琪，2014：《对农村集体产权制度改革若干问题的思考》，《农业经济问题》第4期，第8-14页。
- 13.焦守田，2008：《股权设置：农村集体经济产权改革的核心》，《农村工作通讯》第17期，第26-28页。

- 14.刘文婧、左停, 2022: 《公众参与和福利激励: 乡村治理积分制的运行逻辑与优化路径——基于和平村的个案调查》, 《地方治理研究》第2期, 第53-66页、第80页。
- 15.陆雷、赵黎, 2021: 《从特殊到一般: 中国农村集体经济现代化的省思与前瞻》, 《中国农村经济》第12期, 第2-21页。
- 16.孟慧霞、朱培娟, 2017: 《内群体认同对产品服务化消费的影响——面子观的中介效应》, 《云南财经大学学报》第6期, 第150-160页。
- 17.诺斯、托马斯, 1999: 《西方世界的兴起》, 厉以平、蔡磊译, 北京: 华夏出版社, 第42页。
- 18.彭忠益、冉敏, 2017: 《乡村治理背景下村规民约发展的现实困境与重塑路径》, 《中南大学学报(社会科学版)》第6期, 第117-123页。
- 19.钱海梅, 2009: 《村规民约与制度性社会资本——以一个城郊村村级治理的个案研究为例》, 《中国农村观察》第2期, 第69-75页。
20. 钱忠好, 2002: 《农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境: 理论与政策分析》, 《管理世界》第6期, 第34-45页、第155页。
- 21.苏力, 2000: 《送法下乡》, 北京: 中国政法大学出版社, 第14页。
- 22.王亚华、李星光, 2022: 《数字技术赋能乡村治理的制度分析与理论启示》, 《中国农村经济》第8期, 第132-144页。
- 23.魏后凯、刘长全, 2019: 《中国农村改革的基本脉络、经验与展望》, 《中国农村经济》第2期, 第2-18页。
- 24.吴重庆、张慧鹏, 2018: 《以农民组织化重建乡村主体性: 新时代乡村振兴的基础》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第74-81页。
- 25.许光建、魏义方、李天建、廖芙秀, 2014: 《中国公共预算治理改革: 透明、问责、公众参与、回应》, 《中国人民大学学报》第6期, 第124-131页。
- 26.许源源、杨慧琳, 2022: 《“动因—过程”视角下的积分制: 产生、运行与效能——基于湖南省D村的个案研究》, 《中国行政管理》第11期, 第89-97页。
- 27.燕继荣, 2014: 《现代国家治理与制度建设》, 《中国行政管理》第4期, 第58-63页。
- 28.杨亚达、徐虹, 2004: 《国有企业经理人声誉激励机制》, 《经济理论与经济管理》第4期, 第47-49页。
- 29.张环宙、黄超超、周永广, 2007: 《内生式发展模式研究综述》, 《浙江大学学报(人文社会科学版)》第2期, 第61-68页。
- 30.张文明、章志敏, 2018: 《资源·参与·认同: 乡村振兴的内生发展逻辑与路径选择》, 《社会科学》第11期, 第75-85页。
- 31.张新光, 2007: 《质疑“皇权不下县”: 基于宏观的长时段的动态历史考证》, 《华东理工大学学报(社会科学版)》第1期, 第85-94页。
- 32.折晓叶、陈婴婴, 2011: 《项目制的分级运作机制和治理逻辑——对“项目进村”案例的社会学分析》, 《中国社会科学》第4期, 第126-148页、第223页。
- 33.周雪光, 2005: 《“关系产权”: 产权制度的一个社会学解释》, 《社会学研究》第2期, 第1-31页、第243页。

34. Abbink, K., L. Gangadharan, T. Handfield, and J. Thrasher, 2017, "Peer Punishment Promotes Enforcement of Bad Social Norms", *Nature communications*, 8(1): 609.
35. Adamski, T., and K. Gorlach, 2007, "Neo-Endogenous Development and The Revalidation of Local Knowledge", *Polish Sociological Review*, 160(60): 481-498.
36. Barke, M., and M. Newton, 1997, "The EU LEADER Initiative and Endogenous Rural Development: The Application of The Programme in Two Rural Areas of Andalusia, Southern Spain", *Journal of Rural Studies*, 13(3): 319-341.
37. Picchi, A., 1994, "The Relations Between Central and Local Powers as Context for Endogenous Development", *Born From Within: Practice and Perspectives of Endogenous Rural Development*, 1(1): 195-203.
38. Ray, C., 1998, "Culture, Intellectual Property and Territorial Rural Development", *Sociologia Ruralis*, 38(1): 3-20.
39. Yin, K., 2003, *Applications of Case Study Research*, London: Sage Publications, 9-11.

(作者单位: 湖南大学公共管理学院)

(责任编辑: 马太超)

## How Does the Point Redemption Scheme Revitalize Rural Collective Economy: A Case Study of Youxiquiao Village in Hunan Province

TAN Haibo WANG Zhongzheng

**Abstract:** How to develop and strengthen the collective economy is the key proposition to solve the issues of agriculture, farmers and rural area, and implement the strategy of rural revitalization. Existing studies have attributed the main reasons for the development dilemma of rural collective economy to the theory of lacking property rights and the theory of declining reputation. From the perspective of endogenous economic development theory, combined with the practice case of point redemption scheme in Youxiquiao Village, Loudi City, Hunan Province, this paper demonstrates the point redemption scheme to promote collective economy in resource-scarce rural areas. The main methods are returning property and reputation into points, reputation economization, and point technicalization. The point redemption scheme activates the "three elements" of the endogenous development mode of collective economy by clarification, transparency, economization, and institutionalization, either individually or mutually, and reshapes the endogenous incentive of rural development. Among them, the innovative incentive of reputation economization in the point-based system embodies the traditional governance wisdom of rural China and the modern market economies. It integrates social incentive and economic incentive, which is not only an extension of the explanation of the endogenous development theory but also an localized expansion of incentive theory and reputation theory.

**Keywords:** Collective Economy; Property Rights Reform; Point Redemption Scheme; Reputation Economization

# 大型银行服务重心下沉对农村金融机构 信贷行为的影响\*

王修华 刘锦华

**摘要：**本文以“大型银行服务重心下沉”为一项准自然实验，基于中国 665 家农村金融机构年度数据，运用连续 DID 模型考察了大型银行服务重心下沉对农村金融机构信贷行为的影响。研究发现：大型银行服务重心下沉显著降低了农村金融机构的贷款集中度与贷款规模，撬走了其大型客户，挤压了其贷款空间，产生“掐尖效应”。但是，大型银行服务重心下沉没有改变农村金融机构的贷款结构，未能推动其信贷业务零售化转型，尚未产生“竞争效应”。路径分析表明，大型银行服务重心下沉既能对农村金融机构的企业贷款进行“掐尖”，也能“挤出”其抵押贷款，从而降低农村金融机构的贷款集中度与贷款规模。进一步分析发现，大型银行服务重心下沉通过倒逼农村金融机构下调贷款利率深化普惠金融服务。此外，大型银行服务重心下沉改变了农村金融机构的收入结构，在降低农村金融机构净息差的同时，也提高了其非利息收入。本文为大型银行服务重心下沉引发的“掐尖效应”提供了实证支撑，也为农村金融机构差异化经营与银行业错位竞争、良性竞争提供了经验借鉴与政策启示。

**关键词：**大型银行 服务重心下沉 农村金融机构 贷款集中度 贷款规模 贷款结构

**中国分类号：**F832.0 **文献标识码：**A

## 一、引言

农村金融市场竞争不充分使得农村金融资源无法实现合理配置。1997 年东南亚金融危机爆发，国有商业银行面临资本金不足和不良率畸高的双重困境<sup>①</sup>。1998 年，中国政府开展国有商业银行机构改革，开始为国有商业银行补充资本金，并剥离其不良资产，制定了《国有独资商业银行分支机构改革

---

\*本文研究受到国家社会科学基金重大项目“接续推进脱贫地区乡村振兴的金融支持研究”（编号：21&ZD115）和湖南省研究生科研创新项目“大型银行服务重心下沉的多维效应研究”（编号：CX20220444）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。本文通讯作者：刘锦华。

<sup>①</sup>资料来源：《在开放中成长—改革开放 30 年银行业发生历史巨变》，[https://www.gov.cn/govweb/jrzg/2008-11/02/content\\_1138174.htm](https://www.gov.cn/govweb/jrzg/2008-11/02/content_1138174.htm)。

方案》<sup>①</sup>。由此，国有商业银行纷纷裁撤县域及农村地区分支机构和网点，致使农村信用合作社（简称“农信社”）在农村正规金融市场上逐步处于垄断地位（汪昌云等，2014）。然而，由于历史包袱沉重、经营机制僵化、不良贷款率较高，农信社普遍陷入经营困境，对“三农”领域的金融支撑不足。2003年，国务院印发了《深化农村信用社改革试点方案》<sup>②</sup>，农信社开启了以管理体制和产权制度改革为核心的农村金融存量改革。改革后的农信社历史包袱明显减轻，产权更加清晰，经营实力和管理水平显著提高，对金融支农的促进作用更大（马九杰等，2020）。但改革后的农信社也出现了“垒大户、傍大款、离农化、非农化”等目标偏移现象（周月书和彭媛媛，2017）。自2006年开始，原中国银行业监督管理委员会（简称“银监会”）放宽农村地区银行业准入条件，允许设立新型农村金融机构，拉开了农村金融增量改革的序幕。此举虽然对农信机构产生了“鲶鱼效应”（马九杰等，2021），但仍未改变农信社或农村商业银行（简称“农商行”）的重要地位<sup>③</sup>，农村金融市场竞争不充分的问题仍然没有得到有效解决。

为解决农村金融市场竞争不充分等问题，缓解小微企业、“三农”领域融资难、融资贵问题，政府鼓励大中型商业银行设立普惠金融事业部，国有大型银行要率先做到<sup>④</sup>。2019—2021年连续3年的《政府工作报告》<sup>⑤</sup>分别指出，国有大型商业银行小微企业贷款要增长30%、40%、30%以上，旨在通过发挥大型银行<sup>⑥</sup>“量增价降”的“头雁”作用，带动其他金融机构增加小微企业信贷投放，降低小微企业综合融资成本。学术界和业界将这一系列举措称为“大型银行服务重心下沉”（简称“大型银行下沉”）。从供给方来看，由于一、二线城市市场需求逐渐趋于饱和，而下沉市场前景广阔、长尾客群庞大，因此，各类银行纷纷下沉市场，抢占“新蓝海”，寻找新的利润增长点。从需求方来看，大量金融资源涌入下沉市场，客户拥有更大的选择空间，同业竞争加剧，银行差异化经营势在必行。在外部政策驱动和内部发展诉求下，大型银行纷纷下沉服务重心，向农村发起“战略转移”，在扩大农村资金供给、改进农村金融服务、降低小微企业融资成本的同时，也引发了新一轮同业竞争。

截至2022年末，全国普惠型小微企业贷款（简称“普惠小微贷款”）余额23.57万亿元，同比增长23.57%，新发放普惠小微贷款加权平均利率为4.90%；其中，大型商业银行普惠小微贷款余额为8.60

<sup>①</sup>参见《关于落实国有独资商业银行分支机构改革方案有关问题的通知》，<http://fgcx.bjcourt.gov.cn:4601/law?fn=chl326s005.txt>。

<sup>②</sup>参见《国务院关于印发深化农村信用社改革试点方案的通知》，[https://www.gov.cn/zwggk/2005-08/13/content\\_22249.htm](https://www.gov.cn/zwggk/2005-08/13/content_22249.htm)。

<sup>③</sup>资料来源：《中银协发布〈全国农村中小银行机构行业发展报告2021〉》，<https://www.china-cba.net/Index/show/catid/14/id/40260.html>。

<sup>④</sup>参见《2017政府工作报告》，<https://www.gov.cn/guowuyuan/2017zfgzbg.htm>。

<sup>⑤</sup>参见《2019政府工作报告》（<https://www.gov.cn/guowuyuan/2019zfgzbg.htm>）、《2020政府工作报告》（<https://www.gov.cn/guowuyuan/2020zfgzbg.htm?eqid=fc07aaf800005c2500000000364687495>）和《2021政府工作报告》（<https://www.gov.cn/guowuyuan/2021zfgzbg.htm>）。

<sup>⑥</sup>大型银行是指中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行、中国邮政储蓄银行、交通银行六大国有银行。

万亿元,同比增长31.22%,约占贷款总量的36.50%,新发放普惠小微贷款加权平均利率约为4.03%<sup>①</sup>。由此可知,大型银行很好地发挥了“头雁”作用,业务下沉效果显著,成绩斐然。但与此同时,如果大型银行凭借其品牌优势、成本优势与科技优势在农村普惠金融市场上“下沉过度”,就会对农村金融机构的资产与负债业务形成挤压,对它们以息差收入为主要收入来源的盈利模式造成冲击。在负债端,农村金融机构利率定价基础薄弱,各档次各期限存款利率长期保持在同业最高水平,大型银行下沉引发的同业竞争加剧会抬高农村金融机构的资金成本。在资产端,由大型银行下调贷款利率导致的资金价格扭曲,不利于金融资源的合理流动和有效配置,甚至可能出现中小银行成本失控的情形。由于运营成本较高,农村金融机构无法利用低利率贷款与大型银行争夺优质客户,而大型银行可以凭借低利率贷款优势,撬走大量优质客户,产生“掐尖效应”<sup>②</sup>。与此同时,农村金融机构受到资金实力、人才储备、数据治理等因素的制约,数字化建设进程较为缓慢<sup>③</sup>,生存空间进一步被挤压。而大型银行则可以凭借雄厚的资金实力、扎实的客群基础和强大的研发能力,通过设立金融科技子公司来提升获客能力,克服较难获取和处理“三农”主体“软信息”的劣势,推动大型银行农村信贷服务“增量、扩面、降价”。然而,随着大型银行服务重心持续下沉,以张家港农商银行、亳州药都农商银行为代表的农村金融机构纷纷开启自我革命,调整经营理念、创新服务模式、优化产品结构,着力解决其资金成本高、贷款定价缺乏竞争力等痛点,向市场更深处下沉,寻求特色化、差异化发展路径(周祥军,2020)。那么,大型银行下沉对农村金融机构能否产生“掐尖效应”?是否产生“竞争效应”<sup>④</sup>?如何优化现有政策才能实现各类银行错位竞争、良性竞争?这需要严谨的理论剖析与强有力的经验证据。

鲜有学者基于“大型银行下沉”这一现象研究银行业竞争对农村金融机构信贷行为的影响<sup>⑤</sup>。但是在银行业竞争方面,学者们开展了大量研究并取得了较为丰富的研究成果。一些学者发现,竞争加剧可以扩大贷款规模(Braggion et al., 2017; Carlson et al., 2022),尤其是提高小型科技公司和陷入困境借款人的贷款可得性(Cetorelli and Strahan, 2006; Cornaggia et al., 2015)。在银行业竞争的微观经济效应方面,部分学者发现外资银行进入只会使信息更透明的企业受益,产生“奶油撇脂”现象(Sengupta, 2007; Detragiache et al., 2008; Chauvet and Jacolin, 2017),且不愿意给信息不透明的中小企业提供贷款(姚耀军等,2015)。也有学者认为更激烈的银行业竞争可能会为中小企业带来更

<sup>①</sup>资料来源:《2022年银行业金融机构普惠型小微企业贷款情况(季度)》, <http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=1054683&itemId=954&generaltype=0>;《六大行普惠金融成绩出炉:普惠小微贷款量增价减“头雁”领航作用凸显》, <https://finance.sina.com.cn/roll/2023-04-05/doc-imyphcsu9605497.shtml>。

<sup>②</sup>“掐尖效应”是指大型银行撬走一批优质客户而留下次级客户。

<sup>③</sup>资料来源:《农商银行重塑优势加速突围》, [http://paper.ce.cn/pc/content/202305/24/content\\_274579.html](http://paper.ce.cn/pc/content/202305/24/content_274579.html)。

<sup>④</sup>“竞争效应”是指大型银行下沉带来的县域金融市场竞争加剧会激发农村金融机构的发展意识,推动农村金融机构根据比较优势进行战略调整,强化特色业务优势,弥补劣势,以此来提高核心竞争力。

<sup>⑤</sup>农村金融机构是指以农村经济发展为目标,为农村居民提供金融服务的机构。本文提及的农村金融机构主要包括农商行、农信社、农村合作银行(简称“农合行”)和村镇银行。

好的信贷条件（Agostino and Trivieri, 2010），缓解中小企业的信贷约束（Chong et al., 2013）。马九杰等（2021）发现设立村镇银行给农村金融机构带来了更加激烈的竞争环境，有助于提高农村金融机构的支农力度。在中小银行的应对策略方面，一些学者认为银行应对竞争加剧的最佳对策是扩大关系型贷款（Boot and Thakor, 2000; Gissler et al., 2020）或调整运营方式（Carlson and Mitchener, 2009）。Girotti and Salvade（2022）以“美国州际分支机构的放松管制”作为银行竞争的外生冲击，发现银行会通过减少内部贷款应对更激烈的银行竞争。

从以上文献可以发现：首先，以往研究大多局限于银行业竞争对贷款规模等单一指标的影响，缺乏从贷款集中度、贷款规模和贷款结构等多维度探讨银行业竞争引发的经济效应及其背后的作用机理。其次，现有文献普遍认为银行业竞争可以扩大贷款规模，尤其是提高广大长尾客户的信贷可得性，往往忽视了大型银行凭借其品牌优势、成本优势和科技优势等对中小银行贷款规模形成的空间挤压。再次，以往研究主要是从“外资银行进入”视角探讨其引发的“撇脂效应”，并将银行集中度作为银行竞争的反向指标。事实上，银行集中度更高并不总是意味着竞争更少（Karadima and Louri, 2020）。而且，鲜有学者基于“大型银行下沉”这一现象探讨其引发的“掐尖效应”。最后，虽然银行业竞争的支农支小效果与关系型贷款增加得到了学者们的广泛认同，但鲜有文献对银行业竞争加剧引发的中小银行贷款结构调整及其产生的“竞争效应”展开系统深入分析。

本文的边际贡献如下：第一，在研究视角上，以往学者大多将“外资银行进入”“州际银行分支机构放松管制”“村镇银行设立”等事件作为银行业竞争的外生冲击，本文则基于“大型银行下沉”视角，系统考察银行业竞争对农村金融机构贷款集中度、贷款规模和贷款结构的影响，有利于深化银行业竞争与中小银行信贷行为之间内在逻辑关系的理论研究，也为深刻理解大型银行下沉产生的经济效应提供微观层面的经验证据。第二，在研究内容上，以往文献局限于银行业竞争对贷款规模等单一指标影响的研究，证实银行业竞争的支农支小效果，本文则从贷款集中度、贷款规模和贷款结构等多个指标考察银行业竞争对农村金融机构贷款行为的影响，并从贷款业务结构、客户结构等多角度探讨其背后的作用机理，揭示大型银行下沉影响农村金融机构贷款行为的路径，试图验证大型银行下沉的“掐尖效应”，为优化普惠金融服务、促进农村金融机构差异化经营指明方向。

## 二、政策背景与理论分析

### （一）政策背景

为有效缓解小微企业、“三农”领域融资难、融资贵的困境，2017年《政府工作报告》<sup>①</sup>指出，鼓励大中型商业银行设立普惠金融事业部，国有大型银行要率先做到。2017年5月，原银监会等11个部门印发了《大中型商业银行设立普惠金融事业部实施方案》<sup>②</sup>（以下简称“实施方案”），提出

<sup>①</sup>参见《2017年政府工作报告》，<https://www.gov.cn/guowuyuan/2017zfgzbg.htm>。

<sup>②</sup>参见《11部门关于印发大中型商业银行设立普惠金融事业部实施方案的通知》，[https://www.gov.cn/xinwen/2017-05/27/content\\_5197378.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2017-05/27/content_5197378.htm)。

按照商业化运作、条线化管理等原则，推动大中型商业银行建立健全事业部制普惠金融组织管理体制，增强普惠金融服务能力，提高金融服务覆盖率、可得性和满意度，为实体经济提供有效支持。

本文以“普惠金融事业部的设立”作为大型银行下沉农村信贷市场的标志的原因如下：一是在组织架构上，实施方案不仅要求大型银行总行设立普惠金融事业部，还要求分支机构设置前台业务部门与专业化经营机构，明确提出大型银行要“下沉经营重心”；二是在经营机制上，实施方案要求大型银行根据各地经济金融发展情况和普惠金融事业部风险管理能力，区分业务种类“下放信贷审批权限”。

为进一步推动大型银行加大对小微企业、“三农”领域的金融服务力度，2019—2021年，《政府工作报告》连续3年对国有大型商业银行小微企业贷款增速作出明确要求。但是2022年的《政府工作报告》<sup>①</sup>并未对小微企业贷款增速作出明确要求，只是强调“推动普惠小微贷款明显增长、信用贷款和首贷户比重继续提升”。原因在于，政府通过大型银行下沉来推动农村普惠金融发展，确实取得了一定的成效。从表1中可以看出，六大行普惠小微贷款金额从2019年的3.26万亿元增长到2022年的8.60万亿元，占银行业金融机构普惠小微贷款总额的比重从27.92%增加到36.50%。但是，也出现了大型银行服务重心过度下沉现象，大型银行凭借品牌优势、成本优势与科技优势挤压了中小银行的生存空间（周祥军，2020）。

表1 银行业金融机构普惠小微贷款情况

| 类型      | 2019年      |           | 2020年      |           | 2021年      |           | 2022年      |           |
|---------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|
|         | 金额<br>(亿元) | 占比<br>(%) | 金额<br>(亿元) | 占比<br>(%) | 金额<br>(亿元) | 占比<br>(%) | 金额<br>(亿元) | 占比<br>(%) |
| 合计      | 116671     | 100       | 152672     | 100       | 190747     | 100       | 235706     | 100       |
| 大型商业银行  | 32571      | 27.92     | 48328      | 31.65     | 65560      | 34.37     | 86027      | 36.50     |
| 股份制商业银行 | 21612      | 18.52     | 27660      | 18.12     | 33723      | 17.68     | 40512      | 17.19     |
| 城市商业银行  | 17415      | 14.93     | 22175      | 14.52     | 26669      | 13.98     | 33067      | 14.03     |
| 农村金融机构  | 43207      | 37.03     | 51782      | 33.92     | 60547      | 31.74     | 70277      | 29.82     |

资料来源：国家金融监督管理总局官网，<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/tongjishuju/tongjishuju.html>。

注：表格没有展示2017年和2018年数据是因为统计口径发生了变化。例如，自2019年起，中国邮政储蓄银行纳入“大型商业银行”统计口径，“农村商业银行”统计口径变成“农村金融机构”。

为形成有序竞争、各有侧重的信贷供给体系，避免大型银行服务重心过度下沉对农村金融机构造成空间挤压，2021年原中国银行保险监督管理委员会（简称“银保监会”）发布了《关于2021年进一步推动小微企业金融服务高质量发展的通知》，要求大型银行发挥行业带头作用，主动“啃硬骨头”，下沉服务重心，覆盖小微企业融资供给“空白地带”，并将小微企业“首贷户”占比纳入内部绩效考核指标<sup>②</sup>。《关于2022年进一步强化金融支持小微企业发展工作的通知》进一步指出，大型银行要进

<sup>①</sup>参见《2022年政府工作报告（全文）》，[http://www.ncha.gov.cn/art/2022/3/13/art\\_2567\\_173347.html](http://www.ncha.gov.cn/art/2022/3/13/art_2567_173347.html)。

<sup>②</sup>参见《中国银保监会办公厅关于2021年进一步推动小微企业金融服务高质量发展的通知》，[https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-04/26/content\\_5602140.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-04/26/content_5602140.htm)。

一步健全普惠金融事业部的专门机制，保持久久为功服务小微企业的战略定力，下沉服务重心，更好地服务小微企业，拓展首贷户<sup>①</sup>。这意味着，从2017年大型银行设立普惠金融事业部到2022年健全普惠金融事业部的专门机制，由政府主导的、自上而下的大型银行下沉探索既缓解了小微企业、“三农”等普惠领域融资难、融资贵问题，也对农村金融机构的信贷行为造成了重大影响，更丰富了具有中国特色、由银行主导的支农支小金融服务体系。

## （二）理论分析

本文构建了大型银行下沉影响农村金融机构贷款集中度、贷款规模和贷款结构的理论分析框架（见图1）。

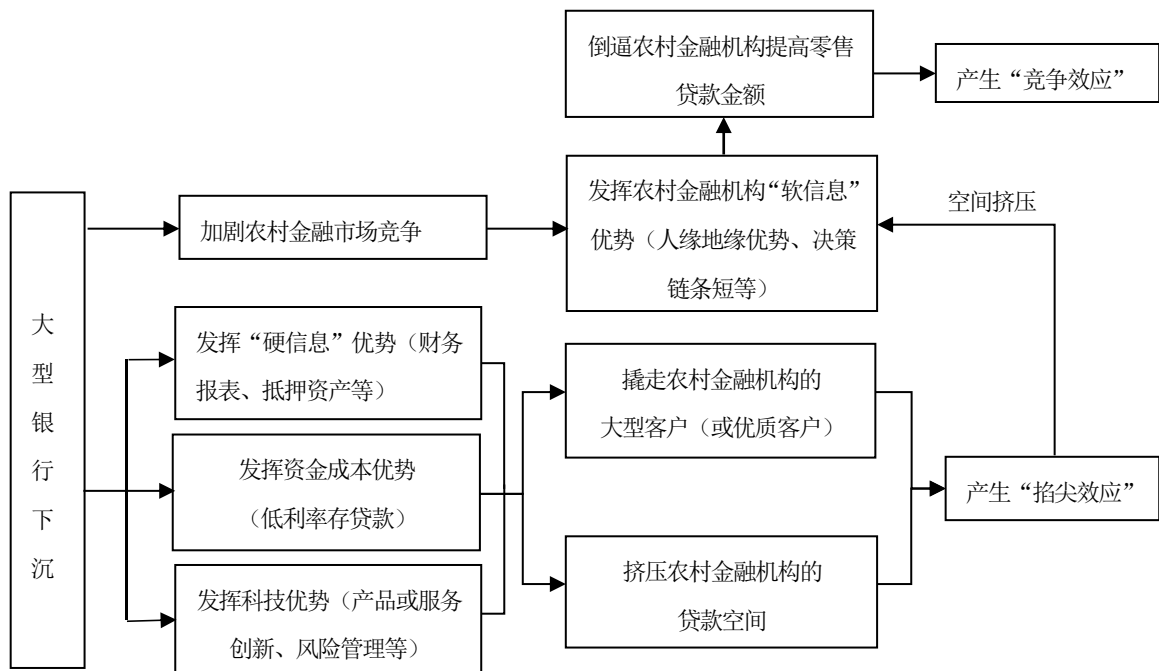


图1 理论分析框架

1. 大型银行下沉与农村金融机构的贷款集中度。大型银行的“硬信息”要求、资金成本优势和科技优势会降低农村金融机构的贷款集中度<sup>②</sup>。最优金融结构理论认为，大型银行的融资特性与大企业的企业特性相匹配。一般而言，大型银行在收集企业财务报表等“硬信息”方面具有优势，在获取、识别和传递企业个人信息、企业经营状况等“软信息”方面能力较弱。大企业往往具有完整的财务报表、丰富的信用记录和一定规模的可抵押资产，它们的“硬信息”容易被大型银行获取，也容易满足银行的抵押要求。而小企业普遍存在内部管理不规范、财务信息不透明和抵押资产不足等诸多问题，难以向大型银行提供“硬信息”（林毅夫等，2009；张一林等，2019）。因此，大型银行倾向于向信

<sup>①</sup>参见《中国银保监会办公厅关于2022年进一步强化金融支持小微企业发展工作的通知》，[https://www.gov.cn/zhengce/hengceku/2022-04/10/content\\_5684321.htm](https://www.gov.cn/zhengce/hengceku/2022-04/10/content_5684321.htm)。

<sup>②</sup>本文贷款集中度是指最大10家客户贷款余额占资本净额的比例。

息更透明、易于提供“硬信息”的大企业贷款，不愿意向信息不透明、难以提供“硬信息”的小企业贷款（Detragiache et al., 2008）。在向风险较高的小企业贷款时，大型银行可能只向抵押物充足的小企业提供更低的贷款利率（Sengupta, 2007）。

受资金、技术和人才等因素的制约，农村金融机构在数字化转型过程中仍然面临数据获取成本高、数据治理能力弱和资源投入不足等诸多挑战。因此，由于自身资金成本较高与科技赋能不足，农村金融机构无法通过低贷款利率和科技优势与大型银行争夺大型客户（或优质客户）。而大型银行可以凭借低利率优势和持续大量的研发投入，运用数字化手段优化业务流程、创新服务模式，实现信贷业务从申请、审批、签约、放款到还款全流程线上操作（谢绚丽和王诗卉，2022），以更低的贷款利率撬走信息更透明的大型客户，产生“掐尖效应”，从而降低农村金融机构的贷款集中度。基于上述分析，本文提出研究假说1。

H1：大型银行下沉能够降低农村金融机构的贷款集中度，产生“掐尖效应”。

2.大型银行下沉与农村金融机构的贷款规模。大型银行的资金成本优势与科技优势会降低农村金融机构的贷款规模。当众多银行聚焦农村市场、农村客户时，大型银行凭借低利率优势对农村金融机构的优质客户产生“掐尖效应”。农村金融机构不“降价”就会造成客户流失，如果与大型银行拼价格，农村金融机构的内源资本不够，就会丧失“造血功能”，影响资本充足率。因此，大型银行下沉导致农村金融机构整体贷款竞争力减弱，在一定程度上挤压了农村金融机构的生存空间。

部分学者认为大型银行服务大企业优势明显，服务中小企业优势不明显（张一林等，2019）。虽然这种说法有一定道理，但是并不绝对。根据长尾理论，数字技术可以颠覆传统信贷模式中的“二八定律”，使得众多“尾部”客户可产生与大型客户相匹敌的市场容量。事实上，大型银行使用的一些交易型贷款技术非常适合为信息不透明的中小企业提供贷款（Berger and Udell, 2006）。一般而言，农村信贷业务具有客户人数多、单笔金额小、管理半径大、需求差异化和无抵押担保等特点，过去大型银行因为服务能力不足、效率低下等原因，难以通过传统模式在农村开展信贷业务。在数字经济时代，以大数据、物联网和卫星遥感等为代表的新一代数字技术在“三农”客户信贷准入、甄别、评价、授信和催收等环节的应用，为大型银行破解“三农”客户融资服务难题提供了新的思路。在产品或服务创新方面，大型银行通过创新线上信贷产品、提升信贷审批效率、推广“随借随还”模式，在提高“三农”主体融资效率的同时，也降低了融资成本。在风险管理方面，针对“三农”主体资金管理不规范、财务信息不透明和信用记录缺失等问题，大型银行通过创新信贷技术采用“软信息”和交叉验证等方式对“三农”主体进行信用评级，在一定程度上可以减少大型银行对“三农”主体客户财务报表等“硬信息”的依赖，有助于扩大信用贷款规模，形成对农村金融机构担保贷款的有效替代。基于上述分析，本文提出研究假说2。

H2：大型银行下沉能够降低农村金融机构的贷款规模，挤压农村金融机构的贷款空间。

3.大型银行下沉与农村金融机构的贷款结构。由大型银行下沉引发的空间挤压与竞争加剧会促使农村金融机构零售业务转型。农村金融机构以息差收入为主，大型银行下沉导致农村金融机构息差两端均受到不同程度的空间挤压。在负债端，大型银行下沉使得农村地区存款竞争加剧，各类银行纷纷

采取上调大额存单利率、减费送礼等方式吸引存款，而农村金融机构难以通过理财产品与大型银行争夺存款客户（Egan et al., 2017），导致农村金融机构吸引低成本存款愈加困难。在资产端，由于运营成本较高，农村金融机构无法采用低利率贷款与大型银行争夺大型客户。此外，农村金融机构的数字化转型尚处于起步阶段，资产规模与人才储备也决定其金融科技发展滞后于大型银行。

“市场势力假说”认为竞争加剧会削弱银行的垄断地位，促进银行扩大对“三农”等普惠领域的信贷投放。面对生存空间被大型银行持续挤压，农村金融机构可以凭借自身优势实现差异化经营，产生“竞争效应”。大型银行的内部层级较多、不善于甄别“软信息”，为了防范信贷风险，大型银行在发放贷款时会严格要求抵押品价值或者引入第三方担保（张一林等，2019）。因此，大型银行下沉的服务对象以大型客户为主，资质一般的零售客户往往难以获得大型银行贷款。这意味着，农村金融机构在与大型银行竞争中并非完全处于劣势地位。信息不对称理论认为，掌握信息比较充分的银行往往处于比较有利的地位。农村金融机构作为地方性银行，在获取零售客户基本信息及其“软信息”方面具有人缘地缘优势，对当地零售客户的资信情况、经营状况掌握得更加准确，有助于降低银行与零售客群之间的信息不对称。此外，农村金融机构还具有经营机制活、决策链条短、审批效率高等优势，可以根据市场变化及时创新信贷产品、优化服务模式，满足零售客群多样化的融资需求（Gissler et al., 2020）。这表明，面对大型银行下沉带来的外部竞争压力，农村金融机构会主动回归本源<sup>①</sup>，下沉零售客群，调整产品、营销、服务和风控模式，发挥基于“软信息”的关系型贷款优势，实现“大行想做做不了，能做做不精”的错位竞争，加大零售贷款投放。基于上述分析，本文提出研究假说3。

H3：大型银行下沉能够倒逼农村金融机构加大零售贷款投放，产生“竞争效应”。

### 三、研究设计

#### （一）变量说明

1.被解释变量。本文被解释变量为农村金融机构的贷款集中度、贷款规模和贷款结构。借鉴祝继高等（2012）、Saidi and Streitz（2021）的做法，本文将最大10家客户贷款金额占资本净额的比例作为贷款集中度的代理变量，以总贷款金额占总资产的比例来衡量贷款规模，将个人贷款金额占总资产的比例作为贷款结构的衡量指标。本文还选取最大10家客户贷款金额占总贷款的比重、总贷款、个人贷款金额占总贷款的比重分别作为贷款集中度、贷款规模和贷款结构的代理变量并进行稳健性检验。

2.核心解释变量。本文核心解释变量为大型银行下沉，采用县域农村金融机构的垄断程度与大型银行下沉时间虚拟变量的交乘项衡量。县域农村金融机构的垄断程度使用2017年各县农村金融机构网点数量占当地银行业金融机构总网点数量的比重衡量<sup>②</sup>。2017年5月国务院常务会议<sup>③</sup>提出，大型商业

<sup>①</sup>需要说明的是，在农信社改制之前，农信社的服务对象基本上都是普通农户，后来随着农信社改制成农商行，农商行在提升市场份额的同时，部分业务也脱离了本土。

<sup>②</sup>为避免反向因果问题，本文未采用随时间变化的指标衡量县域农村金融机构的垄断程度。

<sup>③</sup>参见《国务院常务会议》，<https://www.gov.cn/guowuyuan/gwycwhy/20170503c12/>。

银行要在 2017 年内完成普惠金融事业部的设立，考虑到普惠金融事业部设立与大型银行下沉产生实际效果可能存在一定时间的滞后，故而本文将 2017 年及之后年份的时间虚拟变量取值为 1，其他年份取值为 0。

3.控制变量。在金融机构层面，本文选取净资产收益率、资产负债率、存款资产比率、权益资产比和银行规模作为控制变量，用以控制金融机构的盈利能力、负债水平、资金实力、资本增值程度和资产规模的影响。在县域层面，本文选取经济发展水平、第一产业占比、第二产业占比、财政支出规模、实际利用外资水平和非农村金融机构网点数量作为控制变量。

4.机制变量。本文选取农村金融机构的企业贷款、抵押贷款、质押贷款和保证贷款作为机制变量。本文以企业贷款金额占总资产的比例为企业贷款的代理变量，采用抵押贷款金额、质押贷款金额、保证贷款金额分别占总资产的比例度量农村金融机构的抵押贷款、质押贷款及保证贷款。

