

城镇化的共同富裕效应*

万广华¹ 江葳蕤¹ 赵梦雪²

摘要：与所有成功跨越“中等收入陷阱”国家或地区的发展历程一样，城镇化或工业化是中国经济增长奇迹的重要引擎，因为它能够带来全要素生产率的快速提升。而著名的库兹涅茨曲线意味着，城镇化或工业化会在经济腾飞阶段带来收入差距的增大。事实上，自20世纪80年代中期以来，中国的收入差距急剧扩大，至今仍然居高不下，似乎说明“鱼”（即经济增长）和“熊掌”（即收入分配的改善）无法兼得。本文旨在分析城镇化的分配（即“共同”）和增长（即“富裕”）效应，为探讨实现共同富裕的目标、路径及政策举措提供科学依据。研究表明，城镇化不但能够显著提高生产率，同时还能够拉动国内消费需求，从而助力“双循环”、推动经济增长。与此同时，城镇化更是消除城乡差异、解决“三农”问题的根本出路，而城乡差异是发展中国家尤其是中国收入差距的重要方面。据此本文得出结论：积极主动推进城镇化和市民化，可以获取“鱼”和“熊掌”兼得的效应，是中国实现共同富裕的必由之路。

关键词：共同富裕 城镇化 市民化 收入分配

中图分类号：F291.1 **文献标识码：**A

一、引言

城镇化是欠发达国家实现经济腾飞的起点。作为世界上最大的发展中国家，中国过去40年经历了人类历史上最大规模的城镇化进程，城镇常住人口增加了7.3亿，城镇化率从1978年的17.9%，增加到2010年的50.0%，再快速提升到2021年的64.7%。万广华（2011）早就提出，2030年中国的城镇化率可能达到80%左右。尽管户籍制度改革长期滞后，市民化进程也一再被延缓，但2010—2020年间中国的城镇化率仍以年均近1.4个百分点的增幅快速增长。假如户籍制度改革和市民化进程在过去若干年得到顺利推进，中国城镇化率的年均增幅预期会超过1.5个百分点，甚至更快。这与城镇化在全球加速的研究发现相一致（万广华和张琰，2021）。

约瑟夫·斯蒂格利茨曾指出，21世纪两个最重大的事件，一个是美国的科技进步，另一个就是中国的城镇化。这充分说明了中国城镇化的历史意义和深远影响。高速城镇化是市场作用下资本、劳动

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“新时期扶贫开发理论与政策研究”（编号：71833003）的资助。本文通讯作者：江葳蕤。

力和土地等资源在城乡间、区域间优化配置的结果，也为中国崛起和中华民族振兴创造了经济基础。可以说，没有城镇化就没有中国今天在国际上的地位和影响力，当然也就没有全国人民尤其是3亿左右农民工家庭生活条件的不断改善。

但是，受逆全球化、国际局势动荡、老龄化和2020年以来新冠肺炎疫情的影响，中国经济增速近五年持续下行，2020年和2021年两年GDP增长率平均为5.1%。尽管新冠肺炎内地本土疫情总体可控，但以往助力中国经济快速增长的外部环境在未来相当长的时期内将不复存在。从根本上说，逆全球化和国际局势动荡的经济影响主要体现为外部需求的削弱，所以，中国于2020年提出了百年大变局下的“双循环”发展战略，其战略基点为提升国内需求。国内需求包括投资需求和消费需求，但中国的高投资率一直为经济学界所诟病，随着资本存量的快速累积，投资回报率也在不断下降，这限制了大幅度增加投资的潜力。所以，国内消费尤其是居民消费成为“双循环”的关键。

遗憾的是，中国居民消费疲软的问题由来已久，政府从20世纪90年代中后期以来就一直在提振内需，但事实证明效果不佳。根据佩恩表（Penn World Table）10.0，2019年中国居民消费率仍然比世界平均水平低24个百分点，也比东亚其他国家的平均水平低12个百分点左右^①。根据国家统计局的数据，2021年中国居民消费总量仅为GDP的29.8%。这一方面说明，在投资率已经偏高和国际环境尚在恶化的背景下，不提高居民消费率，中国经济将难以循环；另一方面也说明，提升居民消费率的潜力很大。

由于个体的消费习惯一旦形成将难以改变，而边际消费倾向随着收入的增加而减小，所以，一般意义上的经济增长或收入增长通常无法带来消费率的提升。过去40多年中国取得了举世瞩目的增长奇迹，正是收入的快速上升部分地导致了消费率的低位徘徊。所以，在边际消费倾向递减原理下，除非收入分配格局得以改善，否则，未来的增长特别是由减税降费带来的增长，最终带来的更可能是消费总量的上升和消费率的下降。显然，解决中国消费率偏低问题的根本出路在于改善收入分配，让低收入的个人和群体获得更多的收入。只有这样，“双循环”才能畅通，中国经济才可能持续增长。

基于上述讨论，中国所提出的共同富裕就不再仅仅是愿景目标，而是具有迫切性的重大政策举措。尽管共同富裕包含多个维度，但其中的“共同”首要意味着收入和财富差距的缩小。根据现有研究（如Wan et al., 2007），城乡居民之间以及进城农民工和城镇人口之间的收入差异在中国整体收入不均等中的占比达到40%以上，而且这些差异是收入不均等中最不公平、最不合理的部分。如果能将这些差异消除，辅以再分配，共同富裕中的“共同”问题就能基本上得到解决。反过来说，不缩小这些差异，共同富裕就无从谈起。当然，推进共同富裕不能仅仅关注“共同”，即收入分配或分蛋糕的问题，比分蛋糕更为重要的是做大蛋糕或保持经济持续增长。

缩小收入差距常规的思路是依赖再分配，但这种基于征税和福利发放的转移支付无疑会对经济造成扭曲，而且具有相当高的政策成本，同时可能导致腐败和浪费。这些都会影响增长即“富裕”。更

^①参见格罗宁根增长与发展中心佩恩表 10.0, <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>; 世界平均水平指佩恩表 10.0 中除中国以外 182 个国家的平均居民消费率；因朝鲜相应数据缺失，东亚其他国家指日本、韩国和蒙古三国。

为重要的是，对发展中国家而言，转移支付对缩小城乡收入差异所起的作用相当有限。以即将跨入高收入国家行列的中国为例，2021 年常住人口城镇化率为 64.7%，城镇常住人口的收入是农村的 2.5 倍（最高时为 3.3 倍）。欲通过财政转移支付使得农村人均收入达到城镇的水平，至少需要 13% 的 GDP。而国际货币基金组织数据显示，2020 年中国的社会保障总支出仅为 GDP 的 0.2%^①，即使将这个占比提升 3~5 倍，而且全部转移到农村，对于缩小城乡收入差距来说也只是杯水车薪。所以，在城镇化率达到相当高的程度之前，一味主张通过再分配来消除发展中国家的城乡收入差距，最终带来的将是“鱼”和“熊掌”兼失。

长期以来，中国一直主张通过城镇化和市民化缩小收入差距。这意味着力图在初次分配阶段着手解决中国的“共同”问题，所以，该主张对经济运行没有扭曲，反而能够促进增长，使得“鱼”（富裕）和“熊掌”（共同）兼得。值得说明的是，中国需要大力推进农民市民化，同时继续推进城镇化，才能从根本上缩小城乡收入差距（见下文），同时获得增长。但由于与市民化相关的数据大量缺失，本文主要关注城镇化对共同富裕的作用。

与城镇化相关的文献可谓是汗牛充栋，但就城镇化对经济增长或“富裕”的影响而言，学界尚未得出一致的结论。不少学者发现，城镇化与经济增长之间显著正相关（孙文凯，2011）；也有学者认为，城镇化速度与经济增长速度之间并不存在相关性（Chen et al., 2017）；还有部分研究指出了两者关系的异质性，如 Harris（1990）发现，城镇化与国民产出的关系在低收入、高收入和中等收入国家之间以及在经济高速增长和经济低速增长国家之间差别很大。

就城镇化对收入分配或“共同”的影响而言，现有文献更是众说纷纭。Kuznets（1955）探讨了工业化和城镇化对收入不均等的影响，提出了著名的倒 U 型曲线，但他没有使用规范的理论或经济计量分析作为支撑。Lewis（1954）提出了二元经济理论，认为工业或城市部门的发展可以使农村贫困人口受益，从而缩小城乡收入差距。国内研究中，周云波（2009）验证了中国城镇化与城乡收入差距之间存在着倒 U 型关系；陆铭和陈钊（2004）则使用 1987—2001 年的省级面板数据进行了实证检验，结果表明城镇化能够显著缩小城乡收入差距。

城镇化对于经济增长和收入分配都可能产生影响，因而也会影响着共同富裕的进程。然而至今为止，尚未见到聚焦城镇化对共同富裕影响的学术成果。鉴于此，本文拟通过数据分析和简练的模型估算，来研究城镇化的收入分配（即“共同”）和经济增长（即“富裕”）效应，进而阐述城镇化的共同富裕效应。本文余下内容安排如下：第二、第三部分分别探讨城镇化的经济增长效应和收入分配效应，第四部分聚焦城镇化对共同富裕的综合影响，第五部分是总结与讨论。

二、城镇化的经济增长（或“富裕”）效应

（一）国际经验与国内数据分析

基于跨国数据，可以发现世界各国人均 GDP 与城镇化率之间高度正相关（如图 1），说明城镇化

^①数据来源：<https://data.imf.org/?sk=5804C5E1-0502-4672-BDCD-671BCDC565A9>。

可能带来经济增长^①。

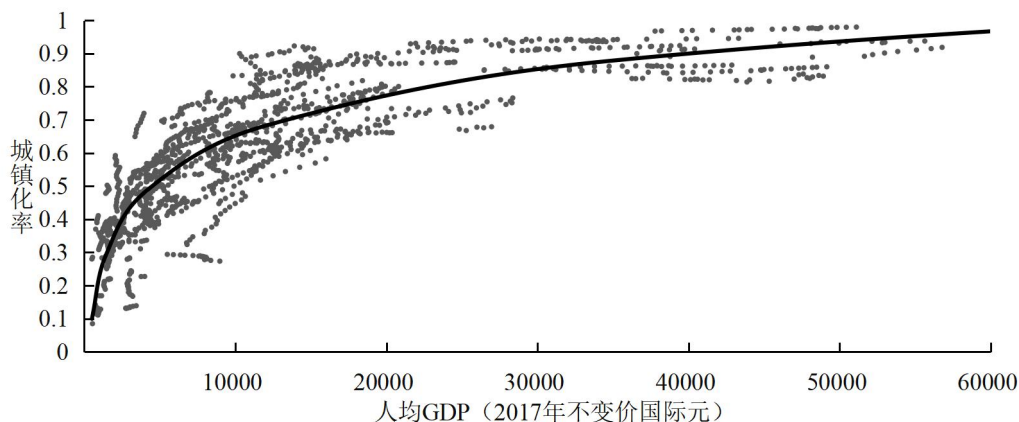


图1 世界各国人均GDP与城镇化率

注：为便于展示，图1略去3个人均GDP过高的离群点。

数据来源：世界银行 WDI 数据库，<https://data.worldbank.org/>。

图1同时显示，人均GDP水平与城镇化率之间的关系存在较大的“噪声”，据此进行因果推断的可靠性可能不够。为此，本文将跨国数据按照不同地区加总，得到图2。考虑到拉丁美洲和加勒比地区是公认的过度城镇化地区，剔除该地区之后，人均GDP和城镇化率之间几乎“完美”正相关。使用1990—2020年中国、印度、印度尼西亚三国的数据也能得到类似的结果。

▲ 东亚和太平洋地区 ● 欧洲和中亚 ● 拉丁美洲和加勒比地区 ◆ 中东和北非 ▲ 北美洲 ◆ 南亚 × 撒哈拉以南非洲

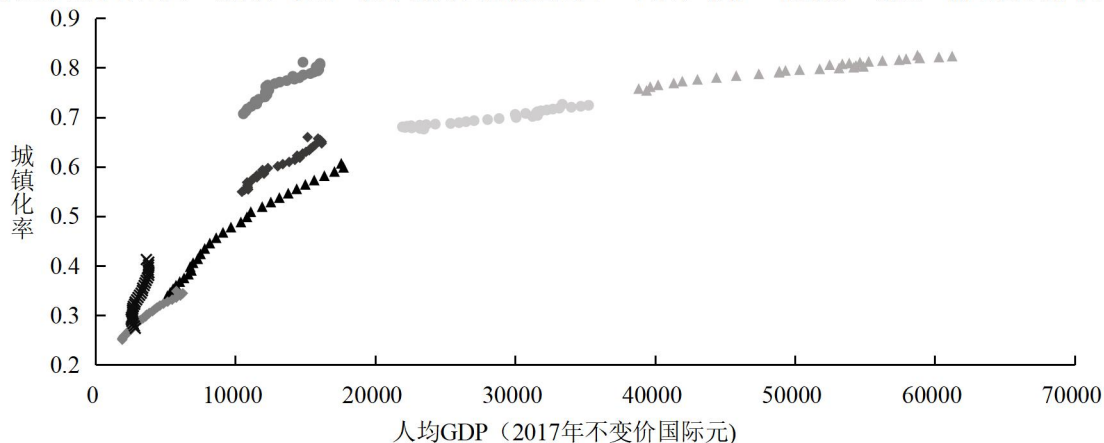


图2 世界不同地区城镇化率与人均GDP的关系

数据来源：世界银行 WDI 数据库，<https://data.worldbank.org/>。

相关性不代表因果关系，但可以通过逻辑推理来论证城镇化对于增长的促进作用。从全球来看，

^①本文所使用跨国数据均来源于世界银行 WDI 数据库 103 个国家 1990—2020 年的数据；人均 GDP 单位均为按购买力平价 (PPP) 计算的 2017 年不变价国际元 (简称“国际元”)，参见 <https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&type=metadata&series=NY.GDP.PCAP.PPKD>。

城市的生产率大大高于农村，至少是农村的3倍，在亚洲甚至更高。当一个人从低生产率的农村迁移到高生产率的城市时，总体的生产率自然提高，进而带来增长。在中国城镇化提高个人收入的例子也比比皆是。2020年农村居民人均可支配收入为17131元，而《2020年全国农民工监测调查报告》显示，农民工月均收入达到了4072元^①。这其中固然有部分选择效应的作用，但收入提高的根本原因还是在于城镇具有更多的工作机会和更高的劳动生产率，使得同样一个人能够创造更多的GDP。即使是就业于城镇的非正规部门，也能有效帮助低收入家庭摆脱贫困。

本文接下来使用中国1978—2018年的省级面板数据进行回归，以验证城镇化对经济增长的促进作用。考虑到数据的可得性问题剔除了港澳台以及西藏自治区的样本。回归模型设定为：

$$\ln(GDP_{it}) = \beta \times urbanization_{it} + \delta' X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中，下标*i*和*t*分别表示省份和年度，*GDP*表示实际人均地区生产总值，*urbanization*表示常住人口城镇化率。*X*为一系列控制变量， μ_i 和 η_t 分别为省份和年份固定效应， ε 表示随机误差项。在控制变量的选择上，本文参考已有文献选取了一些影响经济发展的主要因素，包括产业结构（刘伟和李绍荣，2002）、人力资本（蔡昉和都阳，2000）、人口结构（蔡昉，2004）、对外开放程度（魏后凯，2002）。产业结构采用第二产业增加值占地区生产总值的比重度量，人力资本采用人均受教育年程度量，人口年龄结构采用人口抚养比度量，对外开放程度采用贸易依存度和人均外国直接投资（FDI）度量。数据来源为国家统计局及各省统计年鉴，其中，FDI数据使用GDP平减指数进行了处理。

表1展示了回归结果，其中，（1）列仅加入了城镇化率一个解释变量，（2）列加入了产业结构控制变量，（3）列则加入了前述所有控制变量。三次回归结果中城镇化率的系数方向均符合预期，且城镇化率至少在5%的统计水平上显著。（3）列结果显示，城镇化率每提高1个百分点，人均实际GDP对数上升约0.42%。

表1 城镇化对中国经济增长的模型估计结果

	(1) 实际人均 GDP 对数		(2) 实际人均 GDP 对数		(3) 实际人均 GDP 对数	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
城镇化率	0.706***	(0.246)	0.620**	(0.230)	0.415**	(0.190)
第二产业增加值占比			0.952***	(0.242)	0.906***	(0.168)
人均受教育年限					0.027	(0.040)
人口抚养比					0.385*	(0.194)
贸易依存度					0.080*	(0.044)
人均 FDI					0.041***	(0.014)
常数项					6.932***	(0.418)
观察值数	1210		1210		819	
R ²	0.990		0.992		0.993	

^①参见国家统计局：《2020年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430_1816933.html。

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）进一步讨论

Duranton and Puga（2004）通过共享、匹配与学习机制来解释城镇化如何发挥集聚经济的作用。Quigley（2008）指出，城镇化能够通过专业化、生产的互补性、知识溢出和规模效应来提升生产率。蒋冠和霍强（2014）认为，城镇化能够拉动投资和消费，优化产业结构，促进创新。沈坤荣和蒋锐（2007）发现，城镇化一方面能够强化要素积累，另一方面有助于产业结构转型与升级，从而促进经济繁荣。

虽然经济增长与城镇化趋势往往高度趋同，但关于城镇化究竟怎样影响经济增长、是否应该把城镇化作为重要发展战略予以推进等问题，学界尚未得出一致的结论。下面从供给和需求两个角度梳理城镇化的增长效应。

1.从供给端看城镇化的增长效应。从生产端出发，经济产出的影响或“决定”因素可以根据生产函数 $Y = A \times F(K, L)$ 拆解为三部分：全要素生产率、资本投入和劳动力投入。资本深化和劳动力供给都在中国经济腾飞中扮演了重要角色。然而，随着国内国际形势的变化，投资对于经济增长的支撑作用在减弱，传统人口红利逐渐消失，这些问题都使得中国经济的长期发展面临严峻考验。

长远来看，生产率的提高是经济增长的唯一驱动力，也是当前中国突破发展困局的关键。生产率受到创新、人力资本积累、产业结构、基础设施、市场环境和制度等因素的影响，而与农村相比，城市在这些方面具有明显的优势，对此城市经济学和区域经济学的相关文献已经作了相当充分的论述。考虑到中国的具体国情，本文重点分析城镇化在创新、人力资本积累和产业结构升级中的作用。

首先，得益于知识、人才、资本等生产要素的高度集聚，城市天然创新的沃土，现有的许多创新模式，如产学研合作，归根结底都依赖于这些要素的集聚和交互作用。人才的集中不仅有利于知识尤其是隐性知识的溢出，也能促进人与人之间思想的交流与碰撞，从而促进创新。尽管随着科技的发展，人们可以使用电话或互联网进行跨空间交流，但线上交流和线下交流更多地是互补关系而非替代关系，人才在地理上的集中对于知识外溢性的获得依然起决定作用（Gaspara and Glaeser, 1998）。随着溢出效应和集聚经济变得愈发重要，城市将在创新领域扮演越来越重要的角色。另一方面，城市的创新成本相对较低。城市将大量不同技能、背景和经历的个体汇集到一起，使得企业能够在一个更大的劳动力池子里挑选合适人选，从而显著降低搜寻人才的成本。

其次，城镇化能够提高人力资本积累的速度。众所周知，城市能够提供更多样化、更高质量的教育或技能培训，从而有助于实现更细致的专业化分工，并能提升劳动力的综合素质。同时，城市多样化的要素需求可以改善技能专长与工作岗位的匹配度，增加就业机会，使得员工更容易通过“干中学”积累经验。这些对人力资本的形成和积累皆具有重要的促进作用。图3清晰地表明，中国城乡之间平均劳动力人力资本^①的差异在逐年扩大。中国正在经历人口红利期向人才红利期的过渡，意味着知识

^①指 15 周岁以上的非退休人口的人力资本水平，数据由中国人力资本与劳动经济研究中心以 Jorgenson—FraumeniJ—F 的终生收入法基础，并采用 Mincer 基本收入方程分性别、分城乡进行估算所得。计算结果以 1985 年为基期通过 LCI（生活成本指数）进行了平减。参见 <http://humancapital.cufe.edu.cn/rlzbzxxm/zgrlzbzxxm2021/zgrlzbzsbgsjk/sysm.htm>。

与技能的作用越来越重要，此时更应大力推动城镇化，助力人才红利的发挥。

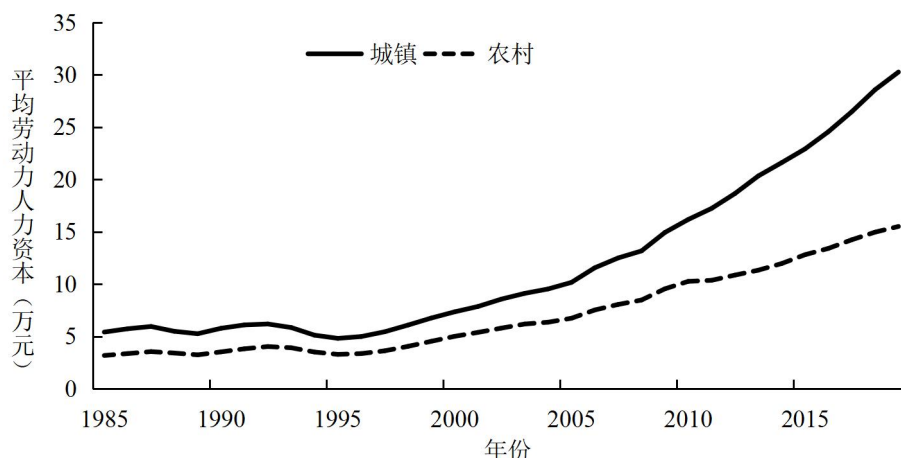


图3 中国城镇和农村的平均劳动力人力资本

数据来源：人力资本数据大平台，<http://humancapitaldynamic.cufe.edu.cn/public/index.html>。

再次，城镇化是产业结构升级的助推器。这是因为城镇化不仅是人口从农村向城市集中，也是劳动力从农业部门向非农部门转移的过程。Cao and Rosenzweig（2013）利用中国微观数据分析发现，农业劳动力向非农部门转移提高了产业间要素的配置效率，使得农业部门和非农部门的全要素生产率均得到有效提高，进而显著推动了中国经济发展。根据著名的库兹涅茨事实和克拉克定理，经济增长先后经历工业化和服务业化，即制造业占比与经济发展水平之间呈倒U型关系，而服务业占比将不断提高。但是，中国第三产业长期发展不足，无论是从第三产业增加值占比，还是从就业人数占比看，都与同等发展程度的国家有较大差距，这严重制约着中国经济的平衡增长。服务产品的可贸易性较差，意味着第三产业的发展更加依赖于人口的集聚，所以，城镇化滞后会拖累第三产业的发展。第三产业发展不足又会影响消费和就业，进而影响经济增长。这是因为服务业更为劳动密集，能够吸纳更多劳动力就业，而且服务产品比农产品和制造品具有更高的需求收入弹性。反事实分析表明，城市人口密度下降和劳动力流动障碍导致中国服务业在GDP和就业中的占比偏低3~5个百分点（钟粤俊等，2020）。

最后，城市拥有更高效的市场、更完善的基础设施和制度环境以及更广泛的共享服务，这些都能减少生产成本和交易成本。其中相当重要的一点是，城市高效的物流系统和大容量的电信系统提高了实物与信息的流动效率，加速了商品和服务的生产交易流程，从而间接提高了全要素生产率。Tombe and Zhu（2019）对中国近几十年的经济增长进行了因素分解，发现国内贸易和人口流动所带来的全要素生产率的提高才是增长奇迹的关键所在，而在2000—2005年之间，地区间贸易成本与迁徙成本的下降对总劳动生产率增长的贡献达到36%。鉴于当前中国农村劳动力的迁徙成本依然很高，通过城镇化和市民化进一步降低人口流动成本仍能带来相当大的收益。

有必要指出，尽管老龄化问题越发严重，但中国的人口红利尚未完全枯竭。2020年中国农村人口仍有5.1亿，第一产业就业人员高达1.77亿。与同等发展阶段的国家相比，中国当前的农业劳动力占比严重偏高，仍然存在农业劳动人口向城市转移的空间。另一方面，农民工的流动属性也降低了其实

际劳动投入。因为难以顺利在城镇落户，多数农民工会比城镇职工更早退休返乡，每年春节往返也减少了他们的实际工作时间。在这样的背景下，更应该通过户籍制度改革降低人口迁移成本，扩大城市规模，进一步挖掘人口红利。

2.从需求端看城镇化的增长效应。如前所述，逆全球化和国际局势恶化使得高度依赖外部市场的增长模式难以为继，中国必须尽快提升居民消费率。而诸多研究表明，城乡分割对于消费需求有着显著的抑制效应。一方面，城乡分割阻碍农村居民收入提高，扩大城乡收入差距，进而导致总体消费率下降。本文第三部分将阐述城镇化对收入分配的影响，在此不再赘述。另一方面，在同样的收入水平下，农村居民的消费水平明显低于城镇居民。

农村居民消费偏低的原因众多。首先，农业生产容易受到自然灾害等不可控因素的冲击，而农业保险仍存在覆盖面不足、赔付水平低等问题，使得农村居民面临着更大的收入不确定性，不得不增加预防性储蓄。其次，农村金融市场远不如城市发达，使得农村居民难以利用借贷平滑消费，制约了农村居民消费需求。再次，由于市场规模较小，农村居民可选择的商品尤其是服务产品的种类偏少、质量偏低，产生了供给抑制需求的后果。此外，因为竞争不充分，农村市场上部分商品与服务的价格甚至高于城镇，这也进一步导致了农村居民消费低迷。最后，农村居民的消费习惯与城镇居民不同，尤其是在教育、文化娱乐等方面的消费意愿较低。

在城镇化不断推进的过程中，农村居民转变为城镇居民，其收入增加，消费环境改善，自然带来消费水平的提升。同时，城市文明逐渐向农村渗透，农村居民开始接受城市的生活方式与消费习惯，在城市居民的示范效应下逐步实现消费升级。图4展示了1992—2017年除港澳台外31个省级行政区城乡居民消费水平差距与城镇化率的关系，可以看出，随着城镇化率的不断提高，城乡消费水平逐渐趋同。

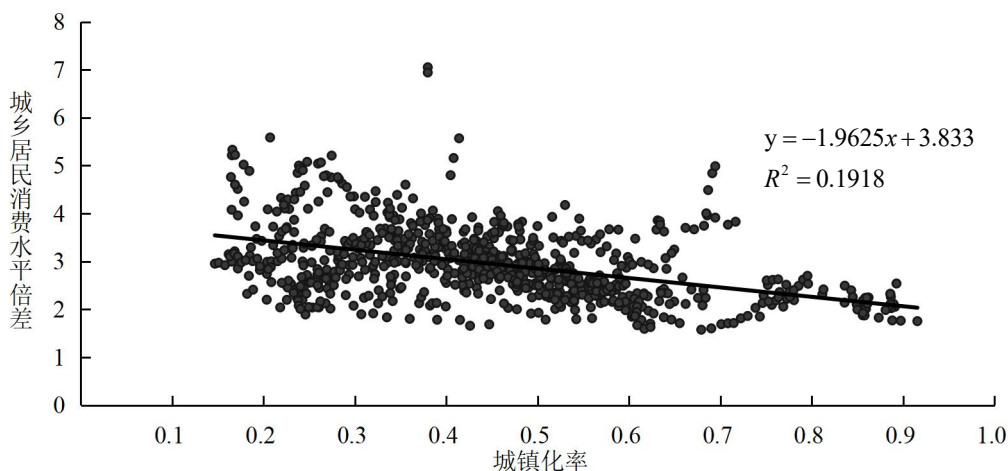


图4 中国各省城乡居民消费水平倍差与城镇化率的关系

数据来源：国家统计局，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

生活在城市的本地居民与外来常住人口之间也存在明显的消费倾向差异。外来人口因没有城市户籍而受到就业、社会保障、信贷等多方面的制约，不得不抑制个人消费，增加储蓄。这使得城市农民

工的边际消费倾向显著低于本地居民，所以，推进市民化能够有效提升居民消费率。

城镇化滞后不仅抑制农村居民与农民工消费，也间接影响城市居民消费。一方面，市民化的滞后无疑会使农民工倾向于增加储蓄，降低对当地商品和服务的需求，从而阻碍城市发展，影响当地居民收入的上升。另一方面，农民工流入城市能够有效增加城市如餐饮、家政等服务的供给，降低相应服务的价格，从而促进城市居民消费。

最后，除了促进消费，城镇化还能刺激投资。这是因为城镇化导致对住宅、基础设施建设、公共服务的大量需求。即使中国城镇化以平均每年 1 个百分点的速度推进，每年新增的城镇常住人口也有 1400 万。根据《2018 年农民工监测调查报告》^①，进城农民工户购买住房的比例仅为 19%。所以，通过推进城镇化和市民化，光住房一项带来的投资需求就是巨大的。

三、城镇化的收入分配（或“共同”）效应

（一）国际经验与国内数据分析

自从提出“共同富裕”后，大量的讨论关注中国居高不下的收入差距。为探讨城镇化和市民化的重要性，本文基于万广华（2013）的方法及数据来源，利用泰尔指数把总体收入差距分解为城乡内部收入差距和城乡之间收入差距，结果见图 5，其中的灰色部分代表城镇内部收入不均等加农村内部收入不均等，黑色部分表示城乡收入差距。可以看到，1992—2019 年城乡收入差距对于总体收入不均等的贡献几乎都在 30% 以上，2002—2010 年间这一占比甚至达到 50% 左右，意味着中国的收入差距问题很大程度上是城乡收入差距问题。基于万广华（2013）的方法及数据来源，本文进一步估算了城镇化对中国收入不均等的边际影响。呈现于图 6 的结果表明，1992—1994 年，城镇化拉大了城乡收入差距，但之后一直减小城乡收入差距，其中一个重要原因是 1993 年开始解除了粮票对劳动力迁移的约束。

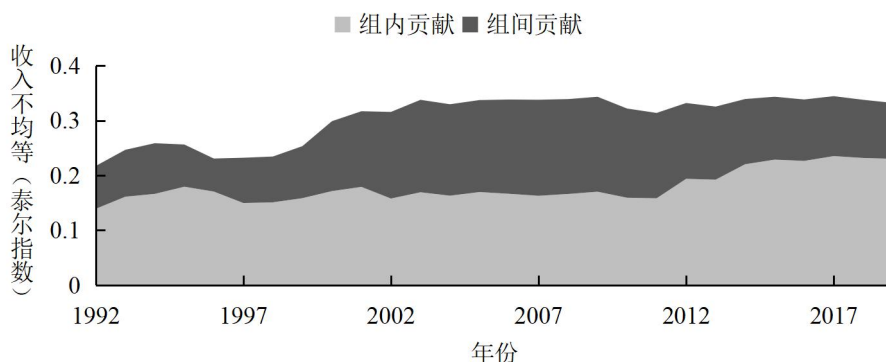


图 5 中国收入差距的分解

数据来源：《中国统计年鉴》（1992—2019 年，历年）。

^①参见国家统计局：《2018 年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201904/t20190429_1662268.html。

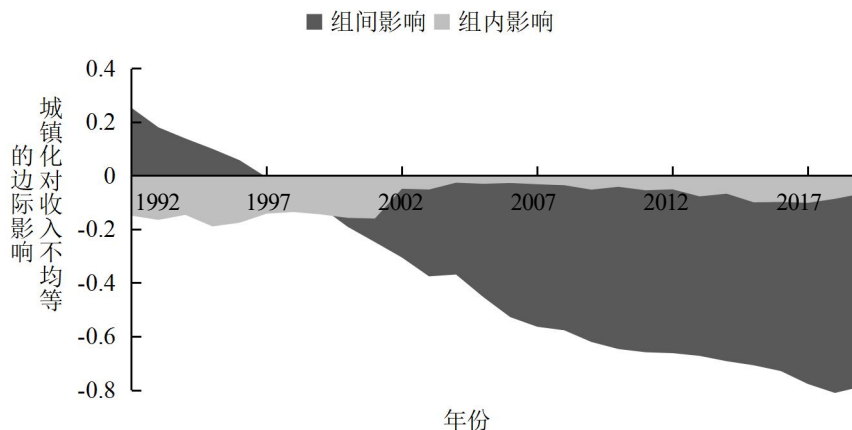


图6 中国城镇化对收入不均等的边际影响分解

数据来源：《中国统计年鉴》（1992—2019年，历年）。

事实上，城乡发展不均衡的现象在全球普遍存在，而且发展中国家的城乡收入差距对于总体收入差距的贡献率都在30%以上，有的甚至达到60%。图7描绘了世界各国城镇化对城乡收入差距的影响与人均GDP之间的关系。可以发现，城镇化在经济发展早期阶段拉升了城乡收入差距，但后期可以减少城乡收入差距，进而带来收入分配的改善。具体而言，当人均GDP高于4000国际元时，城镇化开始带来收入差距的缩小。如果用城镇化率取代人均GDP作为横轴（见图8），可以发现，当城镇化率高于40%时，城镇化的推进基本能够缩小城乡收入差距。一个可能的解释是，早期的城乡移民是农村居民中素质较高者，原本就属于农村高收入人群，这部分人进入城市使得城乡收入差距扩大；但随着城镇化的不断推进，农村低收入群体也开始移民，城乡收入差距便开始减小。