主要变量说明与描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量说明与描述性统计

| 变量分类   | 变量名称        | 变量含义                                  | 均值      | 标准差     |
|--------|-------------|---------------------------------------|---------|---------|
| 被解释变量  | 贷款集中度       | 最大10家客户贷款金额/资本净额                      | 0.348   | 0.204   |
|        | 贷款规模        | 总贷款金额/总资产                             | 0.560   | 0.099   |
|        | 贷款结构        | 个人贷款金额/总资产                            | 0.247   | 0.166   |
| 核心解释变量 | 大型银行下沉      | 县域农村金融机构的垄断程度与大型银行设立普惠金融事业部时间虚拟变量的交乘项 | 0.183   | 0.220   |
| 控制变量   | 净资产收益率      | 净利润/净资产                               | 0.114   | 0.055   |
|        | 资产负债率       | 总负债/总资产                               | 0.913   | 0.035   |
|        | 存款资产比率      | 存款总额/总资产                              | 0.809   | 0.093   |
|        | 权益资产比       | 所有者权益/总资产                             | 0.087   | 0.035   |
|        | 机构规模        | 总资产（亿元）                               | 353.847 | 947.365 |
|        | 经济发展水平      | 县域人均地区生产总值（万元）                        | 6.775   | 2.573   |
|        | 第一产业占比      | 县域第一产业增加值占县域地区生产总值的比重                 | 0.077   | 0.035   |
|        | 第二产业占比      | 县域第二产业增加值占县域地区生产总值的比重                 | 0.435   | 0.056   |
|        | 财政支出规模      | 县域财政支出金额/县域地区生产总值                     | 0.193   | 0.073   |
|        | 实际利用外资水平    | 县域实际利用外资金额/县域地区生产总值                   | 0.307   | 0.207   |
|        | 非农村金融机构网点数量 | 县域非农村金融机构网点数量（个）                      | 83.946  | 83.019  |
| 机制变量   | 企业贷款        | 企业贷款金额/总资产                            | 0.261   | 0.134   |
|        | 抵押贷款        | 抵押贷款金额/总资产                            | 0.254   | 0.107   |
|        | 质押贷款        | 质押贷款金额/总资产                            | 0.027   | 0.039   |
|        | 保证贷款        | 保证贷款金额/总资产                            | 0.183   | 0.124   |

注：本文在回归中对机构规模与经济发展水平变量取对数处理。

## （二）数据来源与处理

本文以 2012—2021 年中国 665 家农村金融机构数据为研究数据，包括 553 家农商行、58 家村镇

银行、54家农信社。其中，贷款集中度、贷款规模、贷款结构、净资产收益率、资产负债率、存款资产比率、权益资产比、机构规模、企业贷款、抵押贷款、质押贷款、保证贷款等银行特征数据来自全球银行与金融机构分析库和万得数据库<sup>①</sup>，部分缺失数据通过年报进行补充。县域经济发展水平、第一产业占比、第二产业占比、财政支出规模、实际利用外资水平等县域特征数据来自《中国县域统计年鉴》（2012—2021年，历年）。县域农村金融机构的垄断程度、非农村金融机构网点数量等网点数据来自原银保监会公布的金融许可证信息（包括机构设立、失控和退出情况）。此外，本文剔除了股东权益小于0、数据严重缺失以及连续3年没有观测值的样本，最终得到4367个年度观测值。为了缓解极端值的影响，本文对主要连续变量进行双边1%的缩尾处理。

### （三）模型设定

基于前文分析，本文将“普惠金融事业部设立”作为大型银行下沉的标志，虽然全国各县农村金融机构基本上都受到了大型银行下沉的影响，但是不同县域农村金融机构受到大型银行下沉的影响程度不同。事实上，在农村金融机构垄断程度较高的县，银行间竞争程度较弱，大型银行下沉对农村金融机构贷款行为影响较强（“鲶鱼效应”较强）；反之，在农村金融机构垄断程度较低的县，银行间竞争程度较强，大型银行下沉对农村金融机构贷款行为影响有限（马九杰等，2021）。因此，本文借鉴Chen et al.（2020）的思路，使用各县农村金融机构网点数量占比来刻画农村金融机构在该县的垄断程度<sup>②</sup>，通过将各县农村金融机构网点数量占比（连续型变量）与大型银行下沉时间虚拟变量相乘获得交乘项（连续DID），识别出大型银行下沉对农村金融机构贷款集中度、贷款规模和贷款结构的影响。为此，本文参考Nunn and Qian（2011）的做法，构建如下双重差分模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Abank_i \times Period_t + \gamma Bank_{it} + \delta County_{ct} + \lambda_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： $Y_{it}$ 为农村金融机构的贷款集中度、贷款规模和贷款结构； $Abank_i$ 表示不同县域农村金融机构的垄断程度； $Period_t$ 表示大型银行下沉时间虚拟变量； $Bank_{it}$ 和 $County_{ct}$ 是两组随时间变化的机构层面和县域层面的控制变量； $\lambda_i$ 为个体固定效应，以消除不随时间变化的银行个体异质性造成的估计偏误； $\nu_t$ 为时间固定效应，以消除宏观经济波动造成的估计偏误； $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项； $i$ 、 $c$ 、 $t$ 分别表示农村金融机构、县域和年份； $\alpha$ 为常数项； $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\delta$ 为待估计参数。为了缓解面板数据潜在的自相关和异方差问题，本文将标准误聚类到县域层面。

<sup>①</sup>资料来源：全球银行与金融机构分析库，<https://login.bvdinfo.com/BankFocus>；万得经济数据库，<https://www.wind.com.cn/portal/zh/EDB/index.html>。

<sup>②</sup>农村金融机构包括农商行、农信社、村镇银行、农村资金互助合作社，非农村金融机构包括国有大型银行、股份制银行、城市商业银行（简称“城商行”）、外资银行、信托公司、汽车金融公司、消费金融公司等。本文采用各县农村金融机构网点数量占比反映各县农村金融机构的垄断程度，而不采用县域银行业集中度的主要原因是：如果县域银行业集中度较大，则表明该县的银行业垄断程度较高，市场竞争程度较小。然而，采用该指标无法得知这种垄断程度是由哪类银行主导的，如果该县金融市场是由大型银行主导的，就将导致估计结果不准确。

## 四、回归结果分析

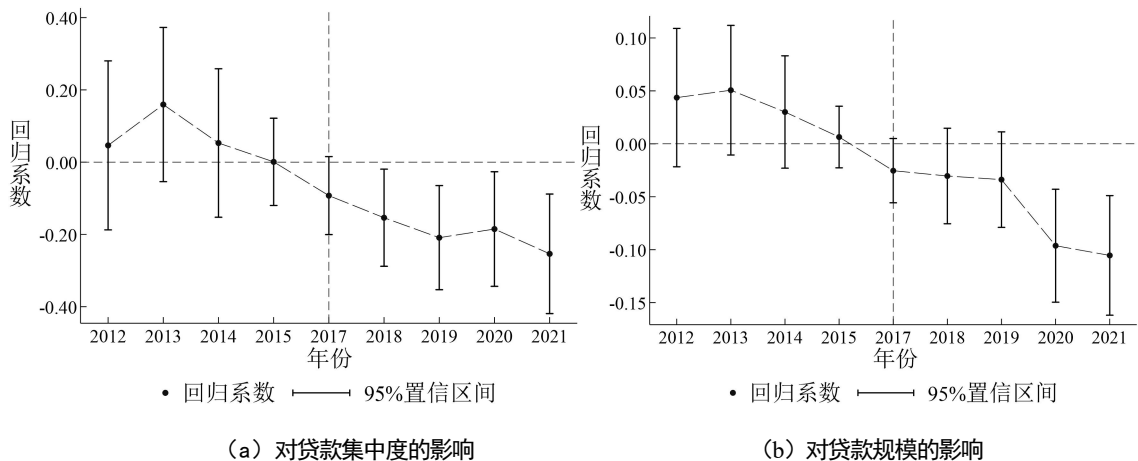
### （一）平行趋势检验与动态效应

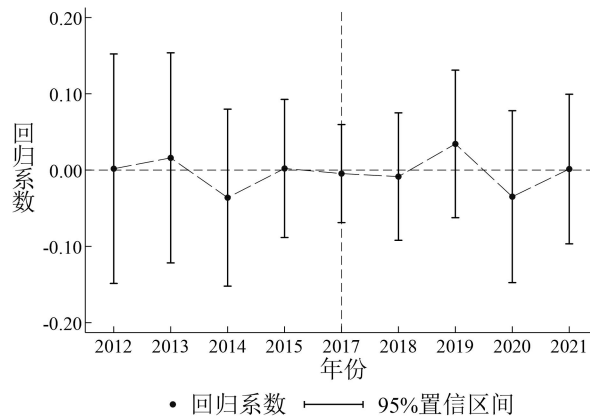
双重差分法使用前提是，在政策事件发生前，实验组和控制组必须具有相同的变化趋势。本文借鉴 Nunn and Qian（2011）的做法，采用事件研究法考察政策实施在不同年份之间的动态效应，并构建如下模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_j \sum_{j=2012}^{2021} Abank_i \times Period_t^j + \gamma Bank_{it} + \delta County_{ct} + \lambda_i + Period_t^j + \varepsilon_i \quad (2)$$

（2）式中： $Period_t^j$  为年份虚拟变量，如果是当年观测值则取值为 1，否则取值为 0；其他符号含义与（1）式一致。交乘项系数衡量的就是特定年份农村金融机构垄断程度较高的县（实验组）和农村金融机构垄断程度较低的县（控制组）之间的差异（与基准组相比）。如果在政策实施前交乘项不显著，说明在政策实施前实验组和控制组不存在时间趋势上的差异。此外，本文选择政策实施前一期作为基准组（2016 年）。

图 2 为平行趋势检验图。从图 2（a）、图 2（b）和图 2（c）中可以看出，在大型银行下沉之前，大型银行下沉对农村金融机构贷款集中度、贷款规模和贷款结构的估计系数在 0 值附近波动（95% 的置信区间包含了 0 值），这说明，实验组和控制组在大型银行下沉之前差异不明显，这满足平行趋势假设。在大型银行下沉之后，在政策实施后的第 1 期，大型银行下沉对贷款集中度的影响显著且系数方向为负（95% 的置信区间不包含 0 值）；在政策实施后的第 3 期，大型银行下沉对贷款规模的影响显著且系数方向开始为负。这可能与 2019—2021 年，中国政府连续 3 年对国有大型商业银行小微企业贷款增速作出明确要求有关。





(c) 对贷款结构的影响

图2 平行趋势检验图

同时,由图2可知,大型银行下沉先通过撬走农村金融机构的大型客户,然后才传导至贷款规模,从而产生“掐尖效应”,而大型银行下沉未对农村金融机构的贷款结构产生影响。综上所述,大型银行下沉会降低农村金融机构的贷款集中度和贷款规模,但对其贷款结构无显著影响。

## (二) 基准回归结果与分析

表3报告了大型银行下沉对农村金融机构贷款集中度、贷款规模和贷款结构影响的回归结果。在回归1、回归3和回归5中,本文在模型中纳入一系列控制变量、个体固定效应和时间固定效应。回归1和回归3结果显示,核心解释变量大型银行下沉在1%水平上显著且系数方向为负,回归5中,大型银行下沉不显著。这表明,大型银行下沉对农村金融机构的贷款集中度与贷款规模均有显著的抑制作用,对其贷款结构无显著影响。这与平行趋势检验中的结论相一致。在回归2、回归4和回归6中,本文进一步控制了县域特征变量,回归2和回归4结果显示,大型银行下沉仍然显著且系数方向为负,在回归6中大型银行下沉依然不显著。进一步地,从回归2和回归4结果可知,大型银行下沉每增加1单位标准差,农村金融机构的贷款集中度约下降样本标准差的21.9% ( $0.203 \times 0.220 / 0.204$ ),农村金融机构的贷款规模约下降样本标准差的21.7% ( $0.098 \times 0.220 / 0.099$ )<sup>①</sup>。这说明,大型银行下沉显著降低农村金融机构的贷款集中度与贷款规模,而且未能促进其贷款结构向零售贷款转型。该结论验证了假说H1与H2,而假说H3未得到验证。

这意味着,大型银行下沉通过撬走农村金融机构的大型客户(贷款集中度下降),挤压农村金融机构的贷款空间(贷款规模下降),形成了“掐尖效应”<sup>②</sup>。但是大型银行下沉,没有改变农村金融机构的贷款结构,未能推动其贷款结构向零售(或个人)贷款转型,尚未产生“竞争效应”。可能的原因是,农村金融机构还未实现其经营逻辑从“存款立行”向“资产为王”转变,它们在大数据风控

<sup>①</sup>0.220、0.204和0.099分别为大型银行下沉、贷款集中度和贷款规模的样本标准差。

<sup>②</sup>需要说明的是,农村金融机构贷款集中度下降也有可能是大型客户贷款金额不变,贷款规模增加。本文发现,大型银行下沉显著降低了农村金融机构的贷款规模,故排除了这种可能。

技术应用、整村授信模式探索和各类数据<sup>①</sup>整合运用等方面,仍然存在诸多障碍与短板,这可能会使农村金融机构在短时间内难以找到适合自身发展的零售业务转型模式,零售贷款转型效果不明显。

表3 基准回归结果

| 变量             | 回归1<br>贷款集中度         | 回归2<br>贷款集中度         | 回归3<br>贷款规模          | 回归4<br>贷款规模          | 回归5<br>贷款结构          | 回归6<br>贷款结构          |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 大型银行下沉         | -0.265***<br>(0.055) | -0.203***<br>(0.050) | -0.101***<br>(0.022) | -0.098***<br>(0.021) | -0.030<br>(0.038)    | -0.026<br>(0.041)    |
| 净资产收益率         | -0.358**<br>(0.157)  | -0.270*<br>(0.147)   | 0.077**<br>(0.037)   | 0.078**<br>(0.037)   | 0.162*<br>(0.087)    | 0.173*<br>(0.091)    |
| 资产负债率          | -1.483***<br>(0.421) | -1.621***<br>(0.590) | -0.400**<br>(0.180)  | -0.410**<br>(0.199)  | -0.889<br>(0.806)    | -2.478***<br>(0.283) |
| 存款资产比率         | -0.077<br>(0.128)    | 0.035<br>(0.097)     | 0.233***<br>(0.041)  | 0.247***<br>(0.041)  | 0.044<br>(0.062)     | 0.043<br>(0.063)     |
| 权益资产比          | -3.174***<br>(0.640) | -3.141***<br>(0.763) | 0.032<br>(0.125)     | 0.021<br>(0.137)     | -1.038<br>(0.860)    | -2.653***<br>(0.451) |
| 银行规模           | -0.128***<br>(0.043) | -0.145***<br>(0.040) | -0.057***<br>(0.016) | -0.061***<br>(0.017) | -0.095***<br>(0.026) | -0.097***<br>(0.027) |
| 经济发展水平         |                      | -0.415**<br>(0.186)  |                      | 0.093<br>(0.064)     |                      | -0.019<br>(0.103)    |
| 第一产业占比         |                      | -2.818*<br>(1.485)   |                      | 0.602<br>(0.439)     |                      | -0.521<br>(0.729)    |
| 第二产业占比         |                      | 0.544<br>(0.480)     |                      | -0.222<br>(0.165)    |                      | 0.150<br>(0.233)     |
| 财政支出规模         |                      | 0.147<br>(0.451)     |                      | 0.025<br>(0.212)     |                      | 0.033<br>(0.292)     |
| 实际利用外资水平       |                      | 0.040<br>(0.155)     |                      | 0.099**<br>(0.044)   |                      | -0.037<br>(0.057)    |
| 非农村金融机构网点数量    |                      | 0.012<br>(0.015)     |                      | 0.003<br>(0.007)     |                      | -0.001<br>(0.015)    |
| 常数项            | 5.126***<br>(1.068)  | 10.008***<br>(2.476) | 2.065***<br>(0.432)  | 1.155<br>(0.793)     | 3.358***<br>(1.056)  | 5.180***<br>(1.199)  |
| 个体固定效应         | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 时间固定效应         | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 观测值数           | 1865                 | 1786                 | 4092                 | 3981                 | 2155                 | 2125                 |
| R <sup>2</sup> | 0.807                | 0.825                | 0.835                | 0.841                | 0.833                | 0.832                |

注: ①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。

<sup>①</sup>包括各类政务数据、银行内部数据和第三方数据。

### （三）稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性，本文采用改变核心解释变量中地区维度变量衡量方式、置换检验、排除其他事件干扰、剔除不符合监管要求的样本和其他稳健性检验方法进行稳健性检验<sup>①</sup>。

1.改变核心解释变量中地区维度变量衡量方式。本文主要采取以下4种做法改变核心解释变量中地区维度变量衡量方式：①使用随时间变化的各县农村金融机构网点数量占比来衡量各县农村金融机构的垄断程度。②考虑到各县农村金融机构的垄断程度很可能是由当地最大一家农商行（或农信社）主导的，本文采用2016年各县最大一家农村金融机构网点数量占比来度量各县农村金融机构的垄断程度。③随着大数据、云计算等新一代数字技术快速发展，农村金融机构也开始进行数字化转型并裁撤物理网点，本文使用2017年各县农村金融机构网点数量占比来衡量各县农村金融机构的垄断程度，虽然可以减缓数字化转型的影响，但是网点数据可能存在估计偏差。为解决这一问题，本文参考李双建和田国强（2020）的做法，采用非结构性指标勒纳指数<sup>②</sup>来度量机构个体层面的垄断程度。④将各县农村金融机构网点数量占比替换为大型银行下沉个体虚拟变量。大型银行下沉对三线以下城市及县域信贷市场的影响较大，对一二三线城市信贷市场的影响较小。基于此，本文将长期立足县域及农村信贷市场的农信社、农商行和村镇银行的大型银行下沉个体虚拟变量取值为1，将长期立足于城市信贷市场的大型银行、股份制银行和城商行等的大型银行下沉个体虚拟变量取值为0<sup>③</sup>，通过构造新的交乘项来识别大型银行下沉对农村金融机构信贷行为的影响。表4为改变核心解释变量中地区维度变量衡量方式后，大型银行下沉对农村金融机构贷款集中度、贷款规模和贷款结构的估计结果<sup>④</sup>。

表4 改变核心解释变量中地区维度变量衡量方式的回归结果<sup>⑤</sup>

| 变量     | 使用2016年各县最大一家农村金融机构网点数量占比度量各县农村金融机构的垄断程度 |                      |                   | 使用非结构性指标勒纳指数度量各家农村金融机构的垄断程度 |             |             | 将各县农村金融机构网点数量占比替换为大型银行下沉个体虚拟变量 |             |             |
|--------|------------------------------------------|----------------------|-------------------|-----------------------------|-------------|-------------|--------------------------------|-------------|-------------|
|        | 贷款集中度<br>回归1                             | 贷款规模<br>回归2          | 贷款结构<br>回归3       | 贷款集中度<br>回归4                | 贷款规模<br>回归5 | 贷款结构<br>回归6 | 贷款集中度<br>回归7                   | 贷款规模<br>回归8 | 贷款结构<br>回归9 |
| 大型银行下沉 | -0.195***<br>(0.055)                     | -0.111***<br>(0.023) | -0.039<br>(0.043) |                             |             |             |                                |             |             |

<sup>①</sup>限于篇幅，部分稳健性检验结果未予展示。

<sup>②</sup>非结构性指标勒纳指数计算公式为： $Lerner = (P - MC) / P$ 。式中： $P$ 是银行产出的平均价格，以营业收入与总资产之比表示； $MC$ 是银行边际成本，由超越对数成本函数推导得到。

<sup>③</sup>该回归不仅包括665家农村金融机构样本，还包括大型银行、股份制银行和城商行等样本。

<sup>④</sup>限于篇幅，随时间变化的各县农村金融机构网点数量占比的估计结果未予展示，结果与基准回归结果基本一致。

<sup>⑤</sup>三种类型回归中大型银行下沉的构造方式分别为：2016年各县最大一家农村金融机构网点数量占比（ $Big\_2016$ ） $\times$   $Period$ ，非结构性指标勒纳指数（ $Lerner$ ） $\times$   $Period$ ，大型银行下沉个体虚拟变量（ $Rbank$ ） $\times$   $Period$ 。

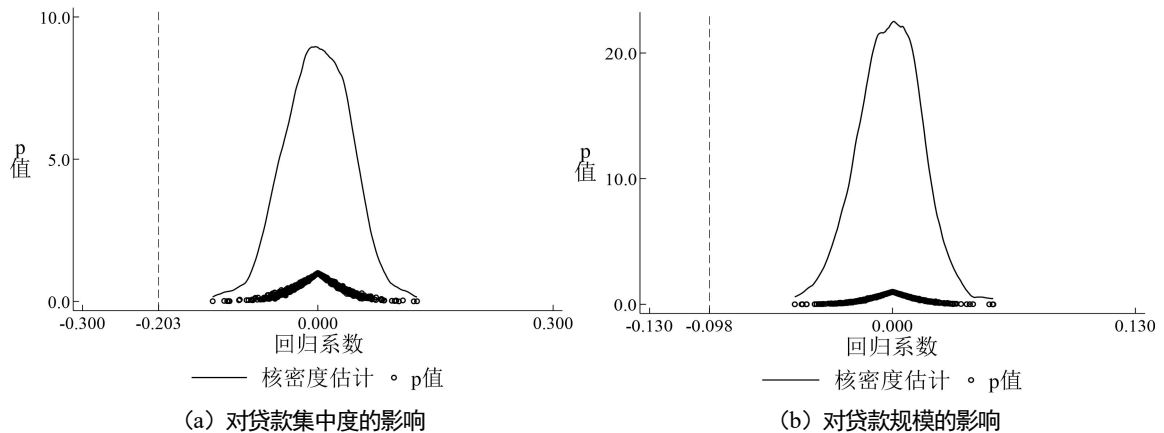
表 4 (续)

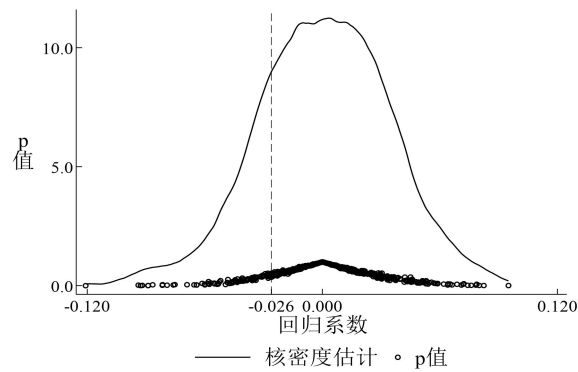
|                |       |       |       |                      |                     |                  |                      |                      |                   |
|----------------|-------|-------|-------|----------------------|---------------------|------------------|----------------------|----------------------|-------------------|
| 大型银行下沉         |       |       |       | -0.315***<br>(0.094) | -0.094**<br>(0.046) | 0.062<br>(0.066) |                      |                      |                   |
| 大型银行下沉         |       |       |       |                      |                     |                  | -0.080***<br>(0.015) | -0.043***<br>(0.010) | -0.002<br>(0.008) |
| 控制变量           | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制                  | 已控制                 | 已控制              | 已控制                  | 已控制                  | 已控制               |
| 个体固定效应         | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制                  | 已控制                 | 已控制              | 已控制                  | 已控制                  | 已控制               |
| 时间固定效应         | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制                  | 已控制                 | 已控制              | 已控制                  | 已控制                  | 已控制               |
| 观测值数           | 1786  | 3981  | 2125  | 832                  | 1804                | 1173             | 2916                 | 6177                 | 3813              |
| R <sup>2</sup> | 0.824 | 0.841 | 0.832 | 0.836                | 0.802               | 0.858            | 0.791                | 0.838                | 0.862             |

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。③控制变量与表 3 保持一致。

由表 4 可知，大型银行下沉在回归 1、回归 2、回归 4、回归 5、回归 7 和回归 8 中显著且系数方向为负，在回归 3、回归 6 和回归 9 中不显著。这说明，大型银行下沉仍然降低了农村金融机构的贷款集中度与贷款规模，且对其贷款结构无显著影响。由上述回归结果可知，本文基准回归结果具有一定稳健性。

2. 置换检验。为了排除其他不可观测因素对本文估计结果造成的干扰，确保农村金融机构的贷款集中度、贷款规模和贷款结构变化是由大型银行下沉导致的，需要进行置换检验（Li et al., 2016）。图 3 展示了置换检验系数分布图。具体而言，置换检验就是通过随机分配各县农村金融机构垄断程度，构造虚拟的实验组（随机分配后农村金融机构垄断程度较高的县），并根据大型银行下沉时间构建置换检验的交乘项  $Abank_i^{false} \times Period_t$ ，以此回归得到虚拟估计系数  $\beta^{false}$ 。本文利用蒙特卡洛模拟将上述步骤重复 500 次，由此得到 500 个虚拟估计系数的核密度分布及其对应的 p 值。由图 3 可知，图 3 (a)、图 3 (b) 和图 3 (c) 中估计系数的均值落在 0 值附近且服从正态分布。大型银行下沉的回归系数在图 3 (a) 和图 3 (b) 中是明显的异常值，在图 3 (c) 中不是明显的异常值。这表明，本文基准回归结果受到不可观测因素影响的可能性较小。





(c) 对贷款结构的影响

图3 置换检验系数分布图

3.排除其他事件干扰。利率市场化扩大了银行贷款定价的自主权，加剧了银行竞争，会对农村金融机构的贷款行为产生影响。2020年1月，新冠疫情在全国范围内暴发，并对商业银行的盈利能力与贷款行为产生了直接冲击。为此，本文将利率市场化虚拟变量、新冠疫情冲击变量加入回归方程，以控制利率市场化改革与新冠疫情冲击对农村金融机构信贷行为的影响。<sup>①</sup>利率市场化改革。2013年，中国人民银行明确指出贷款基准利率（loan prime rate，简称LPR）集中报价和发布机制正式运行，并公布了首批9家报价行，旨在通过利率市场化改革，指导信贷市场产品定价；2016年，民生银行加入了LPR报价行；2019年报价行增加到18家<sup>①</sup>。本文做如下处理：如果某家机构被批准为LPR报价行，则当年及之后LPR报价行变量取值为1，否则取值为0。<sup>②</sup>新冠疫情冲击。本文以城市连续型变量与时间虚拟变量的交乘项（ $COVID \times Time$ ）来度量新冠疫情冲击。其中， $COVID$ 是各城市受到新冠疫情的影响程度（使用2020年各城市每万人新冠确诊病例进行衡量<sup>②</sup>）， $Time$ 是时间虚拟变量。2020年及之后年份 $Time$ 变量取值为1，否则取值为0。回归结果表明，在控制利率市场化改革与新冠疫情冲击两项事件后，前文所得出的大型银行下沉对农村金融机构信贷行为影响的结论仍然成立。

4.剔除不符合监管要求的样本。1996年，中国人民银行发布了《关于印发商业银行资产负债比例管理监控、监测指标和考核办法的通知》<sup>③</sup>，要求商业银行对同一借款客户贷款余额不得超过资本净额的10%、对最大10家客户发放的贷款总额不得超过资本净额的50%。考虑到不符合监管要求的农村金融机构会主动降低贷款集中度，从而使农村金融机构贷款集中度降低并非来自大型银行下沉，而是来自监管要求。本文剔除不符合贷款集中度监管要求的样本，并对剩余样本进行回归估计。结果表明，剔除不符合监管要求的样本后，前文所得结论依然稳健。

<sup>①</sup>资料来源：《LPR报价行名单》，<https://www.chinamoney.com.cn/chinese/mtmemlpr/>。

<sup>②</sup>资料来源：中国经济金融研究数据库，<https://data.csmar.com/>。

<sup>③</sup>参见《关于印发商业银行资产负债比例管理监控、监测指标和考核办法的通知》，<http://www.pbc.gov.cn/tiaofasi/144941/144959/2818078/index.html>。

5.其他稳健性检验。①更换被解释变量。与基准回归中被解释变量的度量方法不同,本文也选取了最大10家客户贷款金额占总贷款的比重、总贷款(取对数处理)、个人贷款金额占总贷款的比重分别作为贷款集中度、贷款规模和贷款结构的代理变量,并对(1)式进行回归。②剔除2017年样本。考虑到大型银行设立普惠金融事业部很可能在当年对农村金融机构的信贷行为产生了部分影响,本文剔除2017年的样本,并对其余样本进行估计。③考虑其他变量。地理禀赋对农村金融资源配置具有重要影响(庄希勤和蔡卫星,2021),很可能会对当地农村金融机构的信贷行为产生影响。为此,本文在回归方程中分别加入“该县距离省会城市的球面距离”“该县距离港口的球面距离”“该县地形起伏度”分别与时间固定效应的交乘项,从而控制地理禀赋对农村金融机构贷款行为的影响。经过上述3种方式处理后,大型银行下沉仍然降低了农村金融机构的贷款集中度与贷款规模,且对其贷款结构无显著影响,表明基准回归结果依然稳健。

## 五、影响机制分析

前文研究表明,大型银行下沉显著降低农村金融机构的贷款集中度与贷款规模。那么,其背后的传导路径如何?由理论分析可知,大型银行下沉可能通过“撬走”农村金融机构的企业贷款和“挤出”其担保贷款(抵押贷款、质押贷款等),降低农村金融机构的贷款集中度与贷款规模。接下来,本文将对以上两种可能的影响机制进行探讨,以揭示大型银行下沉显著降低农村金融机构贷款集中度与贷款规模的作用机理。

### (一) 企业贷款:“掐尖”路径

企业贷款是指企业为了满足生产经营需要,按照规定利率和期限向银行借贷的一种方式,贷款资金主要运用于固定资产投资、技术改造等大额长期项目。与零售(或个人)贷款相比,企业贷款一般是商业银行的优质贷款。大型银行具有资金成本优势,往往采取低利率贷款撬走农村金融机构的优质企业客户,从而产生“掐尖效应”。为了验证大型银行下沉是否撬走农村金融机构的企业贷款,本文考察了大型银行下沉对农村金融机构企业贷款的影响。此外,大型银行也可能凭借其金融科技优势,通过研发标准化信贷产品撬走优质零售贷款(尤其是优质小微企业和高信誉农户)。为此,本文也考察了大型银行下沉对农村金融机构个人贷款(个人贷款占总资产的比例)的影响。表5为传导路径分析的回归结果。

表5 企业贷款与担保贷款传导路径的回归结果

| 变量     | 回归1<br>企业贷款         | 回归2<br>零售贷款       | 回归3<br>抵押贷款          | 回归4<br>质押贷款      | 回归5<br>保证贷款       |
|--------|---------------------|-------------------|----------------------|------------------|-------------------|
| 大型银行下沉 | -0.074**<br>(0.033) | -0.026<br>(0.041) | -0.071***<br>(0.024) | 0.005<br>(0.016) | -0.040<br>(0.029) |
| 控制变量   | 已控制                 | 已控制               | 已控制                  | 已控制              | 已控制               |
| 个体固定效应 | 已控制                 | 已控制               | 已控制                  | 已控制              | 已控制               |
| 时间固定效应 | 已控制                 | 已控制               | 已控制                  | 已控制              | 已控制               |

表 5 (续)

|                |       |       |       |       |       |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 观测值数           | 1900  | 2125  | 2590  | 2459  | 2596  |
| R <sup>2</sup> | 0.818 | 0.832 | 0.832 | 0.637 | 0.866 |

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。③控制变量与表 3 保持一致。

表 5 回归 1 结果显示，大型银行下沉在 5%水平上显著且系数方向为负，回归 2 中大型银行下沉不显著，说明大型银行下沉显著降低农村金融机构的企业贷款，但对其个人贷款无显著影响。这表明，大型银行下沉撬走了农村金融机构的大型客户，产生“掐尖效应”，从而降低了其贷款集中度与贷款规模，但是并未对农村金融机构的零售贷款造成影响。一方面，农村金融机构长期坚守支农支小支微的战略定位，在深耕“三农”、服务小微方面已经形成了较为成熟的人缘地缘优势，故而其零售贷款很难被大型银行“挤出”。另一方面，资质一般的小微企业通常很难从大型银行获得贷款，大型银行倾向于为大企业提供服务，不愿意为中小企业提供服务，这是银行规模与企业规模相互匹配的结果（张一林等，2019）。中小企业缺乏抵押物的特性与中小银行具有获取“软信息”的优势相互匹配。因此，中小企业更容易从农商行等中小银行获得贷款支持（林毅夫等，2009）。上述结果表明，零售客群仍然是农村金融机构服务的主体，伴随大型银行的持续下沉，农村金融机构需要进一步下沉服务。

## （二）担保贷款：“挤出”路径

银行担保贷款主要包括抵押贷款、质押贷款和保证贷款。从供给端来看，虽然农村金融机构要求客户提供抵质押物可以有效防范逆向选择或道德风险，但是随着大型银行持续下沉，大量金融资源涌入农村信贷市场，满足抵质押担保要求的“三农”主体却拥有了更大主导权与更多选择空间。此时，担保贷款会削弱农村金融机构在贷款利率决策时的主导地位（霍源源等，2015），导致农村金融机构原有的担保贷款被大型银行以信用贷款（或者更低利率的贷款）所替代。从需求端来看，对于资信状况良好的“三农”主体，抵质押品对“三农”主体资金的占用可能会导致其投资不足，制约农村经济发展。对于缺乏抵质押物以及不符合担保条件的“三农”主体而言，过高的贷款门槛使得“三农”主体被排斥在正规金融体系之外。然而，大型银行可以凭借其资金成本优势与科技优势，通过研发“三农”专属信贷产品、放松抵质押品要求等方式，扩大普惠金融覆盖面，加大信用贷款投放，从而“挤出”农村金融机构的担保贷款。

表 5 回归 3 结果显示，大型银行下沉在 1%水平上显著且系数方向为负，在回归 4 和回归 5 中，大型银行下沉不显著。这说明，大型银行下沉显著降低农村金融机构的抵押贷款，而对其质押贷款与保证贷款无显著影响。可能的原因是：农村金融机构的风险防控能力较弱，对担保贷款的依赖程度较高，尤其是抵押贷款，对信用贷款的依赖程度较低；而大型银行的信用贷款占比相对较高（周祥军，2020）。因此，大型银行下沉很可能以信用贷款“挤出”了农村金融机构的抵押贷款。值得注意的是，大型银行“挤出”了农村金融机构的抵押贷款而非零售贷款，可能的原因是，农村金融机构通过加快数字化转型，提升了零售贷款的数字化服务水平，增加了零售贷款规模，抵消了大型银行下沉对优质零售客户的“掐尖效应”。综上所述，大型银行下沉很可能以信用贷款“挤出”了农村金融机构的抵

押贷款，从而降低其贷款集中度与贷款规模。

## 六、进一步分析

本文还考察了大型银行下沉对农村金融机构普惠金融发展与盈利能力的影响，并选取了如下变量：在普惠金融发展方面，借鉴邱晗等（2018）的做法，本文将利息收入占生息资产的比例作为贷款利率的代理变量<sup>①</sup>，以信用贷款占总资产的比例来度量信用贷款。在盈利能力方面，本文将总资产收益率、净资产收益率、净息差和净利差<sup>②</sup>作为经营绩效的代理变量，将非利息收入比例、净利息收入比例、非利息收入和净利息收入<sup>③</sup>作为收入结构的代理变量。

### （一）大型银行下沉对农村金融机构深化普惠金融服务的影响

前文研究表明，大型银行下沉通过“撬走”农村金融机构的企业贷款、“挤出”其抵押贷款，从而降低了农村金融机构的贷款集中度与贷款规模。那么，大型银行下沉能否倒逼农村金融机构深化普惠金融服务，提高其信用贷款比例，并降低其贷款利率？表6展示了大型银行下沉对农村金融机构信用贷款、贷款利率与盈利能力影响的回归结果。

表6 大型银行下沉对农村金融机构信用贷款、贷款利率与盈利能力影响的回归结果

| 变量             | 回归1<br>信用贷款      | 回归2<br>贷款利率         | 回归3<br>总资产收益率     | 回归4<br>净资产收益率     | 回归5<br>净息差           | 回归6<br>净利差           |
|----------------|------------------|---------------------|-------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| 大型银行下沉         | 0.019<br>(0.019) | -0.008**<br>(0.003) | -0.001<br>(0.001) | -0.014<br>(0.013) | -0.011***<br>(0.002) | -0.007***<br>(0.002) |
| 控制变量           | 已控制              | 已控制                 | 已控制               | 已控制               | 已控制                  | 已控制                  |
| 个体固定效应         | 已控制              | 已控制                 | 已控制               | 已控制               | 已控制                  | 已控制                  |
| 时间固定效应         | 已控制              | 已控制                 | 已控制               | 已控制               | 已控制                  | 已控制                  |
| 观测值数           | 2571             | 3518                | 4243              | 4243              | 3468                 | 3314                 |
| R <sup>2</sup> | 0.818            | 0.692               | 0.729             | 0.664             | 0.861                | 0.860                |

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。③控制变量与表3保持一致。

从表6中可以看出，大型银行下沉在回归1中不显著，说明大型银行下沉难以推动农村金融机构的贷款业务结构从抵押贷款向信用贷款转型。可能是因为金融科技对农村金融机构的信贷业务赋能不足或者农村金融机构采取了较为保守的风险管理策略<sup>④</sup>，所以面对大型银行的空间挤压，农村金融机构不愿意加大信用贷款投放力度。进一步地，在回归2中大型银行下沉显著且系数方向为负，说明大

<sup>①</sup>本文发现研究样本中贷款利息收入的缺失值较多，故而使用利息收入占生息资产的比例来度量贷款利率。

<sup>②</sup>度量方式分别为：净利润占总资产的比例、净利润占净资产的比例，净利息收入占生息资产平均余额的比例、生息资产平均利率与付息负债平均利率的差值。