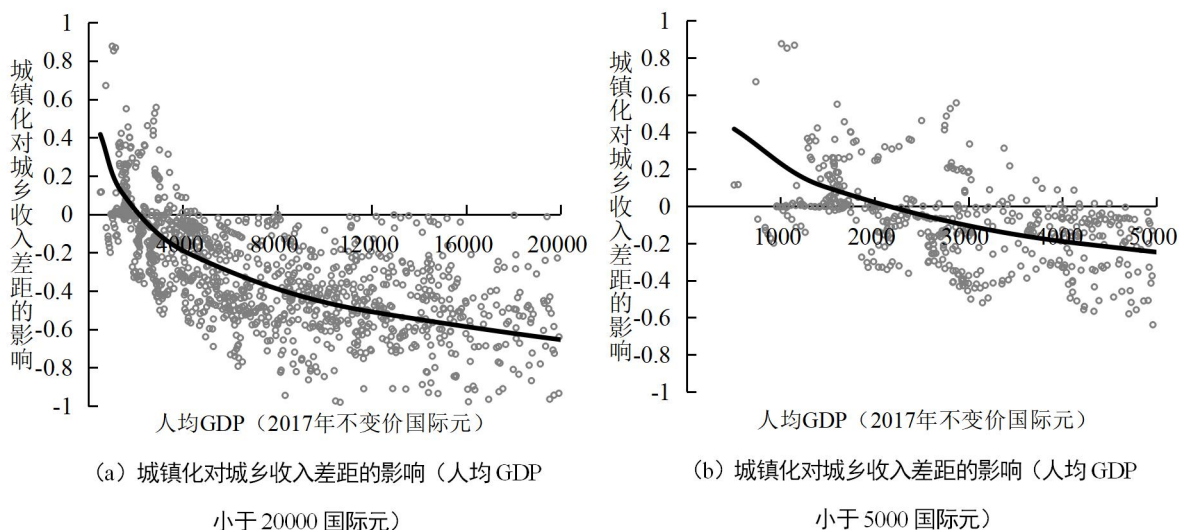


图7 世界各国城镇化对城乡收入差距的影响与人均GDP的关系

数据来源：世界银行 WDI 数据库，<https://data.worldbank.org/>。

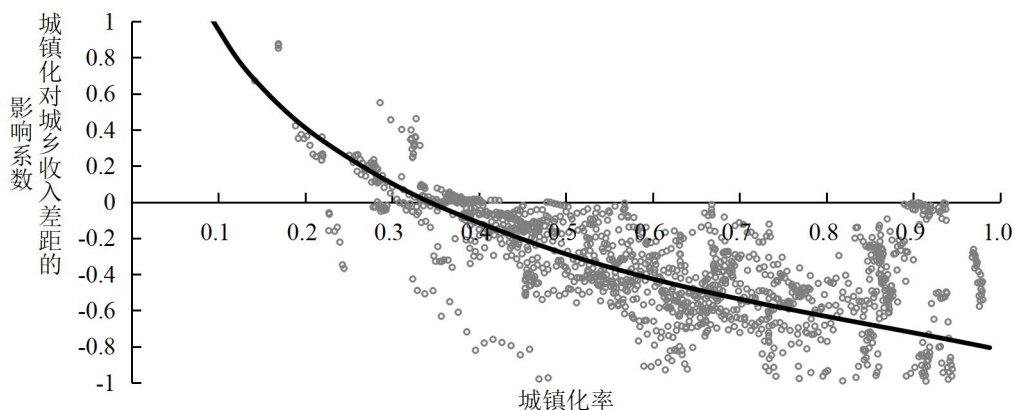


图8 世界各国城镇化对城乡收入差距的影响系数与城镇化率的关系

数据来源：世界银行 WDI 数据库，<https://data.worldbank.org/>。

城镇化对城乡收入不均等的影响也会因国家政策的不同而存在异质性。依据联合国的做法，本文将世界各国分为三组：主动推进城镇化、反对城镇化和对城镇化放任自流的经济体^①。图9刻画了在不同的城镇化政策下，城镇化对整体收入差距和城乡收入差距的影响。显然，和反对城镇化的国家相比，主动推进城镇化的国家能够从城镇化中获得更多的收入分配改善^②。

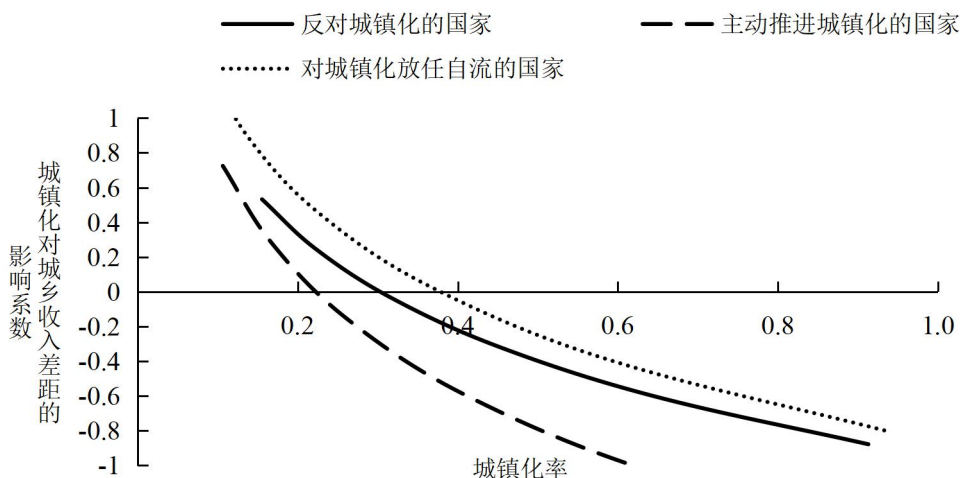


图9 不同城镇化政策下城镇化对城乡收入差距的影响系数与城镇化率的关系

数据来源：世界银行 WDI 数据库，<https://data.worldbank.org/>。

^①参见 United Nations, 2016, “Policies on Spatial Distribution and Urbanization: Data Booklet”, https://www.un.org/en/development/desa/population/events/pdf/expert/27/SupportingDocuments/Data_Booklet_Urbanization_Policies.pdf。

^②许多国家对城市发展放任自流的政策导致城市无序扩张、贫民窟泛滥、卫生状况恶化、环境污染严重等，这可能是对城镇化放任自流的国家中，城镇化对城乡收入差距影响系数甚至高于反对城镇化的国家的原因。

城镇化对收入差距的影响还与城镇化速度相关（见图 10），城镇化越快的国家，其对于缩小城乡收入差距的作用就越显著。长期以来，学术界和政策界一直关注中国城镇化速度，并存在许多对中国相比于欧美发达国家城镇化速度过快的忧虑（陆大道，2007）。但万广华和张琰（2021）的研究表明，城镇化开始越早的国家，其城镇化速度越慢，而城镇化开始越晚的国家，其城镇化速度越快。日本城镇化在二战以前就开始了，韩国城镇化则始于 20 世纪六七十年代，而中国城镇化是在改革开放以后才开始的，起步明显较晚，因此较快的城镇化速度是可接受的。万广华（2013）的研究也表明城镇化有助于改善分配状况，应该加快城镇化步伐。

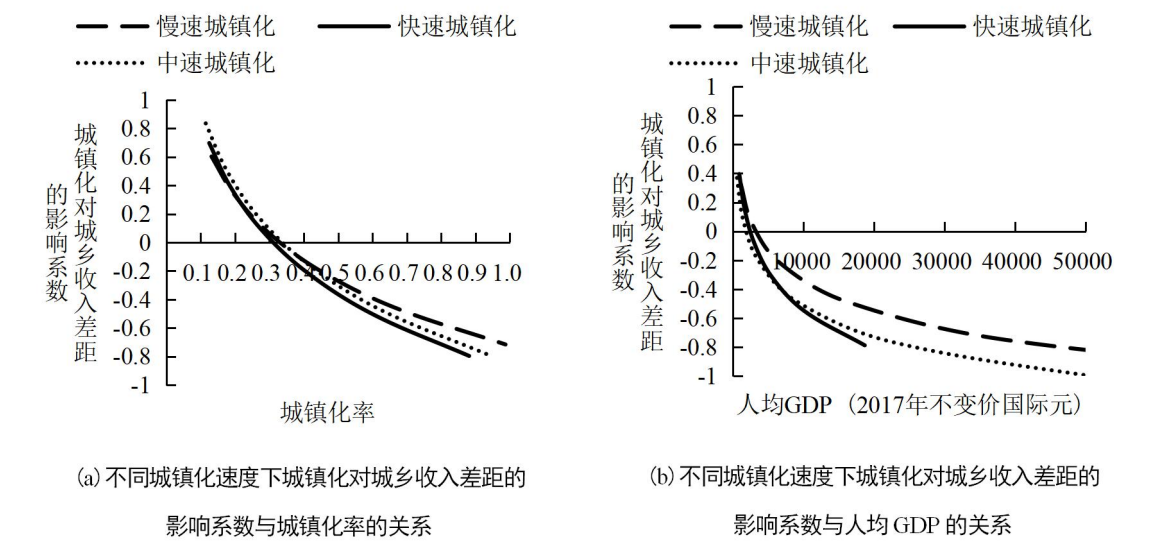


图 10 不同城镇化速度下城镇化对城乡收入差距的影响

注：根据 103 个经济体年 1990—2020 年每年城镇化率增幅数值从小到大排序后平均分为三组：小于 0.21 个百分点的为慢速城镇化，介于 0.21~0.96 个百分点之间的为中速城镇化，大于 0.96 个百分点的为快速城镇化。

数据来源：世界银行 WDI 数据库，<https://data.worldbank.org/>。

与本文第二部分类似，此处也采用回归来检验城镇化率对整体收入不均等的影响。除被解释变量为基尼系数以外，这里的模型设定与（1）式保持一致。模型的具体形式为：

$$Gini_{it} = \beta \times urbanization_{it} + \delta' X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中， $Gini$ 为根据 Shorrocks and Wan（2009）的方法，基于各省统计年鉴中公布的收入分组数据计算的基尼系数，城镇化率 $urbanization$ 与控制变量 X 的数据与表 1 所用的数据完全一致。表 2 报告了模型估计结果。可以看出，城镇化率提高能够显著降低基尼系数。

	城镇化对收入不均等的影响模型估计结果					
	（1）基尼系数		（2）基尼系数		（3）基尼系数	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
城镇化率	-0.099*	(0.058)	-0.097*	(0.057)	-0.105**	(0.050)

(续表 2)

第二产业增加值占比		-0.060	(0.052)	-0.035	(0.055)	
人均受教育年限				0.016	(0.013)	
人口抚养比				0.144	(0.095)	
贸易依存度				0.026**	(0.010)	
人均FDI				-0.003	(0.011)	
常数项	0.379***	(0.025)	0.405***	(0.038)	0.229*	(0.121)
观察值数	863		863		705	
R ²	0.667		0.668		0.617	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 进一步讨论

首先，城镇化可以缓解农村资源禀赋压力，增加农村人均资源拥有量尤其是劳均耕地面积，而农户经营规模的扩大有助于发挥规模经济效应，提高农村人均收入。图 11 比较了中国三次产业的劳均增加值。从 20 世纪 90 年代开始，第二、第三产业的劳均增加值一直保持高速增长，而第一产业的劳均增加值则增长缓慢。与世界其他国家相比，中国农业劳动生产率较低，其直接原因就是农地经营规模过小，严重阻碍了农业劳动力增收。世界银行数据显示，2011—2018 年中国人均耕地面积一直在 0.09 公顷以下，仅为世界平均水平的一半^①。通过城镇化推进农业人口向城市转移，不仅能提高移民的收入，还能提高土地与农村劳动力比率，促进农业生产现代化。此外，城镇化与土地制度改革相配合，有助于盘活农村土地资源，让农村居民共享土地增值收益。

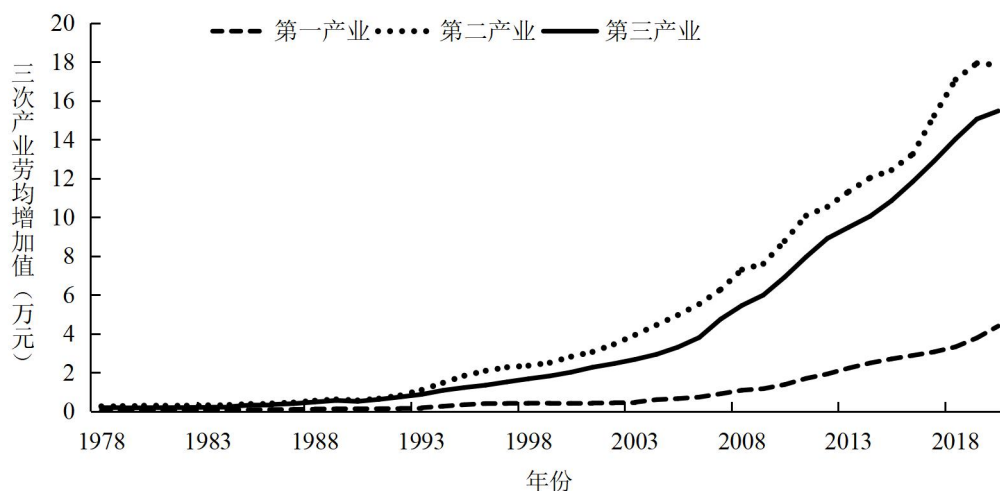


图 11 中国三次产业劳均增加值比较（名义值）

数据来源：《中国统计年鉴》（1978—2019 年，历年）。

其次，进城打工的收入往往高于留在农村所能赚取的收入，这能够直接提高农村居民收入水平，

^①数据来源：<https://data.worldbank.org.cn/indicator/AG.LND.ARBL.HA.PC?view=chart>。

并有效缓解农村贫困。《2020 年农民工监测调查报告》显示东部、中部、西部地区农民工平均工资分别为每月 4351 元、3866 元、3808 元^①。即使是在工资水平最低的西部地区，农民工一年的平均收入也能有 4.57 万元，是国家统计局公布 2020 年农村居民人均可支配收入的 2.67 倍。相关调查表明，农民工汇款的主要用途为赡养老人、补贴家用和投资子女教育，不但承担了社会保障的功能，还有助于改善农村人口的教育和健康水平，增加农村人力资本积累（李强等，2008）。此外，打工可以缓解农村的资本稀缺问题，间接刺激农村产业发展，进而促进农村居民收入的提高。

再次，返乡农民工除了积累资本，还能在城镇收获技能、经验、创业精神、城市生活体验、心态（如创业动机、冒险态度）甚至城市的人际关系。这些无形资产也能够被带回农村并产生溢出效应，使周边居民受益。不仅如此，外出务工经历还能显著提升返乡移民创业的概率，带动当地经济发展（周广肃等，2017）。特别有趣的是，城镇化还能强化移民家庭成员之间的社会和经济联系，从而增加社会资本（Yusoff, 2019）。

最后，城镇化有助于农村移民的后代积累人力资本，从而改善代际收入流动性。中国正从人口红利期向人才红利期过渡，人力资本积累对国家和个体都变得越发重要，而城市能够为农村移民子女提供更多更好的教育，农村移民及其子女通过耳濡目染也可以提升其“非认知能力”。不难理解，这一效应对于越早进城的农民工子女就越强（魏东霞和陆铭，2021）。因此，城镇化与市民化能够打破农村居民“低收入—低人力资本投资—低收入”的循环，有力阻断贫困的代际传递，进而促进城乡均衡发展。

值得指出的是，乡村振兴与城镇化是一体两面、密不可分的。2012 年，笔者之一就已在《南方周末》刊文提出，“三农”问题需要在城镇化中得到解决^②。这是由经济发展规律所决定、不以人的意志为转移的。在没有汇款和转移支付的情况下，消除城乡差异要求农村人口占比不高于农村创造增加值占总 GDP 的比重，否则农村居民的收入水平将永远低于城镇居民。当然，带来扭曲和具有成本的再分配可以允许相对偏高的农村人口占比，但“城市支持农村”所需的资金也只能从城市经济增长中获得。如果忽视城镇化的重要性，单纯指望大量的公共投资或财政转移支付支持农村，其最终结果只会是乡村衰落。

四、城镇化的共同富裕效应

（一）增长与分配兼顾的可行性

共同富裕要求兼顾经济增长和收入分配，但效率与公平的平衡是一个自古以来的难题，如同“鱼”和“熊掌”难以兼得。Kuznets（1955）考察了英美德三国收入差距与经济增长的关系，发现二者呈倒 U 型关系：随着经济发展，不均等程度先上升后下降。这一假说得到了多个国家数据的支持（Ahluwalia, 1976），包括中国（郭熙保，2002）。林毅夫和刘明兴（2003）则认为，经济发展过程中收入差距是

^①参见国家统计局：《2020 年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430_1816933.html。

^②万广华，2012：《未来 20 年：穿越增长的陷阱（二）》，《南方周末》4 月 14 日。

否扩大取决于发展模式的选择。王小鲁和樊纲（2005）的研究也表明，合理的政策调整能够防止收入差距的扩大。

基于跨国数据，图 12 表明，城乡内部不均等和经济增长的关系符合 Kuznets 假说，但城乡之间不均等随着经济增长而缩小。在综合考虑城乡内部不均等与城乡收入差距之后，Kuznets 曲线的拐点出现得更早。在人均 GDP 超过 1 万国际元之后，总体收入不均等随着经济增长而逐渐下降，此时城镇化将使“富裕”之“鱼”和“共同”之“熊掌”兼得。

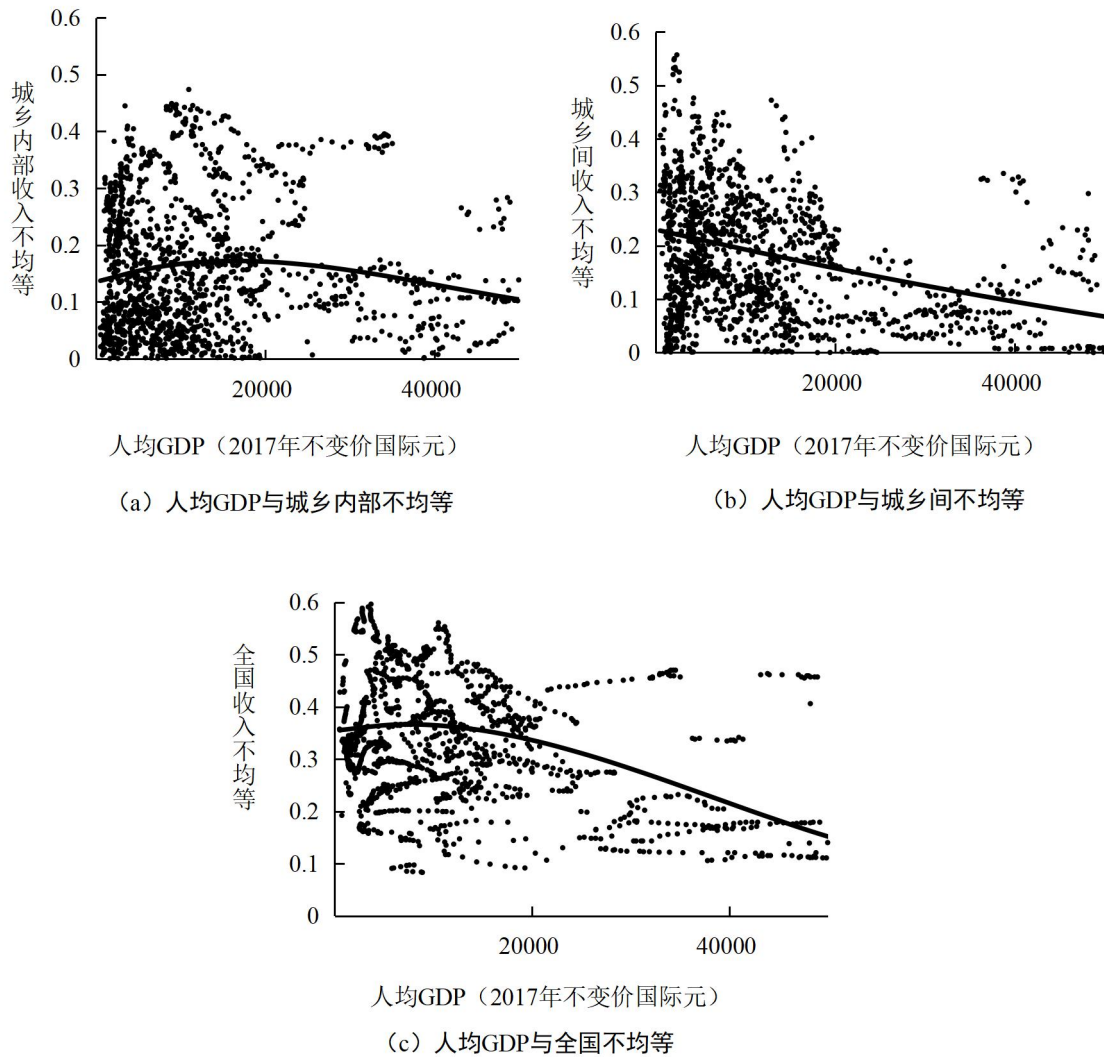


图 12 人均 GDP 与收入不均等

数据来源：世界银行 WDI 数据库，<https://data.worldbank.org/>。

（二）共同富裕指标构建与城镇化共同富裕效应分析

现有文献对共同富裕的讨论大多停留在概念层面，缺乏针对共同富裕的实证研究成果。刘培林等（2021）讨论了共同富裕评价指标体系的构建思路，但并未进行指标测算或分析。Kakwani et al. (2022)

借鉴世界银行“共享富裕”指标的构造方法，使用收入最低的 40% 人口的平均收入作为共同富裕的代理变量。这一方法较为简便直观，但没有考虑整个收入分布情况。万海远和陈基平（2021）参考 2010 年新人类发展指数的构建，先对人均国民收入对数与人均可支配收入基尼系数进行标准化处理，再取二者的几何平均值作为共同富裕指数，但其采用的 Min-Max 标准化方法易受极端值（outliers）的影响，从而影响实证结果的可靠性与稳健性。

本文参照 Sen and Foster（1997）提出的社会福利（ SW ）函数的一般形式： $SW = w \times \exp(-I)$ ，其中， w 和 I 分别代表经济发展水平和不均等程度，这里使用了 I 的负函数来进行转换，所以，不均等程度的上升和下降意味着社会福利的减少和增加。如此一来，可以将共同富裕（ GF ）定义为：

$$GF = gdp \times \exp(-gini) \quad (3)$$

（3）式中， gdp 代表“富裕”程度， $gini$ 的负函数代表“共同”程度。根据本文前面的讨论， gdp 和 $gini$ 都受城镇化的影响，是城镇化率（ U ）以及其他变量（ X ）的函数，所以有：

$$gdp = f(U, X) \quad (4)$$

$$gini = g(U, X) \quad (5)$$

$$GF = f(U, X) \times \exp[-g(U, X)] \quad (6)$$

对（6）式求城镇化率的偏导数，可得到城镇化对共同富裕的边际影响：

$$\begin{aligned} \frac{\partial GF}{\partial U} &= f_U(U, X) \times \exp[-g(U, X)] + f(U, X) \times \exp[-g(U, X)] \times [-g_U(U, X)] \\ &= f_U(U, X) \times \exp(-gini) - gdp \times \exp(-gini) \times g_U(U, X) \end{aligned} \quad (7)$$

其中：

$$f_U(U, X) = \frac{\partial gdp}{\partial U} = \frac{\partial \ln(gdp)}{\partial U} \times gdp \quad (8)$$

$$g_U(U, X) = \frac{\partial gini}{\partial U} \quad (9)$$

具体计算时， $\frac{\partial \ln(gdp)}{\partial U}$ 为人均实际 GDP 对数对城镇化率回归的系数估算值，对应于表 1（1）

列结果中的 0.706。 $\frac{\partial gini}{\partial U}$ 为基尼系数对城镇化率回归的系数估算值，对应于表 2（1）列结果中的 -0.099。

将中国和世界其他国家的数据代入（7）式，可以得到城镇化对共同富裕影响的估算值（见图 13 与图 14）。可以发现，中外共同富裕程度均在不断上升，而城镇化对共同富裕的影响全部为正。

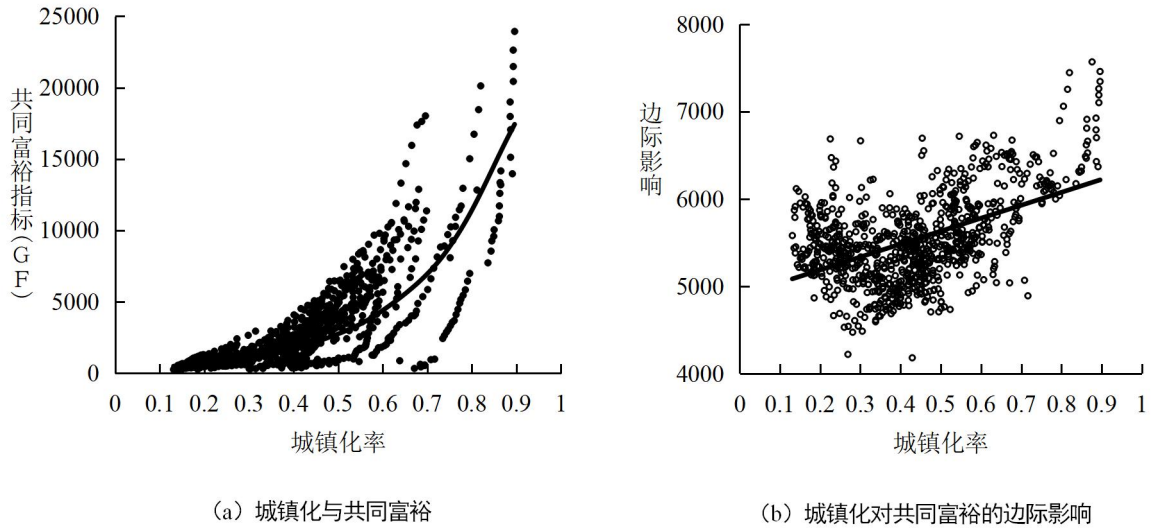


图 13 中国城镇化对共同富裕的影响

注：基尼系数数据参照 Shorrocks and Wan (2009) 计算所得。

数据来源：《中国统计年鉴》（1992—2019 年，历年）。

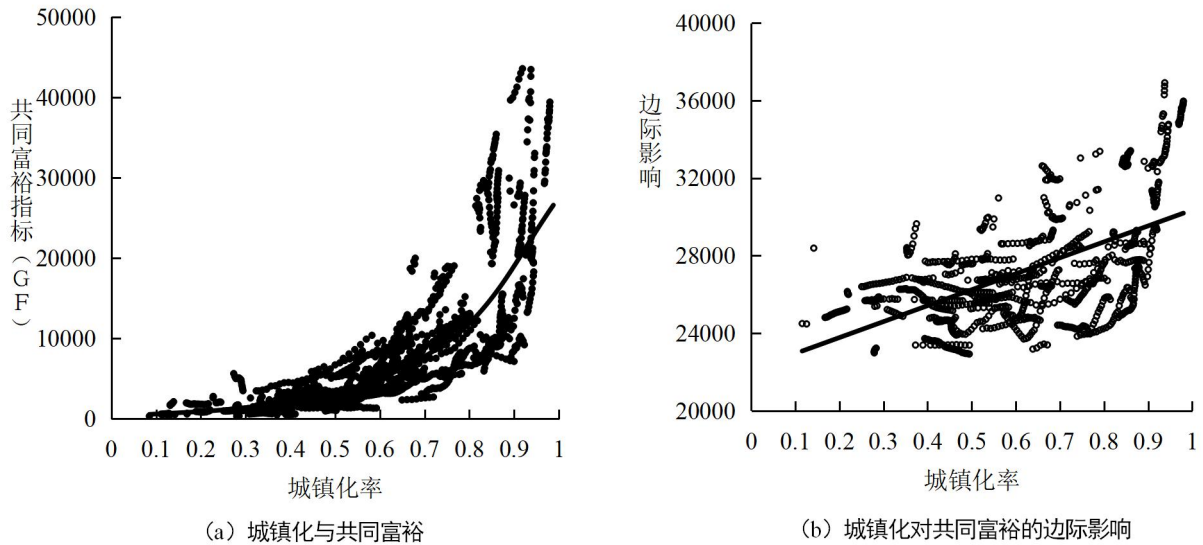


图 14 世界各国城镇化对共同富裕的影响

数据来源：世界银行 WDI 数据库，<https://data.worldbank.org/>。

同样，本文利用回归模型来验证城镇化对共同富裕的影响。除被解释变量改为共同富裕指数外，回归模型中其他变量选择及其数据来源、样本范围等均与（1）式和（2）式保持一致。回归结果见表 3，其中，（1）~（3）列的被解释变量为中国共同富裕指标，（4）~（6）列的被解释变量为以人均

日消费 3.2 美元的贫困线为标准估算的省内贫困发生率^①。尽管在现行贫困标准下中国绝对贫困已经被消除，但 3.2 美元标准下的贫困发生率仍然显著存在。事实上，消除更高标准下的贫困，提高中等收入群体的比重，是推进共同富裕的关键所在。因此，更高标准下的贫困发生率可以被视为共同富裕的逆向指标，即贫困发生率越低，共同富裕程度越高。表 3 中，所有关键变量均在统计意义上显著，其中，（3）列和（6）列结果显示，城镇化率每提高 1 个百分点，共同富裕指数将增加 50.13 个单位，贫困发生率则下降 0.28 个百分点。结合表 1 与表 2 的结果，可以再次说明：城镇化能够促进经济增长，同时改善收入分配，进而显著减少贫困，促进共同富裕。

表 3 城镇化对共同富裕影响的模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	共同富裕指数	共同富裕指数	共同富裕指数	贫困发生率	贫困发生率	贫困发生率
城镇化率	4743*** (1313)	5371*** (1150)	5013*** (1216)	-0.341** (0.155)	-0.308** (0.142)	-0.283* (0.141)
第二产业增加值 占比		-17830*** (5737)	-17891*** (4686)		-0.649** (0.236)	-0.701*** (0.236)
人均受教育年限			1015 (607)			0.064 (0.044)
人口抚养比			-8 (30)			0.013 (0.160)
贸易依存度			2177** (913)			0.033 (0.063)
人均 FDI			63 (228)			-0.034*** (0.010)
常数项	1270** (567.5)	9020*** (2495)	817 (6587)	0.655*** (0.068)	0.936*** (0.117)	0.544 (0.471)
观察值数	863	863	705	719	719	610
R ²	0.825	0.889	0.913	0.941	0.953	0.963

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

五、总结与讨论

本文聚焦于城镇化对共同富裕的作用，通过机制梳理与数据分析讨论了城镇化的经济增长效应和收入分配效应，并进一步探究了城镇化对于共同富裕影响。研究表明，城镇化不仅能优化现有资源配置提高生产率，还能促进消费，进而拉动经济增长。另一方面，城镇化也能缩小城乡收入差距进而改善总体收入不均等。因此，城镇化有助于实现经济增长的“鱼”和收入分配改善的“熊掌”兼得，积

^①世界银行规定中低收入国家贫困线为 3.2 美元，<https://blogs.worldbank.org/developmenttalk/richer-array-international-poverty-lines>。

极主动地推动城镇化对于共同富裕的实现有着重要意义。

根据“第七次全国人口普查”数据,2020年,中国流动人口达到3.76亿,人户分离人口为4.93亿,“迁徙中国”的格局已经形成。事实上,目前劳动力流动已经相对自由,城镇化率进一步提升的关键在于市民化进程的加速。从全国数据看,常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率的差异越来越大,从1978年的2.1个百分点提升到2020年的18.5个百分点,而《2020年农民工监测调查报告》显示,仅有41.4%的进城农民工认为自己是所居住城市的“本地人”^①。市民化进程滞后受到多种因素的影响:一是公共服务均等化尚未完全落实,户籍制度依然会限制外来人口享受城市公共服务;二是对移民吸引力较高的超大特大城市存在较高的落户门槛;三是房价高企、城市生活成本提高限制了流动人口落户城市的能力;四是由于对政策了解不足等原因,部分农村居民依然存在进城落户后“三权”被村集体收回的顾虑。这些因素都会降低流动人口的城市落户意愿。市民化进程的滞后降低了城镇化的质量,反过来又限制了农村人口向城市的转移。展望未来,城乡协调发展和共同富裕将统一于以市民化为核心的高质量城镇化进程中。只有切实推进城镇化和市民化,使农村居民和城市居民都充分享受经济发展的丰硕成果,才能真正实现“鱼”和“熊掌”的兼得。

参考文献

- 1.蔡昉,2004:《人口转变、人口红利与经济增长可持续性——兼论充分就业如何促进经济增长》,《人口研究》第2期,第2-9页。
- 2.蔡昉、都阳,2000:《中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示》,《经济研究》第10期,第30-37页、第80页。
- 3.郭熙保,2002:《从发展经济学观点看待库兹涅茨假说——兼论中国收入不平等扩大的原因》,《管理世界》第3期,第66-73页、第154页。
- 4.蒋冠、霍强,2014:《中国城镇化与经济增长关系的理论与实证研究》,《工业技术经济》第3期,第33-41页。
- 5.李强、毛学峰、张涛,2008:《农民工汇款的决策、数量与用途分析》,《中国农村观察》第3期,第2-12页。
- 6.林毅夫、刘明兴,2003:《中国的经济增长收敛与收入分配》,《世界经济》第8期,第3-14页、第80页。
- 7.刘培林、钱滔、黄先海、董雪兵,2021:《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》,《管理世界》第8期,第117-129页。
- 8.刘伟、李绍荣,2002:《产业结构与经济增长》,《中国工业经济》第5期,第14-21页。
- 9.陆铭、陈钊,2004:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第6期,第50-58页。
- 10.陆大道,2007:《我国的城镇化进程与空间扩张》,《城市规划学刊》第4期,第47-52页。
- 11.沈坤荣、蒋锐,2007:《中国城市化对经济增长影响机制的实证研究》,《统计研究》第6期,第9-15页。
- 12.孙文凯,2011:《城市化与经济增长关系分析——兼评中国特色》,《经济理论与经济管理》第4期,第33-40页。
- 13.万广华,2011:《2030年:中国城镇化率达到80%》,《国际经济评论》第6期,第99-111页、第5页。

^①参见国家统计局:《2020年农民工监测调查报告》, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430_1816933.html。

14. 万广华, 2013: 《城镇化与不均等: 分析方法和中国案例》, 《经济研究》第 5 期, 第 73-86 页。
15. 万广华、张琰, 2021: 《信息与城市化——基于跨国数据的实证研究》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 465-492 页。
16. 万海远、陈基平, 2021: 《共同富裕的理论内涵与量化方法》, 《财贸经济》第 12 期, 第 18-33 页。
17. 王小鲁、樊纲, 2005: 《中国收入差距的走势和影响因素分析》, 《经济研究》第 10 期, 第 24-36 页。
18. 魏东霞、陆铭, 2021: 《早进城的回报: 农村移民的城市经历和就业表现》, 《经济研究》第 12 期, 第 168-186 页。
19. 魏后凯, 2002: 《外商直接投资对中国区域经济增长的影响》, 《经济研究》第 4 期, 第 19-26 页、第 92-93 页。
20. 钟粤俊、陆铭、奚锡灿, 2020: 《集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角》, 《管理世界》第 11 期, 第 35-49 页。
21. 周广肃、谭华清、李力行, 2017: 《外出务工经历有益于返乡农民工创业吗?》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 793-814 页。
22. 周云波, 2009: 《城市化、城乡差距以及全国居民总体收入差距的变动——收入差距倒 U 形假说的实证检验》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 1239-1256 页。
23. Ahluwalia, M. S., 1976, "Inequality, Poverty and Development", *Journal of Development Economics*, 3(4): 307-342.
24. Cao, K. H., and M. R. Rosenzweig, 2013, "Agricultural Productivity, Structural Change, and Economic Growth in Post-reform China", *Journal of Development Economics*, 104(3): 165-180.
25. Chen, M., H. Zhang, W. Liu, and W. Zhang, 2017, "The Global Pattern of Urbanization and Economic Growth: Evidence from the Last Three Decades", *PLoS ONE*, 9(8): e103799-e103799.
26. Duranton, G., and D. Puga, 2004, "Chapter 48-Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies", *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4: 2063-2117.
27. Gaspara, J., and E. L. Glaeser, 1998, "Information Technology and the Future of Cities", *Journal of Urban Economics*, 43(1): 136-156.
28. Harris, N., 1990, "Urbanisation, Economic Development and Policy in Developing Countries", *Habitat International*, 14(4): 3-42.
29. Kakwani, N., X. Wang, N. Xue, and P. Zhan, 2022, "Growth and Common Prosperity in China", *China & World Economy*, 30(1): 28-57.
30. Kuznets, S., 1955, "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, 45(1): 1-28.
31. Lewis, W. A., 1954, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour", *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 22(2): 139-191.
32. Quigley, J. M., 2008, "Urbanization, Agglomeration, and Economic Development", World Bank. Commission on Growth and Development, Working Paper 19, <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/28042>.
33. Sen, A. and J. Foster, 1997, *On Economic Inequality* (Expanded Edition with Annexe), London: Oxford University Press, 132-135.
34. Shorrocks, A., and G. Wan, 2009, "Ungrouping Income Distributions: Synthesising Samples for Inequality and Poverty Analysis", in K. Basu and R. Kanbur (eds.) *Arguments for a Better World: Essays in Honor of Amartya Sen*, Oxford: Oxford

University Press, pp. 414-434.