<sup>③</sup>度量方式分别为：非利息收入占总资产的比例、净利息收入占总资产的比例、非利息收入与净利息收入（取对数处理）。

<sup>④</sup>本文研究发现大型银行下沉显著降低了农村金融机构的风险承担水平。限于篇幅，相关结果未予展示。

型银行下沉显著降低了农村金融机构的贷款利率，从而倒逼农村金融机构深化普惠金融服务。原因在于：当各类银行都聚焦同一市场、同一客户时，大型银行凭借低成本、低利率的优势打价格战，农村金融机构不“降价”就会造成客户流失；如果一味地拼价格，农村金融机构就会陷入经营困境。因此，农村金融机构会下调贷款利率，这样既能减少大型客户流失，也能扩大贷款规模。

## （二）大型银行下沉对农村金融机构盈利能力的影响

前文研究表明，大型银行下沉显著降低了农村金融机构的贷款集中度与贷款规模。那么，大型银行下沉是否会降低农村金融机构的盈利能力？进一步地，大型银行下沉是否会改变农村金融机构的收入结构？为此，本文将探讨大型银行下沉对农村金融机构经营绩效与收入结构的影响。

1. 大型银行下沉与农村金融机构的经营绩效。本文首先考察了大型银行下沉对农村金融机构总资产收益率与净资产收益率的影响。从表6中可知，在回归3和回归4中大型银行下沉并不显著，说明大型银行下沉对农村金融机构的盈利能力无显著影响。为了探究大型银行下沉是否挤压了农村金融机构的息差空间，本文也考察了大型银行下沉对农村金融机构净息差和净利差的影响。结果显示，在回归5和回归6中，大型银行下沉在1%水平上显著且系数方向为负，说明大型银行下沉显著降低了农村金融机构的净息差与净利差。大型银行下沉降低了农村金融机构的净息差，却对其经营绩效无显著影响的原因可能在于，大型银行下沉很可能提高了农村金融机构的非利息收入，形成对净息差负面效应的抵消。

2. 大型银行下沉与农村金融机构的收入结构变化。为探讨大型银行下沉是否改变了农村金融机构的收入结构并提高了其非利息收入，本文考察了大型银行下沉对农村金融机构非利息收入比例、净利息收入比例、非利息收入、净利息收入的影响，估计结果如表7所示。在回归1和回归3中，大型银行下沉显著且系数方向为正，而在回归2和回归4中，大型银行下沉显著且系数方向为负。这说明，大型银行下沉改变了农村金融机构的收入结构，在降低其净利息收入的同时，也提高了其非利息收入。即大型银行下沉促使农村金融机构提高非利息收入，形成对净利息收入负面效应的抵消。

表7 大型银行下沉对农村金融机构收入结构影响的回归结果

| 变量             | 回归1<br>非利息收入比例      | 回归2<br>净利息收入比例       | 回归3<br>非利息收入        | 回归4<br>净利息收入        |
|----------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 大型银行下沉         | 0.004***<br>(0.001) | -0.009***<br>(0.002) | 0.975***<br>(0.306) | -0.225**<br>(0.108) |
| 控制变量           | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                 |
| 个体固定效应         | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                 |
| 时间固定效应         | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                 |
| 观测值数           | 3483                | 3489                 | 3304                | 3472                |
| R <sup>2</sup> | 0.668               | 0.873                | 0.845               | 0.958               |

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到县域层面的稳健标准误。③控制变量与表3保持一致。

以上结果表明，虽然大型银行下沉引发的竞争压力增大会对农村金融机构以息差收入为主要收入来源的盈利模式造成负面冲击，但为了提高自身竞争力，农村金融机构也会主动寻找新的利润增长点，提高非利息收入，并促进收入结构多元化。

## 七、研究结论与政策启示

### （一）研究结论

面对大型银行不断下沉农村信贷市场，农村金融机构所处的竞争环境日益激烈。本文以“大型银行下沉”作为一项准自然实验，基于中国 665 家农村金融机构年度数据，运用连续 DID 模型考察大型银行下沉对农村金融机构贷款集中度、贷款规模和贷款结构的影响。研究表明：大型银行下沉显著降低了农村金融机构的贷款集中度与贷款规模，撬走了农村金融机构的大型客户，挤压了其贷款空间，产生“掐尖效应”。但是，大型银行下沉未能促进农村金融机构贷款结构向零售贷款转变，尚未产生“竞争效应”。路径分析表明，大型银行下沉既能对农村金融机构的企业贷款进行“掐尖”，也能“挤出”其抵押贷款，从而降低农村金融机构的贷款集中度与贷款规模。进一步分析发现，大型银行下沉通过倒逼农村金融机构下调贷款利率深化普惠金融服务。大型银行下沉在降低农村金融机构净息差与净利息收入的同时，也提高了其非利息收入，且对农村金融机构非利息收入的促进效应可以抵消对其净利息收入的抑制作用。这说明，虽然大型银行下沉对农村金融机构以息差收入为主要收入来源的盈利模式造成了负面冲击，但为了提高自身竞争力，农村金融机构也会主动寻找新的利润增长点。

### （二）政策启示

本文研究结论具有如下政策启示。首先，政府应持续推进大型银行下沉服务重心，同时也要对大型银行过度下沉现象进行纠偏。本文发现大型银行下沉能够倒逼农村金融机构下调贷款利率，说明大型银行很好地发挥了“头雁”作用，通过“量增价降”带动了其他金融机构发展普惠金融。为此，应持续发挥大型银行的“头雁”作用，加大信贷投放力度，引导更多金融资源配置到普惠领域。但与此同时，大型银行下沉也撬走了农村金融机构的大型客户，挤压了其贷款空间，产生“掐尖效应”。建议政府对不同类型银行实行差异化监管政策，避免不同类型银行因能力差异而产生不公平竞争问题。

其次，鼓励或支持农村金融机构积极发展信用贷款，不断下沉零售客群，以“调结构、更下沉”来应对大型银行“掐尖”。本文发现大型银行下沉通过“挤出”农村金融机构的抵押贷款、“撬走”其企业贷款，降低了农村金融机构的贷款集中度与贷款规模。为此，政府应支持农村金融机构坚守支农支小支微定位，扩大信用覆盖面，创新信用贷款产品，提高信用贷款比例，鼓励农村金融机构坚持做小做散，依托人缘地缘优势，创新营销模式，强化科技赋能，满足长尾群体多元化、差异化的融资需求，推动零售贷款量增质优。

再次，引导农村金融机构持续提升非利息收入比例，借助金融科技力量驱动农村金融机构自身数字化转型。本文发现大型银行下沉在降低农村金融机构净息差与净利息收入的同时，也提高了其非利息收入。政府应引导理财规模较大的农村金融机构积极发展私人银行、财富管理等中间收入业务，支持理财规模较小的农村金融机构，加速业务布局，提升理财产品销售能力，摆脱对存贷利差的过度依

赖，促进收入结构多元化。此外，大型银行下沉未能倒逼农村金融机构贷款客户结构（或贷款业务结构）向零售贷款（或信用贷款）转变。造成这一结果的原因，除了理念上的滞后，还与金融科技赋能信贷业务不足有关。政府应鼓励农村金融机构全方位拥抱金融科技，加速现代科技与传统业务的深度融合，提升营销、风控、运营数字化应用能力，推动大型银行向中小银行输出风控工具和技术，或者鼓励它们以联盟形式合力探索数字化转型道路。

最后，亟须健全多层次、广覆盖、有差异的银行体系，推动各类金融机构错位竞争、良性竞争。政府应引导不同类型金融机构结合自身职能定位和优势，遵循错位发展、公平竞争、高效规范、有序合作的原则，制定特色化、专业化的发展战略，更加聚焦主业主责，更好发挥自身优势，避免过度竞争。要求大型银行要继续发挥行业带头作用，提升“首贷户”数量，主动填补农村金融服务空白，避免利用资金成本优势对中小银行大型客户（或优质客户）进行“掐尖”。鼓励中小银行及各类金融机构坚持差异化的市场定位，发挥体制机制灵活、贴近市场与客户等优势，减少复杂流程，提高放贷效率，实现与大型银行错位竞争，以更多长尾客户增量来弥补优质存量客户流失。

#### 参考文献

- 1.霍源源、冯宗宪、柳春，2015：《抵押担保条件对小微企业贷款利率影响效应分析——基于双边随机前沿模型的实证研究》，《金融研究》第9期，第112-127页。
- 2.李双建、田国强，2020：《银行竞争与货币政策银行风险承担渠道：理论与实证》，《管理世界》第4期，第149-168页。
- 3.林毅夫、孙希芳、姜烨，2009：《经济发展中的最优金融结构理论初探》，《经济研究》第8期，第4-17页。
- 4.马九杰、崔恒瑜、王雪、董翀，2021：《设立村镇银行能否在农村金融市场产生“鲶鱼效应”？——基于农信机构贷款数据的检验》，《中国农村经济》第9期，第57-79页。
- 5.马九杰、元浩、吴本健，2020：《农村金融机构市场化对金融支农的影响：抑制还是促进？——来自农信社改制农商行的证据》，《中国农村经济》第11期，第79-96页。
- 6.邱晗、黄益平、纪洋，2018：《金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角》，《金融研究》第11期，第17-29页。
- 7.汪昌云、钟腾、郑华懋，2014：《金融市场化提高了农户信贷获得吗？——基于农户调查的实证研究》，《经济研究》第10期，第33-45页。
- 8.谢绚丽、王诗卉，2022：《中国商业银行数字化转型：测度、进程及影响》，《经济学（季刊）》第6期，第1937-1956页。
- 9.姚耀军、吴文倩、王玲丽，2015：《外资银行是缓解中国企业融资约束的“白衣骑士”吗？——基于企业异质性视角的经验研究》，《财经研究》第10期，第58-68页。
- 10.张一林、林毅夫、龚强，2019：《企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角》，《管理世界》第3期，第31-47页。
- 11.周月书、彭媛媛，2017：《双重目标如何影响了农村商业银行的风险？》，《中国农村观察》第4期，第102-115页。
- 12.祝继高、饶品贵、鲍明明，2012：《股权结构、信贷行为与银行绩效——基于我国城市商业银行数据的实证研究》，《金融研究》第7期，第48-62页。

- 13.周祥军, 2020: 《我国中小银行风险生成机理及稳健发展路径研究》, 《理论探讨》第3期, 第110-115页。
- 14.庄希勤、蔡卫星, 2021: 《当乡村振兴遇上“离乡进城”的银行: 银行地理距离重要吗? 》, 《中国农村观察》第1期, 第122-143页。
- 15.Agostino, M., and F. Trivieri, 2010, “Is Banking Competition Beneficial to SMEs? An Empirical Study Based on Italian Data”, *Small Business Economics*, 35(3): 335-355.
- 16.Berger, A. N., and G. F. Udell, 2006, “A More Complete Conceptual Framework for SME Finance”, *Journal of Banking & Finance*, 30(11): 2945-2966.
- 17.Boot, A. W. A., and A. V. Thakor, 2000, “Can Relationship Banking Survive Competition?”, *The Journal of Finance*, 55(2): 679-713.
- 18.Braggion, F., N. Dwarkasing, and L. Moore, 2017, “Nothing Special about Banks: Competition and Bank Lending in Britain, 1885-1925”, *The Review of Financial Studies*, 30(10): 3502-3537.
- 19.Carlson, M., and K. J. Mitchener, 2009, “Branch Banking as a Device for Discipline: Competition and Bank Survivorship During the Great Depression”, *Journal of Political Economy*, 117(2): 165-210.
- 20.Carlson, M., S. Correia, and S. Luck, 2022, “The Effects of Banking Competition on Growth and Financial Stability: Evidence from the National Banking Era”, *Journal of Political Economy*, 130(2): 462-520.
- 21.Cetorelli, N., and P. E. Strahan, 2006, “Finance as a Barrier to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local U.S. Markets”, *The Journal of Finance*, 61(1): 437-461.
- 22.Chauvet, L., and L. Jacolin, 2017, “Financial Inclusion, Bank Concentration, and Firm Performance”, *World Development*, Vol. 97: 1-13.
- 23.Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L. A. Zhou, 2020, “Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China”, *American Economic Review*, 110(11): 3393-3430.
- 24.Chong, T. T. L., L. Lu, and S. Ongena, 2013, “Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small- and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance*, 37(9): 3412-3424.
- 25.Comaggia, J., Y. Mao, and X. Tian, 2015, “Does Banking Competition Affect the Quality of Corporate Innovation?”, *Journal of Financial Economics*, 115(1): 189-209.
- 26.Detragniache, E., T. Tressel, and P. Gupta, 2008, “Foreign Banks in Poor Countries: Theory and Evidence”, *The Journal of Finance*, 63(5): 2123-2160.
- 27.Egan, M., A. Hortaçu, and G. Matvos, 2017, “Deposit Competition and Financial Fragility: Evidence from the US Banking Sector”, *American Economic Review*, 107(1): 169-216.
- 28.Girotti, M., and F. Salvade, 2022, “Competition and Agency Problems Within Banks: Evidence from Insider Lending”, *Management Science*, 68(5): 3791-3812.
- 29.Gissler, S., R. Ramcharan, and E. Yu, 2020, “The Effects of Competition in Consumer Credit Markets”, *The Review of Financial Studies*, 33(11): 5378-5415.

- 30.Karadima, M., and H. Louri, 2020, “Non-Performing Loans in the Euro Area: Does Bank Market Power Matter?”, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 72, 101593.
- 31.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 18-37.
- 32.Nunn, N., and N. Qian, 2011, “The Potato’s Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment”, *The Quarterly Journal of Economics*, 126(2): 593-650.
- 33.Saidi, F., and D. Streitz, 2021, “Bank Concentration and Product Market Competition”, *The Review of Financial Studies*, 34(10): 4999-5035.
- 34.Sengupta, R., 2007, “Foreign entry and Bank Competition”, *Journal of Financial Economics*, 84(2): 502-528.

(作者单位：湖南大学金融与统计学院)

(责任编辑：柳 荻)

## The Influence of Large Banks’ Service Focus Sinking on the Credit Behavior of Rural Financial Institutions

WANG Xiuhua LIU Jinhua

**Abstract:** Based on the annual data of 665 rural financial institutions in China, this paper uses a continuous DID model to investigate the impact of large banks’ service focus sinking on the credit behavior of rural financial institutions. We find that the sinking of large banks’ service focus reduces the loan concentration and loan scale of rural financial institutions, poaches their large customers, squeezes their loan space, and forms a “pinching effect”. However, the sinking of large banks’ service focus has not changed the loan structure of rural financial institutions, not promoted the retail transformation of their credit business, and not produced “competition effect”. Path analysis shows that the sinking of large banks’ service focus can not only “pinch” corporate loans of rural financial institutions, but also “squeeze out” their mortgage loans, so as to reduce the loan concentration and loan scale of rural financial institutions. Further analysis shows that the sinking of large banks’ service focus deepens inclusive financial service by forcing rural financial institutions to reduce loan interest rates. In addition, the sinking of large banks’ service focus changes the income structure of rural financial institutions, reducing their net interest margin while increasing their non-interest income. This paper provides empirical evidence of the “pinching effect” caused by the sinking of large banks’ service focus, and insights and policy implications for the differentiated operation of rural financial institutions and the benign dislocation competition in the banking industry.

**Keywords:** Large Banks; the Sinking of Service Focus; Rural Financial Institutions; Loan Concentration; Loan Scale; Loan Structure

# 农村居民城镇化如何影响家庭储蓄率\*

张 诚<sup>1</sup> 翁希演<sup>1</sup> 尹志超<sup>2</sup>

**摘要:** 本文基于世代交叠模型,在理论上分析了农村居民城镇化对家庭储蓄率的影响,并运用2014年、2016年和2018年中国家庭追踪调查数据,分析了农村居民城镇化对家庭储蓄率的影响及其作用机制。研究表明,农村居民由农村户籍转为城镇户籍的户籍身份转换显著提升了家庭储蓄率水平。机制分析表明,户籍身份在转换提高家庭总收入的同时,并未提高常规型消费水平。原因是户籍身份转换家庭为追求相对社会地位而产生物质渴求动机,在面临流动性约束时推迟了当前消费,从而提高了家庭储蓄率。此外,户籍身份转换后子女教育等支出和收入不确定性引致的预防性储蓄动机,也是家庭高储蓄率的原因之一。异质性分析表明,对于低收入、低财富、低户主年龄和高负债家庭而言,家庭成员发生户籍身份转换对其家庭储蓄率的影响更加显著。本文研究是对中国家庭高储蓄率之谜解释的有益补充,以期对制定扩大内需政策提供参考。

**关键词:** 城镇化 户籍身份转换 预防性储蓄 家庭储蓄率

**中图分类号:** F063.4 **文献标识码:** A

## 一、引言

刺激消费、扩大内需无疑是中国当前和未来经济发展的重点。消费、投资与出口被称为拉动经济增长的三驾马车,但对经济增长的贡献却不一致。在中美贸易摩擦与投资放缓的背景下,投资与出口占国内生产总值的比重逐渐下降,最终消费对经济增长的贡献率逐年上升。2021年,最终消费对国内生产总值的贡献率为54.5%,但家庭消费率仅为38.5%<sup>①</sup>,低于经济合作与发展组织成员国的平均水平58.6%<sup>②</sup>。在人均可支配收入增速超过家庭消费率增速背景下,中国家庭储蓄率持续攀升。家庭储蓄率从2000年的28%上升至2010年的39%(甘犁等,2018),尽管近10年有所下降,但仍在35%左右<sup>③</sup>。

\*本研究得到国家自然科学基金项目“共同富裕背景下家庭负债行为及对经济不平等的影响研究”(编号:72203136)和汕头大学科研启动经费项目“中国家庭负债行为研究”(编号:STF21003)的资助。本文通讯作者:翁希演。

<sup>①</sup>资料来源:《中国统计年鉴2022》, <http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2022/indexch.htm>。

<sup>②</sup>资料来源:经济合作与发展组织数据库, <https://data.oecd.org/hha/household-spending.htm>。

<sup>③</sup>资料来源:经济合作与发展组织数据库, <https://data.oecd.org/hha/household-savings.htm>。

高储蓄率为投资提供资本积累，但随着资本回报率递减，高储蓄率通过投资拉动经济的能力将会逐渐减弱（万广华等，2022）。在出口下降的背景下，扩大内需成为构建以国内大循环为主体的新发展格局的重要战略。“十二五”规划和“十三五”规划均提出，以扩大内需作为战略基点；党的二十大报告和“十四五”规划强调，着力扩大内需，增强消费对带动经济发展的基础性作用，形成以国内大循环为主体的新发展格局，加快培育完整的内需体系，进一步凸显消费拉动经济增长对新发展阶段的重要性<sup>①</sup>。中国目前面临内需对经济增长的贡献有待提升，消费升级面临的困难增多等问题，政府需要进一步培育完整内需体系，形成强大的国内市场<sup>②</sup>。因此，现阶段厘清家庭高储蓄率、低消费问题，对扩大内需、促进经济结构转型、推进高质量发展具有重要现实意义。

尽管已有学者讨论了中国家庭高储蓄率之谜，但现有研究难以解释中国家庭储蓄率持续攀升的原因。其一，生命周期理论预测，储蓄率随着劳动年龄人口占总人口比重上升而上升。中国人口结构“少子化”“老龄化”趋势愈发严重，家庭储蓄率反而呈上升趋势（Modigliani and Cao, 2004）。其二，根据竞争性储蓄动机理论，若家庭中存在未婚男性后代，家庭为提高男性后代在婚姻市场上的竞争力，在面对日益增长的婚姻市场压力时，倾向于增加储蓄用于购房支出（Wei and Zhang, 2011）。但该理论难以解释主要由城镇家庭推动的高储蓄率（甘犁等，2018）。其三，也有学者从文化与消费习惯出发，认为当期储蓄行为受到前期消费习惯的影响（Carroll et al., 2000）。例如儒家文化等传统文化对家庭风险规避、风险共担等观念造成影响，从而影响家庭储蓄决策，但文化与消费习惯对家庭储蓄率的作用仅能解释家庭储蓄率的区域间差异，也难以解释为何近20年中国家庭储蓄率处于较高水平。

中国家庭储蓄行为在城乡结构方面存在异质性，本文尝试从农村居民城镇化视角，解释中国家庭高储蓄率之谜。从流量上看，中国家庭储蓄率持续攀升主要由城镇家庭推动（甘犁等，2018）。根据中国家庭追踪调查数据，2012—2018年中国城镇家庭储蓄率上涨6个百分点，而农村地区储蓄率则基本不变<sup>③</sup>。从存量上看，居民储蓄来源以城镇居民储蓄为主。在考虑了可支配收入与储蓄率差异后，中国城镇居民储蓄额占总储蓄额的75%（陈斌开和杨汝岱，2013）。因此，讨论城镇居民储蓄率的变化是探究中国家庭高储蓄率之谜的关键。在过去的20年间，中国人口城镇化率由39%提升至65%<sup>④</sup>，与城镇储蓄率处于同步上升趋势。这表明，进城落户的居民可能没有因可支配收入提升而释放消费需

<sup>①</sup>参见《中华人民共和国国民经济和社会发展第十个五年规划纲要（全文）》（[https://www.gov.cn/2011lh/content\\_1825838.htm](https://www.gov.cn/2011lh/content_1825838.htm)）、《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》（[https://www.gov.cn/xinwen/2016-03/17/content\\_5054992.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2016-03/17/content_5054992.htm)）、《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》（北京：人民出版社，第31页）和《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》（[https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content\\_5592681.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm)）。

<sup>②</sup>参见《中共中央 国务院印发〈扩大内需战略规划纲要（2022—2035年）〉》，[https://www.gov.cn/xinwen/2022-12/14/content\\_5732067.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2022-12/14/content_5732067.htm)。

<sup>③</sup>资料来源：中国家庭追踪调查，<http://www.issf.pku.edu.cn/cfps/>。

<sup>④</sup>资料来源：国家统计局，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0301&sj=2021>。

求，反而将收入增量转换为储蓄，导致储蓄率不断攀升。

已有学者讨论了城镇化对家庭储蓄率的影响，但研究结论不一。一方面，有文献发现城镇化通过经济增长、经济结构与通货膨胀，对储蓄率产生负向影响，且对东部地区家庭储蓄率的影响大于中西部地区（傅程远和陈蕾，2017）；另一方面，也有文献基于代际核算体系认为，城镇化率对国民储蓄率的影响较小（蒋云赞，2009）。上述文献大多从常住人口城镇化的视角进行讨论，没有考虑户籍制度这一位于城镇居民与农村居民之间的“玻璃幕墙”对个体或家庭经济行为的影响（陆铭，2011；赵奉军，2016）。有学者探究了户籍制度约束下不同个体的储蓄行为，结果发现，出于预防性储蓄动机，农民工群体相对于其他户籍类型居民具有更高的储蓄率，这能够解释中国 55% 的储蓄率上升（冯明，2017）。关于户籍身份对家庭储蓄影响的研究大多基于截面数据进行分析，即直接比较有“农转非”经历人群同其他人群的储蓄率差异，忽视了户籍身份转换动态过程对消费结构、预防性储蓄动机等因素的影响，从而难以较好地解释农村居民城镇化如何影响家庭储蓄率。

本文基于户籍身份转换这一动态视角，探究农村居民城镇化与中国高储蓄率的因果关系，并讨论二者之间潜在的影响机制。相比于现有文献，本文的特色之处在于：第一，研究视角新颖。目前对中国家庭高储蓄率的研究主要基于区域差异进行讨论，如仅从文化、性别比例等角度探究储蓄率变化的原因。本文拟从户籍身份转换视角出发，研究农村居民进城对中国家庭储蓄率的影响，探究同步上升的城镇化率与家庭储蓄率之间是否存在因果关系，这可能是对现有中国家庭高储蓄率之谜相关研究的有益补充。第二，机制探讨比较全面。本文从理论与实证两方面，对户籍身份转换影响家庭储蓄率的影响及其作用机制开展研究。理论分析部分，本文通过引入利他主义动机的三期世代交叠模型，初步探究农村居民户籍身份转换对家庭储蓄率的影响。实证检验部分，本文基于理论分析，使用中国家庭追踪调查数据，探讨物质渴求动机与预防性储蓄动机对家庭消费决策与储蓄决策的影响，以探究家庭储蓄率上升的原因。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）理论分析

农村居民城镇化可能通过直接效应和间接效应对家庭储蓄率产生影响。直接效应表现为：从收入上看，已有研究发现，获得城镇户籍对原农村户籍人口的收入具有正向影响（杨金龙，2018），因而个体可能在预期户籍转换带来正向收益时，才会选择进城落户。从消费上看，家庭消费行为受到消费习惯影响（Carroll et al., 2000），因此户籍转换后，家庭短期内日常需求品的消费倾向可能不变。但是，进城农民具有炫耀型消费动机（马小勇和苏云飞，2017），他们在获得城镇户籍身份后，由于收入水平上升与显示社会经济地位的需要，炫耀型消费可能增加。若家庭获得城镇户籍后消费增量超过收入增量，则家庭储蓄率降低；反之家庭储蓄率升高。此外，农村居民城镇化还可能通过社会保障体系间接影响家庭储蓄率。间接效应表现为：根据缓冲存货模型（Carroll et al., 2000），由于获得城镇户籍后能够获得更完善的社会保障服务，如教育、医疗等，户籍转换家庭预期到收入波动造成的福利损失程度下降，从而可能会降低储蓄率。

随着城镇化推进,进城落户家庭数量逐渐增加,城镇地区消费需求增加,储蓄率可能下降。但现实情况是,储蓄率与城镇化率同步提升,进城落户家庭没有受到“收入效应”影响而释放消费需求。这可能与进城落户群体的消费决策相关。一方面,已有研究发现,进城落户家庭出于物质渴求<sup>①</sup>,具有炫耀型消费动机,继而提高炫耀型消费支出(马小勇和苏云飞,2017)。其原因在于,进城落户家庭由于外部环境改变而提高炫耀型消费支出。而且,进城落户家庭为维持社会网络可能会提高相关支出,而炫耀型支出对于强化社交网络的效用较为明显(汪丽萍,2013)。如购置车辆等耐用消费品属于大额支出,当面对可预期的大额支出时,家庭可以选择负债平滑消费,达到提前消费目的,也可以通过增加储蓄推迟当前的消费。但进城落户家庭由于自有财富不足或收入不稳定,往往面临信贷约束(甘犁等,2018),因而在无法使用负债提前消费时,则提高储蓄率以推迟物质渴求引致的消费需求。

另一方面,尽管主动进城落户的农民属于潜在能力较强的群体(杨金龙,2018),但他们相比于城市本地居民,可能在人力资本水平与劳动技能上仍存在差异,导致他们在城镇劳动力市场上处于劣势地位,造成收入不确定性。此外,进城落户家庭为了获得更好的子女教育或医疗资源,需要为此承担更高的生活成本,这加剧了支出不确定性(钱文荣和李宝值,2013;文洪星和韩青,2018)。已有研究表明,收入不确定性与支出不确定性均会提高家庭的预防性储蓄动机(Chamon and Prasad, 2010)。因此,获得城镇户籍的家庭,可能由于收入波动、子女教育或医疗支出的不确定性而产生预防性储蓄动机,造成储蓄率上升。

## (二) 引入子女教育和赡养父母支出的模型

为讨论农村居民户籍转换对家庭储蓄率的影响,本文参考已有的家庭储蓄决策相关研究(甘犁等,2018;尹志超和张诚,2019),构建一个两期世代交叠模型(overlapping generation model,简称 OLG)。为简化分析,本文假定经济体中其他部门对于家庭决策属于外生冲击。个体储蓄为家庭储蓄的一部分,个体储蓄决策将影响家庭储蓄率。本文通过比较户籍转换个体与非户籍转换个体的储蓄率来讨论农村居民户籍身份转换对其家庭储蓄率的影响。参考柳清瑞和刘淑娜(2020)的研究,本文设定代表性个体会赠予其他家庭成员货币,包括子女教育与赡养父母等支出。

本文做出如下假设:①代表性个体存活两期,个体在第一期拥有农村户籍,并在第二期决定是否将户籍迁移至城镇,迁移概率为 $p$ 。为简化模型, $p$ 的取值为0或1。②个体在两期的消费分别为 $C_1$ 和 $C_2$ ,收入分别为 $w_1$ 和 $w_2$ 。若个体将户籍迁移至城镇,则获得 $gw_2$ 额外工资回报,同时支付 $\tau_2 w_2$ 的成本,包括支出与收入不确定性引致的损失,以及对其他家庭成员货币赠予的变化。③个体在第一期储蓄为 $s_1$ ,与家庭总储蓄 $S_1$ 的关系为 $S_1 = \theta s_1$ ,  $0 \leq \theta \leq 1$ 。④市场利率为 $r$ ,  $0 < r < 1$ ,不考虑通货膨胀带来的实际利率变化。⑤由于不考虑实际利率变化对储蓄决策的影响,本文设定个体的效用函数为对数效用函数形式,效用的贴现因子为 $\beta$ 。

不考虑利他主义动机,个体在两期消费间决定效用最大化,效用函数为:

<sup>①</sup>物质渴求用以衡量家庭对于社会经济地位的追求,主要受到过去的收入或消费水平与相对收入的影响。

$$U = \ln C_1 + \beta \ln C_2 \quad (1)$$

(1) 式中:  $U$  表示个体的效用水平,  $C_1$  表示个体在第一期的消费,  $\beta$  为第二期效用的贴现因子,  $C_2$  表示个体在第二期的消费。个体面临如下预算约束:

$$(1+r)C_1 + C_2 = [1 + p(g - \tau_2)]w_2 + (1+r)w_1 \quad (2)$$

(2) 式中:  $r$  为利率水平,  $p$  表示迁移概率,  $g$  为收入的变化幅度,  $\tau_2$  为户籍转换后个体在第二期需支付的成本,  $w_2$  为第二期的工资水平,  $w_1$  为第一期的工资水平, 其他符号含义与 (1) 式中一致。根据效用函数与预算约束方程, 本文构造拉格朗日函数:

$$L = \ln C_1 + \beta \ln C_2 + \lambda \{ [1 + p(g - \tau_2)]w_2 + (1+r)(w_1 - C_1) - C_2 \} \quad (3)$$

(3) 式中:  $\lambda$  为影子价格, 其他符号含义与 (1) 式、(2) 式中一致。因此, 在最优跨期消费决策下, 个体储蓄为:

$$s_1 = \frac{\beta(1+r)w_1 - [1 + p(g - \tau_2)]w_2}{(1+r)(1+\beta)} \quad (4)$$

(4) 式中:  $s_1$  为个体储蓄, 其他符号含义与 (3) 式一致。(4) 式表示个体储蓄决策的影响因素可以分为两个部分: 一是第一期可支配收入, 该值越高, 个体储蓄越高; 二是第二期的可支配收入, 该值越高, 个体储蓄越低。进一步地, 个体储蓄可表示为:

$$s_1' = \frac{\beta(1+r)w_1 - w_2}{(1+r)(1+\beta)} \quad (5)$$

$$s_1'' = \frac{\beta(1+r)w_1 - (1+g-\tau_2)w_2}{(1+r)(1+\beta)} \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式中:  $s_1'$  为代表性个体在第二期户籍不变时的个体储蓄,  $s_1''$  为该个体在第二期发生户籍转换时的个体储蓄, 其他符号含义与 (4) 式中一致。户籍转换与非户籍转换个体的储蓄差异为:

$$\Delta s = s_1'' - s_1' = \frac{(\tau_2 - g)w_2}{(1+r)(1+\beta)} \quad (7)$$

(7) 式中:  $\Delta s$  表示户籍转换与非户籍转换个体储蓄的差异, 其他符号含义与 (4) 式、(5) 式与 (6) 式中一致。由于  $w_2$ 、 $r$  和  $\beta$  均为正值, 则  $\Delta s$  的正负由  $(\tau_2 - g)$  的大小决定。首先, 考虑到进城落户后, 家中其他家庭成员生活成本可能上升, 因此可能增加对家中其他成员的货币赠予。而劳动力市场上的信息不对称导致的摩擦性失业, 也可能使  $g$  在短期内的变化较小, 或收入波动导致  $\tau_2$  上升。当户籍转换带来的成本大于可支配收入的增长即  $(\tau_2 - g) > 0$  时,  $\Delta s > 0$ , 则个体与家庭的储蓄率上升。其次, 若个体进城落户的主要目的并非寻求更高收入, 而是为子女或其他家庭成员寻求更好的教育或医疗资源, 户籍转换个体收入可能不变, 而进城落户成本增加, 从而使个体储蓄率上升。最

后,根据缓冲存货模型 (Carroll et al., 2000), 户籍转换的个体预期到城镇社会保障水平相对较高, 收入冲击造成的福利损失程度减少, 即当  $(\tau_2 - g) < 0$ 、 $\Delta s < 0$  时, 个体储蓄率下降。据此, 本文提出研究假说 H1。

H1: 农村居民城镇化使得个体储蓄率上升, 从而家庭储蓄率增加。

### (三) 引入预防性储蓄动机和物质渴求动机的模型

本文进一步将代表性个体户籍转换决策后的时期进行划分, 将二期 OLG 模型扩展至三期, 并引入物质渴求动机、利他主义动机与预防性储蓄动机来讨论农村居民城镇化如何影响家庭储蓄率。一方面, 代表性个体可能面临流动性约束 (甘犁等, 2018), 具有物质渴求动机, 从而推迟当期消费并提高储蓄率, 以满足未来消费需求, 则当期消费的效用将下降, 而未来期消费的效用将增加。另一方面, 个体具有利他主义动机 (柳清瑞和刘淑娜, 2020), 可能会为家庭其他成员消费, 并赠予其他家庭成员货币。该赠予可能影响户籍转换代表性个体的预防性储蓄动机, 从而影响储蓄决策。在考虑跨期消费与为家庭其他成员的消费后, 个体效用为:

$$U = \ln C_1 + \beta(1-\varphi)\ln C_2 + \beta^2\varphi\ln C_3 + \eta(\ln H_1 + \gamma\ln H_2 + \gamma^2\ln H_3) \quad (8)$$

(8) 式中:  $U$  为个体效用,  $\varphi$  为个体物质渴求动机,  $C_3$  表示个体在第三期的消费,  $\eta$  为个体利他主义动机,  $\gamma$  衡量为其他家庭成员消费的贴现率,  $H_1$ 、 $H_2$  和  $H_3$  分别表示个体在第一期、第二期和第三期为其他家庭成员的消费, 其他符号含义与 (1) 式一致。个体三期的消费决策面临的预算约束为:

$$C_1 + H_1 + \frac{C_2 + H_2}{1+r} + \frac{C_3 + H_3}{(1+r)^2} = (1-\tau_1)w_1 + \frac{[1+p(g-\tau_2)]w_2}{1+r} + \frac{[1+p(g-\tau_3)]w_3}{(1+r)^2} \quad (9)$$

(9) 式中:  $\tau_1$  衡量个体在第一期所支付的成本, 包含对其他家庭成员的货币赠予,  $\tau_3$  衡量将户籍迁移至城镇后, 在第三期所支付的成本,  $w_3$  表示个体在第三期的收入, 其他符号含义与 (2) 式、(8) 式一致。求解个体预算约束下的效用最大化, 解得  $C_1$  以及各期消费与  $C_1$  的关系:

$$C_1 = \frac{C_2}{\beta(1-\varphi)(1+r)} = \frac{C_3}{\beta^2\varphi(1+r)^2} = \frac{H_1}{\eta} = \frac{H_2}{\eta\gamma(1+r)} = \frac{H_3}{\eta\gamma^2(1+r)^2} \quad (10)$$

(10) 式中的符号含义与 (2) 式、(8) 式一致。解得  $C_1$  为:

$$\begin{aligned} C_1 &= \frac{[1+p(g-\tau_3)]w_3 + (1+r)[1+p(g-\tau_2)]w_2 + (1+r)^2(1-\tau_1)w_1}{(1+r)^2(1+\beta+\eta+\beta^2\varphi-\beta\varphi+\eta\gamma+\eta\gamma^2)} \\ &= \frac{W(w_1, \tau_1, p, g, r)}{(1+r)^2 V(\beta, \eta, \varphi, \gamma)} \end{aligned} \quad (11)$$

(11) 式中:  $W(w_t, \tau_t, p, g, r)$  为由  $w_t$ 、 $\tau_t$ 、 $p$ 、 $g$ 、 $r$  构成的多项式, 其中,  $t$  分别表示第一期至第三期,  $t \in [1, 3]$ ;  $V(\beta, \eta, \phi, \gamma)$  为由  $\beta$ 、 $\eta$ 、 $\phi$ 、 $\gamma$  构成的多项式; 其他符号含义与 (8) 式、(9) 式一致。进一步地, 可以获得第一期的储蓄  $s_1$  和第二期的储蓄  $s_2$ :

$$s_1 = (1 - \tau_1)w_1 - \frac{(1 + \eta)W(w_t, \tau_t, p, g, r)}{(1 + r)^2 V(\beta, \eta, \phi, \gamma)} \quad (12)$$

$$s_2 = [1 + p(g - \tau_2)]w_2 + (1 + r)(1 - \tau_1)w_1 - \frac{W(w_t, \tau_t, p, g, r)(1 + \beta + \eta - \beta\phi + \eta\gamma)}{(1 + r)V(\beta, \eta, \phi, \gamma)} \quad (13)$$

(12) 式与 (13) 式中的符号含义与 (8) 式、(9) 式和 (11) 式一致。为讨论物质渴求动机对储蓄率的影响, 将  $s_2$  对  $\phi$  求偏导, 可得:

$$\frac{\partial s_2}{\partial \phi} = \frac{W(w_t, \tau_t, p, g, r)}{(1 + r)} \cdot \frac{\beta^3 + \beta^2(1 + \eta + \eta\gamma) + \beta\eta\gamma^2}{V^2(\beta, \eta, \phi, \gamma)} > 0 \quad (14)$$

(14) 式中的符号含义与 (8) 式和 (11) 式一致。当个体物质渴求动机提高, 且面临流动性约束而无法提前消费时, 该个体在短期内会提高储蓄率。户籍转换个体不断增加将使得储蓄率上升。随着城镇化推进, 储蓄率会不断上升。据此, 本文提出研究假说 H2。

H2: 农村居民城镇化提高了个体物质渴求动机, 导致家庭储蓄率上升。

接下来, 本文考察农村居民城镇化进程中, 预防性储蓄动机导致储蓄率的变化。将  $s_1$  对户籍转换导致未来可能承担的额外成本  $\tau_2$  与  $\tau_3$  求偏导可得:

$$\frac{\partial s_1}{\partial \tau_2} = \frac{(1 + \eta)pw_2}{(1 + r)V(\beta, \eta, \phi, \gamma)} > 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial s_1}{\partial \tau_3} = \frac{(1 + \eta)pw_3}{(1 + r)^2 V(\beta, \eta, \phi, \gamma)} > 0 \quad (16)$$

(15) 式、(16) 式中的符号含义与 (8) 式、(9) 式和 (11) 式一致。将  $s_2$  对  $\tau_3$  求偏导可得:

$$\frac{\partial s_2}{\partial \tau_3} = \frac{(1 + \beta + \eta - \beta\phi + \eta\gamma)pw_3}{(1 + r)V(\beta, \eta, \phi, \gamma)} > 0 \quad (17)$$

(17) 式中的符号含义与 (8) 式、(9) 式、(11) 式一致。当该代表性个体户籍转换后 ( $p=1$ ), 若预期到进城落户将导致未来教育成本升高、收入不确定性增大或其他成本增加, 使收支发生更大波动, 导致可支配收入下降时, 个体将提高储蓄率, 从而导致家庭储蓄率上升。据此, 本文提出研究假

说 H3。

H3: 农村居民城镇化提高了个体预防性储蓄动机, 导致家庭储蓄率上升。

根据以上分析, 农村居民城镇化对家庭储蓄率的影响机制如图 1 所示。

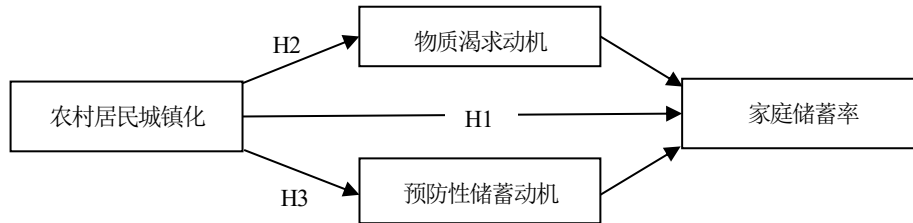


图 1 农村居民城镇化对家庭储蓄率的影响机制

### 三、数据来源与研究设计

#### (一) 数据来源

本文使用的数据来源于北京大学社会科学调查中心开展的中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, 简称 CFPS) 数据库。CFPS 在 2010—2020 年共开展了 6 轮调查, 跟踪收集了家庭的消费、收入与户籍等数据, 反映了家庭经济决策与人口流动情况。CFPS 每个子样本使用三阶段分层抽样得到, 数据覆盖了中国 25 个省份, 具有全国代表性。考虑到 2010 年与 2012 年的调查相对于 2014 年、2016 年和 2018 年的调查存在家庭消费与收入统计项目不一致的问题, 而 2020 年家庭经济库数据尚未公布, 无法进行匹配, 本文使用 2014 年、2016 年和 2018 年的数据作为研究样本。在剔除了仅有单次访问记录与存在变量缺失值的样本后, 本文总共获得 6348 户家庭的 16032 个观测值, 为非平衡面板数据。

#### (二) 变量设定

1. 被解释变量: 家庭储蓄率。由于家庭医疗支出与教育支出具有较强刚性, 本文参照尹志超和张诚 (2019) 的做法, 使用家庭总收入减去常规型消费之差与家庭总收入的比值作为储蓄率。家庭总收入为家庭过去一年工资性收入、经营性收入、财产性收入与其他收入之和, 常规型消费即家庭过去一年家庭总消费剔除医疗支出与教育支出的部分。本文将储蓄率的上限调整至 1, 下限调整至-2。常规储蓄率的表达式如下:

$$saving_1 = \frac{income - (consume - med - edu)}{income} \quad (18)$$

(18) 式中:  $saving_1$  表示常规储蓄率,  $income$  表示家庭总收入,  $consume$  表示家庭总消费,  $med$  表示医疗支出,  $edu$  表示教育支出。

此外, 本文参照吴卫星等 (2021) 的做法构造调整后储蓄率。当家庭总收入与常规型消费之差大于 0 时, 储蓄率为家庭总收入减去常规型消费之差与家庭总收入的比值; 当家庭总收入与常规型消费之差小于或等于 0 时, 储蓄率为家庭总收入减去常规型消费之差与常规型消费的比值。使用这种方法构造调整后储蓄率的优势在于, 可以避免问卷统计偏误导致储蓄率过大的情况。调整后储蓄率的表达

式如下:

$$savings_2 = \begin{cases} \frac{income - (consume - med - edu)}{income}, & \text{若 } income > consume - med - edu \\ \frac{income - (consume - med - edu)}{consume - med - edu}, & \text{若 } income \leq consume - med - edu \end{cases} \quad (19)$$

(19) 式中:  $savings_2$  表示调整后储蓄率, 其他符号含义与 (18) 式一致。调整后储蓄率属于窄口径的家庭储蓄率。

2. 核心解释变量: 户籍身份转换。本文从“农转非”户籍身份转换视角, 探究农村居民城镇化与家庭储蓄率的关系。已有文献多采用“是否有农转非经历”作为解释变量(董志勇和戴圣涛, 2021), 使用此类方法定义的户籍身份转换虚拟变量可能出现偏误, 原因在于样本发生户籍身份转换的时间不一致, 难以识别是否存在其他因素的干扰。若大部分样本户籍身份转换时间距离调查时间较远, 则可能由于获得城镇户籍后逐渐融入城市生活, 户籍身份转换对被解释变量的平均处理效应被错误估计。因此, 本文将“户籍身份转换”作为核心解释变量, 使用“家庭成员在样本时间内, 户口是否由农村户籍转为城镇户籍(农转非)”度量, 以缓解度量偏误。具体而言, 本文通过比较当期与上一期户籍情况, 判断样本是否为户籍身份转换个体。若家庭成员当期城镇户籍, 而上一期为农村户籍, 则属于户籍身份转换个体。当家庭中存在户籍身份转换个体时, “户籍身份转换”虚拟变量在转换后年份赋值为 1, 否则为 0。本文参照 Chen et al. (2015) 的做法, 将对照组界定为其他未发生过农转非的城镇家庭与农村家庭。

3. 控制变量。本文选择户主层面、家庭层面与省份层面控制变量。据前文分析, 生命周期、预防性储蓄动机以及其他影响家庭总收入与常规型消费的因素都可能对家庭储蓄率产生影响 (Modigliani and Cao, 2004; 谢勇, 2011; 林光华, 2013)。本文控制户主年龄和户主年龄平方来消除生命周期对储蓄率的影响。同时, 户主婚姻状况、受教育水平等也可能通过影响收入与消费决策, 或影响预防性储蓄动机来影响家庭储蓄率, 因此本文控制户主婚姻、户主受教育年限和户主工作状态。家庭中的幼年与老年人口数量也可能影响家庭储蓄率, 同时家庭经济情况也是储蓄决策的重要影响因素, 因此本文控制了家庭层面的变量, 包括家庭 60 岁以上老人数量、3 岁及以下孩子数量、4~6 岁孩子数量、7 岁及以上孩子数量、家庭规模、家庭净资产与家庭总负债。省份层面控制变量为省份人均地区生产总值。本文控制家庭固定效应来控制农转非家庭不随时间变化的风险偏好、进取心等遗漏变量, 并控制年份固定效应以控制宏观经济等因素的影响。

4. 机制变量。本文从物质渴求动机与预防性储蓄动机两方面讨论户籍身份转换对家庭储蓄率的影响机制。本文参考周广肃等 (2018) 的研究, 将物质渴求定义为自评经济地位与实际经济地位之比。自评经济地位取值范围为 0~5, 实际经济地位为家庭总财富排序, 用家庭总财富在所有家庭总财富中的 10 分位排序衡量。对于支出不确定性与收入不确定性引致的预防性储蓄动机, 本文选择教育支出和医疗支出占家庭总收入的比例分别表示家庭教育负担与医疗负担, 以此来度量支出的不确定性; 参考尹志超等 (2022) 的做法, 使用户主受教育年限、户主年龄、户主年龄平方项、户主性别、区县固

定效应和时间固定效应对家庭总收入进行回归，获得残差的绝对值以衡量收入不确定性。

### （三）计量模型设定

本文从户籍身份转换视角研究城镇化对家庭储蓄率的影响，计量模型设定如下：

$$Saving_{ijt} = \beta_1 Huji_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \alpha_j + \lambda_t + \mu_{ijt} \quad (20)$$

（20）式中： $Saving_{ijt}$  为  $i$  省份家庭  $j$  在  $t$  年的储蓄率； $Huji_{ijt}$  为家庭是否发生户籍身份转换，即由农业户籍转为非农业户籍； $X_{ijt}$  为包括户主、家庭与省份层面的控制变量； $\alpha_j$  为家庭固定效应； $\lambda_t$  为年份固定效应； $\mu_{ijt}$  为随机扰动项。

### （四）主要变量描述性统计

表 1 报告了本文主要变量的描述性统计。将被解释变量最小值与最大值分别调整至 -2 与 1 后，本文共获得 15961 个观测值，常规储蓄率的均值为 0.11。根据变量定义，调整后储蓄率最小值与最大值分别为 -1 和 1，本文共获得 16032 个观测值，调整后储蓄率的均值为 0.24。核心解释变量均值为 0.06，即 2014—2018 年间，约有 6% 的家庭中有家庭成员由农村户籍转为城镇户籍。在户主层面控制变量中，大部分户主已婚，平均年龄约为 52 岁，户主平均受教育年限为 7 年。为使估计系数尺度易于解读，本文回归时将年龄与年龄平方项、家庭净资产和家庭总负债进行标准化处理。

表 1 变量定义和描述性统计

| 变量类别   | 变量名称       | 变量定义                                                                                        | 观测值数  | 均值    | 标准差    |
|--------|------------|---------------------------------------------------------------------------------------------|-------|-------|--------|
| 被解释变量  | 常规储蓄率      | 家庭总收入减去常规型消费之差与家庭总收入的比值                                                                     | 15961 | 0.11  | 0.77   |
|        | 调整后储蓄率     | 若家庭总收入 > 常规型消费，调整后储蓄率为家庭总收入减去常规型消费之差与家庭总收入的比值；若家庭总收入 ≤ 常规型消费，调整后储蓄率为家庭总收入减去常规型消费之差与常规型消费的比值 | 16032 | 0.24  | 0.48   |
| 核心解释变量 | 户籍身份转换     | 是否有家庭成员由农村户籍转为城镇户籍：是=1，否=0                                                                  | 16032 | 0.06  | 0.23   |
| 控制变量   | 户主婚姻       | 户主是否已婚：已婚=1，未婚=0                                                                            | 16032 | 0.96  | 0.19   |
|        | 户主年龄       | 户主的实际年龄（岁）                                                                                  | 16032 | 51.69 | 12.92  |
|        | 户主受教育年限    | 户主的受教育年限（年），范围为 0~22                                                                        | 16032 | 7.34  | 4.39   |
|        | 户主工作状态     | 户主是否有工作：是=1，否=0                                                                             | 16032 | 0.50  | 0.50   |
|        | 60 岁以上老人数量 | 家庭 60 岁以上成员数量（人）                                                                            | 16032 | 0.81  | 0.90   |
|        | 3 岁及以下孩子数量 | 家庭 3 岁及以下成员数量（人）                                                                            | 16032 | 0.11  | 0.35   |
|        | 4~6 岁孩子数量  | 家庭 4~6 岁成员数量（人）                                                                             | 16032 | 0.10  | 0.34   |
|        | 7 岁及以上孩子数量 | 家庭 7~15 岁成员数量（人）                                                                            | 16032 | 0.34  | 0.63   |
|        | 家庭规模       | 家庭成员数量（人）                                                                                   | 16032 | 3.97  | 1.80   |
|        | 家庭净资产      | 家庭净资产存量（万元）                                                                                 | 16032 | 55.92 | 148.31 |
|        | 家庭总负债      | 家庭负债存量（万元）                                                                                  | 16032 | 3.39  | 12.83  |
|        | 省份人均地区生产总值 | 省份层面的人均地区生产总值（万元/人）                                                                         | 16032 | 4.81  | 2.29   |

表 1 (续)

|      |         |                   |       |      |      |
|------|---------|-------------------|-------|------|------|
| 机制变量 | 物质渴求    | 自评经济地位与实际经济地位之比   | 15812 | 2.56 | 1.76 |
|      | 教育支出收入比 | 教育支出占家庭总收入的比例 (%) | 12115 | 0.36 | 0.44 |
|      | 医疗支出收入比 | 医疗支出占家庭总收入的比例 (%) | 16032 | 0.40 | 0.44 |
|      | 收入不确定性  | 标准化收入决定方程所获残差的绝对值 | 15963 | 0    | 1    |

表 2 报告了实验组和控制组的户籍身份转换与家庭储蓄率概况。为避免实验组和控制组观测值数差距较大导致的偏误,本文使用 Bootstrap 分层抽样获得 t 值。未发生户籍身份转换家庭的常规储蓄率均值为 0.1022,户籍身份转换家庭的常规储蓄率均值为 0.2148,二者差值为-0.1127。未发生户籍身份转换家庭的调整后储蓄率均值为 0.2354,户籍身份转换家庭的调整后储蓄率均值为 0.3050,二者差值为-0.0696。实验组与控制组差值均在 1%水平上显著,说明户籍身份转换家庭的储蓄率高于未发生户籍身份转换家庭。但是,户籍身份转换与家庭储蓄率之间是否存在因果关系,以及户籍身份转换对家庭储蓄率的影响机制是什么,仍需要进一步检验。

表 2 户籍身份转换与家庭储蓄率概况

|        | 观测值数  |     | 均值     |        | 差值      | t 值        |
|--------|-------|-----|--------|--------|---------|------------|
|        | 控制组   | 实验组 | 控制组    | 实验组    |         |            |
| 常规储蓄率  | 14970 | 991 | 0.1022 | 0.2148 | -0.1127 | -5.1458*** |
| 调整后储蓄率 | 15039 | 993 | 0.2354 | 0.3050 | -0.0696 | -4.7688*** |

注:①\*\*\*表示 1%的显著性水平。②t 值使用 Bootstrap 获得,根据实验组与控制组分层抽样,抽样次数为 300。

#### 四、回归结果分析

##### (一) 基准回归

本文将常规储蓄率和调整后储蓄率作为被解释变量,将户籍身份转换作为核心解释变量,使用双向固定效应模型进行估计。基准回归模型的估计结果如表 3 所示。回归结果显示,户籍身份转换对常规储蓄率和调整后储蓄率具有显著的正向影响,表明农村居民城镇化显著提高了家庭储蓄率,假说 H1 得以验证。

表 3 基准回归模型的估计结果

| 变量      | 回归 1<br>常规储蓄率 |        | 回归 2<br>调整后储蓄率 |        |
|---------|---------------|--------|----------------|--------|
|         | 系数            | 稳健标准误  | 系数             | 稳健标准误  |
| 户籍身份转换  | 0.0996**      | 0.0502 | 0.0682**       | 0.0307 |
| 户主婚姻    | -0.0966       | 0.0639 | -0.0691*       | 0.0398 |
| 户主年龄    | 0.0057        | 0.0075 | 0.0028         | 0.0046 |
| 户主年龄平方  | -0.0000       | 0.0001 | -0.0000        | 0.0000 |
| 户主受教育年限 | -0.0042       | 0.0038 | -0.0042*       | 0.0024 |
| 户主工作状态  | -0.0545**     | 0.0234 | -0.0242*       | 0.0147 |

表3 (续)

|                   |            |        |            |        |
|-------------------|------------|--------|------------|--------|
| 60 岁以上老人数量        | -0.0256    | 0.0182 | -0.0120    | 0.0113 |
| 3 岁及以下孩子数量        | 0.0084     | 0.0304 | -0.0010    | 0.0189 |
| 4~6 岁孩子数量         | 0.0041     | 0.0331 | -0.0004    | 0.0200 |
| 7 岁及以上孩子数量        | 0.0291     | 0.0220 | 0.0159     | 0.0133 |
| 家庭规模              | 0.0786***  | 0.0121 | 0.0535***  | 0.0075 |
| 家庭净资产             | 0.0098     | 0.0087 | 0.0104*    | 0.0056 |
| 家庭总负债             | -0.0351*** | 0.0088 | -0.0201*** | 0.0055 |
| 省份人均地区生产总值        | -0.0076    | 0.1433 | 0.0056     | 0.0866 |
| 常数项               | -0.1875    | 1.5473 | -0.0602    | 0.9345 |
| 家庭固定效应            | 已控制        |        | 已控制        |        |
| 年份固定效应            | 已控制        |        | 已控制        |        |
| 观测值数              | 15961      |        | 16032      |        |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.0095     |        | 0.0111     |        |

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②稳健标准误聚类到家庭层面。

## (二) 自选择导致的内生性问题处理

本文核心解释变量估计系数可能存在自选择导致的偏误。家庭由农村户籍转为城镇户籍可能具有自选择效应而非随机的，户籍身份转换决策受到落户意愿、个人能力等不可观测因素的影响（杨金龙，2018）。农村户籍转为城镇户籍的个体往往是能力较强的个体，故收入水平或受教育水平较高。若家庭成员户籍身份发生转换，消费水平保持不变，则储蓄率处于较高水平，直接比较实验组与控制组的家庭储蓄率可能导致户籍身份转换系数中包含这类人群的固定效应。因此，本文使用倾向得分匹配法（propensity score matching，简称 PSM）缓解自选择导致的估计偏误。

在匹配前，本文讨论关于匹配方式选择的两个问题。第一，由于实验组仅占总样本的约 6%，使用 k 近邻匹配将会损失大量控制组样本，而半径匹配更适用于实验组数量较多的样本，因此，本文使用核匹配方法。第二，PSM 适用于截面数据，当数据为面板数据时，学者多将面板数据视为混合截面数据进行混合匹配。但是，混合匹配可能会导致自匹配与不同期匹配的问题，即某个家庭可能被匹配到其他期该家庭或其他家庭，故本文选择逐期匹配的方式获得倾向得分。具体而言：首先，采用 Logit 模型将所有协变量对户籍身份转换虚拟变量进行回归，获得倾向得分值。其次，使用核匹配法获得实验组与控制组样本。再次，检验匹配后协变量在控制组与实验组之间是否仍存在显著差异。平衡性检验结果表明<sup>①</sup>，各年份、各变量标准化偏差均大幅缩小，协变量均在 5%水平上拒绝“实验组与控制组存在显著差异”的原假设，表明本文选择的协变量与匹配方法是合适的。最后，本文选择处于实验组与控制组中的个体作为样本，重新估计基准回归模型。

<sup>①</sup>由于篇幅限制，平衡性检验结果从略。

表 4 报告了使用 PSM 方法调整样本后的估计结果。在考虑控制变量、家庭固定效应和年份固定效应的情况下，户籍身份转换对常规储蓄率影响的估计系数为 0.0948，对调整后储蓄率影响的估计系数为 0.0653，与基准回归模型估计结果基本一致。估计结果显示，在缓解了自选择导致的估计偏误后，户籍身份转换仍对家庭储蓄率具有正向影响，表明基准回归结果具有一定稳健性。

表 4 使用 PSM 方法调整样本后的估计结果

| 变量                | 回归 1<br>常规储蓄率 |        | 回归 2<br>调整后储蓄率 |        |
|-------------------|---------------|--------|----------------|--------|
|                   | 系数            | 稳健标准误  | 系数             | 稳健标准误  |
| 户籍身份转换            | 0.0948*       | 0.0503 | 0.0653**       | 0.0308 |
| 控制变量              | 已控制           |        | 已控制            |        |
| 家庭固定效应            | 已控制           |        | 已控制            |        |
| 年份固定效应            | 已控制           |        | 已控制            |        |
| 观测值数              | 15907         |        | 15978          |        |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.0099        |        | 0.0114         |        |

注：①\*\*和\*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②稳健标准误差聚类到家庭层面。

### （三）遗漏变量与反向因果导致的内生性问题处理

本文估计结果还可能受到遗漏变量与反向因果的影响。第一，遗漏变量。尽管本文控制了可能影响家庭户籍身份转换决策与家庭储蓄行为的户主层面、家庭层面的变量，同时在估计中控制家庭固定效应与年份固定效应，但仍然可能存在不可观测因素，如随时间变化的个人能力等，使得户籍身份转换估计系数有偏。遗漏变量偏误公式为  $\hat{\beta} = \beta + \gamma\omega$ ， $\gamma$  为遗漏变量对户籍身份转换的影响， $\omega$  为遗漏变量对家庭储蓄率的影响。能力越强的个体，越倾向于获得城镇户籍以进一步增加自身收入，寻求阶级的向上跃迁，因而  $\gamma$  方向为正。此外，农村户籍转换为城镇户籍的个体往往受教育年限较长或能力较强，具备投资金融市场的知识或能力，而进城后城市金融可得性提高，因此，他们可能将部分储蓄资产转换为风险资产或其他更高收益的资产，以寻求财富增值。可见，遗漏的个人能力变量可能导致储蓄率下降，即  $\omega$  方向为负，从而  $\gamma\omega < 0$ ， $E(\hat{\beta}) - \beta < 0$ 。本文预期家庭户籍身份转换对储蓄率的影响方向为正，即  $\hat{\beta}$ 、 $\beta$  方向为正，因此， $E(\hat{\beta}) < \beta$ ，表明直接使用固定效应模型估计可能低估户籍身份转换对家庭储蓄行为的影响。第二，反向因果。若家庭拥有在城镇落户的意愿但还未落户，为应对进城后的不确定性，可能出于预防性储蓄动机提前进行储蓄。此外，部分城市落户门槛也可能导致家庭增加储蓄来应对购房落户。因此，家庭储蓄行为可能影响家庭的户籍身份转换决策。综上所述，遗漏变量与反向因果导致的内生性都可能导致户籍身份转换的估计系数产生偏误。

基于此，本文参考曹翔等（2021）的做法，使用城市河流长度作为户籍身份转换的工具变量。工具变量需要满足相关性与外生性假设。第一，相关性假设，城市河流长度与发展水平相关，城市发展水平越高，对河流的依赖性越强（刘沁萍等，2012）。而城市发展水平是农村户籍人口迁移至城镇的

拉力,城市发展水平越高,社会保障与基础设施越丰富,越能吸引农村人口进城落户。因此,城市河流长度应与农村居民城镇化呈现正相关关系。第二,外生性假设,在交通发达与通信设施完善的情况下,地理环境难以直接影响家庭经济决策。因此,城市河流长度可能仅通过影响家庭的户籍身份转换,间接影响家庭储蓄率。由于城市河流长度非时变变量,直接估计可能导致第二阶段估计失效,因此本文将城市河流长度与市级层面户籍身份转换均值的交乘项作为工具变量。

表5报告了使用工具变量法的估计结果。第一阶段估计结果表明,城市河流长度与市级层面户籍身份转换均值的交乘项对户籍身份转换具有显著的正向影响。回归2是以常规储蓄率为被解释变量的估计结果,回归3是以调整后储蓄率为被解释变量的估计结果。第二阶段估计结果表明,户籍身份转换显著提高了家庭储蓄率。Kleibergen-Paap rk LM 统计量表明本文所选工具变量通过了不可识别检验,Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量表明,本文所选工具变量不存在弱工具变量问题。综上所述,农村居民城镇化对家庭储蓄率具有显著的正向影响。

表5 使用工具变量法的估计结果

| 变量                            | 第一阶段                  | 第二阶段                 |                      |
|-------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                               | 回归1<br>户籍身份转换         | 回归2<br>常规储蓄率         | 回归3<br>调整后储蓄率        |
| 户籍身份转换                        |                       | 0.4952**<br>(0.2424) | 0.3119**<br>(0.1450) |
| 城市河流长度×市级层面户籍身份转换均值           | 0.1241***<br>(0.0112) |                      |                      |
| 控制变量                          | 已控制                   | 已控制                  | 已控制                  |
| 家庭固定效应                        | 已控制                   | 已控制                  | 已控制                  |
| 年份固定效应                        | 已控制                   | 已控制                  | 已控制                  |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量     | 97.622                |                      |                      |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 122.769               |                      |                      |
| 观测值数                          | 12939                 | 12649                | 12708                |

注:①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

## 五、进一步检验

据上文理论分析,农村居民城镇化可能通过物质渴求动机与预防性储蓄动机对家庭储蓄率产生影响。本文接下来对这两种机制进行检验。具体而言:本文先检验户籍身份转换如何影响家庭总收入与常规型消费,并讨论物质渴求动机是否影响家庭消费结构,进而影响家庭储蓄率;然后从教育支出、医疗支出与收入不确定性三个方面,检验预防性储蓄动机是否为户籍身份转换影响家庭储蓄率的机制。

### (一) 物质渴求动机

本文先讨论农村居民城镇化如何通过影响家庭总收入和常规型消费来影响家庭储蓄率。家庭总收

入与常规型消费在回归时均取对数处理。估计结果如表 6 回归 1 和回归 2 所示。户籍身份转换对家庭总收入具有显著的正向影响，但户籍身份转换对常规型消费的影响不显著，收入水平上升而消费水平不变可能是户籍身份转换推高家庭储蓄率的原因。

接着，本文讨论户籍身份转换是否改变了家庭消费结构。本文将家庭消费结构划分为日常消费、炫耀型消费和其他消费。日常消费占比为食物、衣物和住房消费占常规型消费的比重；炫耀型消费指能够满足主观福利的需求，使“名誉”和“社会地位”提升的消费（马小勇和苏云飞，2017），炫耀型消费占比使用首饰、汽车等高档品消费占常规型消费的比重度量；其他消费占比为交通通信、文化娱乐、旅游消费和其他消费占常规型消费的比重。结果表明，户籍身份转换对日常消费占比与其他消费占比影响不显著，而对炫耀型消费占比具有显著的负向影响。

表 6 户籍身份转换对家庭总收入、家庭常规型消费与家庭消费结构影响的估计结果

| 变量                | 回归 1<br>家庭总收入        | 回归 2<br>常规型消费       | 回归 3<br>日常消费占比     | 回归 4<br>炫耀型消费占比      | 回归 5<br>其他消费占比     |
|-------------------|----------------------|---------------------|--------------------|----------------------|--------------------|
| 户籍身份转换            | 0.0972**<br>(0.0473) | -0.0210<br>(0.0400) | 0.0074<br>(0.0103) | -0.0172*<br>(0.0095) | 0.0099<br>(0.0072) |
| 控制变量              | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                  | 已控制                |
| 家庭固定效应            | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                  | 已控制                |
| 年份固定效应            | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                  | 已控制                |
| 观测值数              | 15966                | 15966               | 15895              | 15963                | 15895              |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.0548               | 0.0355              | 0.0035             | 0.0023               | 0.0041             |

注：①\*\*和\*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

进一步地，本文通过检验家庭是否具有物质渴求动机来讨论家庭是否推迟了当期炫耀型消费，从而使得个体户籍身份转换对当期炫耀型消费产生抑制作用，估计结果如表 7 回归 1 至回归 3 所示。回归 1 结果显示，户籍身份转换显著提高了家庭物质渴求，其边际影响为 0.2340。回归 2 和回归 3 检验物质渴求对家庭储蓄率的影响，结果表明，物质渴求在 1%显著性水平上提高了家庭常规储蓄率和调整后储蓄率，其边际影响分别为 0.1383 和 0.0919。据此，本文研究发现，户籍身份转换的家庭出于物质渴求动机而提高储蓄率。

家庭除了通过储蓄推迟当期消费外，还可使用负债平滑消费。但户籍身份转换家庭由于财富积累不足，可能面临信贷约束，从而只能通过储蓄来推迟当期消费。本文将物质渴求与信贷约束相乘获得交乘项<sup>①</sup>，进一步检验这一猜想。表 7 回归 4 和回归 5 显示，交乘项显著且系数方向为正，表明当家庭存在物质渴求动机时，它面临的信贷约束显著提高了家庭储蓄率。

<sup>①</sup>信贷约束变量根据调查对象对问卷中“您家借钱金额较大时，有没有被拒绝的经历？”问题的回答定义：若回答“有”，该变量赋值为 1；否则，该变量赋值为 0。

表 7 物质渴求机制分析的估计结果

| 变量                | 回归 1<br>物质渴求        | 回归 2<br>常规储蓄率         | 回归 3<br>调整后储蓄率        | 回归 4<br>常规储蓄率         | 回归 5<br>调整后储蓄率        |
|-------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 户籍身份转换            | 0.2340*<br>(0.1384) |                       |                       |                       |                       |
| 物质渴求              |                     | 0.1383***<br>(0.0031) | 0.0919***<br>(0.0019) | 0.1380***<br>(0.0043) | 0.0916***<br>(0.0026) |
| 物质渴求×信贷约束         |                     |                       |                       | 0.0359**<br>(0.0151)  | 0.0208**<br>(0.0089)  |
| 控制变量              | 已控制                 | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                   |
| 家庭固定效应            | 已控制                 | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                   |
| 年份固定效应            | 已控制                 | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                   |
| 观测值数              | 15812               | 15807                 | 15812                 | 9432                  | 9436                  |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.0098              | 0.1982                | 0.2280                | 0.2091                | 0.2379                |

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

综上所述，户籍身份转换的家庭成员出于物质渴求动机，在自身财富积累不足而面临信贷约束时，选择推迟当期消费、提高储蓄率，以满足未来消费需要。因此，假说 H2 得以验证。

## （二）预防性储蓄动机

本文进一步检验户籍身份转换的家庭是否由于支出和收入不确定性产生预防性储蓄动机，从而提高家庭储蓄，表 8 报告了估计结果。回归 1 和回归 4 结果表明，家庭教育支出的负担越大，户籍身份转换后家庭储蓄率越高，系数估计值分别为 0.4215 和 0.2392。回归 2 和回归 5 检验结果显示，家庭医疗支出越高，户籍身份转换对储蓄率的正向影响越大。回归 3 和回归 6 为收入不确定性对户籍身份转换家庭储蓄率的影响，结果表明，收入不确定性的增加提高了家庭储蓄率。综上所述，户籍身份转换的家庭由于存在对未来教育、医疗支出与收入不确定性的担忧，产生了预防性储蓄动机，从而提高储蓄率，H3 得以验证。

表 8 预防性储蓄机制分析的估计结果

| 变量             | 常规储蓄率               |                       |                     | 调整后储蓄率              |                     |                      |
|----------------|---------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                | 回归 1                | 回归 2                  | 回归 3                | 回归 4                | 回归 5                | 回归 6                 |
| 户籍身份转换         | 0.0291<br>(0.0576)  | 0.0318<br>(0.0467)    | 0.0924*<br>(0.0500) | 0.0292<br>(0.0361)  | 0.0377<br>(0.0295)  | 0.0678**<br>(0.0309) |
| 户籍身份转换×教育支出收入比 | 0.4215*<br>(0.2519) |                       |                     | 0.2392*<br>(0.1426) |                     |                      |
| 户籍身份转换×医疗支出收入比 |                     | 0.4797***<br>(0.1702) |                     |                     | 0.1692*<br>(0.0994) |                      |
| 户籍身份转换×收入不确定性  |                     |                       | 0.0503*<br>(0.0277) |                     |                     | 0.0302*<br>(0.0176)  |

表 8 (续)

|                   |        |        |        |        |        |        |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 控制变量              | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    |
| 家庭固定效应            | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    |
| 年份固定效应            | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    |
| 观测值数              | 12115  | 15961  | 15958  | 12115  | 16032  | 15963  |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.0897 | 0.1099 | 0.0188 | 0.0910 | 0.0994 | 0.0153 |

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

## 六、异质性分析

本文分别从家庭收入和财富、户主年龄与家庭总负债三个方面，讨论户籍身份转换对家庭储蓄率影响的异质性。其原因在于：从家庭收入和财富上看，一方面，高收入与高财富家庭面临的流动性约束较小，能够通过借贷等方式提前消费，以满足物质渴求动机的需要，因此无须提高家庭储蓄率；另一方面，低收入和低财富家庭可能通过储蓄和财富的逐步积累来缓解流动性约束。从户主年龄上看，生命周期假说认为，个体年龄是影响家庭储蓄率的重要因素。从家庭总负债上看，家庭加杠杆有利于促进消费，但杠杆水平过高又会抑制消费，提高家庭储蓄率的意愿（高东胜等，2020）。因此，户籍身份转换对家庭储蓄率的影响可能在不同收入和财富、不同年龄与不同负债规模的家庭间存在异质性。表 9 展示了异质性分析回归结果。

表 9 异质性检验的估计结果

| 变量                | 被解释变量：常规储蓄率          |                    |                     |                    |                      |                     |                    |                       |
|-------------------|----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|----------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|
|                   | 低收入                  | 高收入                | 低财富                 | 高财富                | 低年龄                  | 高年龄                 | 低负债                | 高负债                   |
| 户籍身份转换            | 0.2162**<br>(0.1057) | 0.0752<br>(0.0511) | 0.1504*<br>(0.0906) | 0.0871<br>(0.0750) | 0.1622*<br>(0.0830)  | 0.0097<br>(0.0793)  | 0.0073<br>(0.0720) | 0.2132**<br>(0.0979)  |
| 控制变量              | 已控制                  | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                   |
| 家庭固定效应            | 已控制                  | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                   |
| 年份固定效应            | 已控制                  | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                   |
| 观测值数              | 6814                 | 6759               | 6501                | 6402               | 6693                 | 7423                | 5775               | 5829                  |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.0215               | 0.0072             | 0.0165              | 0.0091             | 0.0085               | 0.0142              | 0.0096             | 0.0147                |
| 变量                | 被解释变量：调整后储蓄率         |                    |                     |                    |                      |                     |                    |                       |
|                   | 低收入                  | 高收入                | 低财富                 | 高财富                | 低年龄                  | 高年龄                 | 低负债                | 高负债                   |
| 户籍身份转换            | 0.1362**<br>(0.0613) | 0.0533<br>(0.0327) | 0.1031*<br>(0.0556) | 0.0571<br>(0.0464) | 0.1249**<br>(0.0489) | -0.0105<br>(0.0486) | 0.0175<br>(0.0482) | 0.1517***<br>(0.0570) |
| 控制变量              | 已控制                  | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                   |
| 家庭固定效应            | 已控制                  | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                   |
| 年份固定效应            | 已控制                  | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                   |

表 9 (续)

|                   |        |        |        |        |        |        |        |        |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 观测值数              | 6819   | 6759   | 6528   | 6442   | 6728   | 7459   | 5813   | 5856   |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.0268 | 0.0088 | 0.0202 | 0.0101 | 0.0095 | 0.0170 | 0.0129 | 0.0174 |

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。③由于分组回归后存在与固定效应完全共线的观测值，部分样本丢失。

第一，家庭收入和财富方面。表 9 家庭收入分组回归结果显示，户籍身份转换对低收入组家庭储蓄率具有显著的正向影响，而在高收入组中，户籍身份转换的估计系数不显著。家庭总资产分组回归结果表明，户籍身份转换对家庭储蓄率的影响在低财富组别中显著，在高财富组别中不显著。一个可能的解释是，低收入和低财富家庭由于资产积累较少，面临流动性约束，故户籍身份转换会提升他们的家庭储蓄率。

第二，户主年龄方面。本文仅保留户主发生户籍身份转换的样本，并根据户主年龄的中位数（51 岁）分组回归，检验户籍身份转换对不同户主年龄家庭储蓄率的影响。回归结果表明，户籍身份转换显著提高户主低年龄组别的储蓄率。可能的原因是，低年龄户主处于收入上升、财富积累阶段，因此储蓄率的增幅较大。此外，户籍身份转换的群体由于消费习惯效应（Carroll et al., 2000），短期内消费不会随着收入提高而增加，因此储蓄率增加。