35. Tombe, T., and X. Zhu, 2019, "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China", *American Economic Review*, 109(5): 1843-1872.

36. Wan, G. H., M. Lu, and Z. Chen, 2007, "Globalization and Regional Income Inequality: Empirical Evidence from within China", *Review of Income and Wealth*, 53(1): 35-59.

37. Yusoff, N., 2019, *Urbanization in Northern Corridor Economic Region in Malaysia*, London, the United Kingdom: Intech Open, 51-66, <https://www.intechopen.com/chapters/66438>.

(作者单位: ¹ 复旦大学世界经济研究所;

² 香港城市大学公共政策学系)

(责任编辑: 柳 荻)

The Common Prosperity Effect of Urbanization

WAN Guanghua JIANG Weirui ZHAO Mengxue

Abstract: As in the development history of all countries or regions that have successfully crossed the middle-income trap, urbanization or industrialization is an important engine of China's economic growth miracle because it can lead to a rapid increase in total factor productivity. The famous Kuznets curve implies that urbanization or industrialization can bring about a widening of the income gap between the rich and the poor during the stage of economic take-off. In fact, the level of income inequality in China has climbed sharply since the mid-1980s and remains high today, which seems to suggest the impossibility of achieving economic growth and improving income distribution at the same time. The purpose of this article is to analyze the distribution (i.e., "common") and growth (i.e., "prosperity") effects of urbanization and to provide a scientific basis for exploring the goals, paths, and policy initiatives to achieve common prosperity. The results show that urbanization not only significantly increases productivity, but also boosts domestic investment and consumption demand, thus contributing to the dual circulation and economic growth. At the same time, urbanization is the fundamental solution to solve the "issues of agriculture, farmers and rural areas" and to eliminate urban-rural segmentation, which is an important component of the income gap between the rich and the poor in developing countries, especially in China. Accordingly, the study concludes that urbanization and citizenization can be actively promoted to obtain the effect of both economic growth and improvement of income distribution, which is the only way to promote common prosperity in China.

Keywords: Common Prosperity; Urbanization; Citizenization; Income Distribution

空间再组织：城乡接合部闲置农房产权整合 与社会有效治理*

——上海农房再利用案例研究

魏程琳^{1,2} 钟晓华^{1,3}

摘要：城乡接合部作为外来人口、非正规经济集聚的空间载体，面临着严重的空间利用负外部性失控难题。在农房出租、转租活动中，当地村民从村庄撤离、外来人口在城乡接合部集聚，推动农房产权离散化、空间社会去组织化，空间利用中的市场合约机制、社会自治机制渐趋失灵。政府采取的空间治理活动，在租户的策略性抵制中亦难取得持久功效。上海嘉定区和浦东新区的镇村企业通过整合农房使用权，获得了农房经营管理权。通过利益共享机制，房屋所有权主体、使用权主体、管理责任主体被有机纳入空间治理结构，推动了城乡接合部社会共治机制的形成。研究发现，基于农房产权整合的空间再组织机制和将市场作为治理工具的协同机制，有效化解了城乡接合部农房空间利用负外部性失控难题。这为全国城乡接合部有效治理提供了经验借鉴。

关键词：城乡接合部 空间治理 负外部性 产权整合 农村宅基地

中图分类号：C913 **文献标识码：**A

一、问题的提出

30 余年来，中国经历了深刻的城镇化、工业化，经济发展与社会治理不平衡现象在城乡之间表现明显。从空间横剖面看，核心城区、副中心区和城郊区因治理资源密度、政府治理能力、城镇化程度不同而展现出不同的治理类型。城乡接合部^①由于地租较低，成为外来人口、新中产阶层、城市低收入群体和旧城改造移民的聚集区，亦是无证摊贩、“黑”网吧、“黑”车、“黑”诊所、小工厂等非正规经济的集聚之所，成为城市治理的“洼地”。作为与城镇化相伴而生的现象，外来人口集聚的城中村、城郊村在 2000 年前后即被学者关注和研究，如王汉生等（1997）对京郊“浙江村”社会关系

*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“党建引领下的农村‘三治’协同机制构建研究”（项目编号：19CDJ032）的资助。本文通讯作者：钟晓华。

^①本文中城乡接合部是指城郊村、城中村等城乡接壤地带。

的关注，唐灿和冯小双（2000）对“河南村”农民流动的分析，周大鸣和高崇（2001）对广州城乡接合部社区治理的研究。

城乡接合部的治理是全球性难题。它首先表现为居住失序。戴维斯（2017）在《布满贫民窟的星球》中写道，在印度孟买，一个六口之家居住在 15 平方米大小的、破烂的出租房中，而公共厕所常常是 7 个家庭共享；智利利马的廉价公寓则是 85 人共享 1 个水龙头，93 人合用 1 个公共厕所。“零成本”的城市边缘土地经常被当做第三世界都市生活的“秘密魔法”而被讨论，因为这相当于给贫民的大笔额外津贴。然而，擅自定居者一般都有预付成本，例如经常被迫向流氓团伙支付非正式租金。城市学派的代表人物帕克等（2012）认为，城市规划不应随心所欲改变城市固有的物质结构和道德秩序，因为每一种谋生手段在城市环境中都带有职业性质，包括乞丐的行乞，他们不仅要使自身的职业专业化，还要使其合理化。然而，城市中大量的流动人口处于经常性的骚动之中，随时会随着新思潮、危险信号而不断动荡，这使得社区也处于一种牵延性危机之中（帕克等，2012）。无论是美国城市中心的贫民区，还是发展中国家的城乡接合部混居区，其空间通常是亲属网络、所有权体系和租赁关系的复杂组合物（戴维斯，2017）。复杂的人口、产权和社会关系组合是城乡接合部难以得到有效治理的关键成因。

近年来，国内多个学科借鉴空间理论对城乡接合部的社会治理展开了研究（王薪喜和孟天广，2020），推动空间治理研究从宏观结构分析转向空间行动主体及其日常生活实践分析。地理与规划学者主要关注城郊村灰色（黑色）空间的物理形成过程。例如，刘云刚和王丰龙（2011）展现了广州市郊区垃圾猪生产空间的生成过程；陶栋艳等（2014）展现了北京郊区“废品村”的生成、迁徙、再造和更新过程。社会学学者主要关注城乡接合部社会关系的营造及运行。例如，项飙（2018）等学者对城乡接合部空间社会关系的研究，详实展现了城郊物理空间从当地人转移至外来人口，以及外来人口利用空间进行经济社会关系再造的过程。政治学学者主要关注城郊外来人口的权利保障及其城镇化的制度支撑。例如，熊易寒（2020）认为，中国城市的空间安排、利用与开发首先服务于经济增长的需要，城市作为家园与社交媒介的意义被边缘化。外来人口与城市发展紧密联系在一起，但政府为了控制人口规模、降低公共开支，其所实行的福利排斥模式客观上造成社会不平等和不稳定，使得城乡接合部处于持续性的治理风险之中（熊易寒，2017）。

为化解城乡接合部不可控的社会风险，政府及其有关部门综合采用运动治理模式和常规治理模式对城乡接合部的空间秩序加以整顿（魏程琳和齐海滨，2018）。然而，国家政策执行在城乡接合部空间治理中呈现出“碎片化”特征，社会精英或社会组织通过局部动员获得的社会控制，对国家法律与政策的贯彻实施造成障碍（米格代尔，2013）。世界各国的政府倾向于通过“消灭空间”来消解上述问题，拆违、旧改、更新、征地拆迁等是政府常用的政策工具。然而，消灭空间的高成本治理方式并未从根本上消解问题，它只不过推动外来人口、低端产业向更远、更隐蔽的远郊地区转移，例如北京“废品村”的空间迁徙、广州垃圾猪场的空间隐蔽以及上海外来人口向远郊的迁移。

已有研究主要从空间利用、社会关系、空间权利的视角，展现了城乡接合部空间社会的复杂性及不可治理属性，但并未从空间失序的产权根源上做出学理阐释及治理方案构建。本研究试图从产权视

角探讨城乡接合部空间的可治理性及其有效治理途径。宅基地、农房以及集体建设用地是城乡接合部空间的具体形态，如上空间的土地产权属于农民集体，其中，宅基地具有公有私用属性，即农民凭集体成员身份获得无偿使用的权利。2018年，中央提出宅基地“三权分置”制度改革，推动闲置宅基地和闲置农房实现财产权益^①。农民将闲置宅基地和农房出租是宅基地“三权分置”的最主要实现形式，亦是当前全国各地深化宅基地制度改革的重要举措（浙江省农业农村厅课题组，2020）。然而，学界在宅基地制度改革上存在显著不同的主张。一类是以经济学、法学学者为代表的宅基地权利私有化、市场化主张（郑风田，2018；高圣平，2019；郭君平等，2020），其追求的制度改革目标是保障私人权利和提升经济效率；另一类是以社会学、政治学学者为代表的宅基地权利保障化、非私有化主张（桂华和贺雪峰，2014；魏程琳和史明萍，2017；高飞，2020），其追求的制度改革目标是社会福利保障和社会秩序稳定。农村宅基地内在的公共利益属性与私人权益属性难以调和，是宅基地制度改革困境的来源（董新辉，2019）。

事实上，宅基地和农房作为私人产品的经济价值和作为公共产品的社会价值，并非不可协调。过度强调宅基地和农房的市场交易价值，将会进一步推动城郊空间的资本化运作，使得城市政策更亲资本而非更亲社会；而过度强调宅基地和农房的社会价值，无疑也会窒息资源的财富价值和城乡接合部的社会活力。当前城乡接合部空间治理失序，很大程度上缘于宅基地和农房的市场价值与社会价值在实践层面上的失衡。本文希冀通过对上海案例的分析，探索农房的市场价值与社会价值的平衡机制。上海嘉定区、浦东新区的部分城郊村通过整合农房使用权并对之进行集中经营，实现了经济效益与社会效益的平衡，为宅基地制度的深化改革与城郊社会的有效治理提供了经验启示。

笔者自2015年起关注城乡接合部的空间治理问题，先后在武汉江岸区、苏州相城区、广州白云区、绍兴上虞区、上海浦东新区和嘉定区等地开展了质性访谈。本文以上海为研究案例，原因在于上海作为国际化大都市，拥有上千万外来人口，其中绝大多数居住在城乡接合部，“人口倒挂”、居住失序和社会治理问题具有代表性；同时，上海城乡接合部的空间治理实践还回应了产业转型升级对高品质配套空间的需求，其探索出的空间治理经验对全国其他地区具有借鉴意义。为了更全面地把握上海城乡接合部的空间治理样态，笔者选择了地区主导产业和空间风貌形态差异较大且具有代表性的浦东新区和嘉定区。其中，浦东新区近三十年来从中低端制造业不断向高新技术产业和金融服务业转型，外来人口以正规就业的科技人才和企业白领为主；嘉定区以传统汽车制造业为主，外来人口以具备中低技能的蓝领工人为主。案例材料来自于笔者2021年1月、2021年8月分别在浦东新区和嘉定区的调查。在区政府部门协调安排下，笔者以单独访谈或集体座谈的方式与镇派出所、综治办、城管中队、国土所、大数据中心、社区自治办等部门的工作人员就城乡接合部社会治理难点和原因进行了专题交流，对村组干部、村民、租户就居住生活中的问题、矛盾和主观体验进行了访谈。调查期间，笔者多

^①宅基地“三权分置”改革的目标是“完善农民闲置宅基地和闲置农房政策，适度放活宅基地和农民房屋使用权”，相应改革措施将对宅基地和农房资源的治理产生深远影响。参见《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm。

次进入城乡接合部地带走访住户并观察该空间的日常治理形态。为验证和补充调查信息，笔者还查阅了网络资料和乡政府、村委会关于拆违、外来人口及群租房治理的工作报告，并在2021年9月对重点访谈对象进行了回访。在上海两区调查的基础上，笔者尝试找出影响城乡接合部空间治理成效的核心要素——农房产权，并对其作用加以经验和理论阐释。

二、分析框架：负外部性与空间再组织

空间作为人们活动的载体，既是治理的客体，也是治理的媒介。外来人口通过物理空间、社会关系及空间利用规则的再造，使城乡接合部成为与当地社会、地方政府相对隔离的灰色空间，空间利用的负外部性陷入失控状态。

（一）空间利用的负外部性

从产权角度看，国内城乡接合部空间治理失灵的原因是，房屋所有者与使用者分离所带来的空间利用负外部性失控。外部性的概念由西季威克和马歇尔率先提出，后经庇古完善而成（沈满洪，1999）。庇古从社会资源最优配置的角度提出，如果某厂商给其他厂商或社会造成不需付出代价的损失，就是外部不经济，这时，无法依靠市场解决此类损害，必须由政府进行适当干预（沈满洪，1999）。简言之，负外部性是指边际私人收益与边际社会收益、边际私人成本与边际社会成本相背离的情形。负外部性问题通常无法通过市场自由竞争来解决（徐桂华和杨定华，2004）。

科斯（1994）将外部性问题转化为交易成本问题，认为产权配置才是决定资源配置效率和交易成本的关键，只要产权清晰，私人之间的市场合约机制同样可以解决外部性问题。以科斯为代表的新制度经济学者主张，政府应当界定产权、保护产权，而非干预市场运行。交易成本理论揭示，市场交易中监督成本过高会导致市场主体将外部性内在化的激励不足。然而，交易成本为零的设想在现实中缺乏可操作性。如果让所有的被污染者与污染者去谈判，交易成本会无比高，而污染的水平也会超越人的生理范围，政府干预是必然的事情（徐桂华和杨定华，2004）。

从城市整体看，城乡接合部的交通堵塞、环境污染、居住失序、社会矛盾等社会治理问题，很大程度上是中心城区负外部性外溢的结果。部分城市人口在郊区生活，在中心城区工作、消费，导致了税收贡献给中心城区而成本由郊区承担的不均衡现象（张丙宣，2017）。从城乡接合部的空间实践看，无论是产权清晰的商品房，还是部分学者认为产权不够清晰的农房，在租赁市场中都遭遇到了房屋利用负外部性失控的难题，它表现为群租、噪音扰民、占用公共空间、污染空气和地面以及增加消防安全隐患等问题。房屋的所有权人和使用者负有控制空间利用负外部性的责任。然而，房屋所有权主体的监管责任缺位和房屋使用权主体的内在激励不足，推动了空间利用成本向社会转嫁。案例点留村居住的村民幸福感、获得感急剧减少，他们门口的巷道小路可能会被电瓶车、机动车无序占用，也可能被随手丢掉的垃圾污染，他们还可能在半夜被租户的聚餐、娱乐、汽车鸣笛或快递车装卸货等声音吵醒。本地人与外地人之间、租客与租客之间因抢占空间资源而频生摩擦。

在资本主义国家，空间的主要矛盾缘自私人财产造成的空间粉碎化现实与私人对空间可交换的碎片化需求（交易）和国家在巨大尺度上治理空间的科技能力之间的不匹配（列斐伏尔，2021）。产权

私有化给空间利用、交易、治理带来了诸多负外部性困境。赫勒（2009）通过对多个国家土地、房屋产权制度的考察指出，“公地悲剧给人们的启示是，要避免资源被过度使用，应当划定资源的权利边界，而反公地悲剧则警醒我们，划分权利边界要适度，否则，产权主体太多，资源无法得到有效整合利用，每个产权主体的利益都无法实现”。城乡接合部的宅基地、农房等空间资源在房东、二房东和房客的分割利用中逐渐细碎化，房东、房客在最小化个体成本中规避了应承担的治理责任，导致空间利用的负外部性失控。

（二）空间治理的组织前提

在近代学术发展中，经由列斐伏尔、德赛图、苏贾、哈维等学者努力，“空间”在学术研究中的主体地位得以确立，空间社会、空间实践、空间生产、空间正义等概念在学界逐渐普及。每一个社会都生产一个属于自己的空间（列斐伏尔，2021），空间治理成效在一定程度上由空间社会关系决定，而空间可治理的前提则是空间内个体、权利的组织化状态。

空间是任何公共生活形式的基础，也是任何权力运作的基础和重要通道（福柯和雷比诺，2001）。当前中国城乡接合部的混乱失序是空间产权细碎化破坏了空间原有组织基础所致，这具体表现为城乡接合部原有居民将房屋出租给外来人口，自己则搬离社区，既有的熟人社会组织逐渐瓦解。事实上，空间可治理的前提正是空间的组织化，例如学校、工厂、医院等场所，不但有着明确的空间边界，而且有着清晰的组织结构和运行纪律。空间纪律的成功施行有赖于对一个明确“结构性”组织的符码化。比如，医院按照年龄、疾病将病人分类隔离，病人很快被特殊的建筑元素所固定。通过空间网格，医院对复杂情形人员进行空间隔离与分类治理。无论是中世纪的欧洲，还是新冠肺炎疫情仍未得到有效控制的当下世界，全球各地有效控制传染病的方式仍然是空间隔离。在特殊情况下，政府有权占用甚至拆除居民房屋，通过向空间植入权力组织，控制空间利用的负外部性蔓延（莱特和雷比诺，2001）。城乡接合部农房空间利用中的负外部性问题，有待通过新治理组织的有效运作予以化解。

中国城乡接合部空间的主要矛盾，缘自产权主体分离造成的空间去组织化现实与国家、社会实现空间有效治理之间的张力。具言之，城乡接合部空间社会在农房所有权与使用权主体分离之后，空间治理失去了组织和规则基础，随之陷入混乱失序状态。基于此，本文提出空间治理的“负外部性和空间再组织”分析框架，通过对城乡接合部农房产权离散化和再整合的个案考察，展现以产权整合为中心的空间社会再组织机制，以推动城乡接合部的有效治理。文中的“空间再组织”具体指城郊农房使用权、管理权的集中化和农房利益相关主体关系的再造；“空间产权”具体指宅基地和农房的所有权、使用权和流转权；“空间社会”具体指城乡接合部空间的社会主体和社会组织。

图1展示了本文的分析思路。本文将沿着“农房产权离散化→负外部性治理失灵”和“农房产权整合（空间再组织）→社会有效治理”这条主线展开。在市场机制作用下，农房产权的离散化及其诱发的空间社会去组织化，使得城乡接合部空间治理失去了组织基础；外来人口对城乡接合部空间的非正规利用及其对政府管制的策略性抵制，使得行政强制机制难以实现预期效果。在本文的上海案例中，政府通过镇村企业整合细碎分散的农房产权，实现空间使用权和管理权的集中化；以镇村企业、村“两委”干部为结点，租客、房东等利益主体被有机纳入空间治理结构，实现空间社会组织和空间利用规

则再造。

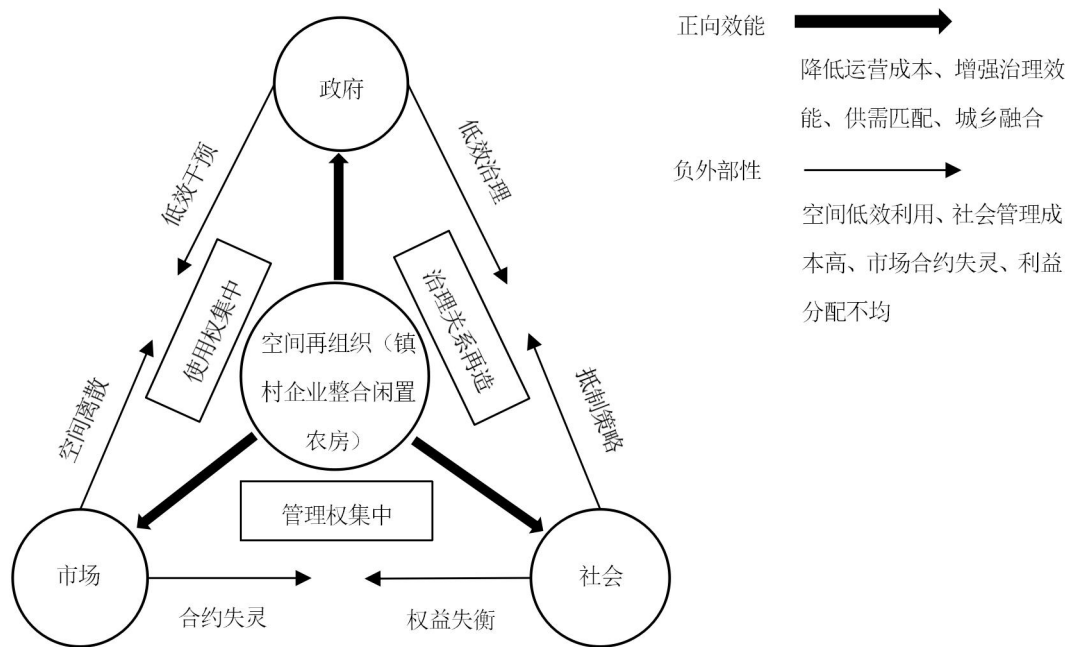


图 1 分析思路图

三、组织替代：城乡接合部空间治理何以失灵

截至 2019 年底，上海全市常住人口 2428 万，其中外来人口 977 万，在郊区的浦东新区、宝山区、嘉定区、金山区、松江区、青浦区、奉贤区、崇明区八个区常住的外来人口 685 万，占全市外来人口总数的 70%^①。绝大多数外来人口因经济收入、户籍身份等因素无自有住房，租赁房屋成为其解决居住问题的主要方式。在上海郊区，外来人口集聚的城乡接合部逐渐变为一个非正式社会空间，面临着突出的空间治理失灵问题。

（一）空间治理失灵

除地区主导产业及外来人口类型不同外，上海嘉定区和浦东新区的城乡接合部的空间风貌也不相同。嘉定区的农房以 20 世纪 80 年代翻建的二层房屋为主，村庄空间风貌较旧，房租相对较低，一间 15 平方米农房的月租金在 700 元左右；而浦东新区城郊农房以 2000 年前后翻建的三层小洋楼为主，村庄空间风貌较新，房租相对较高，一间 15 平方米农房的月租金在 1200 元左右。房屋租金差异发挥了筛选潜在租客的功能，形成正规就业者和中高收入者居住在高房租区域，非正规就业者集聚于低房租区域的空间样态。

以上两区的城乡接合部空间治理失灵的总体表现如下：第一，公共品供给严重不足。笔者 2021

^①数据来源：《2020 年上海市统计年鉴》，<http://tjj.sh.gov.cn/tjnj/nj20.htm?d1=2020tjnj/C0202.htm>。

年在浦东新区、嘉定区的调查显示，城乡接合部地带“人口倒挂”现象突出，外来人口远超本地户籍人口，多数村庄、社区的外来人口超出本地户籍人口5倍左右，这些地区面临公共厕所严重不足、停车空间无序等治理难题。第二，违规改建和群租现象普遍。张江镇环东中心村的66个二房东承租农房99栋，他们将一套农房的房间从5~6个违规改建成10~12个，最多可住20人，超出常规空间承载量，消防安全风险随之增加。第三，人口治理信息更新迟滞。2020年底，张江镇实有人口25.9万人，其中外来人口14.8万人，境外人口6500余人，与上年同期相比，有30%的人口流动变化。在农房私人出租、二房东转租的背景下，外来人口信息更新不及时、遗漏或隐瞒的现象难以避免，加大了社会治理难度。第四，“土客”生活矛盾突出。租客群租、乱拉电线、乱停车等问题给周边居民带来了负面影响。由于担心被报复，本土村民一般不与外来人口正面冲突，但社会隔阂日益加深。村民说：“我们的房子又不会走，他们报复怎么办？”于是，越来越多村民搬离村庄，城乡接合部逐步成为以外来人口为主的社会空间。

城乡接合部作为外来人口聚集的实践场域，在为外来人口提供低成本生活设施的同时，诱发较为突出的空间治理失灵，给周边居民带来额外成本。下面从农房产权视角展示空间治理失灵的逻辑替代逻辑。

（二）空间产权离散化

随着就业机会、公共服务集聚于中心城区，上海城乡接合部地带的农村户籍居民逐渐到中心城区购房居住、就业、上学，农村空心化现象突出。上海城郊工业、农业对外来人口的巨大需求，使得外来人口迅速填补了空心村的居住空白，城郊“人口倒挂”现象突出。外来人口和二房东群体的出现，加剧了城乡接合部空间产权的离散化趋势。

城乡接合部空间产权包括农房和宅基地的所有权、使用权和流转权。城乡接合部农房经过出租和转租，所有权、使用权和管理权集中的状态被农房所有人（房东）、农房使用人（房客）和农房运营管理者（二房东）分别支配。房东或二房东虽应依照政府规定和房屋租赁合同主动监管房屋利用中的负外部性，但农房产权离散化导致房东和二房东的市场合约责任缺失。在走访租客期间，笔者看到较少房东和二房东会为租客配套厕所、厨房，十几户租客共用一个厕所，租客将卧室和厨房合为一体，成为常见现象；还有一些房东将危房或违规搭建的简易棚屋以极低的价格出租给外来人口。

在房客与房东签订租赁合同、房屋又是私有财产的情形下，房管、城管、安监部门难以有效制止违规出租现象。因此，多地政府或村干部期待通过强化房东责任来降低城乡接合部的治理成本。现实情况是，房东要么早已搬离乡村，要么是留守房子的年迈老者，他们无力也不愿投入精力约束房客。上海奉贤区金星村和浦东新区新丰村曾尝试收取房屋租赁管理费以进行统一的公共服务和社会治理，却在房东的反对中不了了之。

二房东群体使得农房产权结构更加复杂，农房空间利用的负外部性也更加难以控制。二房东从农户手中低价租赁房子，并将房屋改造成具有独立卫生间的单间房屋，再配上从二级市场购买来的空调、洗衣机，通过自营的房产中介或熟人关系向外来人口出租。二房东的行动目标是赚取房租差价，以最低的投入获取最高的经济回报是其行为逻辑，且上海郊区的二房东通常不是本市人，几乎不在本地居

住，更没有动力将农房空间利用的负外部性内部化。外来人口乱扯电线、乱停车辆、垃圾不分类带来的社会治理成本，被转嫁到在村村民身上，造成越来越多村民将房屋出租，城乡接合部的空间产权进一步离散化。

市场在房屋的租赁交易中发挥着主导作用，但无法有效控制资源利用的负外部性，导致社会公共利益受损，城乡接合部空间治理陷入恶性循环。市场机制强调合约自治，但当私权结构日趋复杂——房屋所有权、使用权、管理权分属不同主体时，合约自治的成本随之增加，利益并不一致的房东、二房东和房客皆倾向于逃避责任，诱发空间治理的市场失灵。

（三）空间社会去组织化

以外来人口为主的城乡接合部空间利用者有意制造一个与当地社会有别、与地方政府保持距离的灰色空间。非正式群体组织对原有村庄社会组织的替代是城乡接合部空间难以有效治理的关键原因。

亲属网络是外来人口进城就业、生存、居住的重要通道，越是文化程度低、社会阅历少、偏向于体力劳动的人，越是依赖亲友关系资源，以降低其城市生活成本和不可控的社会风险；而越是倾向于将城乡空间作为生产场所的利用者，越是有着再造空间物理及空间社会组织的愿望和能力。北京城郊以商品贸易为中心的“浙江村”（项飙，2018），以电子垃圾回收为中心的“河南村”（陶栋艳等，2014），广州郊区形成的垃圾猪生产空间（刘云刚和王丰龙，2011），以及上海城郊长期存在的低端加工业小作坊、废品回收站等，它们能够在较长时期内存续，得益于非正式组织精英与地方政府、城管、公安、村干部等人员建立的非正式关系，他们通过灰色利益连接、工作配合、利益分享等机制获得空间延续的许可。

随着城乡接合部新空间利用格局的形成，相应的空间社会组织也逐渐凸显。一种是以白领群体为主的原子化社会，其成员在企事业单位或政府部门上班，他们在城乡接合部租房或买房主要是因为租金或房价便宜。他们是城市新中产阶层，生活方式、文化品味是城市取向的。另一种是以非正规就业的农民工为主的碎片化、弱组织化的社会，其成员学历低、工作不稳定、高度依赖亲友熟人关系网络，在工作和生活中形成小型的老乡、亲友团体。第一类社会群体，通常是在城乡接合部短暂性停留，他们对此空间既无长远期待，也不做长远投入，但对影响其私人生活的负面事件反应敏感，是投诉举报的积极分子。第二类社会群体，对空间内社会关系依赖程度高，会进行有限的投入以维持“守望相助”，他们通常会自发塑造新的空间利用格局，例如开通往来家乡的班车、建立打工子弟学校、开设家乡菜馆等。

在城镇化拉力和农房空间利用的负外部性失控的双重作用下，越来越多的城郊居民选择将房屋出租，自己进城居住生活。在乡村空间利用上有规则共识、能够相互制约的熟人社会组织，逐步让位于一个弱规则共识、无法相互制约的陌生人社会，原有空间社会出现了去组织化。而城乡接合部非正式社会组织的生成，使得空间资源利用的负外部性在一定程度上被正当化、常规化和内部化——资源使用者（租客）在相当程度上接受了生活上的不便和环境上的低质量、高风险。房屋所有者的退场、非正式社会组织的碎片化状态，使得城乡接合部空间利用上的原有社会治理机制失灵。

（四）非正式社会空间的策略性延续

非正式社会组织的生成及其对原有社会组织的替代使得原有空间利用规则失效，加剧了城郊空间的非正规化利用。在城乡接合部地带，无论是合理的废品回收、低端制造业，抑或不合理的垃圾猪养殖、违法违规经营活动，都会给周边村民带来额外的生活成本，引致社会怨恨、市民投诉，诱发政府整治行动。然而，城乡接合部空间治理基本处在“整治-失序-再整治-再失序”的循环之中。

集聚在城郊空间的外来人口的核心利益是低成本、高效率地使用空间资源，甚至为了降低成本而不惜过度、违规使用空间，遂使空间环境污染加剧、公共空间被私占瓜分、违规经营活动难以取缔。为消除积弊，政府常用运动式治理模式集中优势人力和工具资源，强行清除违规空间。运动式治理能够发挥即时的功效，然而，一旦正规力量离场，外来人口又会迅速返回空间重操“旧业”。此类场景下行政管控效果难以维系的主要原因有二：一是行政管控模式的内在局限使行政力量无法实现全天候、全领域在场，因此，外来人口能够通过耍花招、伪装、逃避等策略实现空间利用（Certeau, 1984）。二是行政目标与部分社会主体利益相悖。驱离外来人口、拆除违建房屋与房东获取租金的诉求相悖，甚至与村集体收入、部分乡村干部的灰色利益相悖。这就弱化了行政管控所需的社会支持。

大城市经济发展离不开外来人口的现实在一定程度上弱化了政府治理城乡接合部空间的力度。上海 1000 万左右的外来人口，几乎遍布各行各业，他们是城市物理空间的建设者、工业品的生产者、居民生活的服务者、市场交易的连接者、城市空间的清洁者、商品和服务的消费者。外来人口为城市经济社会发展作出重要贡献，但在政策与空间资源分配中却一直处于劣势地位。这种情况备受学界批评（叶裕民，2015）。长期以来，政府秉着功能上离不开、政策上排斥的矛盾心态对待外来人口及其所在的空间社会。

当城乡接合部的治理问题影响过大或空间治理收益足够大时，政府会通过消灭空间来消灭问题。从理论上讲，空间作为问题的承载者，其本身的消灭也即问题的消失。然而，被从城中村、城郊村驱离的外来人口并没有离开城市，他们在一轮一轮的城市更新中撤离到更远的郊区，城乡接合部的治理失灵问题也并未从根本上消解，只不过是转移到了其他区域而已。

四、集中经营：城乡接合部闲置农房整合利用的上海实践

城乡接合部原有社会组织的弱化或被替换，削弱了社会自主控制空间利用负外部性的能力。空间的非正式利用者，利用隐蔽、迁移、伪装等策略，逃避、弱化、抵制国家正式治理，使得城郊非正式社会空间得以再生产。城乡接合部空间居住失序的肇因是农房产权离散化。上海案例显示，农房产权整合为城乡接合部空间治理的组织与规则再造提供了可能。

（一）使用权集中：闲置农房的整合更新

产权是一束权利，也是一束关系（周雪光，2005）。产权的行使受社会关系、社会规则、政治制度等因素影响，因而，“产权交易成本为零的情况”只在理论层面上存在。中国农村实行土地集体所有制，宅基地资源实行凭成员身份申请、无偿终身使用、一户一宅的分配规则。农民在农房和宅基地资源利用、转让、出租中，受集体土地制度和村社公共规则的约束（印子，2014）。农房和宅基地资

源利用坚持不“以邻为壑”的原则，不得侵犯公共空间和四邻利益。而农房和宅基地转让的对象，以邻居和族人优先，且不得超出村农民集体经济组织成员的范围。宅基地的集体所有制、农房空间利用的公共规则为农村租赁性房屋的产权整合提供了制度基础。

为缓解外来人口住房紧张、租房无序的状况，浦东新区张江镇镇属企业张江镇投资公司、嘉定区赵巷村村属物业公司安赵物业管理公司，通过租赁整合农民闲置房屋并加以改造更新，集中经营管理，实现了出租主体单一化、承租主体清晰化、租赁约定规则化。闲置农房整合利用的张江乡村人才公寓模式与赵巷村安客模式的特征如表 1 所示。

表 1	闲置农房集中经营的乡村人才公寓模式和安客模式	
	乡村人才公寓模式	安客模式
区域背景	浦东新区张江镇辖区内有张江高科技园区和孙桥现代农业园区两个国家级园区，外来人口主要供职于高新技术产业部门和农业部门	嘉定区安亭镇以传统汽车制造业为主，外来人口主要供职于汽车零部件生产和配套服务部门，其中有相当一部分人口在赵巷村租房居住
服务对象	张江高科城白领人员	汽车城的蓝领工人和部分白领人员
房屋托管标准及年限	建筑面积不少于 260 平方米，无违建，首轮租赁期限为 10~15 年	无违建，符合安全标准，首轮租赁期限为 5 年
房屋更新成本	以建设现代公寓为目标更新农房，每栋房屋更新成本为 100 万元左右	以完善基础设施为目标更新农房，每栋房屋更新成本在 3 万元以内
运行主体	镇属企业（张江镇投资公司）	村集体企业（安赵物业管理公司）
运营收益	单间面积 15 平方米左右，租金 1700 元/间·月	单间面积 15 平方米左右，租金 800 元/间·月
农户收益	1 元/平方米·天（租金）	0.47 元/平方米·天（租金）
租户收益	统一物业管理，生活设施提升，交通接驳服务	统一物业管理，外来人口服务保障
社会治理特色	村委会组织租户社交类自治项目	村委会实行租户积分奖励和楼栋长代表制
模式特点	政府主导，高标准、高成本，单栋面积要求较高，与企业合作“定制”模式	社会主导，底线标准、低成本，农房覆盖面广，运营成本内部化

空间产权集中是空间规范治理的基础。截至 2020 年底，张江镇辖区共有人口 25.9 万，其中外来人口 14.8 万，境外人口 6500 余人，辖区供给租赁住房的能力不足，职住不平衡的问题突出。在此背景下，张江镇政府基于现有房屋资源，推出了乡村人才公寓模式。负责运营乡村人才公寓的张江镇镇属企业张江镇投资公司，在公寓选址时偏向于选择离高科城距离较近、交通方便且在未来二十年无动迁规划的村庄。该公司与村“两委”干部、村民对接，以农民将房屋委托给公司统一出租的方式运作，托管合同期限为 10 年到 15 年。乡村人才公寓的服务对象是园区白领，租金为 1700 元/月·间。张江镇投资公司在改造农房时，重点在于提升居住者的舒适度，致力于将农房改造为高品质、现代化、具有公共空间的青年公寓。在不改变房屋结构的前提下，张江镇投资公司不但对房屋整体样貌、内部构造和庭院进行了大幅度改造，还对周边道路、河流、花坛绿地等人居环境进行了完善。据测算，一栋 260 平方米房屋的更新成本在 100 万元左右。受投资回报率的约束，人才公寓整合的农房单体面积不得低于 260 平方米，如此方能在合同租赁期内实现收支平衡。

相较之下，嘉定区赵巷村所探索出的安客模式主要面向嘉定汽车城的蓝领工人，租金为 800 元/

月·间。安赵物业管理公司对房屋的修缮集中在房屋外立面、水管、线路、充电装置等基础设施层面，每栋房屋的更新资金在3万元以内。张江镇镇企和赵巷村村企在接受托管农房时，都要求农房无违建情形，还会主动帮房东消除违章建筑空间，并与房东协商增设厨房、洗手间、电动车充电装置等，以满足租客日常用电、用水、做饭、入厕等需求。

在相同区位，安全便捷、整洁有序的乡村人才公寓和安客农房成为市场上的稀缺品^①。高标准、高成本运营的乡村人才公寓模式，与保基本、低成本运营的安客模式，是在不同区位、面对不同服务对象的产品，也分别代表了农房整合利用的政府主导和社会主导两个类型。

（二）管服集中：闲置农房的统一运营

在空间负外部性治理和空间资源有效利用的问题上，单一的市场或政府都难以理想地发挥作用。张江镇镇企张江镇投资公司和赵巷村村企安赵物业管理公司（下文将二者简称为“镇村企业”）通过先期整合房屋使用权、置入空间利用规则，采用市场化运营模式，在农房租赁利用的负外部性控制上起到了良好作用。农户将房屋委托给镇村企业前后，房屋租赁模式对比如表2所示。

表2 闲置农房租赁模式变化						
房东 (或二房东)		房客 (信息模糊)		房东 (镇村企业)		房客 (信息清晰)
A	空间利用规则模糊，公共约束力弱	a, b, c, d, e, f, g……	→	G	空间利用规则清晰，公共约束力强	a
B						b
C						c

如表2所示，通常的房屋租赁模式是多个房东与多个房客进行市场谈判进而达成租房协议，房东不但负责筛选房客、提供房屋租赁服务，还负有监管、控制房屋利用负外部性的责任。街镇政府及村委会通常会明确告知房东在清查租客人口、及时上报租客信息、杜绝群租并劝导租客遵守村规民约等方面的义务。然而，房东因年龄、心力、责任心以及投入收益等多方面原因，不愿在房客信息上报和房客行为负外部性控制上投入过多成本。房屋经由二房东转租后，城乡接合部空间实现有效治理变得更加困难。

农户将房屋委托给镇村企业之后，房屋租赁模式发生变化：从由多个私人房东与多个房客进行市场交易的私人模式，转变为有政府信誉做担保的镇企和村委会信誉做担保的村业与有着明确身份的市场主体进行交易的集中模式。租客信息与住房空间分布信息的模糊状态被规范化治理流程所消解，镇村企业通过制图技术将空间中的房间与房客信息精准化、图像化展现，并通过公共场所视频监控、保洁人员的每日服务、消防安全员的定期检查以及治安联防队员的长时间值守，对房屋租赁区域进行常

^①乡村人才公寓模式和安客模式所运营房屋的租金水平在同等地段表现略高（人才公寓模式所在区域同等面积房间的租金为1200元/月，安客模式所在区域同等面积房间的租金为600元/月）。这主要是因为房屋运营主体对房屋作了修缮改造，同时消除了违章建筑，房屋的质量和舒适度以及相应的公共空间明显好于未经改造的农房。人才公寓改造成本较高、租金较高，采取公司企业预订为主、散客租赁为辅的经营模式，目前运营良好。

规化监管。之前在房屋租赁中缺位的房东监管职责，由镇村企业集中行使。

在具体的出租流程中，镇村企业会对租客身份、工作信息予以识别，避免无业游民、违规经营人员以及流窜犯罪分子进入村庄空间，保证了农房空间利用主体的正规化，为社区空间治理提供了基础信息。镇村企业有在地化、全天候 24 小时的专业工作人员，能够有效应对租客游击式的空间违规利用策略。房客若违反租赁合同中的负外部性控制条款，则会面临租金提升、解除租赁合同等风险。例如，安客模式中将垃圾分类列入房屋租赁合同条款，对违规租客第一次提醒，第二次警告，第三次则解除租赁合同。

与私人出租模式不同的是，镇村企业集中经营模式赋予镇村治理主体统一的房屋租赁权和监管权，将之前分散的、难以实施的房东监督成本内部化，实现服务与管理的集中化，强化了基层治理权能。

（三）抓住牛鼻子：农房整合利用的治理成效

城乡接合部空间边界的模糊性、集聚人员的匿名性和流动性，使之成为社会有效治理的难点和痛点。镇政府和村委会通过镇村企业，将闲置农房产权予以整合，抓住了城郊空间治理的“牛鼻子”。农房租赁的集中经营模式，降低了租赁性房屋利用的负外部性，提升了社区人居环境质量，大大降低了消防安全、社会治安及违规房屋的治理成本，提升了社会收益和居民幸福感。

截至 2021 年 9 月，赵巷村安赵物业管理公司共接受委托出租农宅 122 套，租客有 600 户 1800 余人。通过房屋产权整合，赵巷村累计取缔无证经营商户 20 家，拆除违章建筑 2359.72 平方米，消除消防安全隐患 2 起，消除公共环境污染源 8 个，整治存量群租 38 家，违规诊所、网吧、餐饮场所也随之消失。赵巷村自 2014 年开启房屋委托出租模式以来，房东全部在第五年合同结束前续签合同。2020 年，赵巷村有 40 户人家从城里搬回村与租客同住，充分说明城乡接合部空间生态与社会环境的显著提升，而非像美国的贫民社区一样持续衰败（威尔逊，2007）。

以中高端人才为服务对象的乡村人才公寓模式，逐渐扩散到上海奉贤、青浦等区。截至 2020 年 6 月，上海市共有浦东张江，奉贤南桥、庄行、奉城，青浦重固等 3 区 5 镇在 8 个行政村开展了这项改革实践，共计改造农房 86 栋 503 个房间，推动城乡接合部有机融入城市发展。

五、空间再组织：城乡接合部社会有效治理的实践机制

中国城乡接合部空间治理失灵的根源在于空间产权主体分离造成的空间去组织化、去规则化。经由农房产权整合的城乡接合部在三个层面实现了再组织：第一，农房产权由离散化、细碎化变为集中化、整体化状态；第二，农房空间管理权由私人所有、长期缺位状态变为镇村企业集中行使；第三，城乡接合部社会由若即若离、相互防备的不可治理性社会关系，变为利益共享、同处于一个组织平台的共治性社会关系。空间再组织为以市场为工具的政社协同治理提供了产权、组织和规则基础，推动了城乡接合部社会有效治理的实现。

（一）空间管理权集中化

国家在公私生活空间中所扮演的规则制定者和授权者角色，在成熟的国家制度中不存在任何疑问（米格代尔，2013）。然而，国家能否促使公众遵循公共法则而行动，却有赖于制度运行的空间与社

会组织基础。政府对城乡接合部的社会治理受限于该空间所有权主体和管理权主体的离散程度。

城乡接合部空间作为中立客观之物，既能为政府所用实现社会治理目标，亦能被非正式社会团体利用以弱化行政效果。长期以来，城乡接合部因被外来人口所实际占有利用而呈现出与地域社会、政府若即若离的状态，物理空间与社会空间被割裂并陷入难以治理的情境。阿伦特（2013）指出，相比于有组织的暴力，分散的暴力更为可怕，因为它是机会主义的，让人无法掌握其规律。空间社会组织首先表现为空间管理权的正常运行。

既往监管宅基地和农房使用、流转、交易的公共权力，部分源自私权内在的自主管理权。内含于房屋私权中的管理权表现为房屋所有者、利用者对房屋空间及其结构所做的维护修缮、风险排除和负外部性管控。鉴于房东、房客在租赁性房屋利用中监管缺位的现状，上海浦东新区、嘉定区乡村组织探索出房屋产权整合机制，为城乡接合部空间管理权的回归和再组织提供了契机。镇村企业通过整合、托管农房使用权，对零散的房屋空间进行统一经营管理，租客在进入房屋之始就接受空间利用规则的约束。在此，乡镇基层政权经由镇村企业与房屋所有者（房东）、房屋使用者（房客）实现了有机连接，打通了长期被非正式社会团体所阻断的空间治理通道，激活了空间运维者的管理权能。

空间管理权的激活和再组织是空间有效治理的前提和必要条件，但非充要条件。政府对城乡接合部的管理权从未消失，但其治理效果有限，原因在于空间有效治理还需营造治理所需的信任关系与规则共识。

（二）空间社会治理关系再造

既往研究强调空间治理的组织化、技术化和知识化机制（Foucoult，1979；项飙，2018），却忽略了空间社会中可治理性社会关系的再造。农房产权集中化解了空间管理权缺位和管理者组织无序的问题，却未解决空间被管理者——租客等外来群体的组织性问题。只有空间管理者和被管理者在同一平台参与空间秩序维护，才能实现真正的空间治理。

城乡接合部空间的利益相关人主要包括土地所有权人（农民集体）、房屋所有权人（农户）、房屋使用权管理人（镇村企业）、房屋使用权人（租客）、空间治理责任人（乡村干部）等。利益共享是多元社会主体形成有效治理关系的重要推力机制，表3展示了上海案例中利益共享和治理行动协同的内容。

表3 空间社会治理关系再造		
主体	利益共享	行动协同
房东	房屋质量和租金双重保障，不再为招租、维修、收租金担心 有社区公共事务的参与权，共享整洁有序的生活环境 相对稳定的经济收益，显著的品牌化效果 消除消防安全隐患，降低社会治理成本 生活环境和諧有序	消除违规空间，委托出租，参与治理
房客		遵守租赁合同，参与社区治理
镇村企业		整合、改造和运维租赁性房屋
基层政权		投入资源，注入规则，监管镇村企业
在村村民		监督租客行为，维护生活秩序

以外来人口为主的城乡接合部的空间社会关系，通常是基于个体的原子化状态或基于老乡亲友小团体的碎片化组织状态，外来人口与原住民、地方政府之间保持若即若离、相互防备的状态。城乡接

合部的治理更大程度上是单向度的政府管理。外来人口既未被视为空间的正式主体，也无意愿为空间治理付出精力。

基层政权通过集中产权、注入规则、分享利益等机制将不同主体纳入治理结构，实现空间社会治理关系再造。房屋所有权主体获得实质性利益，是城乡接合部农房产权顺利集中的关键。在村内党员干部带头将房屋委托给案例中的镇村企业运营后，镇村企业通过安全检测和科学设计等，有针对性地对农房进行改造，提升了房屋质量，优化了空间布局，农房实现了保值。在以往的出租模式中，留守老人看房收租，经常出现对租客居住需求回应不及时进而导致房租拖欠或拒交等纠纷，有的农户还遇到租客给假钱、租期满后赖着不走等现象。镇村企业有镇政府或村委会的信誉作为担保，在对农户租金支付上不存在风险，加之镇村企业对房屋所作的保值性投入，使得农民在房屋托管中获得了可预期的租金，同时降低了农户经营管理房屋的成本，实现了利益共享。赵巷村西高泾自然村 40 户人家中除 2 户外，全部将房屋委托给了安赵物业管理公司经营管理。赵巷村村委会还设立了房屋治理合作分红奖，在年终给予积极配合农房租赁治理工作的房东 3000 元奖励，推动了村社空间共治机制的顺利运转。

如果忽略了空间被治理者的组织工作，空间治理的效果将大打折扣，因为空间中的相对弱者能够利用自身全天候在场、分散化攻击、多重伪装等策略抵制空间治理行动，创设属于自己的空间（Certeau, 1984）。房屋集中经营模式一方面为房客提供实质性的制度和社会利益，另一方面也为他们自治提供激励机制和制度通道，推动外来人口融入当地社会。在安客模式下，村委会为房客快速办理居住证，解决其子女入学、医保等难题。赵巷村村委会还推动各楼栋租客自行推选楼栋长，定期组织楼栋长参与社区治理会议，获知租客最新动态，回应租客正当利益诉求。赵巷村村委会还用积分抵扣房租的方式推动租客积极参与社区垃圾分类、新冠疫苗接种等公共活动。同时，镇政府和村委会不断向村庄公共空间投入建设资源，提升居民生活环境质量。2018 年起，张江镇政府投入大批项目资源改善人才公寓周边的自然生态环境；2018 年，赵巷村从村集体资金中拿出 400 万元，用于改善西高泾自然村的河道、道路等自然环境。在镇企推动下，居住在乡村人才公寓的青年人与村民在生活中建立了联系。在新冠肺炎疫情期间，张江镇乡村人才公寓所在村的新丰村村民积极帮助居家隔离观察的年轻租客代购生活用品，甚至将自家种植的果蔬送给他们，而解除隔离后年轻租客则积极报名做疫情防控志愿者^①。2020 年春节期间，赵巷村的多位租客亦主动报名参与疫情防控工作，为值勤干部送点心。

通过利益共享、活动吸纳及日常互动，镇村企业推动外来人口与本地居民逐步融合，形塑可信任的社会关系，将租客群体有机纳入空间治理的组织体系。在此，租客不再是沉默者，他们享有便利使用空间的权利，其在社区公共事务中的表达权和参与权亦得到保障。

（三）空间社会的协作治理

城市治理能力维持的关键在于，能否将具有适当资源的联盟伙伴有效整合在一起，并在统一目标

^①参见《上海防疫“城乡共治”保复工 乡村人才公寓打造安全闭环》，<http://www.sh.chinanews.com.cn/qxd/2020-03-12/72805.shtml>。

下与政府协作治理城市（Pierre，2014）。政府、企业、社会等不同部门间的合作，有利于打破政策执行中的孤岛现象。由镇村企业集中经营的房屋租赁模式，将市场作为空间治理的工具，化解了农房空间利用负外部性难题，形塑了政社协同的治理结构（如图2所示）。

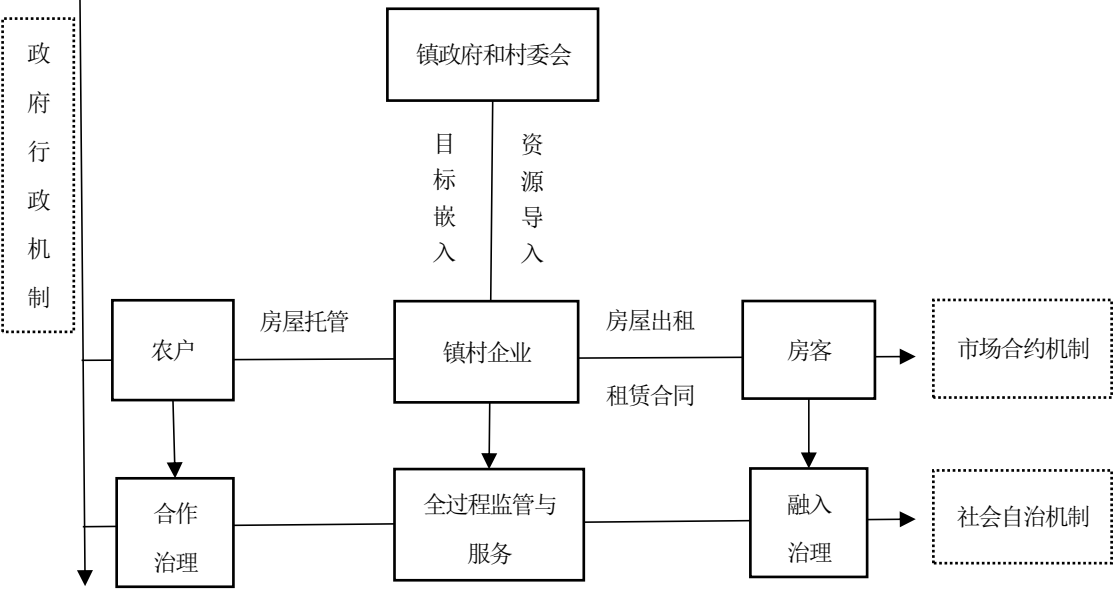


图2 城乡接合部空间治理的协作机制

在城乡接合部治理中扮演“组织者”角色的镇村企业具有公共属性，它们不但有参与市场竞争、获取盈利空间的功能，还有承担公共责任（如下岗职工再就业）、协助政府完成社会治理目标的组织定位，是具有中国特色、兼具政治和经济属性的企业组织。镇村企业作为市场主体，对农房进行整合、出租、管理，采用的是市场化机制；镇属企业（张江镇投资公司）在农房改造、村居环境改造中，又遵循政府公共财政的运作逻辑；镇村企业在房屋租赁合同中列入公共卫生、消防安全、公序良俗等行为要求条款，竭力控制农房空间利用的负外部性，发挥着社会治理的功能。

政府行政机制、社会自治机制、市场合约机制通过镇村企业实现深度协同，将细碎、分散、多方向利用和发展的城郊空间再组织并有效运营起来。如图2所示，在镇村企业搭建的组织网络中，政府、企业、房东、房客、村干部等多元主体进入城乡接合部协同治理结构。镇村企业作为组织的关键节点，从农房的整合、出租到服务、管理、运维，皆采用市场合约机制，推动房屋所有权主体和使用权主体有机融入空间治理结构。

上海案例中的镇村企业在集中经营闲置农房中并没有获得明显的经济利益，但产生了显著的社会治理效益。从经济收益上看，安赵物业管理公司收回房屋修缮费用需要用4年时间，张江镇投资公司收回房屋修缮费用则需要10年左右的时间，两类模式皆能在第一轮租赁合同期内实现收支平衡。张江镇政府和赵巷村村委会在城乡接合部空间治理成本收益核算中，关注的是政治、经济、社会收益的“总账”，并非单一市场化取向的经济效益。赵巷村村干部说“只要实现经济上的收支平衡，我们就赚了！”；而乡村人才公寓所提供的高品质居住空间，在吸引、留住中高端人才上所发挥的城市竞争

力优势，又是另一层面的公共收益。

在既往的学理讨论和政策实践中，城乡接合部空间治理主要有两个面向：一个是政府管理面向，强调行政资源配置、组织技术改进及政策执行合力等；一个是被管理者面向，强调外来人口的社会关系、生存策略及生活权利等。本文中上海的案例通过产权整合的空间再组织机制，在实际上解决了管理者与被管理者利益不一致的问题，实现了空间管理权力集中、利益主体权利保障和政社协同治理关系再造。

六、结论与讨论

组织化是空间有效治理的重要前提之一。城乡接合部农房的所有权和使用权的分离，容易导致空间社会渐趋去组织化，空间利用的负外部性逐渐失控。房东或二房东不积极承担或逃避房屋使用管理责任，而政府与基数大、匿名性强的租客对接的交易成本过高，最终导致了城乡接合部社会治理失灵。因此，城乡接合部空间再组织在经验层面上有三层含义：第一是处于离散化状态的农房产权的再组织，第二是处于缺位状态的农房空间利用管理权的集中和代为行使，第三是城乡接合部可治理性社会关系的再造。

产权整合之后的农房集中出租模式将市场作为治理工具，有效规避了农房利用的负外部性失控问题。镇村企业发挥了整合政府行政机制、社会自治机制和市场合约机制的功能，推动政府治理目标有机融入出租房屋运营和外来人口服务管理活动。镇村企业“保本运营，社会效益优先”的行动理念，减轻了其在创收方面的压力，为被管理主体（租客）的利益共享提供了制度空间。基层政权、镇村企业、房东、房客、在村农户等利益相关主体进入城乡接合部治理结构，有效推动了空间共享共治机制的形成。

城乡接合部地带能否成为相对高品质的空间，取决于该空间的功能定位与治理成效，环境污染、治安不良、混乱失序的空间显然无法承此重任。不同于既往政府推行的拆违、旧改、规划调整和再开发等政策，“空间再组织”以较低的经济成本实现了较高的“空间提质增效”目标，对全国城乡接合部（包括城中村、城郊村）的更新和有效治理具有一定借鉴意义。当然，除产权整合机制、可治理性社会关系再造和协同治理机制外，该经验的扩散需要多种条件支撑，例如积极有为的政府、积极配合的村民、有责任担当的企业以及较为雄厚的资金支持等。

从全国城乡接合部空间治理实践看，房屋租赁中房屋所有权主体的监管责任缺失是空间利用负外部性失控的直接原因。房屋所有权主体在房屋使用权整合中要价过高或拒不配合是空间再组织的主要梗阻。然而，在当前农宅“三权分置”改革的讨论中，部分学者认为宅基地和国有土地“同地同权同价”使得农村宅基地“聚宝生金”。但推动资源财产价值实现的宅基地市场化改革方向，忽略了私权细碎化带来的资源低效利用锁定困境。目前，城乡接合部农房已充分参与市场并获得了可观的经济回报，正陷入农房空间利用负外部性失控的困境之中。宅基地“三权分置”改革应当注重化解资源利用的负外部性问题，实现空间资源有序利用和空间复合价值持续提升的综合目标。

从房屋价值实现层面看，当前城乡接合部空间治理的失序在很大程度上缘于农房的市场价值与其

社会价值的失衡。上海案例表明，农房产权的整合模式及其内含的合约机制、利益共享机制能够推动农房市场价值与社会价值的平衡。上海案例的理论和政策启示是，打破农房私权细碎化及固化困境需要从市场之外寻找突破口。基于道德共识所形成的社群自治机制，基于政治责任、公共权威所形成的行政动员机制，都有助于遏制过度的私人权利主张，保障社会整体利益。从政策视角看，备受关注的宅基地“三权分置”改革，有必要从权责对等、公私利益协调、多元主体协同的视角综合考量、有序推进。

参考文献

- 1.董新辉, 2019:《新中国70年宅基地使用权流转: 制度变迁、现实困境、改革方向》,《中国农村经济》第6期,第2-27页。
- 2.高飞, 2020:《农村宅基地“三权分置”政策入法的公法基础——以<土地管理法>第62条之解读为线索》,《云南社会科学》第2期,第95-103页、第187页。
- 3.高圣平, 2019:《农村宅基地制度: 从管制、赋权到盘活》,《农业经济问题》第1期,第60-72页。
- 4.莱特、雷比诺, 2001:《权力的空间化》,载包亚明(编)《后现代性与地理学的政治》,陈志梧译,上海:上海教育出版社,第33-34页。
- 5.桂华、贺雪峰, 2014:《宅基地管理与物权法的适用限度》,《法学研究》第4期,第26-46页。
- 6.郭君平、仲鹭勃、曲颂、谭清香, 2020:《宅基地制度改革减缓了农房闲置吗?——基于PSM和MA方法的实证分析》,《中国农村经济》第11期,第47-61页。
- 7.阿伦特, 2013:《共和的危机》,郑辟瑞译,上海:上海人民出版社,第53页。
- 8.列斐伏尔, 2021:《空间的生产》,刘怀玉等译,北京:商务印书馆,第537页、第48页。
- 9.科斯, 1994:《社会成本的问题》,载科斯、阿尔钦、诺斯等(编)《财产权利与制度变迁: 产权学派与新制度学派译文集》,刘守英等译,上海:上海人民出版社,第11-42页。
- 10.刘云刚、王丰龙, 2011:《城乡结合部的空间生产与黑色集群——广州M垃圾猪场的案例研究》,《地理科学》第5期,第563-569页。
- 11.戴维斯, 2017:《布满贫民窟的星球》,潘纯琳译,北京:中信出版社,第27页。
- 12.赫勒, 2009:《困局经济学》,阎佳译,北京:机械工业出版社,第16页。
- 13.福柯、雷比诺, 2001:《空间、知识、权力——福柯访谈录》,载包亚明(编)《后现代性与地理学的政治》,陈志梧译,上海:上海教育出版社,第13-14页。
- 14.米格代尔, 2013:《社会中的国家: 国家与社会如何相互改变与相互构成》,李杨、郭一聪译,南京:江苏人民出版社,第130页。
- 15.帕克、伯吉斯、麦肯齐, 2012:《城市社会学——芝加哥学派的城市研究》,宋俊岭、郑也夫译,北京:商务印书馆,第7-9页。
- 16.沈满洪, 1999:《庇古税的效应分析》,《浙江社会科学》第4期,第21-26页、第20页。
- 17.唐灿、冯小双, 2000:《“河南村”流动农民的分化》,《社会学研究》第4期,第72-85页。

- 18.陶栋艳、童昕、冯卡罗, 2014: 《从“废品村”看城乡结合部的灰色空间生产》, 《国际城市规划》第5期, 第8-14页。
- 19.王汉生、刘世定、孙立平、项飏, 1997: 《“浙江村”: 中国农民进入城市的一种独特方式》, 《社会学研究》第1期, 第58-69页。
- 20.王薪喜、孟天广, 2020: 《空间与治理: 城市政治研究的新进展》, 《国外社会科学》第3期, 第110-122页。
- 21.威尔逊, 2007: 《真正的穷人: 内城区、底层阶级和公共政策》, 成伯清译, 上海: 上海人民出版社, 第78页。
- 22.魏程琳、齐海滨, 2018: 《都市街头冲突的生成与治理机制研究——基于城管执法调研》, 《青年研究》第4期, 第33-45页、第95页。
- 23.魏程琳、史明萍, 2017: 《“空心村”治理与宅基地制度变革——基于广西富县实地调研》, 《城市规划》第1期, 第63-69页。
- 24.项飙, 2018: 《跨越边界的社区: 北京“浙江村”的生活史》(修订版), 北京: 生活·读书·新知三联书店, 序二, 第31页。
- 25.熊易寒, 2017: 《城市规模的政治学: 为什么特大城市的外来人口控制政策难以奏效》, 《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第6期, 第11-21页。
- 26.熊易寒, 2020: 《社会资本友好型城市: “留白”与重构》, 《人民论坛·学术前沿》第2期, 第59-64页。
- 27.徐桂华、杨定华, 2004: 《外部性理论的演变与发展》, 《社会科学》第3期, 第26-30页。
- 28.叶裕民, 2015: 《特大城市包容性城中村改造理论架构与机制创新——来自北京和广州的考察与思考》, 《城市规划》第8期, 第9-23页。
- 29.印子, 2014: 《农村宅基地地权实践及其制度变革反思——基于社会产权视角的分析》, 《中国农村观察》第4期, 第52-62页、第83页。
- 30.张丙宣, 2017: 《城郊结合部社会治理成本的生成与控制机制》, 《浙江学刊》第6期, 第207-214页。
- 31.浙江省农业农村厅课题组, 2020: 《撬动乡村振兴的有效支点——浙江省闲置宅基地和闲置农房盘活利用调查》, 《农村经营管理》第8期, 第21-24页。
- 32.郑风田, 2018: 《让宅基地“三权分置”改革成为乡村振兴新抓手》, 《人民论坛》第10期, 第75-77页。
- 33.周大鸣、高崇, 2001: 《城乡结合部社区的研究——广州南景村50年的变迁》, 《社会学研究》第4期, 第99-108页。
- 34.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。
- 35.Certeau, M., D., 1984, *The Practice of Everyday Life*, Translated by Rendall S., Berkeley: University of California Press, General Introduction, pp.19.
- 36.Foucault, M., 1979, *Discipline and Punish: The Birth of the Prison*, Translated by Sheridan A., New York: Vintage Books, pp.205.
- 37.Pierre, J., 2014, “Can Urban Regimes Travel in Time and Space? Urban Regime Theory, Urban Governance Theory, and Comparative Urban Politics”, *Urban Affairs Review*, 50(6):864-889.