第三，家庭总负债方面。本文根据家庭总负债中位数来界定高负债与低负债家庭，检验户籍身份转换对不同负债水平家庭储蓄率的影响。表 9 家庭负债分组估计结果显示，户籍身份转换对高负债家庭储蓄率具有显著的正向影响。高负债家庭面临还本付息的压力，在收入增幅低于支出增幅的情况下，户籍身份转换对家庭储蓄率的影响较为显著。

## 七、稳健性检验

本文采用更换 PSM 匹配方法、替换被解释变量度量方式与调整固定效应层级、剔除非户主户籍身份转换样本、考虑金融资产与经营性资产投资、使用 Tobit 模型估计和考虑遗漏变量偏误等方式做进一步检验，结果表明，本文研究结果具有较强的稳健性。

### （一）更换 PSM 匹配方法

本文将 PSM 核匹配方式更换为一对四近邻匹配、一对九近邻匹配与半径匹配，检验 PSM 估计结果是否受到匹配方式的影响。表 10 汇报了更换 PSM 匹配方法的回归结果。估计结果表明，使用 k 邻匹配将损失大量控制组样本，但户籍身份转换仍然对储蓄率有显著的正向影响。同时，本文将匹配方法更换为半径匹配后，户籍身份转换对储蓄率的影响系数与基准回归结果基本一致。

表 10 更换 PSM 匹配方法的回归结果

| 变量     | 一对四近邻匹配  |          | 一对九近邻匹配  |          | 半径匹配     |          |
|--------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
|        | 回归 1     | 回归 2     | 回归 3     | 回归 4     | 回归 5     | 回归 6     |
|        | 常规储蓄率    | 调整后储蓄率   | 常规储蓄率    | 调整后储蓄率   | 常规储蓄率    | 调整后储蓄率   |
| 户籍身份转换 | 0.2361*  | 0.1301*  | 0.1689** | 0.0908*  | 0.0948*  | 0.0653** |
|        | (0.1343) | (0.0791) | (0.0859) | (0.0535) | (0.0503) | (0.0308) |

表 10 (续)

|                   |        |        |        |        |        |        |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 控制变量              | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    |
| 家庭固定效应            | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    |
| 年份固定效应            | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    | 已控制    |
| 观测值数              | 2098   | 2102   | 4898   | 4917   | 15907  | 15978  |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.0176 | 0.0163 | 0.0122 | 0.0144 | 0.0099 | 0.0114 |

注：①\*\*和\*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

### (二) 替换被解释变量度量方式与调整固定效应层级

本文通过替换被解释变量度量方式，即以包含医疗支出与教育支出的家庭总消费来计算宽口径的家庭储蓄率，具体而言：第一，宽口径的常规储蓄率为家庭总收入减去家庭总消费之差与家庭总收入的比值。第二，若家庭总收入大于家庭总消费，宽口径的调整后储蓄率为家庭总收入减去家庭总消费与家庭总收入的比值；若家庭总收入小于等于家庭总消费，宽口径的调整后储蓄率为家庭总收入减去家庭总消费与家庭总消费的比值。第三，本文参考 Chamon and Prasad (2010) 的做法，重新构造对数储蓄率，使用家庭总收入的对数减去家庭总消费的对数之差度量。结果均表明，将被解释变量替换为使用不同度量方式的家庭储蓄率进行回归，所得估计系数与基准回归基本相同。此外，本文将固定效应层级调整为社区层级，以防止解释变量组内无变化值过多而导致估计偏误。估计结果均表明<sup>①</sup>，农村居民城镇化对家庭储蓄率具有显著的正向影响。

### (三) 剔除非户主户籍身份转换样本

本文选择财务问题回答人作为户主，因此户主以外的家庭成员发生户籍身份转换可能不对家庭储蓄率产生影响。本文将非户主户籍身份转换的样本从实验组剔除，重新进行估计。结果表明，剔除非户主户籍身份转换的样本后，本文研究结果基本不受影响。

### (四) 考虑金融资产与经营性资产投资

由于家庭的金融市场参与和经营性资产投资均可能对储蓄率造成影响，本文进一步考虑对金融资产与经营性资产的投资是否影响户籍身份转换家庭的储蓄决策。本文从家庭净资产中拆分出金融资产与经营性资产，作为家庭金融市场参与和经营性资产投资的代理变量。在控制了该变量后，户籍身份转换对家庭储蓄率仍然具有正向影响，表明家庭的投资决策不会影响本文研究结果。

### (五) 使用 Tobit 模型估计

本文参考尹志超和张诚 (2019) 的研究，将常规储蓄率的上下限分别设定为-2 和 1，将调整后储蓄率的上下限分别设定为-1 和 1，有少部分样本位于极值处。出于稳健性考虑，本文使用 Tobit 模型，并控制社区固定效应进行重新估计。估计结果显示，使用 Tobit 模型估计不会影响本文研究结果。

### (六) 考虑遗漏变量偏误

本文基准回归中控制了户主、家庭与省份层面的变量，同时加入家庭固定效应与年份固定效应，

<sup>①</sup>由于篇幅限制，稳健性检验部分估计结果从略。

避免非时变家庭特征与宏观经济因素对估计结果的影响，但仍然可能存在家庭层面的遗漏变量或时变的不可观测变量，影响户籍身份转换变量的估计系数。因此，本文参考 Oster（2019）的做法，使用边界检验方法讨论不可观测变量对户籍身份转换估计系数的影响，本质上是根据可观测变量对核心解释变量户籍身份转换的影响强度，基于参数设定估算不可观测变量对估计结果的影响。使用边界检验方法的估计结果表明，本文基准回归结果受不可观测变量影响而出现偏误的可能性较小。

## 八、研究结论与政策启示

中国家庭高储蓄率之谜引发了国内外学者的讨论，厘清中国高储蓄率的原因有助于扩大内需，强化消费对经济增长的拉动作用，但现有文献较少关注快速推进的城镇化与持续攀升的储蓄率之间是否存在关联。据此，本文研究了农村居民城镇化过程中，户籍身份转换对家庭储蓄率的影响。本文通过构建 OLG 模型，从理论上推导户籍身份转换对家庭储蓄率具有正向影响，并利用 2014 年、2016 年和 2018 年 CFPS 数据，研究发现农村居民户籍身份转换推高了家庭储蓄率。这一结果在使用 PSM 和工具变量法估计后仍然成立。机制分析发现，农村居民户籍身份转换提高了家庭总收入，而由于消费习惯，家庭日常消费不会发生较大变化，但物质渴求动机与信贷约束导致家庭通过提高储蓄率推迟当期炫耀型消费。同时，本文发现出于预防性储蓄动机，刚性支出与收入不确定性导致家庭储蓄率提高。此外，本文发现对于低收入、低财富、低户主年龄和高负债的家庭，户籍身份转换对家庭储蓄率的正向影响较显著。本文通过更换 PSM 匹配方法等方式进行稳健性检验，结果表明研究结论具有较强的稳健性。

释放进城落户居民的消费需求、降低其预防性储蓄动机有利于促进储蓄率下降，提高居民消费对经济增长的贡献。基于上述分析，本文得到如下政策启示：第一，持续推进普惠金融的发展，提高进城落户家庭获取信贷的便利性。如为进城落户家庭提供较优惠的贷款政策，提高这类家庭通过贷款平滑消费的能力，释放进城落户家庭的消费需求。另外，相关部门也应当加强金融教育，使户籍身份转换家庭在不陷入财务困境的前提下，通过适度贷款来缓解消费压力。第二，建立健全进城落户家庭的社会保障制度，如医疗保障制度和子女教育保障制度，减少这类家庭的医疗负担与教育负担，降低其预防性储蓄动机。此外，为进城落户的农民工提供就业培训，提高其劳动技能，有助于他们进入工作较稳定的岗位，缓解收入不确定性导致的储蓄率上升。第三，尽管近两年最终消费对拉动经济增长的贡献有所提升，但应当认识到相比于发达国家，中国家庭部门消费仍处于较低水平，这不利于构建以国内大循环为主体的新发展格局。因此，政府部门应当继续坚持将扩大内需作为战略基点，降低国民经济对出口和投资的依赖程度，进一步提升消费对经济的拉动作用。

### 参考文献

- 1.曹翔、高瑀、刘子琪，2021：《农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析》，《中国农村经济》第10期，第64-83页。
- 2.陈斌开、杨汝岱，2013：《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》，《经济研究》第1期，第110-122页。

- 3.董志勇、戴圣涛, 2021: 《城乡流动、户籍转换与社会地位认同感》, 《经济与管理评论》第3期, 第5-19页。
- 4.冯明, 2017: 《农民工与中国高储蓄率之谜——基于搜寻匹配模型的分析》, 《管理世界》第4期, 第20-31页、第59页、第187页。
- 5.傅程远、陈蕾, 2017: 《人口因素对居民储蓄率的影响研究》, 《经济经纬》第3期, 第147-152页。
- 6.甘犁、赵乃宝、孙永智, 2018: 《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》, 《经济研究》第12期, 第34-50页。
- 7.高东胜、岳岐峰、杨迪、邓东雅、龚旭, 2020: 《居民杠杆率对消费的影响效应: 促进还是抑制》, 《经济学家》第8期, 第100-109页。
- 8.蒋云赞, 2009: 《我国人口结构变动对国民储蓄的影响的代际分析》, 《经济科学》第1期, 第30-38页。
- 9.柳清瑞、刘淑娜, 2020: 《家庭杠杆率的生育效应及其城乡差异——基于扩展 OLG 模型的实证检验》, 《人口研究》第2期, 第87-101页。
- 10.陆铭, 2011: 《玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化》, 《南方经济》第6期, 第23-37页。
- 11.刘沁萍、田洪阵、杨永春, 2012: 《基于 GIS 和遥感的中国城市分布与自然环境关系的定量研究》, 《地理科学》第6期, 第686-693页。
- 12.林光华, 2013: 《农户收入风险与预防性储蓄——基于江苏农户调查数据的分析》, 《中国农村经济》第1期, 第55-66页。
- 13.马小勇、苏云飞, 2017: 《中国城乡居民炫耀性消费的比较分析——基于 CFPS 数据的经验研究》, 《福建论坛(人文社会科学版)》第12期, 第32-41页。
- 14.钱文荣、李宝值, 2013: 《不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国 2679 个农民工的调查数据》, 《中国农村经济》第11期, 第57-71页。
- 15.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, 第91-109页。
- 16.吴卫星、张旭阳、吴锬, 2021: 《金融素养与家庭储蓄率——基于理财规划与借贷约束的解释》, 《金融研究》第8期, 第119-137页。
- 17.万广华、江葳蕤、赵梦雪, 2022: 《城镇化的共同富裕效应》, 《中国农村经济》第4期, 第2-22页。
- 18.汪丽萍, 2013: 《融入社会视角下的新生代农民工消费行为——市民化消费和炫耀性消费》, 《农村经济》第6期, 第126-129页。
- 19.谢勇, 2011: 《中国农村居民储蓄率的影响因素分析》, 《中国农村经济》第1期, 第77-87页。
- 20.杨金龙, 2018: 《户籍身份转化会提高农业转移人口的经济收入吗?》, 《人口研究》第3期, 第24-37页。
- 21.尹志超、吴子硕、蒋佳伶, 2022: 《移动支付对中国家庭储蓄率的影响》, 《金融研究》第9期, 第57-74页。
- 22.尹志超、张诚, 2019: 《女性劳动参与对家庭储蓄率的影响》, 《经济研究》第4期, 第165-181页。
- 23.周广肃、樊纲、李力行, 2018: 《收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资》, 《世界经济》第4期, 第53-74页。

- 24.赵奉军, 2016: 《城市让生活更美好——户籍身份变动与居民生活满意度》, 《中国农村观察》第4期, 第56-71、第96页。
- 25.Carroll, C. D., J. Overland, and D. N. Weil, 2000, “Saving and Growth with Habit Formation”, *American Economic Review*, 90(3): 341-355.
- 26.Chamon, M. D., and E. S. Prasad, 2010, “Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising?”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1): 93-130.
- 27.Chen, B., M. Lu, and N. Zhong, 2015, “How Urban Segregation Distorts Chinese Migrants’ Consumption?”, *World Development*, Vol. 70: 133-146.
- 28.Modigliani, F., and S. L. Cao, 2004, “The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis”, *Journal of Economic Literature*, 42(1): 145-170.
- 29.Oster, E., 2019, “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.
- 30.Wei, S. J., and X. Zhang, 2011, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China”, *Journal of Political Economy*, 119(3): 511-564.

(作者单位: <sup>1</sup> 汕头大学商学院;

<sup>2</sup> 首都经济贸易大学金融学院)

(责任编辑: 柳 荻)

## How Does the Urbanization of Rural Residents Affect the Household Savings Rate?

ZHANG Cheng WENG Xiyan YIN Zhichao

**Abstract:** Based on the overlapping generation model, this study theoretically analyzes that the impact of the urbanization of rural residents on the household savings rate. Using data from the 2014-2018 China Family Panel Studies, we find that the acquisition of urban household registration significantly raises the household savings rate. The mechanism analysis shows that the conversion of the household registration status, which increases the household income, does not increase the household consumption. The reason is that households are motivated by material cravings in pursuit of relative social status and postpone current consumption when being faced with liquidity constraints, which increases the household savings rate. In addition, the precautionary saving motive due to the uncertainty of expenditure and income also contributes to the high household savings rate. Heterogeneity analysis shows that the effect of rural urbanization on the household savings rates is more significant for low-income, low-wealth, young-head, and high-indebted households. This paper helps explain the mystery of the high household savings rate in China, and provides insights for policy-making to expand the domestic demand.

**Keywords:** Urbanization; Conversion of the Household Registration Status; Precautionary Saving Motive; Household Savings Rate

# 农村父母外出对婴幼儿早期发展的影响\*

## ——来自云南省 891 个家庭的证据

白 钰<sup>1,2</sup> 宣智翀<sup>1</sup> 刘承芳<sup>3,4</sup>

**摘要：**本文基于 2019 年和 2020 年对云南省昭通市鲁甸县 891 名 3 岁以下婴幼儿及其家庭实地调查所形成的面板数据，分析了农村父母外出状况及其对婴幼儿早期发展的影响。结果表明：第一，2019 年样本婴幼儿认知、语言、运动和社会情感能力发展滞后的比例分别为 52.2%、54.2%、32.2%和 51.0%，上述四种能力至少一种发展滞后的占 86.2%。第二，2019 年 7—12 月或 2020 年 1—6 月期间父母至少一方外出、仅父亲外出、父母都外出累计超过 3 个月的婴幼儿比例分别为 55.3%、33.8%和 21.5%。第三，与父母都未外出的婴幼儿相比，父母至少一方外出使得婴幼儿的语言和运动能力得分分别降低 0.197 和 0.192 个标准差，这一结果主要由父母都外出的婴幼儿驱动（语言和运动能力得分分别降低 0.319 和 0.277 个标准差），仅父亲外出对婴幼儿的上述能力无显著影响。第四，机制分析结果显示，父母外出并没有给婴幼儿早期发展带来正向的收入效应，反而减少了家庭对婴幼儿早期发展有利的支出，加之主要照养人的养育参与行为和心理健康状况变差，故不利于留守婴幼儿早期发展。建议在加大农村地区促进婴幼儿早期发展投入的同时，加强对农村家庭婴幼儿照护的支持和指导。长期来看，应进一步推动户籍制度改革，保障农业转移人口就地享有基本公共服务，提升未来人力资本质量。

**关键词：**父母外出 婴幼儿早期发展 养育投资 父亲养育参与 照养人心理健康

**中图分类号：**F061.3 **文献标识码：**A

### 一、引言

党的二十大报告提出，要深入贯彻以人民为中心的发展思想，在“幼有所育”为首的七大民生上

---

\*本文受到国家社会科学基金青年项目“基于实验追踪数据的早期养育干预与农村儿童能力形成研究”（编号：22CJL032）、国家自然科学基金杰出青年项目“农村教育管理与政策”（编号：71925009）和国家自然科学基金国际合作重点项目“中国和发展中国家农村儿童营养改善方式及影响和机理的比较研究”（编号：71861147003）资助。本文通讯作者：刘承芳。

持续用力<sup>①</sup>。关注“低龄留守”问题，对于推动“十四五”实现“幼有所育”，建设教育强国具有重要意义。农村婴幼儿作为“祖国的希望，民族的未来”，他们的早期发展不仅直接决定其未来的个人成就和家庭福祉（Heckman, 2006），还关乎中国未来的人力资本积累和经济社会可持续发展（Bai et al., 2019）。2020年中国农村3岁以下婴幼儿占全国同年龄段人口总量的36.7%，达到1529万人<sup>②</sup>，是一个不容忽视的群体。

农村劳动力向城镇转移在促进农民增收的同时，也给农村留守儿童发展、农村地区人力资本积累和实现共同富裕带来新的挑战（魏东霞和谌新民，2018）。第七次全国人口普查数据显示，“乡—城”流动人口占流动人口总体的66.2%（段成荣等，2022）。农村人口的高流动性造成了规模庞大的农村留守儿童群体，2020年全国农村0~17岁留守儿童达4177万人，其中3岁以下婴幼儿713万人（占17.1%）<sup>③</sup>。“低龄留守”不仅影响留守婴幼儿早期发展，还会影响其成年后的就业（唐宁和谢勇，2019）。

综观国内外有关父母外出影响留守儿童发展的研究，鉴于数据可得性等原因，还有四方面有待完善。首先，现有研究主要关注学龄阶段儿童（Meng and Yamauchi, 2017; Yang and Bansak, 2020），鲜有研究关注3岁以下婴幼儿。其次，现有研究主要聚焦婴幼儿健康，较少关注婴幼儿早期发展的其他维度（认知、语言、运动和社会情感）。再次，少数关注3岁以下婴幼儿的研究中，李珊珊等（2021）主要关注母亲外出的情况。Bai et al.（2022）和Yue et al.（2020）受婴幼儿早期发展量表的版本所限，仅关注婴幼儿认知和运动能力，没有关注其语言和社会情感能力。最后，在研究方法上，现有研究较少探讨父母外出的内生性问题或影响机制。或虽有机制探讨，但仅关注父母外出的“收入效应”和“陪伴缺失效应”，极少关注主要照料人的心理健康。即便探讨“陪伴缺失效应”，也聚焦于女性照料人（母亲或祖母），较少关注父亲养育参与行为（Yue et al., 2020; 李珊珊等，2021; Bai et al., 2022）。

为此，本文基于新冠疫情发生前后（2019年和2020年）在云南省农村地区收集的891名3岁以下婴幼儿个人及其家庭的面板数据，运用倾向得分匹配倍差法识别父母外出对婴幼儿早期发展的影响及其机制。与已有研究相比，本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：首先，借助于收集到的父母外出的详实信息，本文区分了父母外出的不同情况对婴幼儿早期发展的影响。其次，得益于最新版婴幼儿早期发展量表，本文可以同时关注父母外出对婴幼儿认知、语言、运动和社会情感能力的影响。再次，本文采用倾向得分匹配倍差法，在一定程度上缓解了由遗漏可观察因素和不随时间变化的不可观察因素所导致的内生性问题。最后，在影响机制方面，本文不仅探讨了父母外出对婴幼儿早期发展的“收入效应”和“陪伴缺失效应”，同时关注了女性照料人（母亲或祖母）和父亲的陪伴效应，此外还关注了“照料人心理健康效应”，进一步厘清了父母外出影响婴幼儿早期发展的作用机制。

<sup>①</sup>参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，[https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content\\_5721685.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm)。

<sup>②</sup>资料来源：《中国人口和就业统计年鉴2021》。

<sup>③</sup>资料来源：《2020年中国儿童人口状况：事实与数据》，[http://www.stats.gov.cn/zs/tjwh/tjkw/tjzl/202304/t20230419\\_1938814.html](http://www.stats.gov.cn/zs/tjwh/tjkw/tjzl/202304/t20230419_1938814.html)。

## 二、理论分析和研究假说

根据人力资本的相关理论,人力资本投资回报率随着年龄增长逐步下降,生命早期的投资回报率最高(Heckman, 2006)。脑科学的研究表明,3岁以前是大脑发育的“黄金窗口”,是人一生中神经细胞突触连接发展最快的时期(Huttenlocher and Dabholkar, 1997)。人脑海马体、突触和髓鞘等组织的发育大多在胚胎期或出生不久后开始加速并持续到2周岁左右,这些大脑组织与认知、语言、运动和社会情感等能力的形成密切相关(Cusick and Georgieff, 2016)。基因和成长环境共同决定大脑的结构和功能,为婴幼儿提供均衡营养和科学养育有助于婴幼儿潜能的充分发挥(Walker et al., 2011),降低婴幼儿早期发展滞后风险(Emmers et al., 2021)。相比于年龄更大的儿童,3岁以下婴幼儿对父母陪伴缺失更加敏感,这一年龄段的留守经历对未来发展的负面影响更大(Yue et al., 2020; 李珊珊等, 2021; Bai et al., 2022)。例如,缺乏父母陪伴的婴幼儿,其海马体(协调记忆和情感的关键区域)体积比父母在身边的婴幼儿小51.5%(Luby et al., 2016)。基于以上分析,本文提出假说H1。

H1: 农村父母外出对婴幼儿早期发展具有显著的负面影响。

研究表明,父母外出主要通过正的“收入效应”和负的“陪伴缺失效应”影响婴幼儿早期发展,但“收入效应”带来的积极影响往往无法弥补“陪伴缺失效应”导致的消极影响(Yue et al., 2020; 李珊珊等, 2021; Bai et al., 2022)。其中,“收入效应”是指父母外出有助于改善家庭经济状况,增加对婴幼儿营养和养育方面的支出,进而对婴幼儿早期发展产生积极影响。“陪伴缺失效应”是指父母外出后,祖辈成为留守婴幼儿的主要照顾人,父母陪伴缺失和养育参与降低不利于婴幼儿早期发展。

虽然父母外出有助于提高家庭收入,但不一定会增加有利于婴幼儿早期发展的家庭养育支出。田旭等(2018)基于中国健康与营养调查(China health and nutrition survey, 简称CHNS)2004—2011年四轮调查中1~18岁儿童的数据,发现虽然农村父母外出能够提高家庭收入,但农村留守儿童的营养收入弹性很低,即便家庭收入增加也不能有效改善留守儿童维生素和其他微量元素的摄入。考虑到新冠疫情期间农村劳动力非农就业的参与率和收入均出现了一定程度的下降(白云丽等, 2022),父母外出有可能会减少家庭对婴幼儿早期发展有利的养育支出。因此,本文提出假说H2。

H2: 农村父母外出会减少对婴幼儿早期发展有利的家庭养育支出。

农村父母外出时,通常由祖母或外祖母担任婴幼儿的主要照顾人(Yue et al., 2020; Bai et al., 2022)。受养育知识和观念所限,祖辈的养育参与行为与父母会有所不同(Yue et al., 2020; 李珊珊等, 2021)。主要照顾人的变化可能会使婴幼儿失去安全感,降低与他人交流和探索的兴趣(Gonzalez-Mena and Eyer, 2004),减少婴幼儿与环境的互动,进而不利于婴幼儿早期发展。虽然新冠疫情导致相当一部分外出务工的农村父母无法及时返岗复工甚至失业(白云丽等, 2022),但滞留家中的农村父母可能出于生计或者照顾人连续性等原因,并没有参与到婴幼儿养育中来。具体到婴幼儿的父亲,受中国传统社会性别角色和家庭分工影响,不少农村父亲认为抚养和陪伴婴幼儿是母亲的责任,从而缺乏主动参与的意识 and 意愿,即便滞留家中也可能不参与养育(Wang et al., 2022)。因此,本文提出假说H3。

H3: 农村父母外出会减少婴幼儿主要照顾人的养育参与行为。

除“收入效应”和“陪伴缺失效应”外，父母外出导致的照料人心理健康状况变化也是影响婴幼儿早期发展的重要机制之一。相比于年龄较大儿童，婴幼儿早期发展更依赖于照料人提供的认知刺激和社会交往环境，更容易受到照料人负面心理状态的不利影响（Goodman et al., 2011）。照料人的心理状况越健康积极，越有利于婴幼儿早期发展（Yue et al., 2018）。照料人抑郁不仅会显著减少积极养育行为（杨洁等，2019），还有可能通过增加父母之间的冲突对婴幼儿早期发展产生负面影响（陈福美等，2015）。杨洁等（2019）比较了婴幼儿主要照料人的心理健康状况，发现祖母或外祖母抑郁的比例较母亲要高出 10.11%。如前文所述，父母外出后，通常由祖母或外祖母担任婴幼儿的主要照料人，照料人心理健康状况变差，会对婴幼儿早期发展产生不利影响。本文就此提出假说 H4。

H4：农村父母外出会对婴幼儿主要照料人的心理健康状况造成负面影响。

基于上述理论分析，本文构建农村父母外出影响婴幼儿早期发展的理论框架，具体如图 1 所示。

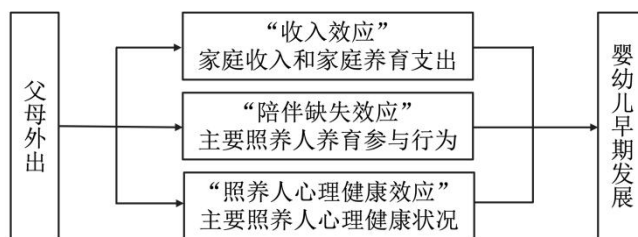


图 1 父母外出影响婴幼儿早期发展的理论框架

### 三、研究设计

#### （一）数据来源和样本选择

本文使用的数据来自笔者和陕西师范大学教育实验经济研究所研究人员于 2019 年 4 月和 2020 年 8 月在云南省昭通市鲁甸县开展的两轮实地调查。2019 年云南省人均地区生产总值和农村居民人均可支配收入分别为 47944 元和 11902 元，分别在全国 31 个省级行政区（不包含港澳台地区）中位于第 24 位和第 28 位<sup>①</sup>。2019 年云南省外出农民工为 551.7 万人，占乡村人口总量的 22.2%，城镇化率为 48.9%<sup>②</sup>。鲁甸县地处云贵川三省交界处，距昆明市 310 公里，距昭通市政府驻地 18 公里；该县土地面积 1484 平方公里，常住人口为 42.79 万人，回、彝、苗、布依等 14 个少数民族人口占比为 21.4%。鲁甸县为原国家级贫困县，2020 年 5 月成功脱贫摘帽。2019 年地区生产总值增长率为 9.5%，地区生产总值为 76.24 亿元，位于云南 67 个原国家级贫困县（市、区）的第 37 位<sup>③</sup>。

<sup>①</sup>资料来源：《中国统计年鉴 2020》。

<sup>②</sup>资料来源：《云南省 2019 年国民经济和社会发展统计公报》，[https://www.yn.gov.cn/zwgk/zfxgkpt/fdzdgnr/tjxx/tjsj/202004/t20200414\\_202429.html](https://www.yn.gov.cn/zwgk/zfxgkpt/fdzdgnr/tjxx/tjsj/202004/t20200414_202429.html)。

<sup>③</sup>资料来源：《中国县域统计年鉴 2020》。

2019年4月第一轮调查时的目标人群为6~24月龄的婴幼儿及其主要照养人(即婴幼儿饮食与营养的第一负责人)。具体抽样过程如下:在鲁甸县随机抽取2个镇作为样本镇。这2个镇共包含15个行政村和224个自然村。根据新生儿出生登记名单,将包含1个及以上6~24月龄本地居住婴幼儿的自然村纳入样本村,共计191个样本村。将样本村内6~24月龄的婴幼儿纳入婴幼儿样本,共计1024个样本婴幼儿,其中男孩531名(51.9%)、女孩493名(48.1%),与2020年全国3岁以下婴幼儿性别构成比(男52.6%,女47.4%)接近<sup>①</sup>。

2020年8月追踪调查时,回访到928名(90.6%)样本婴幼儿,其余96名(9.4%)样本婴幼儿出于家庭搬迁失去联系方式等原因未能回访。在回访到的928名婴幼儿中,进一步剔除14名缺失核心变量信息的样本婴幼儿,剩下的914名样本婴幼儿具有完整的两期面板数据。比较这914名样本婴幼儿和另外110名流失的样本婴幼儿,发现2019年调查时他们在绝大多数个人和家庭特征上并不存在显著差异,但在早期留守经历、母亲受教育水平、兄弟姐妹数量等少数几个变量上存在显著差异<sup>②</sup>。为缓解上述差异对估计结果的影响,下文的回归分析中将控制这些特征。

参考国家相关部门的定义<sup>③</sup>以及现有文献做法(Yue et al., 2020; 李珊珊等, 2021),本文基于2020年调查时收集的婴幼儿父亲和母亲分别在2019年7—12月和2020年1—6月是否和该婴幼儿同住至少3个月的信息,将留守婴幼儿界定为2019年7—12月或2020年1—6月父母至少一方累计外出至少3个月的婴幼儿。Yue et al. (2020)将留守婴幼儿限定为父母首次外出的婴幼儿,这一做法忽略了早期留守经历对婴幼儿的影响,可能会低估父母外出的平均处理效应。鉴于此,本文将保留那些在2019年7月之前有留守经历的婴幼儿,并在分析中控制婴幼儿的早期留守经历。

## (二) 变量说明

1.被解释变量。本文模型将两期婴幼儿的认知、语言、运动和社会情感能力标准化得分的一阶差分作为被解释变量,这些能力采用贝利婴幼儿发展量表第三版(Bayley scales of infant and toddler development-III, 简称BSID-III)测量。该量表由美国加州大学伯克利分校研制并通过美国心理协会发布,目前已成为国际通用的婴幼儿早期发展权威量表,具有稳定的信度和效度。BSID-III测试时,认知、语言和运动三项能力发展水平由调查员直接对婴幼儿开展客观性测评获得,社会情感发展水平由照养人报告,并由调查员填写量表完成。本文将样本婴幼儿的贝利标准分与常模均值进行比较来衡量其各项能力的发展水平<sup>④</sup>。如果婴幼儿贝利测试的某项能力得分低于该项能力得分常模平均值至少1

<sup>①</sup>资料来源:《中国人口和就业统计年鉴2021》。

<sup>②</sup>限于篇幅,本文未展示详细结果。

<sup>③</sup>资料来源:《2014年全国教育事业统计公报》, [http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/moe\\_633/201508/t20150811\\_199589.html](http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/moe_633/201508/t20150811_199589.html)。

<sup>④</sup>具体采用如下通用常模:认知能力得分的均值与标准差分别为105和9.6(Lowe et al., 2012; Serenius et al., 2013);语言能力得分的均值与标准差分别为109和12.3(Serenius et al., 2013);运动能力得分的均值与标准差分别为107和14(Lowe et al., 2012);社会情感能力得分的均值与标准差分别为100和15(Albers and Grieve, 2007)。

个标准差但是不超过 2 个标准差,则认为该婴幼儿此项能力发展滞后。

2.核心解释变量。考虑到不同父母外出情况可能对留守婴幼儿早期发展的影响有差异,本文将父母外出进一步分为四种情况:父亲和母亲都未外出(398 人,43.5%)、仅父亲外出(301 人,32.9%)、父亲和母亲都外出(192 人,21.0%)、仅母亲外出(23 人,2.5%)。考虑到仅母亲外出的婴幼儿仅占 2.5%,且仅母亲外出可能意味着家庭存在其他结构性问题(Wen and Lin, 2012),本文在后续分析中剔除仅母亲外出的 23 名样本婴幼儿,剩下的 891 名婴幼儿为本文的最终有效样本。如表 1 所示,核心解释变量包括父母至少一方外出(55.3%)、仅父亲外出(33.8%)和父母都外出(21.5%)。

3.控制变量。为了控制其他可能影响婴幼儿早期发展的婴幼儿个人和家庭层面特征,参考 Yue et al. (2020)、李珊珊等(2021)和 Bai et al. (2022)的研究,本文选择婴幼儿个人特征(月龄、性别、民族、早期留守经历)和家庭特征(父母年龄、父母受教育水平、亲兄弟姐妹数量、祖母健康状况、家庭资产指数<sup>①</sup>、是否被分配到家庭科学育儿指导干预组)作为控制变量。891 名样本婴幼儿中有 438 名(49.2%)在 2019 年调查后接受了家庭科学育儿指导干预,因此引入一个虚拟变量对此进行控制。

4.机制变量。如上文所述,为了分析农村父母外出影响婴幼儿早期发展的机制,本文重点考察如下三类机制变量:①家庭月均收入和家庭养育支出。为检验农村父母外出对婴幼儿早期发展的“收入效应”,本文聚焦家庭月均收入和家庭养育支出。家庭养育支出用过去 6 个月给样本婴幼儿买奶粉、玩具、书、零食和维生素(微量元素补品)的支出衡量。两个指标均以 2019 年为基期进行平减。②养育参与行为。本文使用 Cabrera et al. (2004)的养育行为量表测量主要照料人和父亲的养育参与行为。该量表由中国学者翻译、改良并经过多次测试而成(Wang et al., 2022),主要是询问调查对象在过去一个月同婴幼儿参与某项活动的频率,如“过去一个月,您给宝宝读了几次故事书?”等。该量表包括 4 类参与共 33 道题:照料类参与(10 道题)、运动玩耍类参与(11 道题)、管教类参与(4 道题)和社会情感类参与(8 道题)。每道题均采用 6 点计分(每天几次=6,每天一次=5,每周几次=4,一个月有几次=3,很少=2,从来没有=1)。在测量主要照料人的养育参与行为时,只测量运动玩耍类、管教类和社会情感类这三类参与。但在测量父亲的养育参与行为时,上述四类参与都要测量。在计分上,先取主要照料人及父亲各类参与行为中各道题的平均分作为该类参与行为得分,然后再取各类参与行为得分的平均分作为其养育参与行为得分。养育参与行为得分的取值范围为 1~6 分,分值越高表示养育参与行为频率越高。③照料人心理健康状况。本文采用 Lovibond and Lovibond (1995)编制的抑郁焦虑压力量表(the depression anxiety stress scale,简称 DASS-21)测量主要照料人心理健康状况。该量表包含抑郁、焦虑和压力 3 个模块,每个模块 7 道题,共计 21 道题。每道题均采用 4 点计分(总是符合=3,经常符合=2,有时符合=1,不符合=0)。将各模块 7 道题得分之和乘以 2 分别得到照料人的抑郁、焦虑和压力倾向得分,取值范围均为 0~42 分,得分越高表示照料人的心理健康状况越差。

<sup>①</sup>根据家庭是否拥有耐用消费品(抽水马桶、热水器、电脑、空调、小轿车、货车等)和能否连上互联网,采用主成分分析法计算得出。

主要变量的定义和描述性统计详见表 1。

表 1 主要变量定义和描述性统计

| 变量名称   |                   | 变量含义与赋值说明                       | 均值        |           |          | 均值差异       |
|--------|-------------------|---------------------------------|-----------|-----------|----------|------------|
|        |                   |                                 | 全样本       | 父母至少一方外出  | 父母都未外出   |            |
| 被解释变量  | 认知能力得分            | 两期婴幼儿能力贝利标准化                    | -0.081    | -0.119    | -0.035   | 0.084      |
|        | 语言能力得分            | 得分 <sup>a</sup> 的一阶差分, 即: 2020  | 0.508     | 0.447     | 0.583    | 0.136      |
|        | 运动能力得分            | 年贝利标准化得分-2019 年                 | 0.688     | 0.620     | 0.771    | 0.151      |
|        | 社会情感能力得分          | 贝利标准化得分                         | 0.443     | 0.463     | 0.418    | -0.045     |
| 核心解释变量 | 父母至少一方外出          | 基于父母 2019 年 7—12 月或             | 0.553     | 1.000     | 0.000    |            |
|        | 仅父亲外出             | 2020 年 1—6 月是否累计外出              | 0.338     | 1.000     | 0.000    |            |
|        | 父母都外出             | 至少 3 个月: 是=1, 否=0               | 0.215     | 1.000     | 0.000    |            |
| 控制变量   | 月龄                | 婴幼儿月龄(月)                        | 15.199    | 15.211    | 15.183   | -0.028     |
|        | 性别                | 婴幼儿性别: 男=1, 女=0                 | 0.510     | 0.519     | 0.497    | -0.022     |
|        | 民族                | 婴幼儿民族: 少数民族=1, 汉族=0             | 0.097     | 0.103     | 0.088    | -0.015     |
|        | 早期留守经历            | 母亲全职在家照养婴幼儿月数/婴幼儿月龄             | 0.915     | 0.898     | 0.935    | 0.037**    |
|        | 母亲年龄              | 婴幼儿母亲年龄(岁)                      | 26.633    | 25.828    | 27.621   | 1.793***   |
|        | 父亲年龄              | 婴幼儿父亲年龄(岁)                      | 29.734    | 29.115    | 30.496   | 1.381***   |
|        | 母亲受教育水平           | 初中及以上=1, 其他=0                   | 0.497     | 0.477     | 0.520    | 0.043      |
|        | 父亲受教育水平           | 初中及以上=1, 其他=0                   | 0.451     | 0.415     | 0.496    | 0.081**    |
|        | 亲兄弟姐妹数量           | 婴幼儿亲兄弟姐妹数量(人)                   | 1.048     | 0.970     | 1.146    | 0.176***   |
|        | 祖母健康状况            | 健康=1, 不健康或去世=0                  | 0.375     | 0.347     | 0.410    | 0.063*     |
|        | 家庭资产指数            | 采用主成分分析法计算得出, 取值范围: -1.25~3.36  | 0.002     | -0.207    | 0.262    | 0.469***   |
|        | 是否被分配到家庭科学育儿指导干预组 | 是=1, 否=0                        | 0.492     | 0.479     | 0.508    | 0.029      |
| 机制变量   | 家庭月均收入            | 两期家庭月均收入与支出                     | -1036.688 | -1275.907 | -742.172 | 533.735*** |
|        | 养育总支出             | (元)的一阶差分, 即: 2020               | -505.053  | -666.894  | -305.395 | 361.499*   |
|        | 买配方奶粉支出           | 年该指标-2019 年该指标                  | -848.698  | -913.310  | -768.988 | 144.322    |
|        | 买玩具支出             |                                 | 23.907    | 18.019    | 31.185   | 13.166     |
|        | 买书支出              |                                 | 10.348    | 7.103     | 14.360   | 7.257*     |
|        | 买零食支出             |                                 | 405.970   | 358.186   | 465.040  | 106.854    |
|        | 买维生素支出            |                                 | -96.735   | -136.974  | -46.992  | 89.982**   |
|        | 主要照养人养育参与行为得分     | 两期主要照养人养育参与行为得分及分类得分的一          | 0.233     | 0.204     | 0.269    | 0.065      |
|        | 主要照养人运动玩耍类参与行为得分  | 阶差分, 即: 2020 年该指标得分-2019 年该指标得分 | -0.041    | -0.058    | -0.020   | 0.038      |