(作者单位：¹ 同济大学政治与国际关系学院；

² 同济大学中国特色社会主义理论研究中心；

³ 同济大学中国战略研究院)

(责任编辑：杨园争)

Spatial Reorganization: Property Rights Integration of Idle Rural Housing and Effective Social Governance in Urban-rural Fringe Areas Based on a Case Study of Rural House Re-use in Shanghai

WEI Chenglin ZHONG Xiaohua

Abstract: Urban-rural fringe areas, as the spatial carrier of migrant population and informal economic agglomeration, are facing a serious problem of losing control of negative externalities in space utilization. In the leasing and subleasing activities of rural housing and land, local villagers withdraw from villages and migrant people gather in urban-rural fringe areas, which promotes the decentralization of spatial property rights and generates a disorder of organized social space. As a result, the market autonomy and social constraint rules of space utilization are gradually becoming invalid. The spatial governance practices adopted by governments are also difficult to achieve lasting results in the strategic resistance of tenants. By integrating the use right of farmers' houses, rural collectively-owned enterprises acquired the management right of rural housing. Through the mechanism of benefit sharing, house owners, users and managers as the stakeholders are incorporated into the spatial governance framework, which promotes the formation of the mechanism of joint construction, joint governance and sharing in urban-rural fringe areas. In conclusion, the spatial reorganization mechanism based on property rights integration and the government-society coordination using the market as a governance tool can effectively solve the problem of runaway negative externalities of space utilization and provide experience for effective governance in urban-rural fringe areas in China.

Keywords: Urban-rural Fringe Area; Spatial Governance; Negative Externality; Property Right Integration; Rural Homestead

产权让渡、价值实现与宅基地退出收益分享*

——基于金寨、余江的实地调查

吴郁玲¹ 于亿亿¹ 洪建国²

摘要：合理分享宅基地退出收益，切实保障宅基地产权主体合法权益，是促进闲置宅基地退出，提高宅基地配置和利用效率的重要途径。基于“产权结构决定收益分配结构”这一逻辑主线，本文构建了“产权让渡-价值实现-宅基地退出收益分享”的理论分析框架，借助安徽金寨县和江西鹰潭市余江区的实地调查，分析了不同宅基地退出情景下农民集体和农户的权利让渡状态及其退出收益分享比例。研究发现：①宅基地退出本质上是产权主体对权利的让渡，产权主体让渡权利的不同决定了其退出收益的分享比例也不同。②产权主体即使让渡相同的权利，也会因为权利载体可实现的价值量不同而实际分享不同数量的收益。③即使在案例区这样市场交易不够活跃的传统农区和经济欠发达农区，农户让渡宅基地资格权的所得收益也已明显低于让渡使用权的收益。同时，村级集体经济组织或村民小组作为宅基地所有权的实际行使者并未在退出收益分享中得到应有的比例。据此，本文研究认为：不同产权主体对宅基地退出收益的分享应根据其权利让渡的类型和程度，参照宅基地价值的实现度来确定；对农户宅基地产权权益的关注重点应由保障资格权权益转向显化和保障使用权权益；而对于传统农区和经济欠发达农区来说，村级集体经济组织或村民小组缺乏有效的产权实施能力，其所有权权益应在退出收益分享中给予足够的尊重和重视。

关键词：宅基地退出 产权让渡 价值实现 收益分享

中图分类号：F301.2 **文献标识码：**A

一、引言

伴随着工业化、城镇化的快速发展，中国正实现从“乡土中国”向“城乡中国”的历史转型，农民与土地黏度的松动及其与村庄关系的分化，带来农民就业和生活方式的转变(刘守英和熊雪峰, 2018)，“一户多宅”“建新不拆旧”“城乡两栖占地”等宅基地闲置、低效利用的现象频现。如何在保障农民居住权利的前提下，合理推进闲置宅基地退出，以产权明晰的权利安排促进城乡融合，已成为推进

*本文是国家自然科学基金项目“确权情景下农户宅基地流转的收益分享机制研究”(编号：71873054)和“农户对宅基地使用权确权的流转行为响应及福利变化研究”(编号：71403095)的阶段性成果。本文通讯作者：洪建国。

乡村振兴战略实施的重要议题（梁发超和林彩云，2021；陈鸣，2021）。在国家宏观政策层面，党的十八届三中全会提出要“保障农户宅基地用益物权，改革完善农村宅基地制度，选择若干试点，慎重稳妥推进农民住房财产权抵押、担保、转让，探索农民增加财产性收入渠道”^①。之后，2016年原国土资源部、国家发展和改革委员会等多部委联合发布《关于建立城镇建设用地增加规模同吸纳农业转移人口落户数量挂钩机制的实施意见》，允许进城落户人员在本集体经济组织内部自愿有偿退出或转让宅基地^②。2017年中央“一号文件”指出，要“认真总结农村宅基地制度改革试点经验，在充分保障农户宅基地用益物权、防止外部资本侵占控制的前提下，落实宅基地集体所有权，维护农户依法取得的宅基地占有和使用权，探索农村集体组织以出租、合作等方式盘活利用空闲农房及宅基地，增加农民财产性收入”^③。2018年中央“一号文件”也指出，要“维护进城落户农民土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权，引导进城落户农民依法自愿有偿转让上述权益”^④。2019年修订的《土地管理法》进一步以立法的形式提出“国家允许进城落户的农村村民依法自愿有偿退出宅基地，鼓励农村集体经济组织及其成员盘活利用闲置宅基地和闲置住房”^⑤。然而，由于相关法律制度不完善、地方政府公共财政投入不足以及农民维权能力有限等原因，在各地开展的宅基地退出实践中普遍存在农民意愿未受到尊重、退出补偿标准过低、退出后农民生活状况不佳等农民权益受损问题（朱新华和陆思璇，2018）。有实证研究认为江苏省扬州市农户退出宅基地的补偿标准应为352.83元/平方米，是现行补偿标准的1.63倍（付文凤等，2018）。也有研究指出，在大城市边缘区有73.2%的农户认为现金补偿标准偏低，且在這些农户中有25.5%和19.1%的农户不仅希望提高现金补偿标准，还分别希望获得经营性用房收益和参与企业分红（汤爽爽等，2017）。农户宅基地退出补偿标准低，知情权、参与权等权益受损，严重挫伤了农户退出宅基地的积极性（郭贯成和戈楚婷，2017）。

如何切实维护农户宅基地产权权益，建立科学的宅基地退出收益分享机制，已引起学界广泛关注。大量研究基于宅基地功能价值理论认为，宅基地功能随农村社会结构及农民生计模式的变迁而变化（Jiang et al., 2016），已涵盖生活居住、风险保障、支持生产及资本化等多方面（龚宏龄，2017）。农户对宅基地退出收益的分享应基于宅基地多重性功能和价值来确定（刘丹和巩前文，2020）。同时，由于地理位置和周边产业发展程度不同，宅基地的实际功能和价值在不同地理空间上具有明显的差异（Zhao et al., 2019；陆铭等，2021），因而农户退出宅基地的成本各不相同。根据农户退出宅基地的边际成本确定补偿标准更科学（周亚娟等，2021）。此外，农户对宅基地退出收益分享的主观诉求也应

^①参见《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，http://www.gov.cn/jrzq/2013-11/15/content_2528179.htm。

^②参见《关于建立城镇建设用地增加规模同吸纳农业转移人口落户数量挂钩机制的实施意见》，http://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content_5204901.htm。

^③参见《中共中央国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革加快培育农业农村发展新动能的若干意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2017-02/05/content_5165626.htm。

^④参见《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm。

^⑤参见《中华人民共和国土地管理法》，<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/201909/d1e6c1a1eccc345eba23796c6e8473347.shtml>。

予以关注（胡银根等，2020；曲衍波等，2021）。而在更深层次上，农户对宅基地退出收益的分享实际上是农户、农民集体及其他市场参与主体多方博弈的结果（毛燕玲等，2015；苑韶峰等，2020）。整体上讲，尽管相关研究的视角及方法已日趋多样化，但农户实际获得的退出收益明显低于理论预期已成为学界共识（宋戈等，2017；易小燕等，2017）。

综上，既有研究运用多种理论和方法探讨了宅基地退出收益分享的路径，取得了丰硕的成果。但很显然，当前研究多聚焦于农户退出宅基地后应得的收益，而忽略了农民集体这一宅基地所有权主体对退出收益的分享。同时，既有研究虽然关注到农户退出宅基地后的价值损失，却未意识到产生价值损失的根本原因是农户原本拥有的宅基地产权权利发生了让渡，正是权利的让渡才使得附着于宅基地的产权权能以及由该权能行使所带来的收益发生了转移。有限的研究仅指出农户土地权益受损是因为宅基地两权分离制度安排未完全实现宅基地财产权对价，也未充分考虑土地发展权对价和集体成员权对价（张力和王年，2019；赵林玉等，2021），宅基地产权制度的缺陷是农户土地权益受损的关键（张建等，2017）。但如何依据产权主体让渡权利的不同来合理分享宅基地退出收益，尚缺乏较系统的理论和实证研究。产权经济学理论认为，产权是经济主体享有的对稀缺资源的排他性权利，清晰的产权表达有助于权利主体在产权博弈中拥有较强的实施能力，从而获得最大化的权利资本化收益（罗必良，2016；Wang and Tan, 2020）。在理论上，产权结构决定收益分配结构，因此，宅基地各权利主体拥有的产权权利决定了其对退出收益的分享比例，权利越大的产权主体可分享的收益越多。然而，实践中可观察到的现象却是，在已开展宅基地使用权确权 and “三权分置”改革的地区，即使宅基地产权结构安排已趋于同质化，宅基地退出收益的分享格局依然会因为村庄类型的不同而不同。为何相同的权利让渡却带来差异化的退出收益分享比例？宅基地产权主体权利让渡与其退出收益分享的内在逻辑关联是怎样的？既有研究并没有开展较深入、系统的分析。鉴于此，本文研究试图以“产权结构决定收益分配结构”为逻辑主线，构建产权让渡、价值实现与宅基地退出收益分享之间关系的理论分析框架，以全国宅基地产权制度改革试验区安徽省金寨县和江西省鹰潭市余江区为案例区，分析宅基地退出过程中农民集体和农户权利让渡、价值实现与其收益分享之间的联系^①，为宅基地产权主体合理分享宅基地退出收益提供一定的理论依据和经验借鉴。

二、产权让渡、价值实现与宅基地退出收益分享：理论分析

从本质上说，宅基地退出是产权主体对其产权权利的让渡。产权主体让渡权利的类型及程度不同，其丧失的权能也不同，所失去的由不同权能行使带来的相关收益也就不同。由此，“产权结构决定收益分配结构”在理论上是成立的。然而，在实践中，产权主体行使权能所带来的收益既取决于权利载体（宅基地）的多元化功能及其价值构成，也受到权利载体的价值现实显化程度的影响。伴随着农村

^①有研究认为，在乡村振兴背景下地方政府投入大量资金改善了农村环境，提升了宅基地价值，理应在退出收益分配中考虑其对土地增值的贡献。然而，本文侧重从产权让渡视角分析不同产权主体在宅基地退出过程中的权利让渡及其收益所得，而地方政府并非宅基地产权主体，因而在后文的分析中未将其纳入。

社会经济结构的变化，一方面，囿于资源禀赋、经济发展、区位条件等的不同，不同农村地区宅基地的多元化功能可能呈现多样化特征，且进一步影响着宅基地的价值构成；另一方面，由于城镇化水平和土地市场发育程度的差异，不同农村地区宅基地价值的实现程度也存在较大差别。宅基地多元化价值的实现程度在根本上决定了产权主体让渡权利所导致的利益损失度。因此，产权主体对宅基地退出收益的分享应兼顾其权利让渡的具体情景与宅基地功能和价值的实现程度来确定（如图 1 所示）。

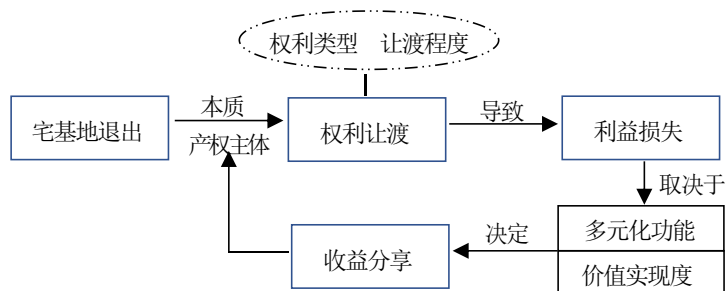


图 1 产权让渡、价值实现与宅基地退出收益分享示意图

（一）宅基地功能演化、价值构成及其产权归属

巴泽尔指出，受限于产权界定的高成本，产权永远都不会得到完全的界定。但在一个不断发展的社会中，共同财产资源价值的增长会激励人们确定对其的权利以享有相应的价值。获得、保持某项权利取决于权利行使带来的收益，只有当拥有产权的收益足以弥补其界定成本时，权利主体才会去主张和行使权利（巴泽尔，1997）。众所周知，长期以来中国农村宅基地产权制度都被认为是不完善的，产权主体不明确、权能不完整。近年来，中央政府相继颁布了一系列文件来推进宅基地使用权确权和宅基地“三权分置”改革，全国 33 个试点地区也分别进行了宅基地产权制度改革的试点。将宅基地产权权利进行更清晰、更完全的界定，将农民集体和农户对宅基地的产权权利及其权能进行界定和显化，实质上是城乡经济快速发展过程中宅基地功能演化、价值增长的客观要求（如图 2 所示）。

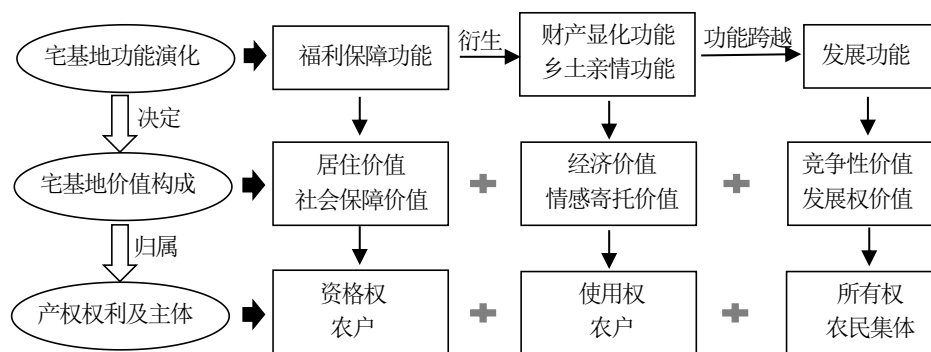


图 2 宅基地价值构成及其产权归属示意图

1958 年开始的人民公社化运动将农村宅基地由农民私人所有直接转为集体（生产队）所有，农民通过申请无偿取得宅基地使用权，由此形成宅基地所有权和使用权相分离的格局（高圣平，2019）。显然，宅基地产权制度设立之初，旨在实现户有所居，无偿、均一化的分配制度更多体现的是对农户

的基本福利保障功能，为农户提供最低限度的生存保障，重在以公平为主导的价值取向，而其他价值目标的实现几乎被忽略不计（董新辉，2019）。这一制度定位决定了宅基地价值主要体现为居住和社会保障价值。同时，宅基地只能分配给农村集体经济组织成员，符合宅基地资格权所蕴含的成员权内涵，即具有身份性、无偿性、长期性、均等性等特征（张雨榴等，2020）。因而由宅基地福利保障功能决定的居住和社会保障价值应归属于宅基地资格权主体，即农户。

伴随着经济结构的变革和城乡格局的变化，农户对本乡本土的居住需求下降，宅基地的福利保障功能逐步弱化，而资产性、社会性功能日益增强（Zhu et al., 2014；刘守英和熊雪锋，2018；赵庆磊等，2021）。在区位条件较好、自然环境较优越的城市近郊村、远郊风景村，农房租赁、乡村旅游逐渐兴起，宅基地的财产性功能日益显化；而大量进城务工定居的农民即使长期居住生活在城镇，也割舍不下寄托了乡土亲情的祖屋，宅基地的乡土亲情功能得以体现。由此，不同类型村庄的宅基地衍生出显化程度不同的经济价值和情感寄托价值。由于宅基地经济价值和情感寄托价值是在宅基地使用过程中逐渐显化的，因而应归属于宅基地使用权主体，即农户^①。

统筹城乡发展和城乡一体化发展战略的提出进一步拓展了宅基地功能。一方面，通过宅基地退出和复垦，将节余的农村集体建设用地指标以市场交易的方式转为城镇国有建设用地指标可满足城市建设的用地需要，这一功能跨越体现了宅基地的发展权价值。另一方面，在同一村庄内部，由于交通便利度、经济区位以及土地平整度等方面的差异，不同宅基地在满足农户居住需求和显化经济价值方面具有较明显差别，因而农户对其的需求程度也不同。以户均用地指标为单一分配依据的传统宅基地分配方式亟须改革以彰显宅基地的竞争性价值^②。对宅基地未来发展用途和分配方式的决定体现的是宅基地所有权主体对宅基地的管理权能，因而宅基地发展权价值和竞争性价值应归属于宅基地所有权主体，即农民集体^③。这是因为，从权利配置视角观察，宅基地发展权价值是宅基地所有者对因用途扩展而产生的增值收益予以调节的权利价值，体现了宅基地所有权权能（宋志红，2019）；宅基地竞争性价值实质上是在农民自愿基础上通过宅基地级差地租的再分配而显化的，体现了宅基地初始分配环节从数量公平向价值公平的转变（宋志红，2019），依然表征的是宅基地所有权主体对宅基地的分配职能，所产生的收益理应归宅基地所有权主体所有。而宅基地资格权只是农户基于集体经济组织成员

^①实践中，宅基地使用权主体包括通过申请、继承、政策引导等方式获得宅基地使用权的农户及其他相关主体，而本文重点分析农户作为农村集体经济组织成员以申请方式原始取得宅基地资格权和使用权后将其转移给其他主体时产生的收益分享问题，因此，本文所指的宅基地使用权主体主要是指农户。

^②如在江西余江，部分人地矛盾尖锐的村庄以“择位定价”方式来分配宅基地，这在一定程度上体现了宅基地差异化的竞争性价值，兼顾了宅基地分配制度的公平和效率。

^③根据《中华人民共和国土地管理法》第九条和第十一条规定，宅基地属于农民集体所有。农民集体所有的土地依法属于村农民集体所有的，由村集体经济组织或村民委员会经营、管理；已经分别属于村内两个以上农村集体经济组织的农民集体所有的，由村内各该农村集体经济组织或者村民小组经营、管理。因此，农村集体经济组织或村委会（村民小组）是宅基地所有权的实际行使主体。后文涉及宅基地所有权主体的，均以“农村集体经济组织”指代“农民集体”。

身份而享有的可以申请在本集体土地上建造住宅及其附属设施的一种资格（赵林玉等，2021），因而宅基地发展权价值和竞争性价值并不由资格权主体即农户享有。

（二）宅基地退出、权利让渡与收益分享

囿于宅基地分配高度的身份性和福利性特征以及由此衍生的住房和福利保障基础功能，本文认为，农户是宅基地退出收益分享中应重点关注的主体，由此根据实践中农户放弃原有宅基地产权权利的不同情景，将宅基地退出分为完全退出、部分退出和异地置换三种。其中，完全退出是指农户离乡进城，完全放弃宅基地资格权和使用权；部分退出是指农户退出超宗或超面积宅基地，因而保留了资格权而退出了一部分使用权；异地置换则是农户搬离原有村组而另择位置集中居住，因而保留了资格权却让渡了原有宅基地的使用权。以下将分别分析上述三种退出情景下农村集体经济组织和农户的权利让渡及收益分享状况（如表1所示）。

表1 宅基地退出、权利让渡与收益分享

宅基地退出情景	权利让渡			收益归属
	权利类型	让渡程度	让渡期限	
完全退出	所有权	完全	永久	农村集体经济组织 农户
	资格权和使用权	完全	永久	
部分退出（超宗、超面积退出）	所有权	完全或未让渡	永久或不存在	农村集体经济组织 农户
	使用权	部分	永久	
	资格权	未让渡		
异地置换	所有权	完全	永久	农村集体经济组织 农户
	使用权	完全	永久	
	资格权	未让渡		

在完全退出情景下，农户完全放弃宅基地并进入城镇定居，且若原有宅基地被复垦为耕地，则所置换的农村集体建设用地指标可以市场交易的方式转为城镇建设用地指标，此时原有宅基地所有权灭失^①（即由宅基地所有权这一农村集体建设用地所有权变更为城镇国有建设用地所有权；而复垦后的耕地虽然仍为农民集体所有，但土地利用类型却由建设用地变更为耕地，具有不同的权利价值），而资格权和使用权则由于宅基地已被复垦为耕地而灭失。因而由复垦耕地和城乡建设用地增减挂钩指标交易产生的作物种植收益和增值收益应由农村集体经济组织和农户共同享有，其分享比例按照产权主体让渡所有权、资格权和使用权程度及其对应的宅基地价值比例来决定。

在部分退出情景下，对于“一户多宅”“一户一宅”但宅基地面积超过当地户均标准的农户^②，

^①实践中农户退出宅基地后也有村集体将收回的宅基地用于发展二三产业，但受到经济发展程度、村干部组织能力、经营能力等方面的限制，中西部农村地区村集体将收回的宅基地用作二三产业经营的数量较少。因而，本研究在理论分析和后文的实证研究中并未对该情景下的权利让渡收益展开讨论。

^②在各地宅基地制度改革试点实践中，无论是“一户多宅”还是“一户一宅超面积”，都被认为超过了当地户均宅基地用地标准，通常采取缴纳有偿使用费或无偿退出的方式来处理，本文仅探讨后者情景。

其超宗、超面积退出的宅基地若只是用于修建、扩建村庄道路,进行村庄基础设施和公共服务设施建设,则只具有公共利益而未产生明显的经济收益,囿于公共利益难以准确量化而不做收益核算和分配。但若退出的部分宅基地被复垦且形成城乡建设用地增减挂钩指标用以交易(所有权被完全让渡),或农村集体经济组织收回后以择位定价等有偿分配的方式再次分配(农民集体仍然保留所有权),则其产生的发展权价值和竞争性价值收益反映的是所有权权益,应归属于农村集体经济组织;对于农户而言,由于只是退出了部分宅基地,未退出的宅基地仍然承担居住功能和社会保障功能,其资格权并未让渡,农户让渡的仅是宅基地退出部分所承载的使用权权利及其权益^①。因而,部分退出情景下产生的收益应由农村集体经济组织和农户共享,其分享比例按照让渡的所有权和使用权程度及其所对应的宅基地价值比例来确定。

异地置换是结合村容村貌整治、新农村建设和精准扶贫等政策而开展的宅基地退出,农户保留了宅基地资格权,只退出了原有宅基地的使用权。通常是将自然环境恶劣、交通不便、基础设施和公共服务设施匮乏地区的农户或零散居住户以异地安置的方式重新集中配置宅基地,以改善农户居住环境和生产生活条件,而原有宅基地则被复垦为耕地,所节余的建设用地指标可用于置换交易。在这种退出情景下,原宅基地所有权被完全让渡(同“完全退出”),虽然异地安置保留了农户的宅基地资格权,但原有宅基地的使用权及其附着的经济价值、情感寄托价值却被完全让渡了,因而退出收益应在原有农村集体经济组织和农户间分享,分享比例按照让渡的所有权和使用权对应的宅基地价值来决定。

三、数据来源与研究方法

(一) 研究区域概况

本研究以全国宅基地制度改革试点县安徽省金寨县和江西省余江区为研究区域。其中,金寨县位于皖鄂豫三省接合部,地处大别山深处,是全国宅基地制度改革试点县中唯一的国家级贫困县,恶劣的自然环境和耕种条件是当地农民贫困的重要原因,因而当地主要结合易地扶贫搬迁开展了以异地置换为主要形式的宅基地退出试点。截至2019年6月,全县约有4万户农民自愿退出宅基地,腾退复垦宅基地约4.8万亩,完成新建安置点485个,宅基地节余指标纳入增减挂钩项目通过省级交易平台成功交易9批次、20670亩,交易金额90.16亿元^②。余江区地处江西省东北部,是传统农业区,“一户多宅”、宅基地建设缺乏统筹安排、宅基地管理秩序混乱是当地宅基地管理、利用中存在的主要问题^③,因而有序退出超宗、超面积占用的宅基地、加强宅基地分配和日常管理是其宅基地制度改革试

^①有学者认为,将超宗、超面积宅基地退出后进行建设用地指标交易产生的收益分配给农户可能会鼓励农户违法强占、多占宅基地。而实际上,对超宗、超面积宅基地的上述处理是对历史遗留问题的解决,农民新的宅基地申请及批准必然要满足现行的管理制度和政策,并不会引致农户违法多占宅基地。

^②该数据由金寨县自然资源局提供。

^③2015年改革前余江区“一户多宅”的农户有2.9万户,比例达39.7%;2012—2014年全区农民违章建房3200栋,占新建房屋总量的50%。上述数据由余江区农村土地制度改革三项试点工作领导小组办公室提供。

点的主要内容。截至 2018 年 7 月，全区实施宅基地制度改革试点的村庄有 949 个，退出宅基地 4573 亩（有偿退出 983 亩，无偿退出 3554 亩），退出的宅基地中有 991 亩复垦为耕地、有 65.3 亩以择位定价的方式重新分配给农户使用，村集体收回的宅基地规模可满足村民未来 10~15 年的建房需求^①。探索上述案例区宅基地退出收益分享对于中国传统农区及经济欠发达地区制定和优化宅基地退出政策，以保障宅基地退出主体的产权权益、提高宅基地配置和利用效率，具有重要现实意义。

（二）调查方法与样本说明

课题组于 2019 年 6 月至 7 月开展了实地调查。本文研究认为，相较于远离城镇、以农业生产为主的远郊纯农村，毗邻城镇的近郊村和虽远离城镇但风景秀丽的远郊风景村的宅基地价值现实显化程度更高，因而采用分层随机抽样的调查方法，首先将两县（区）所有村庄分为近郊村、远郊纯农村和远郊风景村 3 类^②，再依次在 3 类村庄中随机选择村庄进行调查，共选取 9 个乡镇的 20 个村庄为样本。实地调查分为村庄调查和农户调查两个层面。其中，村庄调查采用访谈形式，以村主任或支书为访谈对象，了解村庄宅基地退出的主要做法、取得的收益和存在的问题；农户调查则采用问卷调查方式，随机选择农户进行一对一调查。调查问卷主要包括农户户主和家庭特征、非农就业状况、宅基地拥有及使用情况、宅基地退出情况等方面的内容。此次调查共发放问卷 360 份，回收有效问卷 345 份（扣除以租赁方式流转宅基地的 11 个农户后，共有 334 个农户退出了宅基地），有效回收率为 92.78%。其中，金寨县调查样本包括近郊村的凉井村、大岗村等 4 个村庄、61 个农户，远郊纯农村的周院村、全军村等 3 个村庄、69 个农户，远郊风景村的桂花村、金庄村等 3 个村庄、56 个农户；余江区调查样本包括近郊村的百子村、大桥村等 4 个村庄、49 个农户，远郊纯农村的洪万村、杨溪村等 3 个村庄、46 个农户，远郊风景村的宋家村、水口王家村等 3 个村庄、53 个农户。样本农户的基本情况如表 2 所示。

表 2 样本农户的基本情况

		金寨县			余江区		
		近郊村	远郊纯农村	远郊风景村	近郊村	远郊纯农村	远郊风景村
户主年龄 (岁)	均值	54.35	58.82	56.83	56.41	61.98	62.11
	标准差	8.49	10.74	10.57	10.05	10.64	11.46
户主受教育 程度 ^a	均值	2.32	2.17	2.33	2.49	2.44	2.49
	标准差	0.77	0.65	0.80	0.56	0.74	0.92
非农收入比 例 (%)	均值	69.01	76.75	67.85	78.76	76.73	85.50
	标准差	36.39	35.05	34.46	24.56	32.79	25.07
宅基地面积 ^b (平方米)	均值	204.42	202.13	164.67	293.17	242.30	193.35
	标准差	85.44	75.24	72.71	119.90	102.89	65.41
宅基地宗数 (宗)	均值	1.00	1.07	1.04	1.73	1.84	1.42
	标准差	0.00	0.26	0.20	0.53	0.59	0.50

^①数据由余江区农村土地制度改革三项试点工作领导小组办公室提供。

^②3 类村庄的划分依据详见吴郁玲等（2018）。

(续表 2)

宅基地退出	完全退出	13.11	15.24	3.74	39.58	75.56	25.95
各情景比例	部分退出	14.32	10.98	28.37	52.08	13.33	66.91
(%)	异地置换	72.57	73.78	67.89	8.33	11.11	7.14
退出收益(万	均值	9.61	11.62	14.72	0.57	0.88	0.12
元/户) ^c	标准差	4.90	4.13	6.55	0.60	0.77	0.11

注：^a问卷设计的“户主受教育程度”分为文盲、小学、初中、高中（中专）、大专及以上。为了统计方便，本文将其分别赋值为1、2、3、4、5，值越大表明户主受教育程度越高。^b这里是农户原有宅基地面积。^c由于已经展示了不同类型农村宅基地退出各情景的比例，限于篇幅，此处并未分别展示不同情景下的收益，仅列举了其算术平均值及标准差。

由表2所示，无论是金寨县还是余江区，样本农户户主的平均年龄均超过50岁，且户主的受教育程度普遍较低。从家庭收入构成来看，金寨县远郊纯农村农户的非农收入比例明显高于近郊村和远郊风景村。可能的原因是，该县远郊纯农村多位于山区腹地，户均耕地面积小、质量差，农业生产条件较恶劣，农民以外出打工为主要谋生方式。而余江区农户家庭非农收入已占家庭总收入的三分之二以上，特别是近郊村和远郊风景村农户的家庭非农收入比例已分别高达78.76%和85.50%，说明余江区农户对农业生产的依赖度较低。从农户宅基地资源禀赋来看，两个调查地区的户均宅基地面积普遍较高。特别是余江区“一户多宅”的现象很普遍，迫切需要通过提高宅基地利用效率。而在退出情景上，金寨县以异地置换为主，这与当地期望结合宅基地制度改革来实现易地扶贫搬迁的政策目标密不可分。余江区则以部分退出和完全退出为主。其中，近郊村和远郊风景村主要采用部分退出的方式来解决宅基地超宗、超面积占用的问题，通过说服农户无偿退出院落、畜棚、厕所等附属用地以及超占的宅基地，来改善村容村貌，也通过退出宅基地的二次分配满足新增需求、缓解宅基地供需矛盾；远郊纯农村则以完全退出为主，这是因为当地制定实施了“宅基地退出权证制度”，即“进城定居的农户允许15年后凭借‘权证’向原在的集体经济组织申请宅基地”，这一托底政策极大地激励了外出就业的农户完全退出宅基地。与上述退出方式对应，退出收益在两个调查地区也存在较大差别。金寨县采用城乡建设用地增减挂钩政策，将退出宅基地复垦后形成的建设用地指标（扣除建新区所用指标后）在省级交易平台交易而取得了较高的收益；而余江区将退出的宅基地多用于村庄基础设施和公共服务设施建设，虽然改善了村容村貌，但对宅基地价值的显化程度较低，宅基地退出所得收益相对较少。

（三）宅基地价值测算方法

依据上文宅基地功能演化及其价值构成的理论分析，宅基地价值主要由居住价值、社会保障价值、经济价值、情感寄托价值、竞争性价值和发展权价值六部分组成。

1.居住价值。“耕者有其田，居者有其屋”是中国农村长期以来贯彻执行的基本土地制度，是维系农村社会稳定的重要制度安排。宅基地为农户提供了最基本的居住保障权，其居住价值即农户因集体成员身份无偿取得的利用宅基地建造房屋以满足家庭住房需求的价值。因而，宅基地居住价值的测算能以农民退出宅基地并在城镇获得同等住房保障为依据（付文凤等，2018；刘丹和巩前文，2020）。这也是实践中天津“宅基地换房”、浙江嘉兴“两分两换”等政策制定的思路。

根据鹰潭市住房和城乡建设局颁布实施的《鹰潭市城镇贫困群众廉租住房租赁补贴的通知》^①，城镇贫困群众人均公租房保障面积为 13 平方米，每人每月公租房租赁补贴标准为每平方米 5.5 元，结合农户家庭人口数和宅基地面积，可测算出余江区农户宅基地居住价值。具体公式如下：

$$\text{宅基地居住价值} = (\text{年度人均公租房补贴额} \times \text{农户家庭人口数}) \div \text{宅基地面积} \div r \quad (1)$$

(1) 式中，年度人均公租房补贴额=人均公租房保障面积×月公租房租赁补贴标准×12； r 表示风险调整条件下的安全利率，即土地还原利率。借鉴相关研究成果，本文取土地还原利率为 4.17%（付文凤等，2018）^②。

而金寨县实行了农民宅基地自愿退出奖励扶持办法，体现了对农户基本居住权利的保障，因而可直接用以测算宅基地居住价值。根据《金寨县农村宅基地自愿退出奖励扶持办法（试行）》，对自愿退出农村宅基地到县城规划区购置普通商品房（不含二手房）且承诺不再申请农村宅基地的农户，政府按购房面积给予 800 元/平方米的奖励，奖励面积最高不超过 100 平方米；对于自愿退出农村宅基地到乡镇政府所在地集镇规划区购买商品住房且承诺不再申请新宅基地的农户，政府按购房面积给予 200 元/平方米的奖励，奖励面积最高不超过 100 平方米。考虑到宅基地赋予农户的是最基本的居住权利，本研究采用政府对集镇规划区购房农户的补贴标准来估算金寨县农户宅基地的居住价值。具体公式如下：

$$\text{宅基地居住价值} = (\text{购置集镇规划区住房的最大补贴面积} \times \text{单位面积补贴标准}) \div \text{宅基地面积} \quad (2)$$

2. 社会保障价值。由于农村社会保障体系尚不完善，宅基地对农户仍然发挥着重要的社会保障功能（宋戈等，2017）。长期以来，宅基地的社会保障价值多以非市场价值的方式存在，缺乏合理有效的货币化度量方法（王兆林和杨庆媛，2017）。因而，多数研究采用替代市场法进行估算，即用农户当年缴纳的社会保险费用与其它宅基地面积的比值来衡量宅基地单位面积所承载的社会保障价值（胡银根等，2019；刘丹和巩前文，2020）。

然而，本研究的实地调查却发现余江区很多农民缺乏主动缴纳社会保险费用的意识，对是否参保、如何参保、参保费用等一无所知。即使有农户表示缴纳了相关费用，但不同农户缴纳的数量却并不相同。为了避免调查数据不准确带来的测算偏误，本研究统一使用当地对被征地农民的安置补助费来测算宅基地的社会保障价值。根据《余江县人民政府关于调整全县征地统一年产值及征地补偿标准的通知》（余府发[2015]17 号），被征地农民的安置补助费参照城乡居民社会养老保险（或城镇职工基本养老保险）的参保缴费补贴来确定，城乡居民社会养老保险（或城镇职工基本养老保险）缴费补贴标准为全省上一年度在岗职工年平均工资的 7.2%。根据这一规定，2018 年江西省在岗职工平均工资为 70772 元^③，则 2019 年城乡居民社会养老保险缴费补贴为人均 5095.584 元。据此，余江区宅基地社会保障价值的计算公式如下^④：

^①本研究所引用的地方性文件资料除特别说明外，均为课题组实地调查时从当地政府机构查阅所得。

^②除特别说明外，后文出现的“ r ”均代表土地还原利率，其取值均与此处一致。

^③数据来自《江西统计年鉴（2019 年）》。

^④由于被征地农民的安置补助费是一次性发放的，因而对宅基地社会保障价值进行测算时未做还原处理。

宅基地社会保障价值=(人均城乡居民社会养老保险缴费补贴额×农户家庭人口数)÷宅基地面积 (3)

根据实地调查,金寨县农村家庭社会保障包含基本养老保险、新型农村合作医疗保险和最低生活保障3项,其缴费(补助)标准分别为每人每年840元、280元和1800元^①。因而,金寨县宅基地社会保障价值的计算公式为:

宅基地社会保障价值=(年人均社会保险缴费(补助)标准×农户家庭人口数)÷宅基地面积÷ r (4)

3.经济价值。宅基地作为生产活动空间,具有种植、养殖、非农经营等生产性功能(苑韶峰等,2021;张清勇和刘守英,2021),发展庭院经济、经营农家乐和发展休闲旅游业带来的价值即为宅基地的经济价值(黄安等,2017;杨丽霞等,2019)。其中,发展庭院经济带来的经济价值是农户利用房前屋后的空闲地种植瓜果蔬菜、饲养家畜家禽而获得的经济收益^②,参考当地当年(调查数据所属年份)农副产品的平均零售价,根据问卷调查获得的农户种养殖规模,即可计算得到单个农户宅基地庭院经济部分的经济价值;经营价值则为农户利用宅基地直接经营小卖部、农家乐、餐馆、小诊所等获得的经济收益或将房屋对外出租而得到的租金,以实际调查数据为准。将上述两部分经济价值汇总后除以宅基地面积,即可得到宅基地单位面积承载的总经济价值。

4.情感寄托价值。作为农村最主要的生活空间和一定意义上的生产空间,宅基地在人类多元丰富的日常实践中成为创造和传承乡土文化的重要载体,具有特殊的象征意义,也承担了一定的伦理功能(刘嘉豪等,2020)。宅基地的情感寄托价值反映的是依附于宅基地的乡土文化情感认同和心理归属感,如内含于农户家庭与祖宅祖迹、祖规祖法等紧密相连的家族(宗族)情感,外在于农户家庭与民风村俗、邻里人情、生活方式等相关的乡土情感,但无论是哪种情感都很难通过市场交易被直接显化。条件价值评估法被认为是评估非市场价值最重要和应用最广泛的方法(王兆林和杨庆媛,2017),该方法主要通过模拟真实市场以消费者的支付意愿或最低接受补偿意愿来评估非市场价值。由于该方法不会受到市场活跃度的影响,因而具有更强的微观适宜性。鉴于此,本研究通过询问被调查农户放弃宅基地所愿意接受的最低补偿来衡量其对宅基地的情感寄托价值^③。

5.竞争性价值。在区位条件、公共服务和基础设施完备度、土地平整度及自然环境等方面具有相对优势的宅基地往往更容易被有建房需求的农户选择,因而相较于其他宅基地具有一定的竞争优势,

^①在金寨县,农户能否享受当年最低生活保障取决于其前一年的收入、是否患有重大疾病、是否伤残等家庭生活状况,经农户主动申请后,若村民会议讨论通过,则农户可获得当年最低生活保障补助。因此,能享受最低生活保障补助的农户并不是固定不变的,每户农民都可根据家庭生活状况提交申请,因而可以认为在金寨县最低生活保障是普适性的,体现了对农民的基本社会保障,是农村家庭社会保障的一部分,可用于测算宅基地社会保障价值。

^②这部分经济收益实际上包括显性和隐性两部分,若农户种植的蔬菜瓜果、饲养的家畜家禽直接出售,则为显性的经济收益;若农户未将瓜果蔬菜及家畜家禽售卖而是自己消费,但也会由此节约相应的生活开支,被节约的开支即为隐性的经济收益。

^③在实践中,农户可能会因为宅基地已显化的经济价值、发展权价值等而高估了其宅基地的情感寄托价值。由于无法将宅基地其他价值与情感寄托价值清晰地区分、剥离,后文的测算结果可能会高于实际值。

由此产生的价值即为宅基地的竞争性价值。由于农村集体建设用地的基准地价评估体系尚未普遍建立，因而无法通过常用的地价评估方法估算宅基地的竞争性价值。但在实践中，有村庄尝试以不同的收费标准来分配宅基地，即取得不同区位条件的宅基地所需缴纳的费用是不同的。这种择位定价的分配方式显化了宅基地的相对优势，村庄择位定价的收益也在一定程度上表征了宅基地的竞争性价值^①。

6.发展权价值。宅基地发展权价值是指退出的宅基地整理复垦为耕地后产生的价值以及将宅基地变更为高经济效益用途后产生的增值收益（宋戈等，2017），因而包括复垦耕地价值和增值收益（城乡建设用地增减挂钩指标交易收益）两部分。借鉴相关研究（周亚娟等，2021；苑韶峰等，2021），本文研究对宅基地发展权价值进行了测算。

（1）复垦耕地价值。退出的宅基地整理复垦为耕地后可以用于种植农作物，具有一定的经济价值；同时，耕地也具有一定的生态价值。因而，复垦耕地价值包括经济价值和生态价值两部分。

①复垦耕地的经济价值。复垦耕地经济价值是指复垦耕地在一定时期（通常为1年）、一定社会经济和市场环境下，所生产的农产品市场交易的价值量总和，用复垦的耕地面积与征地统一年产值的乘积来衡量。

考虑到各地气候条件、种植制度、耕地等别、农产品价格等因素的不同，本研究采用征地统一年产值来表征单位面积耕地年产值^②。同时，复垦面积并不等同于宅基地退出面积，复垦率取决于宅基地退出程度和待复垦宗地周边的自然环境条件、相邻宗地使用类型、复垦难易度等，因而不同村庄退出宅基地的复垦率并不相同。金寨县宅基地退出虽然以完全退出、异地置换为主，理论上讲退出的宅基地可全部复垦，但各个乡镇地形地貌条件差异较大，复垦难度各不相同，并不能都实现全部复垦，因而本研究以各乡镇实际调查取得的复垦率数据为准。而在余江区，若是整个村庄（或村民小组）的宅基地都退出，由于退出的宅基地集中连片、规模较大，因而复垦率较高；若只是村庄内部超宗、超面积宅基地退出，并未集中连片，分布零散，不具有规模效应，则多用于村庄内部道路、公共服务设施建设，复垦率不高。因此，余江区退出宅基地的复垦率以村庄为单位进行统计。研究区域征地统一年产值和退出宅基地复垦率数据如表3所示。

表3 研究区域退出宅基地复垦率和征地统一年产值

地区			复垦率（%）	征地统一年产值（元/亩）
金寨县	全军乡		75	1300
	油坊店乡		90	1360
	白塔畈镇		95	1300
	麻埠镇		80	1300
余江区	潢溪镇	逢叶村、渡口村	5	2159
	画桥镇	百子村	95	2098
		大桥村	4	

^①由于金寨县未开展相关工作，因而本文研究仅测算了余江区的宅基地竞争性价值。

^②本研究中“征地统一年产值”数据来自余江区征地补偿管理办法和金寨县征地补偿管理办法。

(续表 3)

	平定乡	洪万村	3	2098
		宋家村	3	
	杨溪镇	杨溪村	30	2098
		水口王家	40	
	锦江镇	石港村	7	2194
		范家村	8	

②复垦耕地的生态价值。根据谢高地等（2003）、牛海鹏和张安录（2010）的研究，耕地有水源调节、土壤形成与保护、气候调节、气体调节、生物多样性保护和废物处理等生态系统服务功能，其单位面积生态系统服务价值等于粮食单产市场价值的 1/7，因而单位面积耕地生态系统服务价值的计算公式为：

$$E_a = \frac{1}{7} \sum \frac{m_i p_i q_i}{M} \quad (5)$$

（5）式中， E_a 为单位面积耕地生态系统服务价值； i 为粮食作物种类，金寨县主要粮食作物是小麦、稻谷、玉米和大豆，余江区主要粮食作物是稻谷、大豆和玉米； m_i 为第 i 类粮食作物的播种面积； p_i 为第 i 类粮食作物的市场价格； q_i 为第 i 类粮食作物的播种面积； M 为粮食作物播种总面积。由此计算得到调查地区单位面积耕地生态系统服务价值，详见表 4。

表 4 单位面积耕地生态系统服务价值测算表

	作物类型	播种面积 (公顷)	单产 (千克/公顷)	价格 (元/千克)	产值 (亿元)	E_a (元)
金寨	小麦	4667.00	2414.00	2.24	0.25	1574.81
	稻谷	21060.00	3989.00	2.59	2.17	
	玉米	2004.00	5240.00	1.76	0.18	
	大豆	3043.00	7007.00	3.66	0.78	
余江	稻谷	44809.00	6483.00	2.59	7.52	2369.92
	大豆	1313.00	2989.00	3.66	0.14	
	玉米	184.00	5875.00	1.76	0.02	

数据来源：相关数据来自 2019 年的《六安统计年鉴》《鹰潭统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和《全国农产品成本收益资料汇编》。

结合中国陆地生态系统单位面积生态服务价值当量表中的农田生态系统各服务功能当量（谢高地等，2003），可测算出金寨县和余江区单位耕地的生态价值，如表 5 所示。

表 5 基于生态服务价值当量因子的耕地生态价值测算

耕地生态服务功能	当量值	耕地生态价值 (元/公顷)	
		金寨县	余江区
水源涵养	0.60	944.88	1421.95
土壤形成与保护	1.46	2299.22	3460.08

(续表 5)

气候调节	0.89	1401.58	2109.23
气体调节	0.50	787.40	1184.96
生物多样性保护	0.71	1118.11	1682.64
废物处理	1.64	2582.68	3886.67
合计		9133.88	13745.54

(2) 增值收益。退出宅基地复垦后扣除建新区所用指标,节余的农村集体建设用地指标可通过市场交易的方式转为城市建设用地指标,城乡建设用地增减挂钩指标交易产生的收益即为增值收益。具体计算公式为:

$$\text{增值收益} = \text{单位增减挂钩指标收益} \times \text{可形成增减挂钩指标面积} \div \text{宅基地退出面积} \quad (6)$$

(6) 式中,单位增减挂钩指标收益为挂钩指标交易价扣除拆迁成本和复垦成本的余额,可形成增减挂钩指标面积为可复垦面积扣除建新区面积的余额。其中,金寨县、余江区的增减挂钩指标交易均价分别为 40 万元/亩和 25 万元/亩;拆迁成本主要包括挖机费、人工费、垃圾清运费等,金寨县和余江区分别为 30~45 元/平方米和 20~50 元/平方米,各个村庄略有差异;复垦成本则包含挖机费、人工费、苗木补偿费、勘测费等,金寨县和余江区均为 1 万~2 万元/亩,各个村庄存在差异。

四、产权让渡、价值实现与宅基地退出收益分享结果

(一) 调查地区宅基地价值及构成

根据上述宅基地价值测算思路和方法,本文研究测算了金寨县和余江区退出宅基地的 334 个样本农户宅基地可实现的价值,并按照农户所属村庄类型分别进行了整理,详见表 6。

表 6 宅基地可实现价值构成表 单位:元/平方米 ; %

		居住价值		社会保障价值		经济价值		情感寄托价值		竞争性价值		发展权价值		总价值
		数值	比例	数值	比例	数值	比例	数值	比例	数值	比例	数值	比例	
金寨县	A	125.2	10.2	73.0	5.9	59.8	4.8	477.0	38.6	--	--	497.7	40.5	1232.7
	B	115.9	12.1	74.6	7.8	19.3	2.0	304.8	31.9	--	--	441.1	46.2	955.7
	C	135.1	12.8	80.7	7.6	70.5	6.6	322.1	30.3	--	--	446.3	42.7	1054.8
	平均	125.4	11.7	76.1	7.1	49.9	4.5	368.0	33.6	--	--	461.7	43.1	1081.1
余江区	A	48.9	7.2	85.3	12.5	98.3	14.4	353.7	51.7	5.0	0.7	93.3	13.6	684.6
	B	33.1	8.7	89.6	23.5	59.2	15.5	138.3	36.2	17.9	4.7	43.9	11.5	382.0
	C	88.3	8.7	82.3	8.1	219.0	21.5	671.6	56.2	0.0	0.0	55.9	5.5	1017.1
	平均	56.8	8.2	85.7	14.7	125.5	17.1	387.9	48.0	7.6	1.8	64.4	10.2	694.6

注: A 表示“近郊村”; B 表示“远郊纯农村”; C 表示“远郊风景村”。

整体上讲,金寨县宅基地价值的显化程度更高,平均价值量达到 1081.1 元/平方米,而余江区则为 694.6 元/平方米。其中:①价值量差异最大的是宅基地发展权价值,金寨县为 461.7 元/平方米,而余

江区仅为 64.4 元/平方米。这一方面是因为两地建设用地增减挂钩指标的交易价不同，金寨县明显高于余江区（前者均价为 40 万元/亩，后者仅为 25 万元/亩）；另一方面是因为两地宅基地退出后可形成的增减挂钩指标量也不同。金寨县以政府主导的宅基地完全退出为主，整村整组退出的比例较大，退出的宅基地被统一整理复垦形成挂钩指标，由此宅基地发展权价值得到较充分显化；而余江区则以村组内“一户多宅”、超宗、超面积退出为主，退出的整宗宅基地或庭院、畜禽棚、厕所等附属用地首先用于村庄道路建设、公共服务和基础设施建设，其公益性价值难以显化，而只有集中连片、适宜复垦的退出宅基地才会被整理复垦形成挂钩指标，因而宅基地退出后产生的挂钩指标数量少，宅基地发展权价值显化程度较低。②尽管余江区宅基地总价值低于金寨县，但余江区宅基地的经济价值却明显高于金寨县。这在一定程度上反映了两个案例区在农村经济发展、人地比例关系等方面的差异。经济发展水平越高、人地矛盾越尖锐的地区，宅基地的经济价值越容易得以显化。③受传统宗族文化的影响，余江区宅基地的情感寄托价值高于金寨县，前者为 387.9 元/平方米，后者为 368.0 元/平方米。

从宅基地价值构成来看，在金寨县，宅基地发展权价值和情感寄托价值在宅基地总价值中的比例较高，分别为 43.1%和 33.6%；经济价值的比例最低，仅占 4.5%。而在余江区，宅基地情感寄托价值和经济价值的比例最大，分别为 48.0%和 17.1%^①；除竞争性价值外，居住价值比例最低，仅为 8.2%。可见，不同地区宅基地价值的显化程度与其经济发展程度、政府在宅基地退出过程中的组织形式和干预程度，以及地方宗族文化等有密切关系。

分村庄类型来看，在宅基地总价值水平上，无论是金寨县还是余江区，近郊村和远郊风景村的宅基地价值都明显高于远郊纯农村，说明更好的经济区位、自然环境和经济发展水平更有利于显化宅基地价值。而在宅基地价值构成上，3 类村庄也具有不同的特点。在金寨县，相较于近郊村和远郊风景村，远郊纯农村宅基地发展权价值比例更高。这意味着对于宅基地市场发育不成熟的远郊纯农村，政府主导的宅基地退出和异地置换是显化宅基地价值的重要途径。而情感寄托价值一直被认为是阻碍农户特别是远郊纯农村农户进城定居的重要情感因素，但本文研究却发现，无论是宗族文化浓厚的余江区还是普通农业区金寨县，近郊村的宅基地情感寄托价值都要高于远郊纯农村。可能的原因是，由于实际调查中很难将宗族文化、乡土情感等情感寄托价值清晰地量化，因而以农户放弃当前宅基地所愿意接受的最低补偿额来间接反映，使得对宅基地经济价值认可度较高的近郊村农户所愿意接受的最低补偿额高于远郊纯农村农户，从而可能高估了其情感寄托价值。与之相似，在余江区，远郊风景村宅基地显化的经济价值极大增强了农户对宅基地的情感依赖度，使其情感寄托价值不仅高于远郊纯农村，也高于近郊村。此外，宅基地经济价值在近郊村和远郊风景村的比例要高于远郊纯农村，前两类村庄宅基地经济价值的显化程度更高。

^①上述测算结果表明无论是金寨县还是余江区，宅基地情感寄托价值量及其在宅基地总价值中的比例都较高，在数值上反映了情感寄托价值在宅基地总价值中的重要地位。但不可否认的是，由于前文所述的测算方法无法剔除、剥离宅基地其他价值的影响，因而据此测算得到的宅基地情感寄托价值可能会高于实际值。

（二）宅基地退出收益在不同产权主体间的分享结果

如前文所述，不同产权主体对宅基地退出收益的分享程度不仅取决于其让渡的权利、让渡权利的程度及期限，也受到宅基地价值实现度的影响。因而，在不同的宅基地退出情景下，在不同类型村庄，产权主体让渡宅基地权利不同，其可分享的收益及其比例也不同。据此，本文对案例区宅基地不同退出情景下产权主体因让渡不同权利而应分享的退出收益进行了测算。需要指出的是：第一，金寨县宅基地仍然以无偿分配为主，因而其竞争性价值并未体现。第二，在宅基地部分退出的情景下，本文仅对退出的宅基地可被复垦或可以有偿方式再次分配而产生一定经济收益的情形进行讨论，而调查发现大多数可复垦或可重新分配给其他农户使用的宅基地多为退出的超宗宅基地；同时，金寨县和余江区“一户两宅”在“一户多宅”中的比例分别高达 97.03%和 91.18%，因而可以认为，超宗宅基地的经济价值和情感寄托价值仅为农户原有宅基地相应价值的一半，故以原有测算值的一半来衡量“部分退出”情景下宅基地的经济和情感寄托价值。具体测算结果如表 7 所示。

退出情景	让渡的权利	价值构成	分享的价值量及其比例							
			总体		近郊村		远郊纯农村		远郊风景村	
			价值量	比例	价值量	比例	价值量	比例	价值量	比例
金寨县										
完全退出	所有权	发展权价值、竞争性价值	461.69	42.95	497.70	40.38	441.07	46.15	446.29	42.31
	资格权	居住价值、社会保障价值	201.52	18.83	198.21	16.08	190.51	19.93	215.85	20.46
	使用权	经济价值、情感寄托价值	417.85	38.22	536.77	43.54	324.12	33.91	392.67	37.23
部分退出	所有权	发展权价值、竞争性价值	461.69	69.18	497.70	64.97	441.07	73.13	446.29	69.45
	使用权	经济价值、情感寄托价值	208.93	30.82	268.38	35.03	162.06	26.87	196.34	30.55
异地置换	所有权	发展权价值、竞争性价值	461.69	52.98	497.70	48.11	441.07	57.64	446.29	53.20
	使用权	经济价值、情感寄托价值	417.85	47.02	536.77	51.89	324.12	42.36	392.67	46.80
余江区										
完全退出	所有权	发展权价值、竞争性价值	72.00	12.01	98.35	14.37	61.72	16.16	55.94	5.50
	资格权	居住价值、社会保障价值	142.51	22.83	134.20	19.60	122.72	32.13	170.62	16.77
	使用权	经济价值、情感寄托价值	480.05	65.16	452.01	66.03	197.56	51.72	790.58	77.73

(续表 7)

部分退出	所有权	发展权价值、竞争性价值	72.00	27.06	98.35	30.32	61.72	38.45	55.94	12.40
	使用权	经济价值、情感寄托价值	240.03	72.94	226.01	69.68	98.78	61.55	395.29	87.60
异地置换	所有权	发展权价值、竞争性价值	72.00	16.09	98.35	17.87	61.72	23.80	55.94	6.61
	使用权	经济价值、情感寄托价值	480.05	83.91	452.01	82.13	197.56	76.20	790.58	93.39

由表 7 可得到如下分析结果:

第一,在不同宅基地退出情景下,产权主体让渡权利的类型和程度不同,其退出收益的分享比例也不同。相较于异地置换,完全退出情景下农户不仅让渡了使用权,还让渡了资格权,因而退出收益的分享比例更高。相较于部分退出情景下农户保留部分原有宅基地使用权,异地置换情景下农户完全放弃了原有宅基地的使用权,因而让渡使用权分享的退出收益比例更高。

第二,产权主体即使让渡相同的产权权利,也会因为权利载体宅基地价值构成及其显化程度的不同而分享不同比例的收益。①经济越发达地区宅基地多元化价值的显化程度越高,产权主体让渡同一权利得到的收益也越高。与金寨县相比,余江区农村经济发展水平更高,宅基地供需矛盾更尖锐,以择位定价这种有偿分配的方式代替传统的无偿分配方式显化了宅基地的竞争性价值,丰富了宅基地价值内涵,也增加了宅基地所有权收益。②相较于远郊纯农村,近郊村和远郊风景村宅基地经济价值的显化程度更高,因而农户让渡宅基地使用权所放弃的经济价值量越大,其应享有的收益比例越高。③宅基地市场发育程度在一定程度上影响了宅基地发展权价值的显化程度。在金寨,宅基地退出形成的城乡建设用地增减挂钩指标可以在省级建设用地指标交易平台进行交易,较充分显化了宅基地发展权价值,宅基地所有权权益得以充分体现。而在余江,宅基地退出以村民自组织为主,退出后的宅基地首先用于村庄内部道路建设、村容村貌整治,虽然改善了农户的居住环境,但并未置换成建设用地指标,也不可能进入建设用地指标交易平台进行市场化交易,因而宅基地的发展权价值未能得以显化,宅基地所有权权益也就没有得到明显体现。④地方传统文化也是影响宅基地价值构成的重要因素。受历史因素的影响,余江区传统宗族文化浓厚,农户对宅基地的情感寄托价值已成为宅基地价值的重要组成部分,并享有较高比例的退出收益。

第三,宅基地退出农户让渡资格权和使用权所分享的收益及其比例存在明显差异,相较于让渡使用权,让渡资格权所分享的收益及其比例较低。在完全退出情景下,金寨县和余江区农户让渡资格权得到的收益比例分别仅为 18.83%和 22.83%,明显低于他们让渡使用权得到的收益比例 38.22%和 65.16%。这意味着,即使是在宅基地市场化程度相对较低的传统农区和经济欠发达地区,伴随着农村经济社会结构的变迁,宅基地基本的居住价值和社会保障价值在宅基地价值体系中的比例已开始下降,而与宅基地使用权对应的经济价值和情感寄托价值的比例却在上升。为了更好地显化农村宅基地的经济价值和财产属性,凸显和保障农户的宅基地使用权权益日益重要。

第四，农村集体经济组织作为宅基地所有权主体可根据让渡所有权情景的不同得到相应的收益。实践中农村集体经济组织包含乡镇、村和村民小组等不同层级，受限于相关数据资料的可获得性，本文并未对其明确划分，也并未计算不同所有权主体对所有权益的分享比例。但总体上，在完全退出、部分退出和异地置换3种退出情景下，农村集体经济组织作为宅基地所有权主体让渡所有权得到的收益比例都明显低于农户所得的收益比例。特别是发展权价值实现程度较低的余江区，其农村集体经济组织让渡所有权得到的收益比例分别为12.01%、27.06%和16.09%，说明农村集体经济组织作为宅基地所有权主体能分享的退出收益较少。同时，在实地调查中可以观察到的一个事实是，村级集体经济组织可真正支配、使用的退出收益相当有限。可能的原因是，作为农村基层组织，村级集体经济组织或村民小组的产权实施能力较弱，缺乏足够的话语权和决策权^①。而另一方面，村级集体经济组织或村民小组在农村宅基地分配、利用等日常管理事务中却又发挥着重要作用。因而尊重和保障村级集体经济组织或村民小组的宅基地所有权权能和权益，具有重要的现实意义。

五、研究结论与政策启示

如何合理分享宅基地退出收益，建立兼顾农民集体和农户利益的退出收益分享机制，已成为学界普遍关注的重要问题。不同于既有研究以农户退出宅基地导致的原有功能和价值损失为分享依据，本文研究认为宅基地退出本质上是产权主体对其产权权利的让渡，而权利的让渡必然意味着与权利行使相伴的利益也发生转移，因而宅基地退出收益的分享主体不应仅限于农户，对收益的分享比例也应根据权利主体让渡的权利、权利让渡的程度及期限等来确定。由此，本研究在剖析宅基地功能演化与价值构成及其产权归属的基础上，基于“产权结构决定收益分配结构”这一逻辑主线，构建了“产权让渡-价值实现-宅基地退出收益分享”的理论分析框架；分析了完全退出、部分退出、异地置换3种退出情景下，农民集体和农户对宅基地所有权、资格权和使用权的权利让渡与其退出收益分享的内在逻辑关联；并以安徽金寨县和江西余江区334份农户调查数据为依据，测算了上述退出情景下近郊村、远郊纯农村和远郊风景村宅基地产权主体的退出收益分享比例，得到如下研究结论：

第一，宅基地退出收益的分享比例取决于产权主体让渡的权利及其程度。相较于异地置换，完全退出情景下农户不仅让渡了使用权，还让渡了资格权，因而收益分享比例更高。相较于部分退出，异地置换情景下农户完全让渡了原有宅基地的使用权，因而收益分享比例更高。

第二，产权主体即使让渡相同的产权权利，也会因为权利载体即宅基地的价值构成及其显化程度的不同而分享不同比例的收益。在区位条件更好或自然环境更优越的近郊村和远郊风景村、宅基地市场化程度更高以及传统文化更浓厚的村庄，产权主体让渡相同的权利能分享到更高比例的收益。

^①课题组完成金寨调查后才赴余江调查。在余江笔者发现与金寨相比，余江的很多村都不愿意花费成本来复垦退出的宅基地，因为通过复垦置换的建设用地指标没有交易渠道，不能交易、不能产生任何经济价值，因而腾退出来的宅基地最多用来进行村庄基础设施建设。村干部更倾向于执行上级政策而缺乏主动的产权实施意愿，在宅基地退出中也缺乏话语权和决策权。

第三，即使是在金寨、余江这样的传统农区和经济欠发达地区，农户让渡宅基地资格权所得的收益比例也已明显低于让渡使用权的收益。因此，对农户宅基地产权权益的关注重点应从确保资格权权益转向如何显化、落实和保障其使用权权益。

第四，受限于产权实施能力，部分村级集体经济组织或村民小组作为宅基地所有权的实际行使者未能合理分享宅基地退出收益。尊重和保障传统农区和经济欠发达地区村级集体经济组织或村民小组的宅基地所有权权益日益重要。

基于上述研究结论，本文得到如下政策启示：

第一，宅基地退出收益分享政策应避免一刀切和同质化，应根据宅基地产权主体让渡权利的类型和程度不同，参照当地宅基地价值的显化程度，确定不同退出情景下农村集体经济组织和农户收益分享的合适比例及途径。

第二，对农户宅基地产权权益的关注重点应从资格权转向使用权，应重视宅基地退出过程中农户宅基地使用权的权益损失及其价值补偿（收益分享）。伴随着农村社会经济发展，宅基地使用过程中衍生的经济价值、财产属性日益凸显，且逐渐在整个宅基地价值体系中占据重要地位。因而，宅基地退出的收益分享不仅应保障农户的资格权权益，更应该彰显其使用权权能和权益。

第三，宅基地退出收益分享政策不仅应保障农户作为宅基地资格权、使用权主体应享有的权益，也应关注农村集体经济组织作为宅基地所有权人所应享有的相关权益。特别是在传统农区和经济欠发达地区，村级集体经济组织或村民小组有限的产权实施能力未能保障其相应的产权权益，因而应依据农村集体经济组织在宅基地退出过程中的组织程度和宅基地价值显化中的贡献程度，赋予其合理的收益分享比例。因为村级集体经济组织或村民小组在宅基地分配和利用，在改善村民居住条件、完善村庄基础设施和公共服务设施建设、村容村貌治理等方面发挥了重要的作用，其所有权权益理应在退出收益的分享中以合适的方式和比例予以体现。

参考文献

- 1.巴泽尔，1997：《产权的经济分析》，费方域、段毅才译，上海：三联书店/上海人民出版社，第88-89页。
- 2.陈鸣，2021：《农户宅基地退出补偿偏好与异质性来源——基于选择实验法的分析》，《资源科学》第7期，第1467-1478页。
- 3.董新辉，2019：《新中国70年宅基地使用权流转：制度变迁、现实困境、改革方向》，《中国农村经济》第6期，第2-27页。
- 4.付文凤、郭杰、欧名豪、易家林，2018：《基于机会成本的农村宅基地退出补偿标准研究》，《中国人口·资源与环境》第3期，第60-66页。
- 5.高圣平，2019：《农村宅基地制度：从管制、赋权到盘活》，《农业经济问题》第1期，第62-74页。
- 6.龚宏龄，2017：《农户宅基地退出意愿研究——基于宅基地不同持有情况的实证研究》，《农业经济问题》第11期，第88-89页、第112页。
- 7.郭贯成、戈楚婷，2017：《推拉理论视角下的农村宅基地退出机制研究——基于南京市栖霞区农户意愿调查》，

- 《长江流域资源与环境》第6期,第816-823页。
- 8.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。
- 9.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。
- 10.黄安、许月卿、郝晋珉、孙丕苓、刘超、郑伟然,2017:《土地利用多功能性评价研究进展与展望》,《中国土地科学》第4期,第88-97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.刘丹、巩前文,2020:《功能价值视角下农民宅基地自愿有偿退出补偿标准测算方法》,《中国农业大学学报》第12期,第173-183页。
- 13.刘嘉豪、张晓平、谭宇欣,2020:《祖业观念影响下的农村宅基地退出策略——基于宗族型农村的调查分析》,《中国国土资源经济》第11期,第23-28+7页。
- 14.刘守英、熊雪锋,2018:《经济结构变革、村庄转型与宅基地制度变迁》,《中国农村经济》第6期,第2-20页。
- 15.陆铭、贾宁、郑怡林,2021:《有效利用农村宅基地——基于山西省吕梁市调研的理论与政策分析》,《农业经济问题》第4期,第13-24页。
- 16.罗必良,2016:《农地确权、交易含义与农业经营方式转型——科斯定理拓展与案例研究》,《中国农村经济》第11期,第2-16页。
- 17.毛燕玲、曾文博、余国松、肖教燎,2015:《基于改进区间 Shapley 值的农村宅基地退出收益分配方法》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第5期,第104-114页。
- 18.牛海鹏、张安录,2010:《耕地利用生态社会效益测算方法及其应用》,《农业工程学报》第5期,第316-323页。
- 19.曲衍波、柴异凡、朱伟亚、平宗莉、宗海柠、王森,2021:《基于“诊断——设计——结果”框架的农村宅基地退出模式原型分析》,《资源科学》第7期,第1293-1306页。
- 20.宋戈、徐四桂、高佳,2017:《土地发展权视角下东北粮食主产区农村宅基地退出补偿及增值收益分配研究》,《自然资源学报》第11期,第1883-1891页。
- 21.宋志红,2019:《乡村振兴背景下的宅基地权利制度重构》,《法学研究》第3期,第73-92页。
- 22.汤爽爽、郝璞、黄贤金,2017:《大都市边缘区农村居民对宅基地退出和定居的思考——以南京市江宁区为例》,《人文地理》第2期,第72-79页。
- 23.王兆林、杨庆媛,2017:《秦巴山重庆片区宅基地非市场价值评估》,《中国土地科学》第9期,第80-88页。
- 24.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。
- 25.谢高地、鲁春霞、冷允法、郑度、李双成,2003:《青藏高原生态资产的价值评估》,《自然资源学报》第2期,

第 189-196 页。

26.杨丽霞、李胜男、苑韶峰、申屠楚宁、唐奕钰, 2019:《宅基地多功能识别及其空间分异研究——基于嘉兴、义乌、泰顺的典型村域分析》,《中国土地科学》第2期,第49-56页。

27.易小燕、陈印军、袁梦, 2017:《基于Shapley值法的农村宅基地置换成本收益及分配分析——以江苏省万顷良田建设工程X项目区为例》,《农业经济问题》第2期,第40-47页。

28.苑韶峰、李威、李胜男、唐奕钰、张晓蕾, 2020:《应用多主体复杂适应系统理论的宅基地退出补偿定价》,《农业工程学报》第3期,第263-270页。

29.苑韶峰、张晓蕾、李胜男、朱从谋、申屠楚宁, 2021:《基于地域和村域区位的宅基地价值测算及其空间分异特征研究——以浙江省典型县市为例》,《中国土地科学》第2期,第31-40页。

30.张力、王年, 2019:《“三权分置”路径下农村宅基地资格权的制度表达》,《农业经济问题》第4期,第18-27页。

31.张建、王敏、诸培新, 2017:《农地流转政策执行偏差与农民土地权益保护——以江苏省某传统农业大县S县为例》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期,第82-91+152页。

32.张清勇、刘守英, 2021:《宅基地的生产资料属性及其政策意义——兼论宅基地制度变迁的过程和逻辑》,《中国农村经济》第8期,第2-23页。

33.张雨榴、杨雨濛、严金明, 2020:《福利多元主义视角下宅基地资格权的性质与实现路径——以北京市魏善庄镇试点为例》,《中国土地科学》第1期,第17-24页。

34.赵林玉、冯广京、谢莹, 2021:《农村宅基地价值构建及其退出补偿对价研究》,《农业经济问题》第8期,第104-112页。

35.赵庆磊、马雯秋、曲衍波、姜广辉, 2021:《宅基地多功能演变与形成机理》,《资源科学》第7期,第1454-1466页。

36.周亚娟、林爱文、张二申, 2021:《基于边际机会成本的农村宅基地价值重构与退出补偿定价》,《资源科学》第7期,第1428-1439页。

37.朱新华、陆思璇, 2018:《风险认知、抗险能力与农户宅基地退出》,《资源科学》第4期,第698-706页。

38.Jiang,G., X. He, Y. Qu, R. Zhang, and Y. Meng, 2016, “Functional evolution of rural housing land: A comparative analysis across four typical areas representing different stages of industrialization in China”, *Land Use Policy*, 57: 645-654.