表 1 (续)

|      |                  |                                                       |        |        |        |         |
|------|------------------|-------------------------------------------------------|--------|--------|--------|---------|
| 机制变量 | 主要照养人管教类参与行为得分   | 两期主要照养人养育参与行为得分及分类得分的一阶差分, 即: 2020 年该指标得分-2019 年该指标得分 | 0.434  | 0.378  | 0.504  | 0.126   |
|      | 主要照养人社会情感类参与行为得分 |                                                       | 0.305  | 0.290  | 0.324  | 0.034   |
|      | 主要照养人抑郁倾向得分      | 两期主要照养人心理健康状况得分的一阶差分, 即: 2020 年该指标得分-2019 年该指标得分      | -0.853 | -0.566 | -1.206 | -0.640  |
|      | 主要照养人焦虑倾向得分      |                                                       | -0.924 | -0.423 | -1.543 | -1.120* |
|      | 主要照养人压力倾向得分      |                                                       | 0.290  | 0.736  | -0.261 | -0.997  |
| 观测值  |                  |                                                       | 891    | 493    | 398    |         |

注: ①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ②均值差异等于父母都未外出的样本均值减去父母至少一方外出的样本均值。a 贝利标准化得分=(贝利标准分-常模均值)/常模标准差。

### (三) 样本婴幼儿早期发展状况

调查结果显示, 2019 年样本婴幼儿的发展滞后状况不容忽视, 且存在明显的群体差异。具体而言, 认知、语言或社会情感能力滞后的婴幼儿占比均超过 50%, 近 1/3 的婴幼儿运动能力滞后(见表 2)。上述四种能力中, 存在一种、两种、三种和四种能力滞后的婴幼儿占比分别为 25.4%、27.8%、24.4%和 8.6%, 有 86.2%的婴幼儿至少一种能力滞后。相比之下, 同一月龄段中国城市地区和发达国家婴幼儿能力滞后比例为 5%~16%(Dill et al., 2019)。分月龄看, 5~12 月龄婴幼儿认知、语言、运动和社会情感能力滞后的比例均高于 13~24 月龄婴幼儿。分性别看, 语言能力的性别差异最大, 男孩语言能力滞后比例比女孩高 10.5 个百分点。分家庭特征看, 母亲受教育水平和家庭资产水平较低的婴幼儿的认知、语言、运动和社会情感能力滞后更为严重。

表 2 2019 年调查样本中不同特征婴幼儿的发展状况 单位: %

| 变量               | 认知能力滞后 | 语言能力滞后 | 运动能力滞后 | 社会情感能力滞后 | 一种能力滞后 | 两种能力滞后 | 三种能力滞后 | 四种能力滞后 |
|------------------|--------|--------|--------|----------|--------|--------|--------|--------|
| 全样本              | 52.2   | 54.2   | 32.2   | 51.0     | 25.4   | 27.8   | 24.4   | 8.6    |
| 婴幼儿月龄            |        |        |        |          |        |        |        |        |
| 13~24 月龄 (N=593) | 52.1   | 52.3   | 16.3   | 46.9     | 29.3   | 29.0   | 21.2   | 3.9    |
| 5~12 月龄 (N=298)  | 52.3   | 57.9   | 63.8   | 59.1     | 17.4   | 25.5   | 30.5   | 18.1   |
| 婴幼儿性别            |        |        |        |          |        |        |        |        |
| 男孩 (N=454)       | 49.8   | 59.3   | 32.5   | 48.6     | 28.0   | 25.1   | 23.6   | 10.1   |
| 女孩 (N=437)       | 54.7   | 48.8   | 31.9   | 53.6     | 22.7   | 30.7   | 25.2   | 7.1    |
| 母亲受教育水平          |        |        |        |          |        |        |        |        |
| 初中及以上 (N=440)    | 46.1   | 48.2   | 28.9   | 45.6     | 26.1   | 27.7   | 20.0   | 6.6    |
| 小学或未上学 (N=446)   | 57.8   | 59.6   | 34.9   | 56.4     | 24.9   | 28.0   | 28.3   | 10.5   |

表2 (续)

|                   |      |      |      |      |      |      |      |     |
|-------------------|------|------|------|------|------|------|------|-----|
| 家庭资产              |      |      |      |      |      |      |      |     |
| 家庭资产前 50% (N=448) | 49.3 | 48.5 | 28.7 | 48.6 | 27.2 | 28.6 | 19.9 | 7.6 |
| 家庭资产后 50% (N=443) | 55.1 | 59.9 | 35.7 | 53.4 | 23.5 | 27.1 | 28.9 | 9.7 |

注：有效样本中有 5 名婴幼儿的母亲缺失受教育水平的信息。

为考察自然状况下婴幼儿早期发展随着月龄的变化，本文聚焦 891 个有效样本中未被分到家庭科学育儿指导干预组的 453 个婴幼儿。如图 2 所示，语言、运动和社会情感能力滞后比例随婴幼儿月龄增加而下降，但认知能力滞后比例随婴幼儿月龄增加而增加。与 2019 年相比，2020 年这 453 名婴幼儿认知能力滞后比例提高了 18.3 个百分点，但语言、运动或社会情感能力滞后比例分别下降 22.9 个百分点、20.1 个百分点和 22.3 个百分点。分父母外出情况来看，同期父母都未外出、仅父亲外出和父母都外出的婴幼儿的认知能力滞后比例均有所上升，而语言、运动和社会情感能力滞后比例都有所下降。

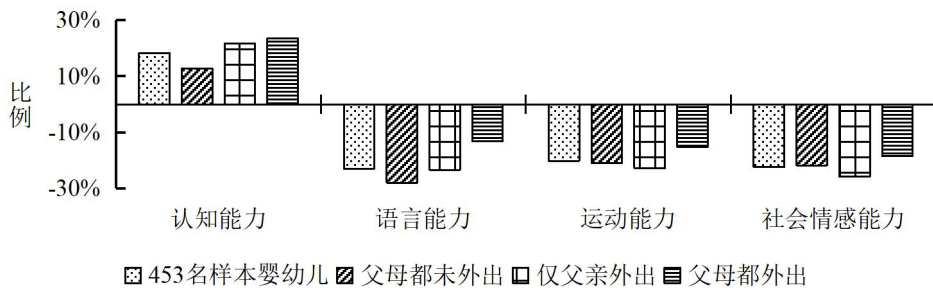


图2 2019年到2020年样本婴幼儿早期发展滞后比例的变化

#### （四）计量模型设定

在研究父母外出对婴幼儿早期发展的影响时，遗漏变量和自选择问题很可能导致父母外出是内生的，这种情况下 OLS 的估计结果有偏。为此，本文参照田旭等（2018）的做法，采用倾向得分匹配法（propensity score matching，简称 PSM）与倍差法（difference in differences，简称 DID）相结合的方法，在一定程度上克服潜在的内生性问题。具体而言，本文将处理组定义为 2019 年 7—12 月或 2020 年 1—6 月父母至少一方外出 3 个月及以上的婴幼儿，对照组为同期父母都未外出的婴幼儿，即非留守婴幼儿。本文采用有放回的最近邻匹配法来确定权重，基本思路是为每名处理组婴幼儿寻找一名具有尽可能相同可观测特征的对照组婴幼儿。通过 PSM 将父母外出概率（即倾向得分）相近的处理组和对照组婴幼儿进行匹配，尽可能缓解由可观测特征造成的选择性偏误。通过倍差法，尽可能缓解处理组和对照组共同的不随时间变化的选择性偏误。PSM-DID 处理过程如下：第一，根据核心解释变量与控制变量，采用 Logit 模型估计出每名婴幼儿的倾向得分，然后参考 Caliendo and Kopeinig（2008）的做法，检验处理组和对照组婴幼儿的倾向得分取值范围是否具有较好的共同支持性。第二，计算每一位婴幼儿在 2019 年调查和 2020 年调查中贝利标准化得分的一阶差分。第三，通过比较处理组和对照组婴幼儿在 2019 年调查和 2020 年调查中贝利标准化得分的一阶差分，来识别父母外出对婴幼儿早期发展的平均处理效应。为验证假说 H1，模型设定如下：

$$\Delta ECD_{ijk}^{PSM} = \alpha_0 + \beta_1 MIG_{ij} + \gamma C_{ij} + \lambda H_{ij} + \beta_2 ECD\_Lag_{ijk} + \beta_3 village_j + \beta_4 tester_k + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

(1) 式中： $i$  表示婴幼儿， $j$  表示村庄， $k$  表示贝利测试员。 $\Delta ECD_{ijk}^{PSM}$  表示 2019 年到 2020 年婴幼儿能力的变化（即贝利标准化得分的一阶差分）。 $MIG_{ij}$  是父母外出虚拟变量，代表父母至少一方外出、仅父亲外出或者父母都外出。PSM-DID 方法一次只能将一组处理组与对照组进行比较，所以模型回归时一次只引入一种父母外出情况作为处理组。例如，当分析父母至少一方外出对婴幼儿早期发展的影响时，父母至少一方外出的婴幼儿  $MIG_{ij}$  取值为 1，父母都未外出的婴幼儿  $MIG_{ij}$  取值为 0。当分析另外两种父母外出情况时方法类似，而且都是用父母都未外出的婴幼儿作为对照组。估计系数  $\beta_1$  反映的是父母外出对婴幼儿早期发展的平均处理效应，若父母外出不利于婴幼儿早期发展，则显著为负。 $C_{ij}$  表示婴幼儿个人特征（包括月龄、性别、民族、早期留守经历<sup>①</sup>）； $H_{ij}$  表示婴幼儿家庭特征（包括母亲年龄、母亲受教育水平、亲兄弟姐妹数量、祖母健康状况、家庭资产指数、是否被分配到家庭科学育儿指导干预组）。 $ECD\_Lag_{ijk}$  表示 2019 年调查时的贝利标准化得分。参考以往研究（Yue et al., 2020; 李珊珊等, 2021），考虑到父母是否外出可能受村落特征影响，模型中引入行政村虚拟变量  $village_j$ ；为控制贝利测试员对结果变量的测量误差，模型中引入贝利测试员虚拟变量  $tester_k$ 。 $\varepsilon_{ijk}$  表示误差项。

如前文所述，父母外出对婴幼儿早期发展的影响机制主要包括“收入效应”、“陪伴缺失效应”和“照料人心理健康效应”。为了探索这三方面的影响机制（即假说 H2、H3 和 H4），模型设定如下：

$$\Delta Intm_{ij}^{PSM} = \alpha_0 + \omega_1 MIG_{ij} + \gamma C_{ij} + \lambda H_{ij} + \omega_2 Intm\_Lag_{ij} + \omega_3 village_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

(2) 式中： $\Delta Intm_{ij}^{PSM}$  表示 2019 年到 2020 年家庭养育支出、主要照料人养育参与行为得分或主要照料人心理健康状况得分的变化。 $Intm\_Lag_{ij}$  表示该指标在 2019 年时的情况。

2020 年的调查数据显示，有 145 名（16.3%）疫情前（2019 年 7—12 月）外出的父亲在疫情发生后（2020 年 1—6 月）返乡并滞留家中。其中，有 96 名父亲认为是因疫情返乡，另外 49 名父亲认为是非疫情原因影响返乡。这部分在疫情期间滞留在家中的父亲是否积极参与到婴幼儿养育中来？因疫情返乡和非疫情原因返乡的父亲在养育参与行为上是否有差异？父亲参与婴幼儿养育对婴幼儿早期发展有什么影响？为了回答这些问题，本文将比较疫情发生后返乡并滞留家中的父亲与考察期内未外出的父亲在养育参与行为方面的异同。模型设定如下：

$$\Delta Ptnl\_Inv_{ij}^{PSM} = \alpha_0 + \phi_1 REMIG_{ij} + \gamma C_{ij} + \lambda H_{ij} + \phi_2 Ptnl\_Inv\_Lag_{ij} + \phi_3 village_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

(3) 式中： $\Delta Ptnl\_Inv_{ij}^{PSM}$  表示 2019 年到 2020 年父亲养育参与行为得分的变化。 $REMIG_{ij}$  是一个虚拟变量，如果父亲在 2019 年 7—12 月期间外出但在 2020 年 1—6 月期间未外出则取值为 1，如果父亲在 2019 年 7—12 月和 2020 年 1—6 月都未外出则取值为 0。 $Ptnl\_Inv\_Lag_{ij}$  表示 2019 年父

<sup>①</sup>本文参照 Meng and Yamauchi (2017) 的做法，采用婴幼儿自其出生到 2019 年调查时得到母亲全职在家照料的时间占比作为 2019 年调查前父母外出状况的代理变量，以控制婴幼儿的早期留守经历。

亲养育参与行为得分。与（1）式不同的是，（3）式中用父亲的年龄和受教育水平替代（1）式中母亲的年龄和受教育水平，即将  $H_{ij}$  替换为  $H'_{ij}$ 。

在分析疫情期间滞留家中父亲养育参与行为的基础上，本文进一步采用个体固定效应模型分析父亲养育参与行为对婴幼儿早期发展的影响。之所以没有继续使用 PSM-DID 方法，是因为该方法主要适用于核心解释变量为虚拟变量的情形，而父亲养育参与行为得分是一个连续变量。模型设定如下：

$$ECD_{ijkt} = \alpha_0 + \theta_1 Ptnl\_Inv_{ijt} + \delta X_{ijt} + \theta_2 \eta_{ij} + \theta_3 tester_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (4)$$

（4）式中： $t$  表示调研年份。 $ECD_{ijkt}$  表示贝利标准化得分。 $X_{ijt}$  表示随时间变化的婴幼儿个人及家庭特征（包括婴幼儿月龄、早期留守经历、兄弟姐妹数量、家庭资产指数、是否被分配到家庭科学育儿指导干预组）。 $\eta_{ij}$  表示婴幼儿固定效应。标准误在自然村层面聚类。

#### 四、回归结果

##### （一）父母外出对婴幼儿早期发展的影响

PSM-DID 的估计结果显示，父母外出不利于婴幼儿语言和运动能力的发展，无法拒绝假说 H1。如表 3 所示，从 2019 年到 2020 年婴幼儿各种能力得分的变化来看，与非留守婴幼儿相比，父母至少一方外出使婴幼儿语言和运动能力得分分别降低了 0.197 和 0.192 个标准差，仅父亲外出对婴幼儿早期发展无显著影响，父母都外出使婴幼儿语言和运动能力得分分别降低了 0.319 和 0.277 个标准差。这在一定程度上表明，母亲相比于其他照料人对婴幼儿早期发展具有更重要的作用，且母亲外出对婴幼儿早期发展的负面影响大于父亲外出。

表 3 父母外出对婴幼儿早期发展影响的回归结果

|                     | 被解释变量：2020 年贝利标准化得分-2019 年贝利标准化得分（ $\Delta ECD_{ijk}^{PSM}$ ） |                      |                     |                  |
|---------------------|---------------------------------------------------------------|----------------------|---------------------|------------------|
|                     | 认知能力得分                                                        | 语言能力得分               | 运动能力得分              | 社会情感能力得分         |
| 父母至少一方外出            | -0.199<br>(0.123)                                             | -0.197**<br>(0.086)  | -0.192*<br>(0.099)  | 0.069<br>(0.077) |
| 共同支持样本量             | 884                                                           | 879                  | 881                 | 877              |
| 仅父亲外出               | -0.070<br>(0.137)                                             | -0.134<br>(0.101)    | -0.112<br>(0.114)   | 0.111<br>(0.084) |
| 共同支持样本量             | 697                                                           | 693                  | 695                 | 691              |
| 父母都外出               | -0.172<br>(0.147)                                             | -0.319***<br>(0.109) | -0.277**<br>(0.138) | 0.010<br>(0.102) |
| 共同支持样本量             | 584                                                           | 580                  | 582                 | 579              |
| 2020 年非留守婴幼儿贝利标准化得分 | -0.823                                                        | -0.591               | 0.111               | -0.720           |

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为 Abadie-Imbens 稳健标准误；③回归过程中采用有放回的最近邻匹配；④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

## （二）父母外出影响婴幼儿早期发展的作用机制

1. 父母外出的收入效应。如表 4 所示，父母至少一方外出使婴幼儿的家庭月均收入减少 397.225 元，为婴幼儿买维生素的支出减少 84.157 元。究其原因：父母外出后一般由祖母或外祖母担任婴幼儿的主要照养人。祖辈由于科学养育知识有限，且缺乏获得科学养育知识和方法的途径，她们主要关心婴幼儿热量摄入是否达标（即是否“吃饱”），容易忽视营养需求（Bai et al., 2022）。分父母外出情况来看，父母都外出对婴幼儿的家庭月均收入和家庭养育支出的负面影响最大。因此，父母外出减少了对婴幼儿早期发展有利的家庭养育支出，无法拒绝假说 H2。

表 4 父母外出收入效应的检验结果

| 变量              | 被解释变量：2020 年该指标-2019 年该指标（ $\Delta Intm_{ij}^{PSM}$ ） |                       |                      |                     |                   |                      |                        |
|-----------------|-------------------------------------------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|-------------------|----------------------|------------------------|
|                 | 家庭月均收入                                                | 养育总支出                 | 买配方奶粉支出              | 买玩具支出               | 买书支出              | 买零食支出                | 买维生素支出                 |
| 父母至少一方外出        | -397.225**<br>(181.870)                               | -148.663<br>(158.929) | -44.301<br>(100.317) | -33.583<br>(26.091) | -1.376<br>(3.603) | -39.606<br>(91.010)  | -84.157***<br>(32.284) |
| 共同支持样本量         | 883                                                   | 884                   | 884                  | 885                 | 885               | 885                  | 885                    |
| 仅父亲外出           | -359.247*<br>(200.128)                                | 92.651<br>(154.573)   | 171.806*<br>(90.705) | -13.303<br>(24.750) | -2.422<br>(4.006) | -85.037<br>(95.274)  | -66.099*<br>(36.700)   |
| 共同支持样本量         | 696                                                   | 697                   | 697                  | 698                 | 698               | 698                  | 698                    |
| 父母都外出           | -645.470***<br>(248.544)                              | -286.491<br>(236.723) | -31.240<br>(184.162) | -42.422<br>(31.878) | -1.210<br>(5.410) | -81.839<br>(109.639) | -102.059**<br>(46.458) |
| 共同支持样本量         | 585                                                   | 585                   | 585                  | 585                 | 585               | 585                  | 585                    |
| 2020 年非留守婴幼儿该指标 | 3802.247                                              | 1525.841              | 99.233               | 231.109             | 23.262            | 934.977              | 237.259                |

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为 Abadie-Imbens 稳健标准误；③回归过程中采用有放回的最近邻匹配；④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

2. 父母外出的陪伴缺失效应。从主要照养人养育参与行为来看，父母外出显著减少了婴幼儿主要照养人的养育参与行为。分父母外出情况来看，仅父亲外出对婴幼儿主要照养人的养育参与行为得分及其三个维度（运动玩耍类、管教类和社会情感类）的养育参与行为得分都无显著影响。但是，父母都外出使婴幼儿的主要照养人养育参与行为得分降低了 0.156 分，管教类参与行为得分降低了 0.255 分，社会情感类参与行为得分降低了 0.141 分（见表 5）。因此，农村父母外出会减少婴幼儿主要照养人的养育参与行为，无法拒绝假说 H3。

表 5 父母外出陪伴缺失效应的检验结果

| 变量       | 被解释变量：2020 年该指标得分-2019 年该指标得分（ $\Delta Intm_{ij}^{PSM}$ ） |                   |                   |                   |
|----------|-----------------------------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|          | 主要照养人<br>养育参与行为得分                                         | 运动玩耍类<br>参与行为得分   | 管教类<br>参与行为得分     | 社会情感类<br>参与行为得分   |
| 父母至少一方外出 | -0.083<br>(0.054)                                         | -0.058<br>(0.074) | -0.095<br>(0.083) | -0.035<br>(0.051) |

表 5 (续)

|                               |                     |                   |                     |                     |
|-------------------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| 共同支持样本量                       | 883                 | 883               | 883                 | 883                 |
| 仅父亲外出                         | -0.017<br>(0.059)   | -0.029<br>(0.082) | -0.020<br>(0.093)   | -0.009<br>(0.061)   |
| 共同支持样本量                       | 696                 | 696               | 696                 | 696                 |
| 父母都外出                         | -0.156**<br>(0.075) | -0.151<br>(0.101) | -0.255**<br>(0.105) | -0.141**<br>(0.071) |
| 共同支持样本量                       | 584                 | 584               | 584                 | 584                 |
| 2020 年非留守婴幼儿主要<br>照料人养育参与行为得分 | 2.800               | 3.299             | 2.443               | 2.658               |

注：①\*\*表示 5% 的显著性水平；②括号内为 Abadie-Imbens 稳健标准误；③回归过程中采用有放回的最近邻匹配；④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

3. 父母外出的照料人心理健康效应。从主要照料人的心理健康状况来看，父母外出对婴幼儿主要照料人的心理健康状况有负面影响。具体而言，仅父亲外出和父母都外出分别使婴幼儿的主要照料人抑郁倾向得分提高了 1.309 分和 3.058 分，焦虑倾向得分提高了 1.327 分和 2.274 分（见表 6）。相比之下，父母都外出对婴幼儿主要照料人心理健康状况造成的负面影响更大。2020 年的调查数据显示，样本留守婴幼儿的主要照料人中，分别有 36.1%、44.7% 和 34.4% 的照料人存在轻度及以上的抑郁倾向、焦虑倾向和压力倾向，显著高于非留守婴幼儿主要照料人对应的比例（分别为 22.4%、30.7% 和 22.9%）。综上，农村父母外出会对婴幼儿主要照料人的心理健康状况造成负面影响，无法拒绝假说 H4。

表 6 父母外出照料人心理健康效应的检验结果

| 变量                            | 被解释变量：2020 年该指标得分-2019 年该指标得分（ $\Delta Intm_{ij}^{PSM}$ ） |                    |                    |
|-------------------------------|-----------------------------------------------------------|--------------------|--------------------|
|                               | 抑郁倾向得分                                                    | 焦虑倾向得分             | 压力倾向得分             |
| 父母至少一方外出                      | 1.683***<br>(0.598)                                       | 1.519**<br>(0.594) | 1.640**<br>(0.700) |
| 共同支持样本量                       | 884                                                       | 885                | 885                |
| 仅父亲外出                         | 1.309**<br>(0.608)                                        | 1.327**<br>(0.632) | 1.142<br>(0.768)   |
| 共同支持样本量                       | 698                                                       | 698                | 698                |
| 父母均外出                         | 3.058***<br>(0.950)                                       | 2.274**<br>(0.890) | 1.726<br>(1.108)   |
| 共同支持样本量                       | 584                                                       | 585                | 585                |
| 2020 年非留守婴幼儿主要<br>照料人心理健康状况得分 | 5.573                                                     | 5.899              | 11.080             |

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；②括号内为 Abadie-Imbens 稳健标准误；③回归过程中采用有放回的最近邻匹配；④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

### （三）父亲养育参与行为及其影响

上述结果表明，父母都外出对婴幼儿早期发展有显著的负面影响，而仅父亲外出对婴幼儿早期发展没有影响。这是否跟父亲的养育参与行为有关？是不是因为即便父亲没有外出他们也没有积极参与到婴幼儿养育中来？如前文所述，有 145 名（16.3%）疫情前外出的父亲在疫情发生后滞留家中。下文将比较这 145 名因为疫情滞留家中的父亲和考察期内一直待在家中的父亲的养育参与行为，进一步厘清父母外出对婴幼儿早期发展的影响机制。

分析结果表明，疫情期间滞留家中的父亲并没有积极参与到婴幼儿养育中来。如表 7 所示，相比于非留守婴幼儿的父亲，疫情前外出但在疫情发生后返乡的父亲养育参与行为得分要低 0.402 分，因疫情返乡的父亲养育参与行为得分要低 0.439 分，非疫情原因返乡的父亲养育参与行为得分无显著差异。值得注意的是，虽然非留守婴幼儿的父亲养育参与行为得分略高于留守婴幼儿的父亲，但样本地区父亲参与婴幼儿养育的整体水平仍较低。2020 年，非留守婴幼儿的父亲养育参与行为得分为 2.317 分（见表 7），显著低于同期的母亲养育参与行为得分（2.848），更低于 Cabrera et al.（2004）根据 597 名低收入父亲的数据所估计的 3.52 分。具体而言，非留守婴幼儿父亲以“每周几次”及以上频率参与运动玩耍类、管教类、照料类和社会情感类养育行为的比例分别为 12.8%、5.0%、4.5%和 2.3%。

表 7 父亲返乡对父亲养育参与行为影响的回归结果

| 变量                     | 被解释变量：2020 年该指标得分-2019 年该指标得分（ $\Delta P_{itl} - Inv_{ij}^{PSM}$ ） |                      |                      |                      |                      |
|------------------------|--------------------------------------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                        | 父亲养育参与行为得分                                                         | 照料类参与行为得分            | 运动玩耍类参与行为得分          | 管教类参与行为得分            | 社会情感类参与行为得分          |
| 父亲返乡                   | -0.402***<br>(0.118)                                               | -0.368***<br>(0.139) | -0.593***<br>(0.153) | -0.284***<br>(0.106) | -0.337***<br>(0.101) |
| 共同支持样本量                | 541                                                                | 541                  | 541                  | 541                  | 541                  |
| 疫情原因返乡                 | -0.439***<br>(0.128)                                               | -0.406***<br>(0.150) | -0.559***<br>(0.182) | -0.307***<br>(0.106) | -0.381***<br>(0.114) |
| 共同支持样本量                | 492                                                                | 492                  | 492                  | 492                  | 492                  |
| 非疫情原因返乡                | -0.160<br>(0.183)                                                  | -0.003<br>(0.215)    | -0.342<br>(0.240)    | -0.095<br>(0.180)    | -0.112<br>(0.164)    |
| 共同支持样本量                | 446                                                                | 446                  | 446                  | 446                  | 446                  |
| 2020 年非留守婴幼儿父亲养育参与行为得分 | 2.317                                                              | 2.370                | 2.746                | 1.949                | 2.204                |

注：①\*\*\*表示 1%的显著性水平；②括号内为 Abadie-Imbens 稳健标准误；③回归过程中采用有放回的最近邻匹配；④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

尽管父亲养育参与行为不容乐观，但是进一步分析结果表明，父亲参与养育对婴幼儿认知能力发展有显著的积极影响。如表 8 所示，在其他因素不变的情况下，父亲养育参与行为得分提高 1 分，婴幼儿认知能力得分将提高 0.076 个标准差。现有文献对上述结果提供了可能的解释：父亲养育参与行

为是共同养育子女的象征,父亲参与婴幼儿养育可以促使母亲和其他照料人共同照料子女,缓解其他照料人的身心压力,提高其他照料人养育参与行为的程度与质量(Jeong et al., 2018)。此外,农村父母更倾向于采用专断型和忽视型的教养方式,即便参与婴幼儿养育,也是以认知能力的培养为主(Bennett et al., 2012)。

表 8 父亲养育参与行为对婴幼儿早期发展影响的回归结果

| 变量          | 被解释变量: 贝利标准化得分 ( $ECD_{ijkt}$ ) |                   |                   |                  |
|-------------|---------------------------------|-------------------|-------------------|------------------|
|             | 认知能力得分                          | 语言能力得分            | 运动能力得分            | 社会情感能力得分         |
| 父亲养育参与行为得分  | 0.076*<br>(0.040)               | 0.005<br>(0.033)  | 0.030<br>(0.032)  | 0.031<br>(0.029) |
| 照料类参与行为得分   | 0.062*<br>(0.034)               | 0.012<br>(0.025)  | 0.047*<br>(0.027) | 0.028<br>(0.025) |
| 运动玩耍类参与行为得分 | 0.061**<br>(0.028)              | 0.000<br>(0.024)  | 0.014<br>(0.021)  | 0.024<br>(0.020) |
| 管教类参与行为得分   | 0.045<br>(0.054)                | 0.006<br>(0.041)  | 0.009<br>(0.043)  | 0.014<br>(0.029) |
| 社会情感类参与行为得分 | 0.075*<br>(0.041)               | -0.000<br>(0.033) | 0.025<br>(0.036)  | 0.031<br>(0.034) |
| 观测值         | 1779                            | 1774              | 1776              | 1772             |

注: ①\*\*和\*分别表示 5%和 10%的显著性水平; ②括号内为自然村层面聚类标准误。

#### (四) 父母外出对婴幼儿早期发展影响的异质性分析

考虑到婴幼儿对父母陪伴的需求随年龄的增长而变化(李珊珊等, 2021), 婴幼儿性别、母亲受教育水平和家庭资产会影响父母养育投资决策, 进而影响婴幼儿早期发展(郑筱婷和陆小慧, 2018; 白钰等, 2019; Yang and Bansak, 2020), 本文将进一步分析父母外出对不同月龄、性别、母亲受教育水平和家庭资产的婴幼儿的异质性影响。

异质性分析结果表明, 父母外出对婴幼儿早期发展的影响因婴幼儿的月龄、性别、母亲受教育水平和家庭资产而异<sup>①</sup>。相比于 5~12 月龄婴幼儿, 父母至少一方外出、仅父亲外出、父母都外出都对 13~24 月龄婴幼儿的运动能力有更大的负面影响。这可能是因为随着月龄的增长, 1 岁以上婴幼儿大运动和精细运动能力发展较快, 会增加与父母互动的需求, 这一时期缺失父母的陪伴, 对运动能力的发展更不利。这三种父母外出情况都对男孩语言能力的负面影响较女孩更大。可能的原因是, 语言能力的性别差异已普遍存在, 父母外出会加剧这种差距(Wang et al., 2019)。相比于母亲受教育水平为小学或未上学的情况, 当母亲受教育水平为初中及以上时, 这三种父母外出情况都对婴幼儿认知能力有更大的负面影响。一般来说, 受教育水平较高的母亲更倾向于积极的养育参与行为, 而受教育水

<sup>①</sup>限于篇幅, 本文未展示详细结果。

平较低的母亲外出务工产生“陪伴缺失效应”本身可能较小，因此对于受教育水平较高的母亲来说，“陪伴缺失效应”所带来的负面影响更大（白钰等，2019）。当家庭资产水平较高时，父母至少一方外出对婴幼儿认知能力的负面影响较大，父母都外出对婴幼儿运动能力的负面影响较大。究其原因，低收入家庭父母外出务工的正向“收入效应”更明显，但家庭经济状况达到一定程度时，“收入效应”不足以完全弥补“陪伴缺失效应”（Yang and Bansak, 2020）。

### （五）稳健性检验

1. 安慰剂检验。为了检验上述结果的稳健性，本文通过随机生成处理组的方式进行安慰剂检验，重复 500 次，根据虚假实验得到的父母外出对婴幼儿早期发展影响的估计系数的概率来判断结论的可靠性。检验结果显示，虚假的双重差分项的估计系数集中分布于 0 附近，表明在模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题，核心结论比较稳健。

2. 更改留守婴幼儿的界定方式。本文进一步通过改变留守婴幼儿定义的方式检验结果的稳健性。将留守婴幼儿重新界定为父母至少一方连续在 2019 年 7—12 月和 2020 年 1—6 月期间都外出 3 个月及以上的婴幼儿。照此定义，891 名婴幼儿中共有 591 名非留守婴幼儿，188 名仅父亲外出，99 名父母都外出，13 名仅母亲外出。同样剔除仅母亲外出样本后，按照新的定义重新估计父母外出对婴幼儿早期发展的影响。结果显示，核心解释变量的回归系数与按照之前定义得到的结果在显著性和方向上基本一致，但基于新定义，父母都外出对婴幼儿语言和运动能力得分影响的估计系数的绝对值分别高出基准回归结果 21.3% 和 123.5%。

3. 进一步控制家庭科学育儿指导干预可能造成的偏误。如前文所述，部分样本婴幼儿被分配到家庭科学育儿指导干预组。为检验这一分配是否会造成估计偏误，除在前文回归中控制“是否被分配到家庭科学育儿指导干预组”，并验证了分配到干预组的比例在留守婴幼儿与非留守婴幼儿之间无显著统计差异外，本文进一步将研究对象限定为未被分配到家庭科学育儿指导干预组的样本婴幼儿，重新用 PSM-DID 方法进行估计，估计结果稳健。

## 五、研究结论与政策建议

本文基于 2019 年和 2020 年对云南昭通市鲁甸县 891 名 3 岁以下婴幼儿及其家庭实地调查所形成的面板数据，在描述农村父母外出和婴幼儿早期发展现状的基础上，分析了父母外出对婴幼儿认知、语言、运动和社会情感能力的影响及其机制。结果表明：第一，样本地区婴幼儿普遍存在早期发展滞后问题，2019 年认知、语言、运动和社会情感能力发展滞后的比例分别为 52.2%、54.2%、32.2% 和 51.0%，上述四种能力至少一种发展滞后的婴幼儿占 86.2%。第二，父母都外出对婴幼儿早期发展的负面影响更大，特别是对婴幼儿的语言和运动能力存在不利影响，仅父亲外出对婴幼儿早期发展无显著影响，这也从侧面反映出当前农村女性在家庭养育中承担着决定性作用。第三，对于婴幼儿早期发展来说，农村父母外出无法发挥“收入效应”的正向作用，“陪伴缺失效应”和“照料人心理健康效应”叠加对婴幼儿早期发展造成负面影响。第四，父亲养育参与行为对婴幼儿的认知能力有显著的正面影响，但父亲养育参与行为水平较低。即便父亲因疫情滞留家中，其养育参与行为也没有得到显著改善，

可见父亲因外出务工而与婴幼儿分离并不是其养育参与行为水平较低的主要原因。第五，母亲受教育水平和资产水平越高的家庭，父母外出务工对婴幼儿早期发展的负面影响越大，对于他们来说，外出务工难以对婴幼儿早期发展产生显著的边际回报。

家庭照护是促进婴幼儿早期发展最有效的方式之一，对处于不利养育环境、早期发展存在滞后风险的婴幼儿的投资回报率高达7%~10%（Heckman et al., 2010）。在落实《国务院办公厅关于促进3岁以下婴幼儿照护服务发展的指导意见》过程中，应进一步把握“家庭为主”等原则，“加强对家庭婴幼儿照护的支持和指导……加大对农村和贫困地区婴幼儿照护服务的支持，推广婴幼儿早期发展项目”<sup>①</sup>。建议卫生健康部门协调教育、民政、妇联组织等部门，设立养育服务中心，为家长提供一对一的家庭养育指导，示范亲子互动方法，传递科学养育知识，改变养育观念，使农村照护人充分认识到婴幼儿早期发展的重要性，促进农村婴幼儿早期全面发展。注重引导父母，尤其是促进父亲在养育过程中的参与。此外，关注主要照护人心理健康状况，为他们提供更多的社会支持和投入，改善他们的福利状况，同时为婴幼儿早期发展提供良好的成长环境。

更长期来看，笔者认为，推动农民工市民化，让“流动”不产生“留守”是治本之策。在户籍制度改革进程中，要加大对农业转移人口就业的支持力度，更好地发挥外出务工的正向“收入效应”。保障农业转移人口就近就地享有基本公共服务，探索切实提供卫生服务、婴幼儿照护服务以及产假等相应福利的可行途径，保障农业转移人口随迁子女长期在流入地平等接受教育等基本权利，降低随迁成本，这样才能不断提升农业转移人口及其子女的获得感、幸福感和安全感，才能更有效地促进中国人力资本长期高质量发展。

#### 参考文献

- 1.白云丽、曹月明、刘承芳、张林秀，2022：《农业部门就业缓冲作用的再认识——来自新冠肺炎疫情前后农村劳动力就业的证据》，《中国农村经济》第6期，第65-87页。
- 2.白钰、郑丽娟、刘步瑶、杨宁、陈鹏，2019：《中国农村贫困地区养育行为现状及其影响的实证研究》，《华东师范大学学报（教育科学版）》第3期，第70-83页。
- 3.陈福美、苑春永、张彩、黎亚军、王耘，2015：《母亲抑郁、父母冲突与幼儿问题行为：有调节的中介效应》，《中国临床心理学杂志》第6期，第1049-1052页。
- 4.段成荣、邱玉鼎、黄凡、谢东虹，2022：《从657万到3.76亿：四论中国人口迁移转变》，《人口研究》第6期，第41-58页。
- 5.李珊珊、岳爱、刘国恩、孙宇，2021：《母亲外出务工对儿童早期发展的影响研究——基于养育未来随机干预调查的证据》，《劳动经济研究》第2期，第3-25页。
- 6.唐宁、谢勇，2019：《留守经历对劳动者就业质量的影响》，《中国农村经济》第12期，第48-64页。

<sup>①</sup>参见《国务院办公厅关于促进3岁以下婴幼儿照护服务发展的指导意见》，[https://www.gov.cn/zhengce/content/2019-05/09/content\\_5389983.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2019-05/09/content_5389983.htm)。

- 7.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, 第247-276页。
- 8.魏东霞、谌新民, 2018: 《落户门槛、技能偏向与儿童留守——基于2014年全国流动人口监测数据的实证研究》, 《经济学(季刊)》第2期, 第549-578页。
- 9.杨洁、蒋琪、岳爱、汤蕾、聂景春, 2019: 《中国农村贫困地区照养人抑郁风险现状及其对养育行为的影响》, 《华东师范大学学报(教育科学版)》第3期, 第97-106页。
- 10.郑筱婷、陆小慧, 2018: 《有兄弟对女性是好消息吗?——家庭人力资本投资中的性别歧视研究》, 《经济学(季刊)》第1期, 第277-298页。
- 11.Albers, C. A., and A. J. Grieve, 2007, “Test Review: Bayley, N. (2006). Bayley Scales of Infant and Toddler Development-Third Edition. San Antonio, TX: Harcourt Assessment”, *Journal of Psychoeducational Assessment*, 25(2): 180-190.
- 12.Bai, Y., N. Yang, L. Wang, and S. Zhang, 2022, “The Impacts of Maternal Migration on the Cognitive Development of Preschool-Aged Children Left Behind in Rural China”, *World Development*, Vol.158, 106007.
- 13.Bai, Y., S. Zhang, L. Wang, R. Dang, C. Abbey, and S. Rozelle, 2019, “Past Successes and Future Challenges in Rural China’s Human Capital”, *Journal of Contemporary China*, 28(120): 883-898.
- 14.Bennett, P. R., A. C. Lutz, and L. Jayaram, 2012, “Beyond the Schoolyard: The Role of Parenting Logics, Financial Resources, and Social Institutions in the Social Class Gap in Structured Activity Participation”, *Sociology of Education*, 85(2): 131-157.
- 15.Cabrera, N., J. Shannon, C. Vogel, C. Tamis-LeMonda, R. Ryan, J. Brooks-Gunn, H. Raikes, and R. Cohen, 2004, “Low-Income Fathers’ Involvement in Their Toddlers’ Lives: Biological Fathers from the Early Head Start Research and Evaluation Study”, *Fathering: A Journal of Theory, Research, and Practice about Men as Fathers*, 2(1): 5-30.
- 16.Caliendo, M., and S. Kopeinig, 2008, “Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching”, *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 31-72.
- 17.Cusick, S. E., and M. K. Georgieff, 2016, “The Role of Nutrition in Brain Development: The Golden Opportunity of the ‘First 1000 Days’”, *The Journal of Pediatrics*, Vol.175: 16-21.
- 18.Dill, S. E., Y. Ma, A. Sun, and S. Rozelle, 2019, “The Landscape of Early Childhood Development in Rural China”, *The Asia-Pacific Journal*, 17(16): 1-16.
- 19.Emmers, D., Q. Jiang, H. Xue, Y. Zhang, Y. Zhang, Y. Zhao, B. Liu, S. E. Dill, Y. Qian, N. Warrinnier, H. Johnstone, J. Cai, X. Wang, L. Wang, R. Luo, G. Li, J. Xu, M. Liu, Y. Huang, W. Shan, Z. Li, Y. Zhang, S. Sylvia, Y. Ma, A. Medina, and S. Rozelle, 2021, “Early Childhood Development and Parental Training Interventions in Rural China: A Systematic Review and Meta-Analysis”, *BMJ Global Health*, 6(8), e005578.
- 20.Gonzalez-Mena, J., and D. W. Eyer, 2004, *Infants, Toddlers, and Caregivers (Eleventh Edition)*, New York: McGraw-Hill Education, 91-106.
- 21.Goodman, S. H., M. H. Rouse, A. M. Connell, M. R. Broth, C. M. Hall, and D. Heyward, 2011, “Maternal Depression and Child Psychopathology: A Meta-Analytic Reviews”, *Clinical Child and Family Psychology Review*, 14(1): 1-27.
- 22.Heckman, J. J., 2006, “Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children”, *Science*, 312(5782): 1900-1902.

23. Heckman, J. J., S. H. Moon, R. Pinto, P. A. Savelyev, and A. Yavitz, 2010, "The Rate of Return to the HighScope Perry Preschool Program", *Journal of Public Economics*, 94(1): 114-128.
24. Huttenlocher, P. R., and A. S. Dabholkar, 1997, "Regional Differences in Synaptogenesis in Human Cerebral Cortex", *The Journal of Comparative Neurology*, 387(2): 167-178.
25. Jeong, J., S. Siyal, G. Fink, D. C. McCoy, and A. K. Yousafzai, 2018, "'His Mind Will Work Better with Both of Us': A Qualitative Study on Fathers' Roles and Coparenting of Young Children in Rural Pakistan", *BMC Public Health*, 18(1): 1-16.
26. Lovibond, P. F., and S. H. Lovibond, 1995, "The Structure of Negative Emotional States: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories", *Behaviour Research and Therapy*, 33(3): 335-343.
27. Lowe, J. R., S. J. Erickson, R. Schrader, and A. F. Duncan, 2012, "Comparison of the Bayley II Mental Developmental Index and the Bayley III Cognitive Scale: Are We Measuring the Same Thing?", *Acta paediatrica*, 101(2): e55-e58.
28. Luby, J. L., A. Belden, M. P. Harms, R. Tillman, and D. M. Barch, 2016, "Preschool Is a Sensitive Period for the Influence of Maternal Support on the Trajectory of Hippocampal Development", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(20): 5742-5747.
29. Meng, X., and C. Yamauchi, 2017, "Children of Migrants: The Cumulative Impact of Parental Migration on Children's Education and Health Outcomes in China", *Demography*, 54(5): 1677-1714.
30. Serenius, F., K. Kallen, M. Blennow, U. Ewald, V. Fellman, G. Holmstrom, E. Lindberg, P. Lundqvist, K. Mars, M. Norman, E. Olhager, L. Stigson, K. Stjernqvist, B. Vollmer, and B. Stromberg, 2013, "Neurodevelopmental Outcome in Extremely Preterm Infants at 2.5 Years After Active Perinatal Care in Sweden", *JAMA*, 309(17): 1810-1820.
31. Walker, S. P., T. D. Wachs, S. Grantham-McGregor, M. M. Black, C. A. Nelson, S. L. Huffman, H. Baker-Henningham, S. M. Chang, J. D. Hamadani, B. Lozoff, J. M. M. Gardner, C. A. Powell, A. Rahman, and L. Richter, 2011, "Inequality in Early Childhood: Risk and Protective Factors for Early Child Development", *The Lancet*, 378(9799): 1325-1338.
32. Wang, L., H. Li, S. E. Dill, S. Zhang, and S. Rozelle, 2022, "Does Paternal Involvement Matter for Early Childhood Development in Rural China?", *Applied Developmental Science*, 26(4): 741-765.
33. Wang, L., Y. Zheng, G. Li, Y. Li, Z. Fang, C. Abbey, and S. Rozelle, 2019, "Academic Achievement and Mental Health of Left-Behind Children in Rural China: A Causal Study on Parental Migration", *China Agricultural Economic Review*, 11(4): 569-582.
34. Wen, M., and D. Lin, 2012, "Child Development in Rural China: Children Left Behind by Their Migrant Parents and Children of Nonmigrant Families: Child Well-Being in Rural China", *Child Development*, 83(1): 120-136.
35. Yang, G., and C. Bansak, 2020, "Does Wealth Matter? An Assessment of China's Rural-Urban Migration on the Education of Left-Behind Children", *China Economic Review*, Vol.59: 1-32.
36. Yue, A., Y. Bai, Y. Shi, R. Luo, S. Rozelle, A. Medina, and S. Sylvia, 2020, "Parental Migration and Early Childhood Development in Rural China", *Demography*, 57(2): 403-422.

37.Yue, A., J. Gao, M. Yang, L. Swinnen, A. Medina, and S. Rozelle, 2018, "Caregiver Depression and Early Child Development: A Mixed-Methods Study from Rural China", *Frontiers in Psychology*, Vol.9: 1-18.

(作者单位: <sup>1</sup>中央民族大学经济学院;

<sup>2</sup>中央民族大学中国兴边富民战略研究院;

<sup>3</sup>北京大学现代农学院;

<sup>4</sup>北京大学中国农业政策研究中心)

(责任编辑: 胡 祎)

## **The Impact of Rural Parental Migration on Early Childhood Development: Evidence from 891 Families in Yunnan Province**

BAI Yu XUAN Zhichong LIU Chengfang

**Abstract:** Based on panel data obtained from on-site surveys conducted in 2019 and 2020 among 891 children aged three and below as well as their families, in Ludian County, Zhaotong City, Yunnan Province, this study analyzes the rural parental migration and its impact on early childhood development. The results are as follows: First, the proportions of sampled children experiencing delays in cognitive, language, motor, and socio-emotional development were 52.2%, 54.2%, 32.2%, and 51.0% in 2019, respectively. A total of 86.2% of sampled children experienced delays in at least one aspect of their development. Second, from July to December 2019 or from January to June 2020, the percentages of infants and toddlers with at least one parent migrating, the father migrating only, and both parents migrating for a cumulative period exceeding three months were 55.3%, 33.8%, and 21.5%, respectively. Third, compared to children living with parents, when at least one parent migrated, infants and toddlers experience decreases of 0.197 and 0.192 standard deviations in the scores of their language skills and athletic abilities, respectively. These decreases are driven mainly by both parents migrating which induces decreases of 0.319 and 0.277 standard deviations in the the scores of language skills and athletic abilities. The father migrating only does not have a significant impact on the aforementioned abilities of infants and toddlers. Fourth, the mechanism analysis reveals that parental migration does not bring positive income effects to early childhood development, but instead reduces the favorable expenditure for early childhood development. Moreover, the primary caregiver's involvement and mental health deteriorate, thereby hindering the development of left-behind infants and toddlers. Therefore, it is necessary to strengthen support and guidance for the care of infants and toddlers in rural families and increase investment in promoting early childhood development in rural areas. In the long term, efforts should be made to promote the reform of the household registration system, ensure equal access to public services for rural-to-urban migrants, and further enhance the quality of China's future human capital.

**Keywords:** Parental Migration; Early Childhood Development; Parenting Investment; Paternal Involvement; Caregiver's Mental Health

# 治理环境和治理结构如何影响宅基地有偿退出\*

## ——基于江苏省阜宁县退出农户集中安置模式的案例比较

陈昌玲<sup>1</sup> 诸培新<sup>2</sup> 许明军<sup>1</sup>

**摘要：**农村宅基地退出对提高宅基地集约利用水平、改善农户居住环境以及推动乡村振兴具有重要意义。本文从公共治理的视角研究治理环境和治理结构对宅基地退出的影响，并选取江苏省阜宁县宅基地退出典型村庄进行案例分析。结果表明：国家层面的户籍制度改革、宅基地确权颁证和“三权”分置构成了促进宅基地退出的产权制度环境，省、市地方政府的建设用地增减挂钩指标交易和国土空间规划调整为宅基地退出提供了资金和用地保障的政策环境，村庄资源禀赋条件与内部治理结构共同决定宅基地退出的具体模式。宅基地退出治理结构从治理力量上看表现为“科层+市场”的混合结构，从主体上看则有县乡政府、村集体和农户，各类主体在政府规制和市场机制作用下协商、谈判，达成一致的行动方案与制度安排，实现宅基地退出内部治理。宅基地退出集中安置的“整村就地”、“整村异地”和“部分就地”等模式整体上都提高了土地利用效率，促进了集体经济发展和农民福利增加，但不同安置模式之间在交易费用、土地利用、收益分配以及农户福利变化等方面存在显著差异，这些都与各自所处的治理环境和治理结构直接相关。因此，提高宅基地退出治理绩效，在治理环境上要继续深化农村宅基地“三权”分置改革和户籍制度改革，完善城乡建设用地增减挂钩节余指标的市场交易机制；在治理结构完善上要充分发挥政府和市场的作用，降低宅基地退出交易成本。

**关键词：**宅基地退出 集中安置 治理环境 治理结构 交易费用

**中图分类号：**F301.2 **文献标识码：**A

### 一、引言

宅基地作为广大农村居民实现安居乐业的重要场所和重要资产，是农村土地制度安排中最为独特、利益影响最敏感的领域，也是农村“三块地”改革中最为复杂、滞后且各方争议最大的“一块地”（刘守英，2015；胡新艳等，2019）。党的十九大报告提出“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、

\*本文研究获得教育部哲学社会科学研究后期资助项目“乡村振兴战略下农村宅基地流转与治理研究——以江苏省为例”（编号：19JHQ093）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：诸培新。

生活富裕”的乡村振兴战略总要求，此后中共中央、国务院印发《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》，全面推进乡村振兴。乡村承担着中国建设社会主义现代化国家最艰巨最繁重的任务，也是最重要的场域，宅基地制度改革对于乡村振兴战略的实施具有重要意义。《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》也提出，稳慎推进农村宅基地制度改革试点，加快房地一体宅基地确权登记颁证，探索宅基地“三权”分置有效实现形式<sup>①</sup>。第三次全国国土调查结果显示，截至2019年底，全国建设用地总量6.13亿亩，其中村庄用地规模是城镇用地的两倍多<sup>②</sup>，村庄用地中宅基地总量较大且布局散乱、利用粗放，目前宅基地闲置低效利用与乡村振兴供地不足并存的问题依然突出（曲颂等，2022）。在现行法律框架下，农村宅基地退出对于提高宅基地集约利用水平、改善农户生产生活环境、建设宜居宜业和美乡村具有重要现实意义。

自2015年国家推行宅基地制度改革试点以来，各试点地区注重因地制宜探索不同形式的退出、流转和补偿机制（胡银根等，2017，2019；苑韶峰等，2021），在宅基地取得制度、使用权流转制度和农民住房财产权的实现等方面取得了一系列改革经验（孔祥智，2019）。学术界对宅基地制度改革也从诸多方面进行了研究，其中关于宅基地有偿退出的研究主要集中于退出意愿及其影响因素（韩文龙和刘璐，2020；Liu et al., 2020）、宅基地退出农户福利变化和增进需求（孙鹏飞等，2021；吴郁玲等，2021）以及宅基地退出运行模式的比较（梁发超和林彩云，2021）等。已有文献多从农户意愿的微观视角研究宅基地退出的影响因素，认为主要影响因素包括年龄、受教育年限、家庭劳动力数量、非农就业状况、收入水平等户主与家庭特征，宅基地数量和面积、区位条件、城市房产等资源禀赋特征，户籍和社会保障等制度因素。然而，这些研究或关注农户对宅基地的产权认知状况和权属意识差异（韩文龙和刘璐，2020；郭昱和顾海英，2023）、感知价值（胡银根等，2020）、风险预期（时鹏和余劲，2021），或分析不同农户分化程度（杨慧琳等，2020）、家庭生命周期（李敏等，2020）、社会资本（邹秀清等，2020）等对宅基地退出的影响，而对于宅基地有偿退出具体治理实践并没有着墨太多，更鲜有涉及宅基地退出和安置的土地利用、收益分配、福利变化等具体问题，而与宅基地退出密切相关的这些问题正是降低宅基地有偿退出交易费用和提高资源配置效率的关键。虽然胡银根等（2017）对金寨、蓟州、义乌3个典型试点县（区）在不同治理结构下宅基地有偿退出模式作了解析，梁发超和林彩云（2021）对经济发达地区三种宅基地有偿退出模式的运行机制、交易成本进行了比较，但前者主要关注了“层级制”、“混合制”和“市场制”三种不同治理结构下“货币+宅基地”、“货币+购房补贴”和“资产置换”三种宅基地退出模式运行过程中出现的问题，后者侧重于经济发达地区“资产置换”、“指标置换”和“货币补偿”三种退出模式交易费用的比较。

随着研究的不断深入，学者们的分析视角进一步拓展，越来越多的学者将治理环境或治理结构的内容纳入宅基地有偿退出的研究框架，但将二者纳入统一框架的研究依然不足，且从公共治理视角对宅基地有偿退出选取村庄案例开展研究仍不多见，尤其缺少基于村庄资源禀赋条件和制度环境，从交

<sup>①</sup>参见 [https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content\\_5741370.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm)。

<sup>②</sup>资料来源：《第三次全国国土调查主要数据成果发布》，[http://www.gov.cn/xinwen/2021-08/26/content\\_5633497.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2021-08/26/content_5633497.htm)。

易费用、土地再配置利用、收益分配和农户福利变化等方面对宅基地退出治理的多案例比较研究。考虑到中国宅基地有偿退出依然面临农户退出积极性不高、补偿资金缺口较大、长效机制尚未建立等诸多问题（余永和，2019），在推动高质量发展和国家治理现代化的大背景下，破解当前宅基地有偿退出过程中面临的困境，需要从公共治理的视角，在一个统一的框架中分析治理环境和治理结构对宅基地有偿退出的影响，寻求乡村振兴背景下宅基地“善治”的可行路径。

由于中国农村宅基地特殊的福利属性，目前大多数地区宅基地有偿退出在政府主导下才得以实施，实践中同一试点地区宅基地退出治理模式大同小异，需要建构统一的分析框架来分析宅基地退出运行机制，从而更好地诠释相似治理模式下不同治理实践产生的原因。为此，本文借鉴 IAD 制度分析框架（Ostrom, 2005）和威廉姆森对社会科学研究的四层次分析方法（Williamson, 2000），从治理环境与治理结构两方面探讨相似治理模式下如何通过尽可能减少交易费用和提高资源配置效率促进宅基地有偿退出顺利实施。

## 二、逻辑框架：治理环境、治理结构与宅基地有偿退出

### （一）治理环境对宅基地有偿退出的影响

外部治理环境是经济活动发生环境的游戏规则，政治、社会和法律的基本规则为生产、交换和分配奠定了基础（Williamson, 1996）。宅基地有偿退出的治理环境是影响宅基地退出的自然、经济、社会等外部条件，包括村庄的自然环境、宅基地利用状况、基础设施状况、地理位置、城镇化水平、村集体的经济状况等资源禀赋条件以及与宅基地相关的制度环境，为宅基地退出治理过程中相关利益主体的行为提供激励和约束的情境。

治理环境中村庄的资源禀赋条件为宅基地退出提供了推力或者阻力。村庄自然环境条件差、基础设施配套落后、农户现有房屋质量差以及人均居住面积不足等在一定程度上会推动农户退出原有宅基地。然而，村庄中内部分化程度不同或处于不同家庭生命周期的农户对宅基地的居住保障功能和财产功能会有不同的利益诉求，产生不同的宅基地退出意愿和行为，进而影响宅基地退出规模。

治理环境中影响宅基地退出的相关制度环境主要包括国家顶层制度设计和省、市地方政府制度创新。中央政府有效的制度供给主要通过宅基地相关制度的顶层设计为宅基地有偿退出改革提供方向指引和支持，省、市地方政府则结合实际进行区域层面的制度创新来支持和推动宅基地有偿退出。中央政府的制度供给主要包括户籍制度改革、宅基地确权颁证、宅基地“三权”分置改革，省、市地方政府主要出台城乡建设用地增减挂钩节余指标交易、耕地占补平衡和国土空间规划调整等政策性文件，为宅基地退出中的“钱”“地”筹集提供政策支持，如图 1 所示。

户籍制度改革、宅基地确权颁证、宅基地“三权”分置改革等从不同层面为宅基地退出提供了制度保障。户籍制度改革为农户宅基地退出提供了更好的权益保障。《中华人民共和国土地管理法实施条例》<sup>①</sup>明确了宅基地退出与进城落户不挂钩<sup>①</sup>。农村居民进城入镇后不仅可享受城镇居民基本医疗保险

<sup>①</sup>参见《中华人民共和国土地管理法实施条例》第三十六条，[http://www.moj.gov.cn/pub/sfbgw/flfggz/flfggzxzf/202107/t20210731\\_433018.html](http://www.moj.gov.cn/pub/sfbgw/flfggz/flfggzxzf/202107/t20210731_433018.html)。

险、免费就业培训、子女就近入学等优惠政策，而且其原来享有的土地承包权、宅基地资格权、集体收益分配权和惠农政策权等都不变。这在很大程度上可以消除农户退出宅基地的后顾之忧。宅基地使用权确权颁证明晰了宅基地产权，保障了农户的宅基地权利。农村宅基地确权登记发证能落实农户对宅基地和房屋的占有、使用、收益和流转等权能，有利于保障农户的宅基地权利和依法获得的收益（吴郁玲等，2018），进而影响农户对宅基地使用权流转的交易预期，增进宅基地流转意愿和参与强度（黄朝明等，2016；吴郁玲等，2018）。宅基地“三权”分置改革通过完善宅基地所有权行使机制、资格权内涵界定和使用权流转来更好地厘清宅基地“三权”关系，为宅基地有偿退出提供制度支撑（张勇等，2021），是推进宅基地有偿退出的关键性顶层设计。

在宅基地退出过程中，省、市地方政府是制度环境的供给者，其主要作用表现在为省内跨市交易节余建设用地指标、耕地占补平衡指标和保障集中安置区用地等提供政策支持。省、市政府根据城乡建设用地增减挂钩政策和耕地总量动态平衡政策，将县域内宅基地退出整理复垦后的节余建设用地指标、土地整治新增耕地指标纳入省级土地指标交易平台进行跨地市交易，扩大交易范围，显化土地级差收益，使县级政府获得更多的土地指标交易收益，为宅基地退出的资金保障提供政策支持。此外，宅基地退出后集中安置区的选址落地和用地性质变更都涉及国土空间规划的调整，需要省、市地方政府审批和调整规划，以解决用地来源，保障集中安置区的落地建设。

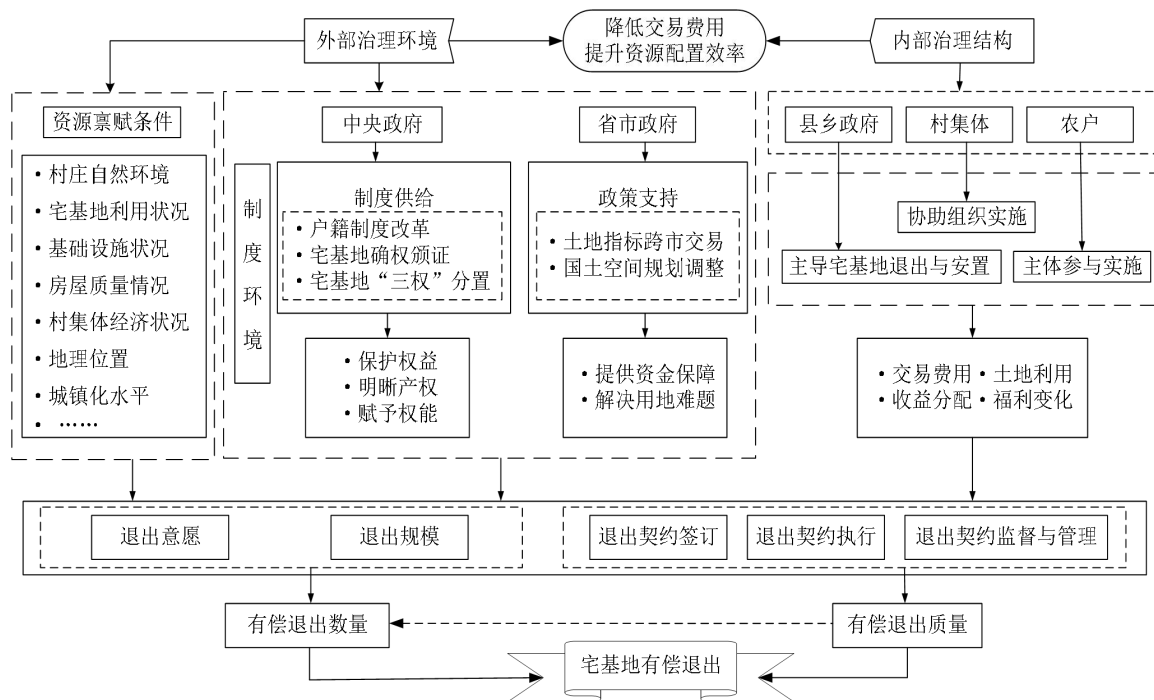


图1 外部治理环境、内部治理结构与宅基地有偿退出的理论逻辑框架

## （二）治理结构对宅基地有偿退出的影响

治理结构是“用来决定如何实现整个交易的制度矩阵”（Williamson，1996），也是规范不同利益主体之间权责利关系的制度安排（吴一恒和马贤磊，2021）。据此，可以将宅基地退出治理结构定义

为：在宅基地退出治理中规范关键利益主体之间权责利关系的制度安排。为与前文“外部治理环境”相对应，后文中称其为“内部治理结构”。在资源利用过程中，当总收益既定、交易费用最低时，资源利用的效率最高（张五常，2002），因此，治理结构的设计要尽可能减少交易费用。在宅基地退出实践中，县乡政府、村集体和农户是内部治理中最关键的利益相关者和治理主体。其中，地方政府承担宅基地有偿退出所需资金筹集和土地统筹使用等职责，并通过制定宅基地退出补偿安置规则、实施集中安置区规划建设和产业发展规划等主导宅基地退出。村集体经济组织作为最基层组织，主要宣传贯彻上级相关政策，在宅基地退出过程中承担组织、沟通和协调事务，如组织协调农户参与宅基地退出并签订退出协议和房屋拆除协议，参与集中安置区建设管理和建后管护，退出宅基地的复垦和再利用。农户是宅基地退出的主体，也是最关键的参与者，对是否参与宅基地退出、选择何种安置等做决策，对宅基地退出与安置的政策和方案提出建议和意见，直接参与和监督退出方案的实施，如监督集中安置区的建设和建后管护、参与确定安置房屋的分配方案和村集体产业发展方向等。

综上所述，本研究中宅基地退出内部治理结构是县乡政府、村集体和农户三方主体在政府管控、服务和市场机制作用下围绕宅基地退出进行协商、谈判、选择和执行达成一致的行动方案，并进行制度性安排，如确定退出的主体、确定宅基地和房屋的补偿范围和补偿标准、确定安置区的地址、建设和申购安置房、建设基础配套设施和公共服务设施等制度安排。这些行动方案的达成与执行即构成不同交易主体间的契约关系及其执行和监督等制度性安排，最终决定宅基地退出的规模和质量（见图1）。

宅基地有偿退出一般按照“宅基地退出一指标置换一房地补偿一居住安置”的流程进行，流程中居住安置主要包括进城入镇、集中居住、货币补偿和存量置换等，其中的集中居住安置是最主要、最复杂的安置形式。为此，本研究对集中居住安置模式下不同安置类型的宅基地有偿退出实践的交易费用进行分析和比较，从土地利用、收益分配和福利变化等方面揭示宅基地退出内部治理的运行与绩效。

### 三、案例选取和资料收集

#### （一）案例选取

江苏省阜宁县是省级重点扶贫县，受农村经济条件和宅基地管理制度滞后的影响，村庄布局散乱，基础设施和公共服务设施配套滞后，人居环境整体较差；同时，村庄内宅基地不足与宅基地闲置和粗放利用并存，加剧了宅基地供需矛盾。2016年5月，江苏省将阜宁县作为全省唯一的试点县进行宅基地退出改革。2016年6月23日，阜宁县遭受特大龙卷风灾害，造成房屋倒塌、人员伤亡等重大损失。此后，阜宁县结合灾后重建、脱贫攻坚和省级宅基地退出试点改革需要，迅速启动《农村康居工程三年行动方案》<sup>①</sup>，以切实改善农村住房质量、村庄环境和公共服务水平。阜宁县5年多的宅基地退出改革实践为本研究提供了丰富的案例素材，为此，本研究以阜宁县为样本区，选择宅基地退出不同集中安置类型的典型村庄进行案例比较，分析宅基地有偿退出过程中县乡政府、村集体和农户三者之间的权责利平衡关系以及农户“退得出、住得进、能致富”的实现路径，以提高宅基地有偿退出效率。

<sup>①</sup>2018年江苏省出台“苏北农房改善计划”，阜宁县康居工程项目也随之纳入该计划并执行至2021年。

本研究依据村庄宅基地退出农户的规模和集中居住安置的选址，将宅基地退出安置类型分为整村退出就地安置、整村退出异地安置和部分退出就地安置，并分别选取吴滩街道立新村、郭墅镇许祝村和东沟镇东方村作为案例村庄。虽然三者均是在政府主导下开展宅基地有偿退出，同一县域范围内制度环境相同，但由于村庄资源禀赋条件不同，在宅基地退出过程中选择了不同的退出安置类型。①立新村是整村退出就地安置的典型。2016年“6·23风灾”中立新村受灾严重，因此成为康居工程实施的第一批村庄，先后分两批次共800余户居民退出宅基地后选择就地集中居住，全村进城入镇的仅有5户。②许祝村是整村退出异地安置的典型。该村原址位于化工园区，占地面积较大，村庄原有基础设施差、危旧房屋较多，环境污染给居民生活带来不利影响。许祝村2018年启动康居工程，实施宅基地有偿退出，靠近镇区异地建设“许祝人家”集中安置区。全村退出宅基地的845户农户中，715户选择异地集中居住，80户选择进城入镇，50户选择货币补偿安置模式。③东方村是部分退出就地安置的典型。东方村土地利用集约化程度低，户均宅基地接近0.6亩，且危旧房屋较多。2016年东方村启动康居工程实施宅基地有偿退出，就地建设“美丽东方”集中安置区。东方村506户农户中已退出宅基地205户，其中选择集中居住的有118户，59户选择进城入镇，28户选择货币补偿安置模式。

## （二）资料来源

本文使用的资料主要包括一手资料与二手资料。一手资料通过半结构式访谈和农户问卷调查获得，包含与县乡政府部门、村“两委”干部、村民等的访谈记录和农户调查问卷。课题组于2019年5月至2021年4月先后三次赴阜宁县进行调研。2019年5月和2021年4月累计为期四天的政府部门座谈和村干部访谈，通过政府部门座谈了解阜宁县经济社会状况、宅基地管理和利用状况以及各乡镇宅基地退出推进情况，通过村干部访谈和实地考察了解村庄宅基地退出的具体状况。课题组于2021年4月开展了为期一周的农户问卷调查，对农户家庭收入、就业状况、住宅状况、宅基地退出意愿、宅基地相关政策认知等进行了面对面访谈。为保证调查样本的代表性，课题组采取分层抽样方法，根据区位条件、宅基地退出实施情况等选取吴滩街道、郭墅镇、东沟镇、益林镇、沟墩镇、硕集街道和芦蒲镇作为调查区域，每个镇（街道）选择2个行政村开展村级访谈，每个村随机抽取25~30户农户面对面访谈填写调查问卷。二手资料主要包含地方政府总结报告、会议记录以及公开报道等。后文分析中，除特别说明外，所用资料均来自课题组的访谈记录、访谈过程中获取的资料文件和调查问卷。

# 四、阜宁县宅基地有偿退出的治理实践

## （一）宅基地有偿退出的治理环境：制度环境和村庄资源禀赋条件

本研究所选三个案例村庄位于同一县域范围内不同乡镇，在宅基地退出过程中，中央和省、市地方政府为其提供了相同的制度环境，但三个村庄的自然、经济、社会等资源禀赋条件存在差异，外部治理环境中既定的制度环境和村庄资源禀赋条件共同影响宅基地有偿退出治理实践和治理绩效。

1. 中央政府的制度供给和省市政府的制度创新为宅基地退出提供了良好的制度环境。①户籍制度改革为农户宅基地退出提供了支撑力。农村户籍是宅基地分配的重要依据，附着了土地、住房、教育和社会保障等一系列福利功能。户籍制度改革使得农村居民进城入镇后不仅可享受城镇居民基本医疗

保险、就业、教育等政策，而且其原来享有的土地承包经营权、宅基地资格权、集体收益分配权等都保持不变。这为农户城镇转移和宅基地有偿退出提供了有力的外在支撑。②宅基地产权制度改革与地方实施为宅基地退出提供了产权明晰的制度环境。宅基地确权登记发证是明晰宅基地产权的重要途径，也是宅基地退出补偿的重要依据。自国家大力推行宅基地确权登记以来，阜宁县积极推进该项工作，通过对全县农村房地一体不动产确权登记发证，为宅基地退出奠定了良好的产权基础。2018年中央“一号文件”中宅基地“三权”分置政策的提出则为阜宁县宅基地有偿退出提供了来自顶层的政策方向指引和支持。③建设用地增减挂钩与指标交易制度以及国土空间规划调整为宅基地退出的资金和用地提供了政策支持。为筹集项目资金，江苏省原国土资源厅批准阜宁县扩大建设用地增减挂钩指标周转规模，允许退出的宅基地新增耕地节余指标在省域范围内流转使用，并优先安排阜宁县耕地占补平衡指标进行交易，交易所得资金全部用于农村宅基地有偿退出工作。为解决退出安置选址困难，江苏省原国土资源厅结合零散基本农田归并，允许阜宁县调出占宅基地退出面积30%且等级较低的基本农田进行安置区建设<sup>①</sup>。省、市地方政府在宅基地退出过程中审批用地空间规划、落实国土空间用途管制，引导农民集中居住合理选址，切实维护农户合法权益，为农村宅基地有偿退出创造外部环境。

2. 村级治理环境中的资源禀赋差异使得不同村庄宅基地退出的具体实践存在差异，产生不同的交易费用和资源配置效率。①立新村位于阜宁县东部，靠近省道（S329），距离吴滩街道5公里，距离阜宁县城12公里。立新村集体经济发展水平在阜宁县属于中上级别，2016年村集体经营性收入约20万元，人均可支配收入达到1.4万元。2016年“6·23”风灾导致全村800多户房屋中400多户房屋严重受损，在突如其来的自然灾害后，立新村化危机为契机，成为康居工程实施的第一批村庄，就地建设“立新社区”。②许祝村位于阜宁县西北，距离郭墅镇6公里，距离阜宁县城约20公里，地理位置偏僻。许祝村集体经济发展水平在阜宁县属于中上级别，2018年村集体经营性收入约30万元，人均可支配收入约1.6万元。化工企业带来的环境污染使得村民生活环境很差，生活受到困扰，加之村庄基础设施差，住房多为20世纪80至90年代建设的“人字头”房屋，危旧房屋较多。在这些不利因素推动下，2018年镇党委依据县康居工程第三战役政策实施“整村制”宅基地有偿退出，建设“许祝人家”集中安置区。③东方村位于阜宁县西南，距东沟镇5公里，距阜宁县城约25公里。东方村集体经济发展水平在阜宁县属于中下级别，2016年村集体经营性收入约20万元，人均可支配收入约1.2万元，是由魏桥、方南和腾张三个自然村合并而成，全村东西走向达6.5公里，宅基地利用集约化程度低，且危旧房屋较多。2016年启动康居工程实施宅基地有偿退出，就地建设“美丽东方”集中安置区。

## （二）宅基地有偿退出的内部治理实践：三种不同集中安置类型

阜宁县实施的宅基地退出在治理力量上表现为“科层+市场”的混合治理结构，宅基地退出以行政村为单元按批次实行项目制管理，县乡地方政府、村集体和农户是宅基地有偿退出实施的关键利益主体和治理主体。县级政府在筹集总体资金和用地统筹的基础上，参考市场价格出台退出补偿标准和安

<sup>①</sup>资料来源：《江苏省国土资源厅关于同意阜宁县开展农村宅基地有偿退出改革试点的批复》（苏国土资函〔2016〕410号）。

置区建设的原则性指导意见和要求;乡镇政府针对不同项目出台具体的实施方案并在报批后组织实施;村集体协助乡镇政府组织协调农户参与宅基地退出。因此,下文围绕四类治理主体,对三个案例村宅基地有偿退出的土地利用、收益分配和农户福利变化等进行分析,并为后文中判断既有治理环境下宅基地退出项目的内部治理何以使交易费用最小化、提升宅基地有偿退出效率和土地利用效率提供基础。