39.Wang, R., and R.Tan, 2020, “Patterns of revenue distribution in rural residential land consolidation in contemporary China: The perspective of property rights delineation”, *Land Use Policy*, 97, 104742。

40.Zhao, Q., G. Jiang, W. Ma, D. Zhou, Y. Qu, and Y. Yang, 2019, “Social security or profitability? Understanding multifunction of rural housing land from farmers’ needs: spatial differentiation and formation mechanism —Based on a survey of 613 typical farmers in Pinggu District”, *Land Use Policy*, 86: 91-103.

41.Zhu, F., F. Zhang, C. Li, and T. Zhu, 2014, “Functional transition of the rural settlement: analysis of land-use differentiation in a transect of Beijing, China”, *Habitat International*, 41, 262-271。

(作者单位: ¹ 华中师范大学公共管理学院;

² 华中师范大学经济与工商管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

Property Rights Transfer, Value Realization And Revenue Sharing of Rural Residential Land Withdrawal: An Analysis Based on Field Surveys in Jinzhai and Yujiang

WU Yuling YU Yiyi HONG Jianguo

Abstract: Reasonable revenue sharing of rural residential land withdrawal and effectively protecting the legitimate rights and interests of the property rights subjects of rural residential land are important ways to promote the withdrawal of idle residential land and improve the allocation and utilization efficiency of rural residential land. Following the logical line that "property rights structure determines the structure of revenue distribution", this article constructs a theoretical framework of "property rights transfer - value realization - revenue sharing of rural residential land withdrawal". Based on field surveys in Jinzhai County, Anhui Province and Yujiang District, Yingtan City, Jiangxi Province, the study analyzes rights transfer situations and revenue sharing ratios of rural collectives and rural households under different rural residential land withdrawal scenarios. The results show that, firstly, rural residential land withdrawal is essentially a transfer of rights by property rights subjects, and the different rights transferred by property right subjects determine their different proportion of revenue sharing in rural residential land withdrawal. Secondly, even if the same property rights are transferred by property rights subjects, they will actually share different amounts of revenue depending on different amount of value that can be realized by rights carriers. Thirdly, even in traditional agricultural areas and economically underdeveloped agricultural areas where market transactions are not active enough, such as the areas under examination, the revenue obtained by households from the transfer of qualification right to rural residential land is already significantly lower than the revenue from the transfer of use right. Meanwhile, rural collective economic organizations and villagers' groups, as the actual exercisers of rural residential land ownership, have not obtained their entitled benefits in the revenue sharing of rural residential land withdrawal. In conclusion, the revenue sharing of different property rights subjects on the proceeds of rural residential land withdrawal should be determined according to the type and extent of their rights transfer, with the reference to the value realization of rural residential land. Attention to rural households' property rights and interests in rural residential land should be shifted from the protection of qualification rights and interests to the manifestation and protection of use rights and interests. For traditional agricultural areas and economically underdeveloped agricultural areas, village collective economic organizations and villagers' groups have insufficient capacity to effectively enforce property rights, and their ownership rights and interests should be given enough respect and attention in the revenue sharing of rural residential land withdrawal.

Keywords: Rural Residential Land Withdrawal; Property Right Transfer; Value Realization; Revenue Sharing

数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响*

——基于金融监管强度调节效应的分析

张 岳¹ 周应恒²

摘要：作为中国金融体系的重要组成部分，农村金融机构一直承担着服务“三农”的重大任务。数字金融在农村地区的稳定发展，会对农村金融机构经营风险产生何种影响？如何调整监管强度才能够更快实现数字金融与传统农村金融机构和谐发展？本文基于农村金融机构的特点梳理数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响机制，并以全国范围内 283 家农村金融机构 2011—2019 年非平衡面板数据进行实证分析。研究发现，数字金融发展对农村金融机构经营风险存在倒 U 型影响，随着数字金融发展水平提高，农村金融机构经营风险先上升后下降。金融监管强度在数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间发挥调节作用，随着金融监管强度提高，数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间关系的曲线趋向平缓，同时两者之间关系的曲线拐点向左移动。进一步分析发现，数字金融发展促进了农村金融机构数字化转型，且这种促进作用存在边际效应递增的非线性特征。以上结论对今后推动普惠金融发展、优化政府角色定位、稳定农村金融市场具有启示意义。

关键词：数字金融 监管强度 经营风险 数字化转型

中图分类号：F832.5 **文献标识码：**A

一、引言

作为中国金融体系的重要组成部分，农村金融机构长期深耕农村地区，为“三农”领域的变革与创新提供金融服务。支农支小、服务“三农”的目标定位成为农村金融机构区别于其他银行业金融机构的最大特点。根据《中国农村金融服务报告（2020）》，2020 年农林牧渔业贷款余额中，农村金融机构发放的贷款余额占比为 64.69%。2019 年银保监会陆续出台文件^①，要求农村商业银行和村镇银行

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“新时期农业发展的国家政策支持体系研究”（编号：71333008）、国家社会科学基金重点项目“我国农业保险高质量发展研究”（编号：19AZD011）、国家社会科学基金重大项目“农村集体产权制度改革深化与经济发展研究”（编号：20ZDA045）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

^①如《中国银保监会办公厅关于推进农村商业银行坚守定位强化治理提升金融服务能力的意见》《中国银保监会办公厅关于推动村镇银行坚守定位 提升服务乡村振兴战略能力的通知》。

的涉农及小微企业贷款占比在 2020 年底分别达到 80%和 90%。农村金融机构已然成为解决农户与农村小微企业融资难问题的主力军。但农村金融机构先天发育不足导致风险管理体系与信贷技术落后(贾蕊蕊等, 2018; 周鸿卫和田璐, 2019), 加之农业生产季节性强、附加值低以及小微企业信息披露不健全、抵押担保不足等特点(董晓林等, 2015; 武卓, 2018), 造成了长期以来农村金融机构风险高企的局面。2021 年中国人民银行对金融机构展开评级, 结果显示, 农村金融机构风险最高, 高风险机构数量达到 393 家, 占全部高风险机构总量的 93.13%^①。正因如此, 农村金融机构的风险管理问题成为当前应重点关注的问题之一, 保障农村金融机构安全性是实现其财务稳定并持续服务“三农”的基础, 也是当前维护农村金融体系稳定的应有之义。

随着移动互联网技术的快速发展, 支付宝横空出世并在 2011 年获得了央行颁发的支付业务许可证, 此后又相继推出了理财业务、信贷业务等。支付宝的出现是中国金融领域的重大变革, 标志着一种新兴金融业态——数字金融(互联网金融)的诞生(黄益平和黄卓, 2018)。数字金融的最大优势在于其便利性、低门槛、低成本特点打破了传统金融的地理排斥、评估排斥与价格排斥(何婧等, 2017)。自产生起, 数字金融就主要瞄准以中小客户为代表的尾部客群。“长尾理论”认为当产品的生产销售成本足够低时, 冷门商品的总销售额完全可以与热销商品相媲美。数字金融正是利用大数据、云计算等技术进行高效的信息搜集和信用评估, 并在此基础上甄别个性化的客户需求, 从而以更低的边际成本服务于包括小微企业、个人在内的分散的、个性化的尾部客户。特别是对于原有金融服务触达面不足的农村地区而言, 依托于互联网技术的数字金融摆脱了对物理网点的依赖, 扩展了金融服务的覆盖面。凭借数字金融在农村地区的这些比较优势, 加之数字金融机构越发重视在农村金融市场的业务扩张(郭峰和王瑶佩, 2020), 农村地区数字金融获得了稳定的发展态势。正是数字金融与农村金融机构的客户重叠性, 造成新兴金融业态对传统农村金融机构严重的业务挤压。与此同时, 数字金融对传统金融机构也发挥着“技术溢出效应”(封思贤和郭仁静, 2019), 已有研究证明两种金融业态的相互交融为大中型银行带来了丰富的数字化红利(沈悦和郭品, 2015)。但这种数字化红利是否还存在于农村金融机构这类小银行群体中? 如果存在, 数字金融又将如何影响农村金融机构经营风险? 是基于业务挤压恶化经营稳定性, 还是通过促进农村金融机构数字化转型实现风险管理的优化?

数字金融是将现代技术嵌入传统金融而形成的新兴金融形式, 在大数据、云计算等数字化技术的外衣下, 它实现资金融通的本质并未改变。类似于传统金融机构, 提供互联网金融服务的数字金融机构也面临着一定的风险, 但有所区别的是, 这种风险呈现出较强的数字化特征。在数字金融快速发展的过去十年内, 平台“爆雷”、“砍头息”、恶性催收等行业乱象使公众要求加强监管的呼声日益强烈。强化监管是否是最优选择? 已有研究探讨了金融监管强度对数字金融赋能实体经济效果的影响(唐松等, 2020; 李小玲等, 2020; 马连福和杜善重, 2021)。但是, 对于数字金融监管强度的探讨更应该置于金融体系内部, 原因在于, 作为同根共源的不同金融业态, 金融监管不仅影响着数字金融的发

^①数据来源: 《中国金融稳定报告 2021》, <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4332768/2021111616012855737.pdf>。

展，也将作用于传统金融体系。正如尹海员和王盼盼（2015）所述，宽松的监管环境可能造成互联网金融野蛮生长，在外溢性作用下极易威胁整体金融系统安全；反之，监管力度过大则可能造成发展受限，使包括新业态和旧业态在内的金融行业整体疲软。因此，本文在当前属地监管原则下，将数字金融与农村金融机构纳入统一分析框架，探讨何种监管强度能够更好地实现两者和谐发展，进而实现农村金融市场的稳定运行。

二、文献综述

当前，学术界关于数字金融的研究方兴未艾。已有研究从宏观、微观层面搭建分析框架，探讨数字金融发展产生的影响。其中，部分学者关注数字金融与传统金融的关系。王喆等（2021）从宏观层面展开分析，认为数字金融与传统金融之间相互促进，传统金融是数字金融发展的基础。更多研究从微观视角论证了数字金融与传统金融的关系。一方面，数字金融通过挤压传统金融机构资产端、负债端以及中间业务空间，加剧了传统金融机构经营风险，侵蚀了其经营效益（申创和赵胜民，2017；郭品和沈悦，2019）。另一方面，数字金融激发了传统金融机构的创新活力，数字金融通过对传统金融机构的业务挤压形成了竞争压力，从而使传统金融机构加速改良（黄益平和黄卓，2018）。在激发传统金融机构改革动力的基础上，数字金融通过“技术溢出效应”使传统金融机构的创新与改革成为可能（封思贤和郭仁静，2019）。依托大数据、云计算等技术发展起来的数字金融在信息搜集与处理方面拥有传统金融机构无可比拟的优势，因此数字金融平台能通过示范效应、竞争效应、联系效应等推动传统金融机构实现风控、审批等环节的优化，并由此提升传统金融机构的经营效率（沈悦和郭品，2015；申创和赵胜民，2017）。

已有研究更多关注于大中型商业银行，或仅在样本中加入少量农村金融机构。事实上，更强的客户重叠性和独特的市场环境决定了应该对农村金融机构单独展开分析。数字金融发展对农村金融机构这类小银行群体而言是红利还是冲击？这依然有待考证。张正平和江千舟（2018）承认来自于数字金融的跨界竞争使农村金融机构更加重视对产品服务、内部管理的优化改良，但基于互联网金融的客户分流作用依然会损害农村金融机构的财务绩效与社会绩效。刘俊杰等（2020）则立足于需求端进行研究，发现数字信贷的比较优势及农村金融机构的自身不足将使数字信贷逐渐替代传统信贷。这一研究结论从供给端来看，意味着数字金融发展对农村金融机构的影响以冲击为主。与之相反，崔恒瑜等（2021）基于市场势力假说提出数字金融发展加剧了农村金融机构面临的市场竞争，从而激励农村金融机构提升支农力度。这一结论从侧面证实了数字金融对农村金融机构的影响是红利大于冲击。尽管学术界已经关注到数字金融对农村金融机构的影响，但仍缺乏验证数字金融对农村金融机构能否发挥数字化红利，特别是如何影响其经营风险的直接证据。

20 世纪 30 年代后，凯恩斯学派、新自由主义经济学根植于所处时代的经济形势，对金融监管的必要性表达了不同观点。20 世纪 90 年代后，新一轮经济危机使世界各国意识到通过监管守住金融风险底线是实现金融稳定的应然选择。传统金融监管具有明显的中心化特征，通过资本监管、流动性监管等核心工具可以有效控制系统性风险（沈伟，2018）。但新兴金融业态的去中心化特征对以风险监

管、功能监管、行为监管等为核心的传统监管体系发起挑战（杨东，2018）。与此同时，有别于传统金融，数字金融基于自身特性，酝酿着独特的风险类型，包括信息科技风险、“长尾”风险与欺诈风险（道德风险）（尹海员和王盼盼，2015）。基于数字金融崭新的风险特点，已有学者对未来监管指出了新方向，包括采用科技驱动型监管（杨东，2018）、吸纳“穿透式”监管理念（沈伟，2018）等。

已有研究对优化数字金融监管提供了有效指导，但对于合适的监管强度依然存在争论。唐松等（2020）发现金融监管强度正向调节数字金融对企业创新的促进作用，原因在于金融监管强度的提高，可以显著弱化数字金融发展过程中的套利和风险衍生现象，从而更有效地赋能实体经济。马连福和杜善重（2021）认为加强金融监管可以为企业发展营造更高效的外部环境，实现数字金融的规范发展。与之相反，李小玲等（2020）则发现金融监管弱化了数字金融对企业价值的促进作用，过度监管抑制了金融创新的活力。上述研究并未形成统一结论，可能原因在于不同研究关注了金融监管对数字金融在不同领域赋能效果的影响。但是，正如前文所述，应该将数字金融与传统金融纳入统一框架中探讨金融监管强度，而目前鲜有文献这样做。

综上，本文的边际贡献主要体现在三个方面：第一，当前少有研究关注数字金融发展对农村金融机构的影响，本文以农村金融机构为研究对象，检验数字金融能否对这类小银行发挥数字红利，以及如何影响其经营风险。本文研究结论不仅是对当前数字金融研究的有效补充，也是对数字金融与传统金融关系探讨的一次回应。第二，当前少有研究将新兴金融业态与传统金融业态置于统一框架内探讨金融监管强度问题，本文结论直接回应关于金融监管强度的讨论，同时也为政府未来调整监管强度提供证据支持。第三，研究方法方面，不同于以往研究仅使用加入二次项的方式验证解释变量对被解释变量的倒U型影响，本文同时使用Utest检验以提高结论的稳健性。在探讨对非线性关系的调节作用时，有别于以往研究使用分组回归比较拐点值的方式，本文通过构建曲线调节效应模型判断金融监管强度对倒U型曲线拐点及曲线形态的影响。

三、理论分析与研究假说

（一）数字金融发展对农村金融机构的挤压效应

数字金融发展对传统金融机构的业务空间产生挤压作用，特别是对于农村金融机构而言，这种挤压作用更为明显。原因在于农村金融机构主要以县域中的小微企业和农户为服务对象。“长尾理论”表明尾部市场也能带来可观的收益，但前提是扩展尾部市场的边际成本要不断降低。农户与小微企业属于金融市场中的长尾客户，依托于互联网技术发展起来的数字金融可以凭借低成本优势提供个性化服务，满足尾部客户的差异化需求（郭峰等，2020）。正因如此，数字金融越来越倾向于瞄准长尾市场，而农村金融机构缺乏信息技术赋能，在营销与服务等方面难以与新兴金融业态相抗衡，竞争优势的缺乏加之服务对象的重叠性导致农村金融机构业务空间被数字金融所挤压。从不同业务类型来看：

资产端方面，有别于传统金融机构信贷业务流程复杂、抵押担保要求高等特征，数字金融机构推出的小额信贷业务具有审批便捷、放款快等优点，从而对资金需求主体产生更大吸引力，也因此挤压了传统金融机构的信贷业务（封思贤和郭仁静，2019）。具有小额、便捷优势的数字金融更易满足小

微企业和个人的贷款需求（Jagtiani and Lemieux, 2018），也因此与农村金融机构目标客群存在较强的重叠性。在此背景下，经营范围受限的农村金融机构面临贷款业务空间萎缩的局面。

负债端方面，数字金融机构提供的互联网理财业务具有更强的吸引力，从而分流了农村金融机构部分存款业务。尽管已有研究认为数字金融机构吸收的部分资金最终会通过协议存款、委托理财等高息方式重回传统金融机构，从而仅改变传统金融机构的存款结构（王国刚和张扬，2015；郭品和沈悦，2019），但数字金融机构协议存款或委托理财的合作对象更多为大中型商业银行，而非农村金融机构。在业务类型和经营环境相对局限的条件下，农村金融机构资金来源较多地依赖于本地存款业务，因此，在数字金融的冲击下，农村金融机构负债端所受影响更多地表现为存款业务空间的萎缩，也由此加剧了农村金融机构面临的资金压力。

（二）数字金融发展对农村金融机构的红利效应

数字金融发展对农村金融机构产生的红利效应主要体现为推动传统金融机构数字化转型进程。企业的变革与创新不仅取决于自身因素，往往也受到外界环境的影响。作为一种外部冲击，数字金融通过“鲶鱼效应”和“技术溢出效应”，既向传统金融机构施加数字化转型压力，也向它们提供数字化转型的技术支持（封思贤和郭仁静，2019；王诗卉和谢绚丽，2021）。

随着信息通信技术不断发展成熟，农村金融机构也意识到数字化转型所带来的成本节约和效率优化作用将增强自身的竞争优势，这也是农村金融机构应对数字金融机构、大中型商业银行竞争的必然选择（朱太辉和张彧通，2021）。数字金融对农村金融机构的技术溢出一方面表现为示范作用。新兴业态对金融科技的高效运用为农村金融机构数字化转型指明了方向，农村金融机构通过学习模仿其产品设计、风险管理等实现自身运营优化。另一方面，技术溢出更重要的表现是新旧机构之间的合作交流。特别是农村金融机构本身数字化基础弱，因此更倾向于利用技术合作等形式实现对数字金融的技术吸收。截至2021年底，已有多家农村金融机构（如昆山农商行、安阳商都农商行、新华村镇银行等）与微众银行、蚂蚁金服等进行技术合作^①。而部分未改组为独立法人的二级行社，则依托于省联社统筹规划进行数字化转型，如新疆农村信用联合社与阿里云合作，助力新疆境内农信机构的数字化革新^②。

与此同时，也应该注意到，数字金融发展对农村金融机构数字化转型的促进作用存在边际效应递增的非线性变动趋势。具体来说：

一方面，在数字金融发展的初级阶段，农村金融机构的路径依赖将减缓其数字化转型速度，同时在该时期数字金融机构多依靠先进技术获取客群和收益，与传统金融机构合作动机不强，农村金融机构数字化转型相对缓慢。只有当数字金融发展到一定阶段后，其红利效应才相对更加明显。

^①资料来源：《微众银行宣布与江苏昆山农村商业银行合作》，<https://3g.163.com/tech/article/BRFAA00D00097U7R.html>；《安阳商都农商银行与蚂蚁金服开展深度合作 提升我行服务水平》，https://www.sohu.com/a/193902223_741963；《新华村镇银行与蚂蚁金服集团战略合作签约仪式成功举行》，<http://www.xhbank.net/www/show/3384>。

^②资料来源：《新疆农信社与阿里云签署全面合作协议》，<https://www.xyshjj.cn/detail-14037.html>。

另一方面，数字金融对农村金融机构数字化转型的促进作用往往受制于内部配套体系（如治理能力、人员素质、组织结构等）的匹配程度。以公司治理为例，完善的“三会一层”体系有助于对决策者形成合理制约，促使他们做出科学决策，以推动在数字经济大环境下的数字化转型。在人员素质方面，企业数字化转型需要配备具有数字化能力的员工，人员能力的不适配将阻碍农村金融机构数字化转型步伐。因此，完善的内部配套体系将有效放大数字金融对农村金融机构数字化转型的促进作用。数字金融发展带来的改革激发效果不仅体现在促进农村金融机构数字化转型上，同时也表现为推动非数字化方面的变革，包括推动员工培训、治理完善等。这些变革将扩大数字金融对农村金融机构数字化转型促进作用的边际效应。

（三）数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响

根据上述分析可知，数字金融发展对农村金融机构经营风险同时产生两个方向的作用：

一方面，数字金融带来的挤压效应加剧了农村金融机构经营风险。具体来说，从资产端业务来看，相比于传统金融，数字金融对使用者的金融素养提出更高要求（郭峰和王瑶佩，2020），虚拟的服务环境下，大量金融产品需要客户运用金融知识自行理解。较高的金融素养意味着良好的守信意识（Kidwell and Turrisi, 2004）。因此，数字金融更易吸引具有较强信用观念的客户，也造成农村金融机构优质客户比例减少、客源素质结构降级。此外，资产端业务的萎缩加剧了农村金融机构贷款集中化趋势，可能迫使部分农村金融机构采取激进的经营策略，具体表现为降低信贷门槛（马九杰等，2021）或放松贷后追踪、预警等工作，从而恶化信贷质量。从负债端业务来看，在利率逐渐市场化的背景下，强大的资金压力使经营环境受限的农村金融机构只能通过提高存款利率吸引客户，增加了留客、揽客成本。负债端成本提升加剧了资产端业务压力，显著提升了信贷业务风险（邱晗等，2018）。

另一方面，数字金融通过促进农村金融机构进行风控、营销、产品等多维度数字化转型，强化了农村金融机构的风险管理水平，降低了经营风险（李学峰和杨盼盼，2021）。从风险管理来看，数字金融通过大数据技术对企业信息进行抓取、整合，从而缓解信息不对称，农村金融机构基于此建立的信用体系与进行的风险管理可以有效提高其风控水平。从营销体系来看，以数字技术为核心发展起来的客户画像技术，可以实现对客户的多维描绘，不仅提高了营销精准度，同时也有利于提升风险管理效率。从产品服务体系来看，通过优化产品设计可以有效满足客户的差异化需求，同时，借助互联网技术可以实现金融机构与客户的快速对接，为客户带来一站式、便捷化的服务体验。产品服务体系的数字化转型既有助于农村金融机构以更低的边际成本扩展客群，提高自身竞争优势，也减少了农村金融机构与客户的人工互动，释放出更多人力资源向前端其他岗位或中后端岗位转移，例如信贷审批岗位或风控岗位，从而提高风险控制能力。

数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响取决于上述两种效应相对力量的大小。事实上，相比于红利效应，数字金融对农村金融机构的业务挤压来得更为快速。在数字金融发展的初级阶段，农村金融机构受限于体制惯性与资源局限，往往难以做出及时应对，其改革与创新并非一朝一夕即可完成。而挤压效应则显现得更为快速，例如，余额宝刚推出时，以超高的回报率、便捷的支取快速吸引了大量资金，对传统金融机构产生了明显的业务挤压。可见，数字金融在发展的初级阶段，对农村金

融机构的挤压效应大于红利效应，此时数字金融发展将促使农村金融机构经营风险上升。随着数字金融的进一步发展，农村金融机构数字化转型速度加快，当数字金融发展到一定水平时，对农村金融机构的红利效应超过了挤压效应，此时对经营风险的抑制作用更明显，数字金融发展将降低农村金融机构经营风险。由此可知，数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间存在倒 U 型曲线关系。

数字金融发展影响农村金融机构经营风险的机制如图 1 所示，据此本文提出如下假说：

H1：数字金融发展水平与农村金融机构经营风险呈倒 U 型关系，即随着数字金融发展，农村金融机构经营风险先上升后下降。

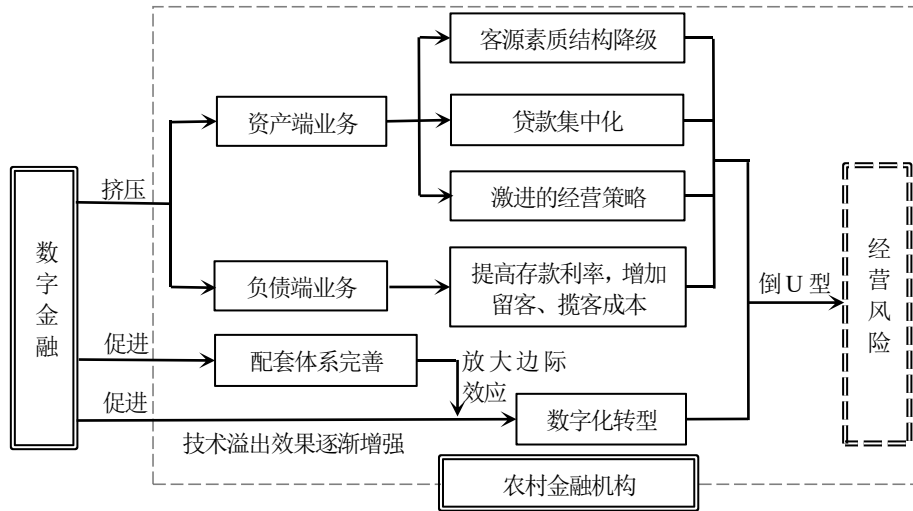


图 1 数字金融发展影响农村金融机构经营风险的机制

（四）金融监管强度的调节作用

市场失灵理论认为，现实经济运行很难像古典经济学家所倡导的那样可以完全由市场支配经济活动，相反，市场中普遍存在着信息不对称、外部性、垄断等现象，导致资源的低效配置。从市场失灵理论出发，无论是数字金融机构还是传统农村金融机构，都有必要受到金融监管。对于传统农村金融机构而言，信息不对称易导致风险发生，而外部性导致风险扩散，因此金融监管对于稳定农村金融市场具有重要意义。对于数字金融机构而言，大数据、云计算技术在一定程度上缓解了借贷双方的信息不对称，但依旧存在外部性和垄断问题，因此市场失灵理论也为新兴金融业态的监管提供了理论依据。此外，金融脆弱性理论也肯定了政府干预的合理性。无论是农村金融机构还是数字金融机构，都具有逐利性和高负债特性，盲目追求高风险承担必然加剧金融体系的不稳定，甚至引发连锁风险，特别是在数字金融风险外溢性更强的情况下，防范金融风险、加强金融监管是实现金融稳定的应然选择。

金融监管强度如何影响数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间的关系？从数字金融发展的角度来看，数字金融在为社会发展带来经济红利的同时，也潜藏着各种风险。总体来说，金融监管对数字金融具有“双刃剑”效果。一方面，唐松等（2020）认为加强金融监管将提高数字金融运行效率与规范化程度，因此，强化金融监管可以阻断数字金融对传统金融的风险传导，维护金融体系稳定。更重要的是，高水平的监管可以防止数字金融机构的无序扩张以及由此产生的与传统金融机构的恶性

竞争。随着监管趋强，数字金融对农村金融机构的业务挤压效应有所缓解，从而平缓数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间倒 U 型关系曲线的前半段。另一方面，也有研究指出，严格的金融监管可能抑制金融创新活力，造成行业发展疲软（沈伟，2018；李小玲等，2020）。在此背景下，新兴金融向传统金融的技术输送可能相对乏力，导致数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间倒 U 型关系曲线的后半段也相对平缓。

从农村金融机构的角度来看，在当前新旧业态碰撞的时代背景下，特别需要监管部门的规范和引导，防止农村金融机构在业务空间被挤压的情况下，做出放松信贷审批、垒大户等加剧风险的经营决策。更重要的是，高强度金融监管有利于向传统金融机构施压进而使它们更加重视风险管理，提高风险控制意愿，在数字经济时代下，具体表现为将更加激发农村金融机构数字化转型动力。当然，正如前文所述，农村金融机构内部治理完善、组织结构优化、员工素质提升都会放大数字金融对其自身数字化转型的促进作用。在金融监管趋强的外部环境下，农村金融机构更积极地破除原有的体制惯性和路径依赖，更快进行内部配套体系完善。上述变化使数字化转型边际效应放大的拐点更早到来，也使数字金融的红利效应更早超过挤压效应，数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间关系的倒 U 型曲线拐点左移。

金融监管的调节作用如图 2 所示，据此本文提出如下假说：

H2：金融监管强度调节数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间的关系。

H2a：随着金融监管强度提高，数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间关系的倒 U 型曲线趋向平缓。

H2b：随着金融监管强度提高，数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间关系的倒 U 型曲线拐点左移。

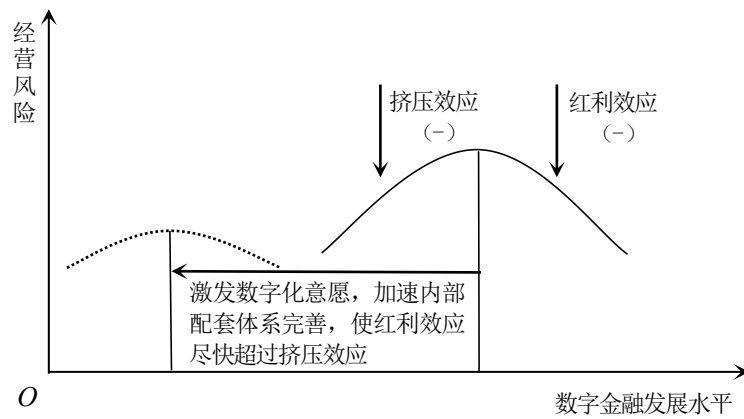


图 2 金融监管强度的调节作用

四、研究设计

（一）数据说明

本文主要研究数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响，所选取的样本包括农村信用合作社、

农村商业银行、农村合作银行与村镇银行四类农村金融机构，时间跨度为 2011—2019 年。对于本文所选取的样本，需要做出如下说明：第一，本文样本包括市级（含直辖市）农村金融机构与县级农村金融机构，占比分别为 21.91%和 78.09%。第二，农村商业银行是发起设立村镇银行的重要机构类型，为避免不同样本间各变量数值出现重复计算的现象，本文对具有控股子公司的农村金融机构，均使用母公司报表数据。第三，在实证分析前，本文剔除了关键变量包含异常值或缺失值的样本，对于个别控制变量的缺失值采用均值插补法处理，最终得到包含 283 家农村金融机构 1428 个观测值的非平衡面板数据。

（二）变量选取与数据来源

1.核心被解释变量：经营风险。市场风险、信用风险与操作风险是各类金融机构面临的主要风险类型。对于农村金融机构而言，以利率、汇率变动为代表的市场风险对其影响较小，而由于农村金融机构经营范围局限、业务类型狭窄、服务对象弱质，信用风险对其影响更大（武卓，2018）。钮中阳和乔均（2018）发现以不良贷款率衡量的安全性是评估新型农村金融机构经营风险最重要的指标。鉴于此，本文从信用风险视角度量经营风险。结合样本数据可获得性，本文选择不良贷款率作为经营风险的衡量指标。经营风险数据主要来自于国泰安数据库、Bankscope 数据库。

2.机制分析中的被解释变量：数字化转型程度。本文参考李学峰和杨盼盼（2021）的做法，采用 Python 技术在百度资讯中获取样本农村金融机构相应年度与各关键词相关的资讯数量，检索方式为“甲农村金融机构+A 关键词”，并按各年度统计。为保证指标的精确性，在搜索过程中以双引号锁定关键词，仅保留标题或正文中出现关键词的结果，剔除无关或错误结果。对于关键词的选择，参考王诗卉和谢绚丽（2021），结合农村金融机构自身特点，未选择部分对农村金融机构而言尚未普遍应用的科技项目的关键词，如人工智能，最终选择的关键词如下：大数据、云计算、区块链、手机银行、互联网金融、大数据风控、精准营销。在此基础上，参考李学峰和杨盼盼（2021），定义变量“数字化转型程度”为样本“相应年度全部关键词资讯数量+1”并取对数。