阜宁县结合康居工程实施的宅基地有偿退出,由县政府统一领导并成立了康居工程平台“美丽乡村开发建设有限公司”,负责全县范围内宅基地退出资金的筹集和管理。集中安置点建设的选址需要符合土地利用总体规划要求,因此县自然资源局对集中安置点选址和规划调整进行超前谋划和报批,为集中安置点建设及时提供用地。各乡镇政府为工作主体组织实施,因此不同乡镇宅基地有偿退出内部治理的实施路径存在差异。

1.整村退出就地安置:吴滩街道立新村的典型案例。该村土地面积2600亩,其中耕地面积2000亩,集体建设用地600亩,退出前村庄宅基地多呈条状沿河沿路分布,房屋85%为平房。在“政府统筹主导+村级组织推动+农户参与”下,立新村宅基地有偿退出内部治理主要从以下几个方面展开(见图2):宅基地退出前,地方政府和村集体进行农户宅基地利用和退出意愿调研,并组织政策宣传、召开村民大会与农户签订宅基地退出协议和房屋拆除协议,农户退出宅基地可以获得宅基地补助费、房屋拆除补偿费和购房补贴等费用<sup>①</sup>。在退出过程中,村集体组织实施宅基地的整理复垦。立新村在地方政府和企业帮扶下,将整理出的7亩宅基地盘活利用建成养猪场,以每年3万元/亩的租金通过江苏省农村产权交易平台出租给外地企业兴办生态养猪场,不但村集体获得租金收益,还带动了村内30余人就业,每人可获得月工资3000元以上,增加了农户收入。

宅基地退出复垦后,连片的耕地流转给大户种植大棚蔬菜和水果,一部分零散分布的耕地由村集体每年收取50元/亩租金后由原农户耕种,村集体除获得新增耕地的流转租金,还可以获得乡镇政府发放的组织推进奖补<sup>②</sup>。乡镇政府的资金来源于县级政府以“以奖代补”和安置点基础设施配套奖补的方式对镇区的补助<sup>③</sup>。在地方政府的规划指导和资金支持下,立新村集中安置区的建设除了需要建设用地指标外,还占用了部分农户的承包地,由乡镇政府按照每年800元/亩的价格支付补偿金。除村内企业发展用地和集中安置区的建设外,节余的建设用地指标由县级政府统筹,在省级指标交易平台交易并获得资金。在宅基地有偿退出实践中,地方政府获得了用于发展的建设用地指标和资金;村集体获得了产业发展用地和土地流转租金,增加了集体资产收入;农户改善了居住环境,部分农户获

<sup>①</sup>2018年之前在龙卷风中损毁的房屋每户获得补偿5.5万元,之后农户可以获得的房屋拆除补偿(地面附着物补偿)只包括主房和厨房,补偿标准为350元/平方米;进城购房农户获得宅基地补助和进城购房补贴共计4万元;进镇购房农户获得宅基地补助和进城购房补贴共计2万元;货币安置农户获得退出宅基地补助1万元;集中居住农户获得购房安置补贴(各镇标准不统一)和过渡安置费补助不超过6个月。资料来源:访谈记录。

<sup>②</sup>组织推进奖补:宅基地复垦到位奖励村集体500元/户,奖励挂钩干部100元/户。资料来源:访谈记录。

<sup>③</sup>净增耕地和宅基地复垦奖补:对于净增耕地面积县按5万元/亩对镇区予以补助;对于退出宅基地的复垦,县按新增耕地面积5000元/亩对镇区予以补助;基础设施配套奖补每个安置点400万元。资料来源:访谈记录。

得村内就业的机会并增加了收入。总的来看，立新村“化危机为契机”整村退出就地安置在改善村庄面貌、提升居住环境的基础上，发展了村集体经济，实现了集体增收；土地整治提升了土地利用综合效益，释放的用地空间助力了乡村振兴发展。

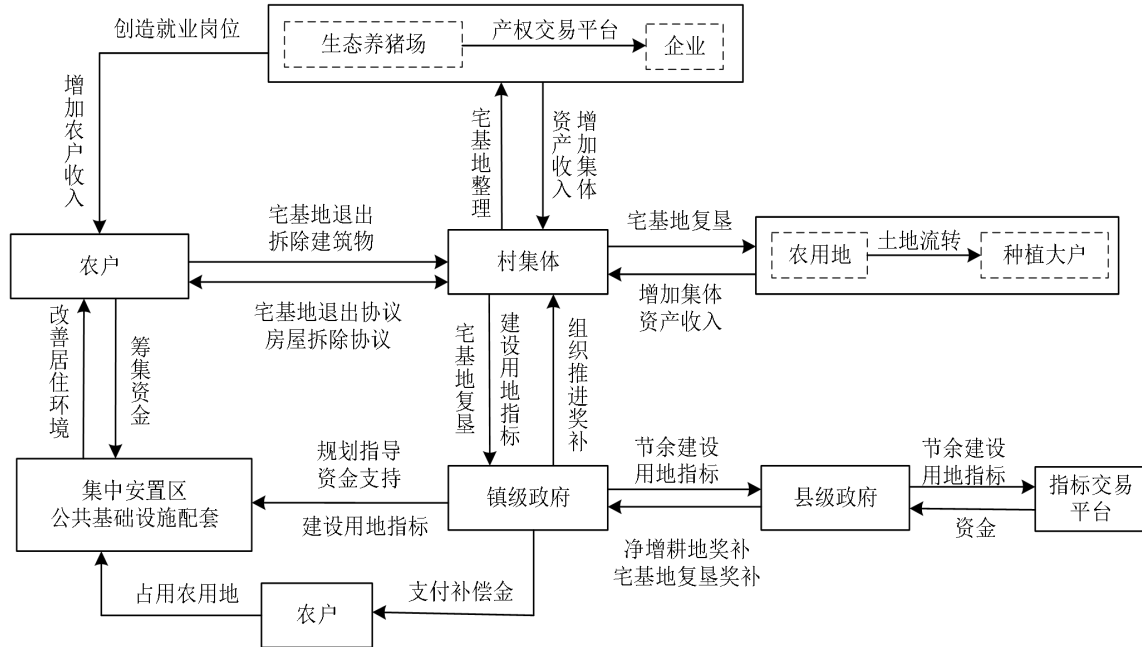


图2 宅基地整村退出就地安置模式的内部治理

2. 整村退出异地安置：郭墅镇许祝村的典型案例。全村土地面积 7680 亩，其中耕地面积 4800 亩，集体建设用地 2880 亩，村庄占地面积较大，基础设施差、危旧房屋较多。该村亦是在“政府统筹主导+村级组织推动+农户积极参与”下实施宅基地退出与安置（见图 3）。与立新村明显不同，许祝村原址毗邻化工园区，农户退出宅基地获得的房屋拆除补偿费参照了 2009 年郭墅镇化工园区征迁的标准，达到 650~750 元/平方米。由于是整村退出，宅基地复垦后土地集中连片流转率高，村集体统一流转价格为 800 元/亩，复垦整理出的土地流转租金收益由村集体扣除每户 0.3 亩的流转租金收益后，其余归原农户所有。部分不能连片流转出去的土地则由原农户耕种至 2028 年，并向村集体一次性缴纳 1000 元承包费。通过招引农业龙头企业，建成 2000 余亩的稻虾种养、瓜蒌药材和连栋大棚瓜果蔬菜 3 大基地，实现了规模高效经营，近 300 人实现稳定就业。

跨村异地安置在安置区规划建设方面不仅要考虑获取建设用地指标的问题，还要解决跨村集体建设用地指标落地的问题。“许祝人家”安置区建设占用张庄村耕地 300 余亩，由镇政府出资向被占用耕地的农户每年支付补偿金 970 元/亩。许祝村整村搬离化工园区异地安置的模式对整体改善农户居住环境的效应显著，退出的宅基地整理复垦成耕地，既增加了村集体土地流转收益，助力了耕地占补平衡，也为郭墅镇化工园区产业转型升级释放了空间。

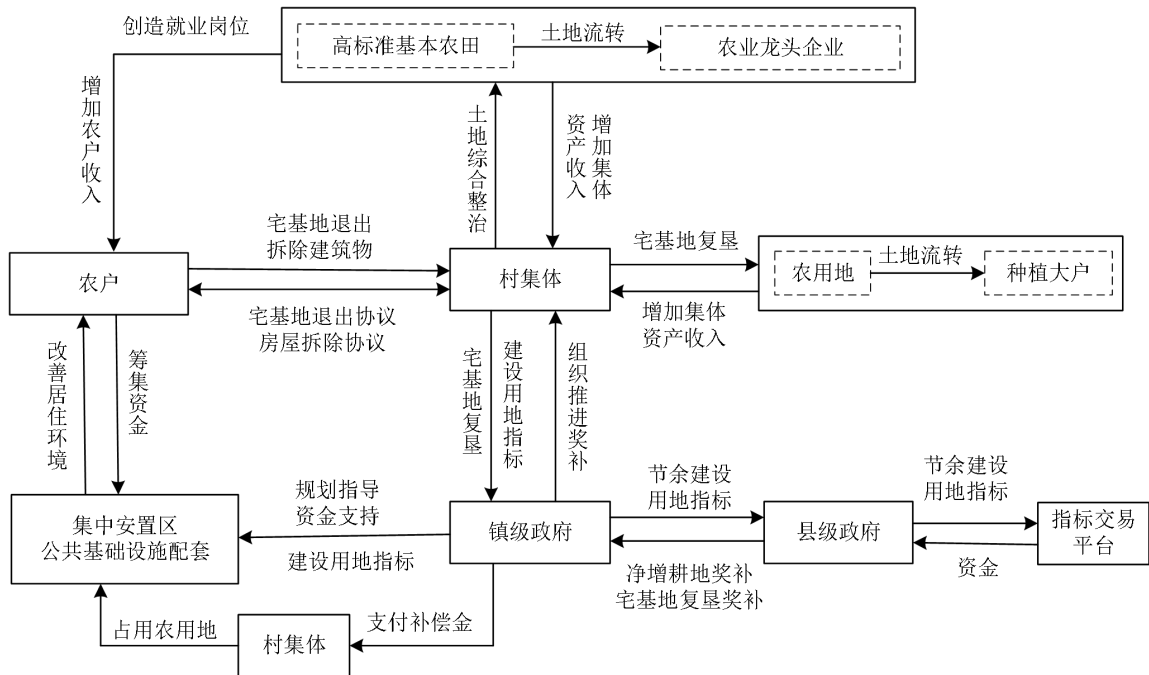


图3 宅基地整村退出异地安置模式的内部治理

3.部分退出就地安置：东沟镇东方村的典型案例。东方村土地面积3450亩，其中耕地面积2156亩，集体建设用地1294亩，户均宅基地面积接近0.6亩，且危旧房屋较多。在“政府统筹主导+村级组织推动+部分农户参与”下实施宅基地退出（见图4），分三期建成占地面积70亩可安置118户农户的“美丽东方”新型社区。

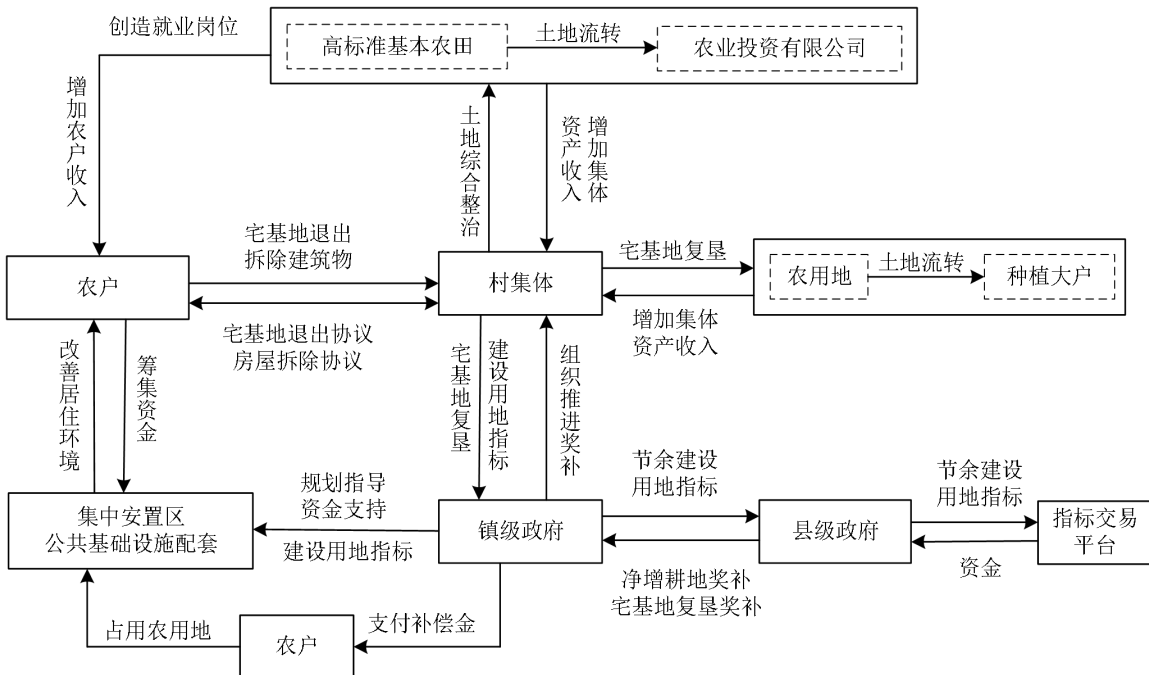


图4 宅基地部分退出就地安置模式的内部治理

2016年康居工程启动后,东方村陆续有177户农户退出宅基地,地方政府鼓励他们进城入镇安置,对村集体完成指标任务给予一定奖励,对农户给予购房补贴<sup>①</sup>。最终,59户选择进城入镇安置,选择集中安置的农户过渡期每月获得300元补助且补助时间不超过6个月。村集体将退出的宅基地一部分用于安置区的建设,其余部分通过土地整治建成高标准基本农田,以950元/亩的价格统一流转给银宝农业投资有限公司经营,村集体可获得150元/亩流转服务费,农户可获得800元/亩流转租金。虽然是就地安置,但是前期农户参与的积极性并不高,仅有23%的农户实际进入安置区居住。由于在本集体范围内建设安置区,建设用地范围受限,后续有集中居留意愿的农户无法获得安置房而不能参与宅基地有偿退出。总体来看,东方村部分退出就地安置模式主要在新建安置区范围内显著改善了农户的居住环境,退出宅基地的整治复垦和规模化流转增加了村集体农地流转收益,促进了乡村产业发展,增强了村集体经济实力,也促进了村庄公共服务设施改造升级和村庄空间布局优化。

### (三) 宅基地有偿退出治理绩效: 基于不同集中安置类型的比较

如前文所述,宅基地有偿退出本身是一个完成各项具体任务的过程,可以看作是完成各项任务即进行“交易”的组合。虽然同一县域内宅基地有偿退出的制度环境相同,但村庄资源禀赋条件的差异,也使得项目内部治理结构有差异,产生了不同的交易费用,因而宅基地退出绩效不同。本研究围绕退出治理的交易费用,从不同环节比较分析三种集中安置类型的内部治理结构(见表1)。

表1 三种集中安置类型的宅基地有偿退出内部治理结构比较

| 案例村     | 退出安置类型 | 交易费用 |     |     | 退出前任务环节                                             | 退出中任务环节                   | 退出后任务环节                                   |
|---------|--------|------|-----|-----|-----------------------------------------------------|---------------------------|-------------------------------------------|
|         |        | 退出前  | 退出中 | 退出后 | 政策宣传、确定补偿标准、签订协议等                                   | 房屋拆除、补偿、土地复垦、安置区选址、安置房建设等 | 安置房申购、社区管护、土地流转、产业发展等                     |
| 吴滩街道立新村 | 整村就地   | +    | ++  | +   | 灾后重建政策宣传相对容易;风灾退出户进行一次补偿;顺利签订协议                     | 就地选址;安置房建设占用本村土地          | 土地流转给种植大户;村内发展生态养殖场,增加有限就业岗位              |
| 郭墅镇许祝村  | 整村异地   | +++  | ++  | +++ | 整村拆除异地安置思想动员和政策宣传工作难度大;补偿标准参照化工园征迁的标准;整村退出协议签订花费时间长 | 异地选址;安置房建设需要跨村集体获取土地与补偿   | 宅基地复垦后流转建设高标准基本农田;流转面积大,引进农业龙头企业,增加较多就业岗位 |

<sup>①</sup>农户进城入镇地方政府对村集体的奖励:2019年完成指标任务可获得奖励3000元,2020年完成指标任务可获得奖励10000元。农户获得的购房补贴:2017年在乡镇购房可获得补贴200元/平方米,进城购房可获得补贴5万元/户;2020年,进城入镇购房可获得补贴5万元/户,其中在县安置房超市购买商品房的,由安置房超市再补助3万元/宅,由开发企业再给予团购优惠2万元/宅,在县安置房超市购买安置房的,由安置房超市再补助3万元/宅,由开发企业再给予团购优惠1万元/宅。资料来源:《农民进城入镇购房优惠政策》, [http://funing.yancheng.gov.cn/art/2020/1/14/art\\_6617\\_3314870.html](http://funing.yancheng.gov.cn/art/2020/1/14/art_6617_3314870.html)。

表 1 (续)

|            |          |    |   |    |                                                    |                                  |                                                      |
|------------|----------|----|---|----|----------------------------------------------------|----------------------------------|------------------------------------------------------|
| 东沟镇<br>东方村 | 部分<br>就地 | ++ | + | ++ | 退出的不确定性增加政策<br>宣传难度；按照地方政府<br>统一标准补偿；部分退出<br>户签订协议 | 就地选址；安置房建<br>设需要跨村民小组<br>获取土地与补偿 | 宅基地复垦后流转<br>建设高标准基本农<br>田；农地流转给农业<br>企业，增加有限就业<br>岗位 |
|------------|----------|----|---|----|----------------------------------------------------|----------------------------------|------------------------------------------------------|

注：“+、++、+++”分别代表不同宅基地退出安置模式的交易费用高低程度，“+”代表程度较低，“++”代表程度适中，“+++”代表程度较高。表中主要总结了三种不同退出安置类型在宅基地退出三个阶段的差异情况。

交易费用在很大程度上决定了宅基地有偿退出的效率。人的有限理性和机会主义行为偏向是交易成本的主要来源（Williamson，1985）。为了提高宅基地退出的效率，既增加退出的数量又保证退出的质量，要尽可能最小化治理结构产生的交易费用。借鉴已有研究，本文将宅基地退出交易费用分为宅基地退出前信息搜寻、谈判和契约签订的时间和协商成本，宅基地退出中契约执行的成本，以及宅基地退出后契约监督和管理的成本（王勇等，2019）。不同安置类型在宅基地退出各阶段产生的交易费用存在差异，整村异地安置需要更高交易费用，村庄所处外部环境条件在不同程度上影响交易费用。

1. 宅基地退出前的交易费用受村庄资源禀赋条件和农户分化程度影响较大。立新村作为风灾安置区，严重的灾害损毁使得宅基地退出“顺理成章”，退出前调整土地利用规划、政策宣传以及签订宅基地退出协议和房屋拆除协议都顺利完成，节约了协商和时间成本。许祝村由于要整村拆除异地安置，宅基地退出前安置区建设选址、调整土地利用规划、制定补偿标准和政策宣传等花费更高的信息搜寻和谈判决策成本；村内年龄大且经济能力低的农户对“老宅”依附性高，村集体花费了较多的时间做思想动员和托底安置的工作，增加了交易中的不确定性。东方村在宅基地退出前对基础设施和居住环境进行了改造提升，农户对宅基地退出的成本和收益持观望态度，增加了退出的不确定性，宅基地退出动员存在一定困难，因此在退出前确定退出的对象和政策宣传耗费较高的成本。

2. 宅基地退出过程中的交易费用主要体现在宅基地和房屋的补偿、拆除和复垦以及安置房的建设等方面。在立新村宅基地退出过程中，地方政府实施“激励+约束”的政策。镇政府为调动村集体工作积极性和鼓励农户主动参与退出，规定每退出一户，村集体获得 300 元奖励，对农户过渡安置费实行“阶梯补助、延后递减”的模式补助 6 个月，即第一个月退出给予补助 500 元/月，最后一个月退出不再给予过渡安置费。另外，将房屋拆除补偿作为选择集中居住的保证金来约束农户退出安置方式的选择。对首批在龙卷风灾害中受损严重的农户按照每户 5.5 万元给予补偿，2018 年之后按照房屋质量和拆除面积以楼房 400 元/平方米、瓦房 350 元/平方米给予补偿。许祝村农户宅基地退出按照原工业园区征迁补偿标准执行，每平方米比县政府补偿标准高出 300~350 元，并在镇域范围内统筹选址、规划建设安置点，除安置点需要建设用地指标外，最大的难题是解决跨村集体获取土地和补偿的问题。虽然镇政府与张庄村民签订调田协议，并在调整到位前支付补偿金，但“借地退出”仍需要彻底解决土地权属问题。东方村农户房屋拆除按照房屋类型和结构等进行补偿，补偿标准最高不超过 350 元/平方米，集中安置区占用村集体机动田和不同村民小组的农用地，集中居住规划不完善，集中居住点

的建设涉及跨村民小组获取土地和给予补偿的问题，在未被安置农户有退出意愿而县乡政府又没有新安置规划情况下则会出现用地矛盾。

3.宅基地退出后的交易费用主要发生在安置房申购、社区管护、土地流转和产业发展等过程中。立新村整村退出就地安置交易中的不确定性较少，契约的监督和管理成本相对较低。就地安置模式，除集中安置点建设占用建设用地指标外，通过盘活退出的宅基地开发建设成生态养猪场，从而发展乡村企业，在优化土地利用、增加集体资产收入的同时增加了有限的就业岗位。许祝村宅基地退出后农户集中居住规模较大，落实后期管护责任大，需要解决的问题多，县乡政府和村集体在土地流转和劳动力就业方面需要花费更多的人力和时间来规避机会主义行为，从而产生较高的成本。土地大面积流转后被建设成高标准基本农田，并引进农业龙头企业，增加了较多就业岗位。东方村部分农户退出宅基地后，村集体将复垦的土地进行土地整理，与原有农用地一起建设高标准基本农田流转给农业企业，并负责基础设施的维护。这些后期管护都需要监督和管理费用。

总结而言，尽管不同村庄宅基地退出内部治理结构从治理力量上看表现为“科层+市场”的混合结构，但由于不同村庄治理环境中的村庄资源禀赋特征以及退出规模和安置位置不同，宅基地退出治理中科层力量与市场力量的组合关系存在差异，具体制度安排和各阶段交易费用不同，宅基地退出的实施路径和治理绩效也存在差异。从宅基地退出后的整体绩效来看，农户集中居住可以改善住房条件和居住环境，享受更加完善的教育、医疗等公共服务，参加免费的就业培训并获得更多就业机会，增加工资性收入，且困难农户可以获得政府托底安置。宅基地退出能够提高农户总体福利水平，但也会给部分经济基础薄弱的家庭带来经济压力，受政府帮扶的困难农户可以在宅基地退出安置过程中获得更多福利。但对绝大多数农户而言，安置房的购买和装修仍需额外支付费用，由此农户需要承担一定的经济压力。在对三种安置类型75户退出安置农户的访谈中发现，其中44户农户认为退出安置居住会给家庭带来一定的经济负担，7户觉得安置居住对家庭造成非常大的经济负担。部分农户退出的村庄宅基地分布相对零散，不利于复垦后连片规模经营，土地利用效率低；整村退出更有利于土地规模经营和二三产业发展，村集体可以获得更多的流转服务费，地方政府也可以获得更多的节余建设用地指标，但也需要在安置居住、公共服务和基础设施建设中支出更多的费用。调研中也发现，土地规模经营在提高农业劳动生产率的同时会使得更多老龄化劳动力从农业中析出，脱离了实际的耕作经营，带来难以再就业的问题。就地安置虽然在集中居住选址时更好地解决了安置区建设土地利用的问题，村集体对本集体所有的土地控制权更大，更有利于发展乡村企业并增加村集体收入，但也面临土地利用规划调整困难、安置居住区空间有限的问题。异地安置可以更好地改善村庄区位条件，农户获得更多就业机会，但需要地方政府妥善解决跨村集体获取土地与补偿的问题。

基于以上分析，为有效降低宅基地有偿退出不同阶段的交易费用，在相同的制度环境推动下，县乡政府要根据村庄差异化的资源禀赋条件，因地制宜做好土地利用规划和乡村产业发展规划，结合全域土地综合整治，推动安置区在镇域范围内选址，满足乡村产业发展用地需求。同时，为安置区和产业规划用地做好基础设施配套服务，让市场发挥作用带动村集体经济发展，让农户从居住、教育、医疗、就业等方面获得更多的福利，调动农户积极参与宅基地退出。村集体发挥组织协调优势，协助乡

镇政府解决好协议签订、退出补偿、集中安置区建设、退出宅基地的复垦和利用、乡村产业发展等事宜，在权力范围内为农户争取更大的权益，减少集中安置居住给家庭带来的经济负担。

## 五、结论与政策启示

基于上述分析，本文得出如下研究结论：第一，在宅基地有偿退出治理环境中，制度环境中的正式制度和村庄资源禀赋条件影响村庄宅基地退出。以中央政府的制度供给和省、市地方政府的制度创新为主构建的制度环境，为宅基地退出提供了政策导向支持、资金融通和土地要素保障的政策路径。其中，中央政府通过推进户籍制度改革、宅基地确权颁证和宅基地“三权”分置改革，分别从权益保护、产权明晰和权能赋予等方面为宅基地退出提供了政策可创新空间和产权基础；省、市地方政府通过设立专项资金、建立跨市域的节余建设用地指标和耕地占补平衡指标交易制度，为宅基地退出提供了资金筹集的政策通道，通过统筹审批宅基地退出中县乡国土空间规划的调整，为建设集中安置点提供用地保障，构建了宅基地有偿退出的政策导向以及资金和土地等要素保障的激励性制度环境。村庄资源禀赋条件则在退出项目层面通过影响治理主体的行为选择而影响宅基地退出治理的具体实践。

第二，宅基地退出内部治理结构在治理力量层面表现为“科层+市场”的混合结构，不同村庄资源禀赋差异使得村级宅基地退出治理中的科层力量与市场力量组合关系存在差异。县、乡地方政府出台一系列指导意见和实施方案并负责宅基地有偿退出所需资金筹集、土地统筹使用和乡村产业发展规划等，从而主导宅基地退出内部治理；村集体承担组织协调事务，参与集中安置区建设管理、建后管护、退出宅基地的复垦和利用、乡村产业发展等；农户作为宅基地退出的当事人和决策者，通过签订宅基地退出协议和房屋拆除协议、购买安置房、监督集中安置区的建设、参与安置区建后管护和乡村产业发展等，直接参与宅基地退出方案的实施。

第三，在同一县域范围内，即使拥有相同的制度环境，差异化的村庄资源禀赋条件促使村庄选择“整村就地”、“整村异地”和“部分就地”三种不同安置类型的宅基地退出模式。三种典型的退出安置类型均提高了土地利用效率，促进了村集体经济的发展和农民总体福利水平的提高，不同安置类型在宅基地退出和安置不同阶段产生的交易费用不同，在土地利用、收益分配以及农户福利变化等方面存在显著的治理绩效差异。

基于以上结论，从治理环境和治理结构共同促进农村宅基地有序退出出发，本文研究得出以下政策启示：第一，继续深化宅基地制度改革和户籍制度改革，优化宅基地退出制度环境。中央政府要及时总结推广宅基地改革试点地区的经验成果，继续深化宅基地“三权”分置改革、落实房地一体确权登记和宅基地资格权的认定，保障农户宅基地的福利保障功能和财产功能，为宅基地退出营造良好的顶层制度环境。地方政府要及时出台城乡建设用地增加挂钩指标利用配套政策，扩大指标交易范围，显化级差地租，发挥市场土地配置功能 and 价值显化的作用，为宅基地有偿退出和集中安置提供资金和用地保障。

第二，宅基地退出在充分尊重农民意愿的前提下，县乡地方政府要结合全域土地综合整治“因村制宜”做好宅基地退出的“引导者”和“服务者”。满足农户提出的合法、合理的相关利益诉求，构

建宅基地退出的多元化模式，探索全域土地综合整治规划引领下农户集中安置点在镇域范围内统筹选址，要做好国土空间规划调整和安置区选址规划，引导安置区向镇周边、中心村和重点村集聚，提高安置区基础设施和公共服务配套水平。统筹严格耕地保护和农村三产融合发展用地保障，在宅基地退出复垦与安置规划中预留一定比例建设用地空间和指标，统筹布局村庄三次产业融合发展项目，以乡村产业带动集体经济发展和农户增收，实现农户“退得出、住得稳、能致富”。

第三，充分发挥村集体在村庄治理中的组织协调和引领作用，有效降低各类交易费用，促进农户积极参与宅基地退出。在宅基地退出过程中既要积极向农户宣传宅基地退出的相关政策和制度，帮助农户分析宅基地退出所涉及的各种利益关系，也要积极地向上反映农户的意见建议和正当利益诉求，在农户和地方政府之间做好信息沟通和解释工作。以宅基地退出中的土地利用结构调整为契机，积极发展农地规模经营、乡村二三产业和集体经济，为农户提供更多就近就业或创业的机会和社会保障待遇，增强农户宅基地退出的福利效应和获得感。

#### 参考文献

- 1.郭昱、顾海英，2023：《大都市郊区农户宅基地流转退出倾向及改革路径——基于上海奉贤区3100户农户的调查分析》，《农业技术经济》第3期，第71-88页。
- 2.韩文龙、刘璐，2020：《权属意识、资源禀赋与宅基地退出意愿》，《农业经济问题》第3期，第31-39页。
- 3.胡新艳、罗明忠、张彤，2019：《权能拓展、交易赋权与适度管制——中国农村宅基地制度的回顾与展望》，《农业经济问题》第2期，第73-81页。
- 4.胡银根、王聪、廖成泉、吴欣，2017：《不同治理结构下农村宅基地有偿退出模式探析——以金寨、蕲州、义乌3个典型试点为例》，《资源开发与市场》第12期，第1411-1416页。
- 5.胡银根、余依云、王聪、吴欣，2019：《基于成本收益理论的宅基地自愿有偿退出有效阈值——以改革试点区宜城市为例》，《自然资源学报》第6期，第1317-1330页。
- 6.胡银根、杨春梅、董文静、齐琪、张也、林书达，2020：《基于感知价值理论的农户宅基地有偿退出决策行为研究——以安徽省金寨县典型试点区为例》，《资源科学》第4期，第685-695页。
- 7.黄朝明、董友琴、李泽慧，2016：《民族地区农户宅基地使用权流转意愿影响因素评价研究——以海南省陵水黎族自治县为例》，《中央民族大学学报（哲学社会科学版）》第5期，第18-26页。
- 8.孔祥智，2019：《宅基地改革政策沿革和发展方向》，《农村工作通讯》第12期，第29-33页。
- 9.李敏、陈尧、唐鹏、冯月，2020：《家庭生命周期对农户宅基地退出意愿的影响》，《资源科学》第9期，第1692-1703页。
- 10.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，第18-24页、第43页。
- 11.梁发超、林彩云，2021：《经济发达地区宅基地有偿退出的运行机制、模式比较与路径优化》，《中国农村观察》第3期，第34-47页。
- 12.曲颂、仲鹭勃、郭君平，2022：《宅基地制度改革的关键问题：实践解析与理论探释》，《中国农村经济》第12期，第73-89页。

- 13.时鹏、余劲, 2021:《风险预期、市民化感知及农户认知对易地扶贫搬迁农户宅基地退出的影响》,《资源科学》第7期,第1387-1402页。
- 14.孙鹏飞、赵凯、王雅南, 2021:《抚养负担对农户宅基地退出前后福利变化的影响——基于教育人力资本的调节效应》,《农业技术经济》第11期,第113-129页。
- 15.王勇、辛凯璇、余瀚, 2019:《论交易方式的演进——基于交易费用理论的新框架》,《经济学家》第4期,第49-58页。
- 16.吴一恒、马贤磊, 2021:《基于外部治理环境与内部治理结构视角的土地流转市场发育研究》,《农业经济问题》第5期,第66-77页。
- 17.吴郁玲、于亿亿、王梅, 2021:《农户对宅基地退出的福利增进需求研究——基于余江、金寨、宣城三地的农户调查》,《中国土地科学》第7期,第61-70页。
- 18.吴郁玲、石汇、王梅、冯忠垒, 2018:《农村异质性资源禀赋、宅基地使用权确权与农户宅基地流转:理论与来自湖北省的经验》,《中国农村经济》第5期,第52-67页。
- 19.杨慧琳、袁凯华、陈银蓉、梅昀、王振伟, 2020:《农户分化、代际差异对宅基地退出意愿的影响——基于宅基地价值认知的中介效应分析》,《资源科学》第9期,第1680-1691页。
- 20.余永和, 2019:《农村宅基地退出试点改革:模式、困境与对策》,《求实》第4期,第84-97页、第112页。
- 21.苑韶峰、干欣怡、唐奕钰, 2021:《基于联盟利益分配的宅基地退出增值收益共享研究——以浙江省典型县市为例》,《资源科学》第7期,第1361-1374页。
- 22.张勇、周丽、彭山桂, 2021:《基于文献计量分析的宅基地“三权分置”研究进展与展望》,《中国土地科学》第6期,第105-114页。
- 23.张五常, 2002:《经济解释》,香港:花千树出版社,第201页。
- 24.邹秀清、武婷燕、徐国良、王英、谢美辉、李致远, 2020:《乡村社会资本与农户宅基地退出——基于江西省余江区522户农户样本》,《中国土地科学》第4期,第26-34页。
- 25.Liu, R.Q., C. Yu, J. Jiang, Z. B. Huang, and Y. M. Jiang, 2020, “Farmer Differentiation, Generational Differences and Farmers’ Behaviors to Withdraw from Rural Homesteads: Evidence from Chengdu, China”, *Habitat International*, Vol.103, 102231.
- 26.Ostrom, E., 2005, *Understanding Institutional Diversity*, Princeton: Princeton University Press, 13-66.
- 27.Williamson, O. E., 1985, *Economic institutions of capitalism*, NY: Free Press, 15-42.
- 28.Williamson, O. E., 1996, *The Mechanisms of Governance*, NY: Oxford University Press, 377-379.
- 29.Williamson, O. E., 2000, “The New Institutional Economics: Taking Stock, Looking Ahead”, *Journal of Economic Literature*, 38(3): 595-613.

(作者单位: <sup>1</sup>南京农业大学公共管理学院;

<sup>2</sup>南京农业大学中国资源环境与发展研究院)

(责任编辑: 陈静怡)

## How Do Governance Environment and Governance Structure Impact the Paid Withdrawal of Homesteads: A Case Comparison of the Centralized Resettlement Mode of Rural Homestead Withdrawal in Funing County, Jiangsu Province

CHEN Changling ZHU Peixin XU Mingjun

**Abstract:** The withdrawal of rural homesteads is of great practical significance for improving the intensive use level of homesteads, improving farmers' living environment, and promoting rural revitalization. This study analyzes the impact of governance environment and governance structure on the homestead withdrawal from the perspective of public governance. It focuses on a case comparison of typical villages where homesteads have been withdrawn in Funing County. The findings are as follows: Regarding governance environment, the reform of the household registration system, the confirmation of entitlement and the separation of the "three rights" of homesteads at the national level have created a conducive institutional environment for promoting homestead withdrawal. The policy environment shaped by local governments, including the trading of "increase-decrease pothook" quota of urban-rural construction land and territorial spatial planning adjustment, provides financial and land security for the homestead withdrawal process. The specific mode of homestead withdrawal is jointly determined by the village's resource endowment and internal governance structure. The governance structure of homestead withdrawal exhibits a mixed structure of "hierarchical and market" in terms of governance power. The involved stakeholders encompass the county and township governments, village collectives, and farmers. Achieving effective internal governance for homestead withdrawal necessitates coordination and negotiation among these stakeholders to agree upon action plans and institutional arrangements. Government regulation and market mechanisms play crucial roles in this process. Resettlement modes, such as "whole village withdrawal and local resettlement", "whole village withdrawal and offsite resettlement", and "partial local resettlement", have generally improved land use efficiency, facilitated collective economic development and enhanced farmers' welfare. However, significant differences exist in terms of transaction costs, land use and profit distribution, and changes in farmers' welfare among different resettlement modes. These differences are directly related to the governance environment and governance structure in which they are operate. Therefore, to improve the governance performance of homestead withdrawal, regarding the governance environment, the "three rights" reform of rural homesteads, the reform of the household registration system, and the market transaction mechanism for excess "increase-decrease pothook" quota of urban-rural construction land should be further deepened. In terms of enhancing the governance structure, both the government and the market should play active roles in reducing the transaction cost associated homestead withdrawal.

**Keywords:** Rural Homestead Withdrawal; Centralized Resettlement; Governance Environment; Governance Structure; Transaction Cost