3.解释变量：数字金融指数。对于数字金融指数的数据，本文使用北京大学数字金融研究中心与蚂蚁集团研究院共同编制的“北京大学数字普惠金融指数（2011-2020）”。该指数涵盖省、市、县三级数据。具体指标编制参见郭峰等（2020）。在此需要说明的是，由于本文选取的农村金融机构经营范围包含市域和县域两个等级，然而市县两级数字普惠金融指数存在较明显的数值差异，且县级数字普惠金融指数自 2014 年才开始编制，因此，为尽可能保证分析的准确性并保留最大样本量，本文使用市级层面的数字普惠金融指数。为分析简便，本文在使用该指数前将它除以 10。

4.调节变量：金融监管强度。对于金融监管强度的度量，本文基于中小金融机构的属地监管原则，结合数据可获得性，参考唐松等（2020）做法，采用省级金融监管支出与金融业增加值的比值度量金融监管强度。省级金融监管支出、金融业增加值数据均来自于国务院发展研究中心区域经济数据库。

5.控制变量。参考顾海峰和杨立翔（2018）、郭品和沈悦（2019）并结合农村金融机构特点以及数据可获得性，本文选择资本充足率、盈利能力、流动性水平、资产规模、资本资产比、股权集中度、地区经济发展水平作为控制变量。

在验证数字金融发展对农村金融机构数字化转型的促进作用时，本文选择可能影响传统金融机构数字化转型的因素作为控制变量^①。在个体特征方面，参考王诗卉和谢绚丽（2021）的做法，本文控制资产规模。此外，还从效益水平、资本情况、股权结构方面选择盈利能力、资本充足率、股权集中度进行控制。由于被解释变量是对农村金融机构数字化转型效果的度量，它极大程度上受到数字化转型投入资金的影响，而农村金融机构信息披露中不含信息科技投入明细项，因此本文使用营业支出作为数字化转型投入力度的代理变量。按照金融机构利润表，业务及管理费是营业支出的主要项目，其中包括企业创新研究投入、固定资产和无形资产折旧，因此营业支出可以在一定程度上衡量农村金融机构在数字化转型方面的投入力度。在宏观经济层面，本文选取市级人均地区生产总值以控制地区经济发展水平的影响。

农村金融机构个体层面控制变量数据均来自于国泰安数据库、Bankscope 数据库，部分缺失值通过查询金融机构官方网站上的年报披露获得。地区层面控制变量数据来自 EPS 数据库^②，缺失值通过查询各地区国民经济与社会发展统计公报获得。

6.工具变量。为弱化因解释变量与被解释变量“互为因果”以及模型遗漏变量导致的内生性问题，本文将在基准回归的基础上采用工具变量法进行回归。对于数字金融指数的工具变量，黄倩等（2019）采用移动电话普及率，郑万腾和赵红岩（2021）选择移动电话普及率及电信业务量。移动通信设备是居民接触数字金融的重要工具，移动电话普及率和电信业务量体现了地区内互联网、手机通讯的发展水平，对地区内数字金融业务触达面扩展和使用深度的强化具有显著影响，但难以直接作用于县域或市域农村金融机构。结合数据可获得性，本文采用“移动电话普及率”和“人均电信业务量”作为工具变量，从理论上讲，上述工具变量满足相关性和外生性要求。上述控制变量数据来自于 EPS 数据库和国务院发展研究中心区域经济数据库。变量定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	定义	均值	标准差
经营风险	不良贷款率（%）	1.862	1.684
数字化转型程度	相应年度全部关键词资讯数量+1 并取对数（原单位：条）	1.600	1.309
数字金融指数	北京大学编制的数字普惠金融指数/10	21.241	5.196
金融监管强度	省级金融监管支出与金融业增加值之比	0.007	0.008
资本充足率	资本总额与风险加权资产之比（%）	18.084	9.683
盈利能力	净利润与总资产之比（%）	1.091	1.042
流动性水平	贷款余额与存款余额之比（%）	69.273	23.816
资产规模	农村金融机构总资产对数值（原单位：万元）	13.842	1.967
资本资产比	股东权益与总资产之比（%）	11.165	6.769
股权集中度	第一大股东持股比例（%）	22.029	19.330

^①由于被解释变量不同，本文在此选择的控制变量有变化，当然，为保证稳健性，本文也按照检验假说 H1、假说 H2 时所选择的控制变量再次进行门槛效应回归，结论没有发生改变。

^②国泰安数据库（www.gtarsc.com）、Bankscope 数据库（www.bvdinfo.com）、EPS 数据库（www.epsnet.com.cn）。

(续表 1)

数字化转型投入力度	营业支出对数值 (原单位: 万元)	10.010	1.656
地区经济发展水平	市级人均地区生产总值 (万元)	7.953	3.800
移动电话普及率	省级每百人拥有的移动电话数量 (部)	108.881	25.461
人均电信业务量	市级电信业务总量与市级总人口之比 (元/人)	1320.986	1106.434

(三) 模型设定

本文均采用个体与时间双向固定效应方法进行回归^①。为验证假说 H1, 本文构建模型如下:

$$NPL_{i,j,t} = cons + \beta_1 DIF_{j,t} + \lambda_1 CVbank_{i,j,t} + \lambda_2 CVregion_{j,t} + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

$$NPL_{i,j,t} = cons + \alpha_1 DIF_{j,t} + \alpha_2 DIF_{j,t}^2 + \lambda_1 CVbank_{i,j,t} + \lambda_2 CVregion_{j,t} + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中, 下标 i 、 j 、 t 分别表示农村金融机构个体 i 、市域 j 、时间 t 。 $NPL_{i,j,t}$ 代表位于 j 市的农村金融机构 i 在 t 年的经营风险, $DIF_{j,t}$ 代表 j 市在 t 年的数字金融指数, $CVbank_{i,j,t}$ 表示农村金融机构个体层面的控制变量, $CVregion_{j,t}$ 表示地区层面控制变量。 $cons$ 为常数项, μ_i 为个体固定效应, ω_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{i,j,t}$ 为服从标准正态分布的扰动项。首先对 (1) 式回归, 之后对 (2) 式回归, 若 α_1 与 α_2 均通过显著性检验, 且 (2) 式回归的拟合优度相比 (1) 式有所上升, 则说明数字金融发展水平对农村金融机构经营风险的影响并非是线性的, 若 α_2 为负值且 α_1 为正值, 则说明影响是倒 U 型的, 由此得以验证假说 H1。

为验证假说 H2, 本文参考 Haans et al. (2016) 的研究, 构建调节效应模型如下:

$$NPL_{i,j,p,t} = cons + \gamma_1 DIF_{j,p,t} + \gamma_2 DIF_{j,p,t}^2 + \gamma_3 SUP_{p,t} + \gamma_4 SUP_{p,t} \times DIF_{j,p,t} + \gamma_5 SUP_{p,t} \times DIF_{j,p,t}^2 + \lambda_1 CVbank_{i,j,p,t} + \lambda_2 CVregion_{j,p,t} + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{i,j,p,t} \quad (3)$$

(3) 式中, 下标 p 表示省份 p , $SUP_{p,t}$ 为省份 p 在 t 年的金融监管强度, 其他符号含义同上。若 (3) 式回归结果中 γ_5 通过显著性检验且为正值, 则金融监管强度越高, 数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间关系的倒 U 型曲线越平缓, 反之则越陡峭。若 γ_1 、 γ_2 、 γ_4 、 γ_5 均通过显著性检验, 且 $\gamma_1\gamma_5 - \gamma_2\gamma_4$ 为正值, 则金融监管强度越高, 曲线拐点越向右移, 反之则越向左移。

为检验数字金融发展对农村金融机构数字化转型的促进作用及这一促进作用边际效应的非线性特征, 本文构建门槛效应模型如下:

^①Hausman 检验、F 检验、年度变量联合显著性检验表明应采用双向固定效应方法进行回归。

$$\begin{aligned}
DTL_{i,j,t} = & cons + \eta_1 DIF_{j,t} I(DIF_{j,t} \leq \sigma_1) + \eta_2 DIF_{j,t} I(\sigma_1 < DIF_{j,t} \leq \sigma_2) + \cdots \\
& + \eta_n DIF_{j,t} I(\sigma_{n-1} < DIF_{j,t} \leq \sigma_n) + \eta_{n+1} DIF_{j,t} I(DIF_{j,t} > \sigma_n) \\
& + \lambda_1 CVbank_{i,j,t} + \lambda_2 CVregion_{j,t} + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{i,j,t}
\end{aligned} \quad (4)$$

(4) 式中, $DTL_{i,j,t}$ 表示位于 j 市的农村金融机构 i 在 t 年的数字化转型程度。 $CVbank_{i,j,t}$ 代表农村金融机构个体层面的控制变量, $CVregion_{j,t}$ 表示地区层面控制变量。 $DIF_{j,t}$ 代表 j 市在 t 年的数字金融指数, 同时也是门槛变量。 σ_n 为门槛值。 μ_i 为个体固定效应, ω_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{i,j,t}$ 为服从标准正态分布的随机扰动项。 $I(\cdot)$ 为指示函数, 当括号内条件满足时取 1, 否则取 0。

五、回归结果与分析

(一) 数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响

表 2 所示为利用 (1) 式、(2) 式对全样本进行回归的结果。为展示结果的稳健性, 本文同时列示了未加入控制变量与加入控制变量的回归结果。此外, 回归结果使用聚类稳健标准误 (聚类至农村金融机构层面) 进行修正。

表 2 数字金融发展对农村金融机构经营风险影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融指数	-0.191** (0.081)	0.466** (0.182)	0.008 (0.080)	0.482*** (0.177)
数字金融指数平方项		-0.012*** (0.003)		-0.010*** (0.003)
资本充足率			-0.042* (0.024)	-0.040* (0.023)
盈利能力			-0.568*** (0.187)	-0.562*** (0.185)
流动性水平			-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
资产规模			-1.089*** (0.379)	-1.217*** (0.375)
资本资产比			-0.008 (0.009)	-0.011 (0.009)
股权集中度			-0.004 (0.011)	-0.006 (0.011)
地区经济发展水平			-0.206*** (0.059)	-0.093 (0.062)
常数项	2.681*** (0.500)	-1.356 (1.199)	18.435*** (5.163)	16.707*** (5.168)

(续表 2)

个体与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1428	1428	1428	1428
F 统计值	10.49	10.06	7.93	7.86
组内拟合优度	0.049	0.074	0.226	0.239

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为聚类稳健标准误。

表 2 中，(1) 列、(2) 列是未加入控制变量的回归结果。(1) 列中，未加入数字金融指数平方项时，数字金融指数显著且系数为正。(2) 列中，数字金融指数、数字金融指数平方项均显著，系数分别为 0.466 和 -0.012，且相比于 (1) 列的结果，(2) 列的拟合优度有所上升，说明数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响并非线性，而是倒 U 型。(3) 列、(4) 列是加入控制变量的回归的结果。(4) 列中，拟合优度上升，数字金融指数、数字金融指数平方项均在 1% 的水平上显著。其中，数字金融指数的系数值为 0.482，数字金融指数平方项的系数值为 -0.010，再次证明随着数字金融的发展，农村金融机构经营风险呈先上升后下降的特征。综上所述，本文假说 H1 得证。

本文以 (4) 列结果计算数字金融发展对农村金融机构经营风险由加剧转为抑制的拐点值。根据系数值可计算得到拐点值为 241.09^①，即当样本所处地区数字金融指数低于 241.09 时，数字金融发展处于初级阶段，将加剧农村金融机构经营风险。当数字金融发展水平超过临界值后，红利效应超过挤压效应，数字金融发展将降低农村金融机构经营风险。

(二) 金融监管强度的调节作用

为验证金融监管强度的调节作用，本文使用 (3) 式对全样本进行回归，回归依然采用固定效应模型。为保证结果的稳健性，本文同时列示了加入控制变量与未加入控制变量的回归结果，具体见表 3。

表 3 金融监管强度的调节作用检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融指数	0.495*** (0.184)	0.483*** (0.177)	0.520*** (0.183)	0.492*** (0.177)
数字金融指数平方项	-0.012*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.011*** (0.003)
金融监管强度	7.869 (4.836)	0.110 (5.324)	2.869 (4.770)	-5.701 (4.837)
数字金融指数×金融监管强度			-8.346*** (2.350)	-6.709*** (2.553)
数字金融指数平方项×金融监管强度			0.204*** (0.075)	0.141* (0.081)
常数项	-1.630	16.697***	-1.911	15.211***

^①该值根据四舍五入前的系数回归结果计算得到，因此与使用表 2 中系数计算得到的结果存在差异，且该值为乘以 10 后的结果，后文同。

(续表 3)

	(1.212)	(5.219)	(1.201)	(5.317)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制
个体与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1428	1428	1428	1428
F 统计值	9.47	7.62	9.72	7.77
组内拟合优度	0.076	0.239	0.087	0.251

注：***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平，括号内为聚类稳健标准误。

表 3 中，（1）列、（2）列是仅加入金融监管强度的回归结果。可以发现，无论是否加入控制变量，金融监管强度均不显著。可能的原因在于：如前文所述，金融监管强度的提升促进农村金融机构加强风险管控，但同时也削弱了数字金融对农村金融机构的技术溢出，两种效果相互作用使金融监管强度对农村金融机构经营风险的直接影响不显著。（4）列是加入控制变量的回归结果，可以发现“数字金融指数平方项 $\times$ 金融监管强度”在 10%的水平上显著，且系数为正，由此证明随着金融监管强度提升，数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间的倒 U 型关系曲线更加平缓，假说 H2a 得证。之后，计算 $\gamma_1\gamma_5 - \gamma_2\gamma_4$ ，无论是否加入控制变量，其值均小于 0，因此可以说明，随着金融监管强度提高，曲线拐点左移，假说 H2b 得证。

上述结果表明，强化金融监管将使数字金融发展由加剧转为抑制农村金融机构经营风险的拐点更早到来，从而能够更早实现两者和谐发展。与此同时，金融监管强度的提升缓和了数字金融发展对农村金融机构经营风险的加剧作用和抑制作用。尽管从倒 U 型曲线的后半段来看，抑制作用的缓和不利于农村金融机构降低经营风险，但从整体来看，这种缓和避免了农村金融机构经营风险在数字金融的影响下加剧，对于稳定农村金融市场具有重要意义。

（三）内生性处理与稳健性检验

1. Utest 检验。在模型中纳入解释变量的平方项，并验证其显著性，以此证明解释变量与被解释变量存在倒 U 型关系，是目前已有文献的通行做法。但 Lind and Mehlum（2010）认为，这一做法可能使凹向原点但单调的关系被错误地判别为倒 U 型关系。鉴于此，本文参考 Lind and Mehlum（2010）的做法，进行 Utest 检验。结果显示，t 统计值为 1.65，对应概率为 0.05，Slope 区间包含负值，由此表明数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响确实为倒 U 型（在 5%显著性水平下拒绝原假设）。根据 Utest 检验得到的极值点为 239.64，与前文通过系数值计算得到的 241.09 相差不大。

2. 聚类至市级层面。前文回归中，为克服农村金融机构个体层面不同时期随机扰动项的自相关问题，将标准误聚类到农村金融机构层面。但考虑到同一市域内各金融机构可能存在行为或特征上的相关性，本文尝试回归时将标准误聚类到市级层面，结果依然可以证明本文假说 H1、假说 H2 成立。

3. Tobit 回归。由于被解释变量经营风险具有截尾特征，即该变量取值均大于或等于 0，属于左截尾数据，因此，本文使用 Tobit 模型再次回归，回归结果表明前文结论稳健。

4. 工具变量法。为克服由内生性导致的估计结果不一致问题，本文采取工具变量法再次回归。具

体来说,使用移动电话普及率和人均电信业务量作为数字金融指数的工具变量,使用这两个工具变量的平方项作为数字金融指数平方项的工具变量。工具变量有效性检验结果表明,本文选择的工具变量满足相关性和外生性要求。对假说 H1 的验证结果显示,数字金融指数在 5%的水平上显著,系数符号为正,数字金融指数平方项在 1%的水平上显著,系数符号为负,本文假说 H1 成立。对假说 H2 的验证结果显示,“数字金融指数平方项 $\times$ 金融监管强度”在 5%的水平上显著,系数符号为正,说明随着金融监管强度增加,倒 U 型曲线趋于平缓,与前文结论相同。进一步计算 $\gamma_1\gamma_5 - \gamma_2\gamma_4$, 发现其值依然小于 0,说明前文结论稳健。

5.考虑时滞效应。农村金融机构在面对数字金融机构的竞争时,其信贷策略的调整与不良贷款的形成往往需要一定时间,因此有必要考虑被解释变量的时滞效应。本文以 $t+1$ 期经营风险作为被解释变量再次回归,结果表明,前文结论是稳健的。

六、机制分析

前文的机制分析中提出数字金融发展对农村金融机构数字化转型的促进作用存在边际效应递增的非线性变动特征,这是数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响呈倒 U 型的重要原因。鉴于此,本文利用门槛效应模型检验这一特征是否存在。

首先,需要对门槛效应进行检验。本文采用自助抽样法,将迭代次数设置为 300,估计门槛值时的修整比例设置为 0.01。单一门槛检验结果显示概率值为 0.030,双重门槛检验结果显示概率值为 0.057,三重门槛检验结果显示概率值为 0.700。上述结果说明在 10%显著性水平下,数字金融发展对农村金融机构数字化转型的促进作用存在门槛效应,且存在两个门槛值,分别为 19.309 和 23.206。

之后,利用(4)式回归,结果如表 4 所示。可以发现,无论位于哪个区间,数字金融指数至少在 5%的水平上显著且系数符号为正。进一步比较系数值,当数字金融指数 ≤ 19.309 时,数字金融指数的系数值为 0.066;当 $19.309 < \text{数字金融指数} \leq 23.206$ 时,数字金融指数的系数值为 0.096;当数字金融指数 > 23.206 时,数字金融指数的系数值为 0.108。上述结果表明,无论数字金融指数位于哪个区间,数字金融发展均可以促进农村金融机构数字化转型,但在数字金融不同发展程度下,它对农村金融机构数字化转型促进作用的边际效应存在差异。具体来说,随着数字金融发展水平提升,它对农村金融机构数字化转型的促进作用不断增强(边际效应: $0.066 \rightarrow 0.096 \rightarrow 0.108$)。

表 4 数字金融发展对农村金融机构数字化转型的促进作用检验

	数字化转型程度		
	数字金融指数 ≤ 19.309	$19.309 < \text{数字金融指数} \leq 23.206$	数字金融指数 > 23.206
数字金融指数	0.066** (0.027)	0.096*** (0.027)	0.108*** (0.028)
控制变量	已控制		
个体与时间固定效应	已控制		
观测值数	1428		

(续表 4)

F 统计值	108.67
组内拟合优度	0.598

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为聚类稳健标准误。

为何多数研究认为数字金融发展会加剧大中型商业银行经营风险，而本文研究结论认为数字金融发展对农村金融机构经营风险存在倒 U 型影响？事实上，规模是解释其中原因的有效视角。数字金融发展对金融机构数字化转型产生促进作用，一旦数字金融发展带来的红利效应超过它本身的业务挤压效应，则对金融机构经营风险产生抑制效果。正如机制分析所述，农村金融机构通过改革实现了治理优化、管理变革、人员能力提升，使数字金融发展对农村金融机构数字化转型的促进作用明显增强。相比于大中型商业银行，农村金融机构资产规模小、结构相对简单，这也使农村金融机构管理相对灵活，沟通成本也较低，从而可以更有效快速地调整经营策略，实现治理、人员等方面的优化。陈东等（2021）认为小规模企业“船小好掉头”的灵活优势加快了它们对外部环境变化的反应速度。相反，对于大中型商业银行而言，规模大、分支机构多的制约，增加了其内部体系变革所需要的时间，使数字金融发展对其数字化转型促进作用的拐点到来得更晚，从而也就决定了数字金融发展对其经营风险由加剧转为抑制的拐点到来得更晚，使得在当前可考的样本范围内，数字金融发展仍没有达到抑制其经营风险的程度。但可以合理推测，随着数字金融进一步发展，它终将对大中型商业银行经营风险产生抑制作用。

七、结论与启示

本文研究目的主要在于解决三个问题：数字金融发展如何影响农村金融机构经营风险？未来应如何调整金融监管强度才能更快实现数字金融与农村金融机构和谐发展，进而达到稳定农村金融市场的目的？农村金融机构能否享受到数字金融带来的数字化红利？以 2011—2019 年全国范围内农村金融机构为样本，通过机制梳理与实证分析，本文对上述问题做出了解答：第一，数字金融发展对农村金融机构经营风险存在倒 U 型影响，即随着数字金融发展水平提高，农村金融机构经营风险先上升后下降。第二，金融监管强度在数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间起到调节作用，提高监管强度将使数字金融发展水平与农村金融机构经营风险之间关系的倒 U 型曲线更平缓，同时，使数字金融对农村金融机构经营风险由加剧作用转为抑制作用的拐点左移。第三，数字金融发展促进了农村金融机构数字化转型，且这种促进作用存在边际效应递增的非线性特征。综上，总体来看，数字金融发展对农村金融机构的影响是红利大于冲击。

基于以上结论，本文提出如下建议：

首先，进一步推动数字金融发展。国家应通过强化数字金融的顶层设计与总体规划，加快大数据、互联网等技术与金融服务的结合，推动信息化建设，从而扩展数字金融的触达面，提高数字金融的使用深度，推动数字金融爬坡过顶，达到抑制传统金融机构经营风险的效果。地方政府应通过吸引人才、鼓励设立科技创新企业等政策壮大金融科技研发力量，推动地区数字金融发展。同时，加强通信基础

设施建设，特别是对于偏远地区、山区等基础设施相对落后的区域，完善通信基站等配套设施，为数字金融的铺开奠定基础。

其次，防范、化解金融风险是数字金融与传统金融发展的必然要求。强化金融监管将使数字金融对农村金融机构经营风险由加剧转为抑制的拐点更早到来，同时也使数字金融影响下的农村金融机构经营风险变化更为平缓。因此，强化金融监管对于稳定金融市场具有重要意义。在当前小型金融机构属地监管的要求下，地方政府一方面要强化对新兴金融与传统金融的监管，另一方面要适度调整、补充原有监管规则，制定适合数字化时代的监管政策，引导数字金融规范、高效发展。

最后，农村金融机构应加快自身数字化转型步伐。已有经验表明，金融机构数字化是不可逆转的趋势。农村金融机构应依据目前法人地位、资金实力、数字化基础等特点选择合适的数字化转型策略，尽快完成管理系统、产品服务的数字化；同时，重视自身内部配套体系的完善，包括治理能力、员工素质等方面的优化，以放大数字金融的红利效应；基于数字赋能，提供更加安全、便捷、高效的金融服务，努力突破金融服务“最后一公里”制约，提升金融助力乡村振兴的能力。

参考文献

- 1.陈东、陈爱贞、刘志彪，2021：《重大风险预期、企业投资与对冲机制》，《中国工业经济》第2期，第174-192页。
- 2.崔恒瑜、王雪、马九杰，2021：《数字金融发展能否在农村金融市场发挥“鲶鱼效应”——来自中国农信机构的证据》，《经济理论与经济管理》第12期，第30-41页。
- 3.董晓林、程超、吕沙，2015：《不同规模银行对小微企业贷款技术的选择存在差异吗？——来自江苏省县域的证据》，《中国农村经济》第10期，第55-68页、第79页。
- 4.封思贤、郭仁静，2019：《数字金融、银行竞争与银行效率》，《改革》第11期，第75-89页。
- 5.顾海峰、杨立翔，2018：《互联网金融与银行风险承担：基于中国银行业的证据》，《世界经济》第10期，第75-100页。
- 6.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期，第1401-1418页。
- 7.郭峰、王瑶佩，2020：《传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡》，《财经研究》第1期，第19-33页。
- 8.郭品、沈悦，2019：《互联网金融、存款竞争与银行风险承担》，《金融研究》第8期，第58-76页。
- 9.何婧、田雅群、刘甜、李庆海，2017：《互联网金融离农户有多远——欠发达地区农户互联网金融排斥及影响因素分析》，《财贸经济》第11期，第70-84页。
- 10.黄倩、李政、熊德平，2019：《数字普惠金融的减贫效应及其传导机制》，《改革》第11期，第90-101页。
- 11.黄益平、黄卓，2018：《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学（季刊）》第4期，第1489-1502页。
- 12.贾蕊蕊、刘海燕、郭琨，2018：《中国农村商业银行经营绩效及其外部影响因素分析》，《管理评论》第11期，第26-34页。
- 13.李小玲、崔淑琳、赖晓冰，2020：《数字金融能否提升上市企业价值？——理论机制分析与实证检验》，《现代财经（天津财经大学学报）》第9期，第83-95页。

- 14.李学峰、杨盼盼, 2021:《金融科技、市场势力与银行风险》,《当代经济科学》第1期,第45-57页。
- 15.刘俊杰、李超伟、韩思敏、张龙耀, 2020:《农村电商发展与农户数字信贷行为——来自江苏“淘宝村”的微观证据》,《中国农村经济》第11期,第97-112页。
- 16.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。
- 17.马连福、杜善重, 2021:《数字金融能提升企业风险承担水平吗》,《经济学家》第5期,第65-74页。
- 18.钮中阳、乔均, 2018:《新型农村金融机构风险评价体系实证研究》,《南京社会科学》第7期,第25-31页、第71页。
- 19.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。
- 20.申创、赵胜民, 2017:《互联网金融对商业银行收益的影响研究——基于我国101家商业银行的分析》,《现代经济探讨》第6期,第32-38页、第55页。
- 21.沈伟, 2018:《金融科技的去中心化和中心化的金融监管——金融创新的规制逻辑及分析维度》,《现代法学》第3期,第70-93页。
- 22.沈悦、郭品, 2015:《互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率》,《金融研究》第3期,第160-175页。
- 23.唐松、伍旭川、祝佳, 2020:《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》第5期,第52-66页、第9页。
- 24.王国刚、张扬, 2015:《互联网金融之辨析》,《财贸经济》第1期,第5-16页。
- 25.王诗卉、谢绚丽, 2021:《经济压力还是社会压力:数字金融发展与商业银行数字化创新》,《经济学家》第1期,第100-108页。
- 26.王喆、陈胤默、张明, 2021:《传统金融供给与数字金融发展:补充还是替代?——基于地区制度差异视角》,《经济管理》第5期,第5-23页。
- 27.武卓, 2018:《论农村商业银行早期纠正机制的健全与完善》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期,第144-151页。
- 28.杨东, 2018:《监管科技:金融科技的监管挑战与维度建构》,《中国社会科学》第5期,第69-91页、第206页。
- 29.尹海员、王盼盼, 2015:《我国互联网金融监管现状及体系构建》,《财经科学》第9期,第12-24页。
- 30.张正平、江千舟, 2018:《互联网金融发展、市场竞争与农村金融机构绩效》,《农业经济问题》第2期,第50-59页。
- 31.郑万腾、赵红岩, 2021:《数字金融发展能驱动区域技术创新收敛吗?——来自中国284个城市的经验证据》,《当代经济科学》第6期,第99-111页。
- 32.周鸿卫、田璐, 2019:《农村金融机构信贷技术的选择与优化——基于信息不对称与交易成本的视角》,《农业经济问题》第5期,第58-64页。
- 33.朱太辉、张或通, 2021:《农村中小银行数字化转型研究》,《金融监管研究》第4期,第36-58页。
- 34.Haans, R. F. J., C. Pieters, and Z. He, 2016, “Thinking about U: Theorizing and Testing U- and Inverted U-shaped

Relationships in Strategy Research”, *Strategic Management Journal*, 37(7): 1177-1195.

35.Jagtiani, J., and C. Lemieux, 2018, “Do Fintech Lenders Penetrate Areas That Are Underserved By Traditional Banks?”, *Journal of Economics and Business*, 100(3): 43-54.

36.Kidwell, B., and R. Turrisi, 2004, “An Examination of College Student Money Management Tendencies”, *Journal of Economic Psychology*, 25(5): 601-616.

37.Lind, J., and H. Mehlum, 2010, “With or without U? The Appropriate Test for an U-shaped Relationship”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72(1): 109-118.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;

²江西财经大学经济学院)

(责任编辑: 胡 祎)

The Impact of Digital Finance Development on the Operational Risks of Rural Financial Institutions: A Study Based on the Moderating Effect of Financial Supervision Intensity

ZHANG Yue ZHOU Yingheng

Abstract: As an important part of China's financial system, rural financial institutions have been undertaking the major task of serving agriculture, rural areas and farmers. In recent years, digital finance has achieved stable development in rural areas. In this context, what impact can the stable development of digital finance in rural areas have on the operational risks of rural financial institutions? How to adjust the intensity of supervision to realize the harmonious development of digital finance and rural traditional financial institutions? Based on the characteristics of rural financial institutions, this article analyzes the theoretical mechanism of digital finance development on the operational risks of rural financial institutions. The study conducts an empirical test based on the unbalanced panel data of 283 rural financial institutions nationwide from 2011 to 2019. The study finds that, firstly, there is an "inverted U-shaped" curve relationship between the development level of digital finance and the operational risks of rural financial institutions. With the development of digital finance, the operational risks of rural financial institutions increase firstly and then decrease. Secondly, financial supervision plays a regulatory role in the relationship between the development level of digital finance and the operational risks of rural financial institutions. The higher the intensity of financial supervision, the flatter the curve between the development level of digital finance and the operational risks of rural financial institutions, and the inflection point of the curve moves to the left. Thirdly, further analysis finds that digital finance promotes digital transformation of rural financial institutions, and this promotion effect has a nonlinear characteristic of increasing marginal effect. The above conclusions have implications for promoting the development of inclusive finance, optimizing the government role and stabilizing rural financial market in the future.

Keywords: Digital Finance; Supervision Intensity; Operational Risk; Digital Transformation

农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的动态影响*

——基于农信社改制为农商行的准自然实验分析

吴本健¹ 罗 玲¹ 王 蕾²

摘要：农村信用社一度是中国农村金融市场上的“垄断供给者”，其商业化改革能否真正有效地惠及农民并缩小县域内城乡收入差距？在理论分析的基础上，本文基于2010—2019年982家农村信用社和农村商业银行的平衡面板数据实证分析了农村信用社商业化改革对县域内城乡收入差距的影响。研究发现，农村信用社商业化改革对县域内城乡绝对收入差距产生正U型影响，即农村信用社商业化改革在初期会缩小城乡绝对收入差距，改革5~6年后开始扩大城乡绝对收入差距，但农村信用社商业化改革会使县域内城乡相对收入差距持续扩大；金融支农力度在农村信用社商业化改革对县域内城乡收入差距的影响中发挥中介作用。进一步研究发现，农村信用社商业化改革对邻近县域城乡收入差距存在倒U型影响，且在东部地区该影响更大；农信系统发展规模扩大、法人持股比例适度提高、金融机构数量增加均有助于缩小县域内城乡收入差距。

关键词：农信社 商业化改革 城乡收入差距 金融支农 县域经济

中图分类号：F832 **文献标识码：**A

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求，而消除两极分化、缩小居民收入差距是促进共同富裕的重要内容。中国的二元经济结构导致居民收入差距在很大程度上表现为城乡收入差距（王松奇等，2016；张昭和王爱萍，2016）。农村资金外流被认为是城乡收入差距扩大的原因之一，而农村金融机构曾一度被认为是农村地区资金外流的主要渠道之一（温铁军等，2013）。2000年以来，金融监管放松加快了

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“新时期的小额信贷与相对贫困治理：理论反思、机制分析及路径优化”（项目编号：72073151）、国家自然科学基金青年项目“农村正规金融发展、金融空间演化与县域内城乡收入差距”（项目编号：71603306）、北京市社会科学基金重点项目“缓解相对贫困的长效机制及其北京应用研究”（项目编号：21JJA002）的资助。感谢匿名审稿人的意见，文责自负。

中国金融市场化进程，其中农村正规金融机构市场化改革促进了城乡资金自由流动，在商业化金融机构逐利属性和涉农群体高风险特征的共同作用下，农村地区资金加速外流（温铁军等，2013；周振等，2015），对城乡收入差距产生了“诅咒”效应。2009年，中国城乡居民收入差距达到了历史峰值。为了推动城乡一体化建设，农村信用社（简称“农信社”）作为农村金融市场的主力军，经历了建立省联社、统一县乡两级法人、股份制改革等一系列改革。在“省联社-县级法人主体”管理模式，县域农信社法人主体受到省联社的强管理，而农信社改制为农村商业银行（简称“农商行”）后，省联社监管放松，农商行经营自主权扩大，因而这是一个农村金融机构市场化的过程（马九杰等，2020）。2021年中央“一号文件”强调要“加大对机构法人在县域、业务在县域的金融机构的支持力度，推动农村金融机构回归本源”^①。那么，农信系统^②作为农村金融市场的主力军，大规模开展商业化改革能否推动农信系统回归本源，真正服务“三农”，进而缩小县域内城乡收入差距？这是一个需要深入探索和论证的问题。

学术界针对金融市场化对城乡收入差距影响的研究尚未得出一致结论。一方面，部分学者指出金融市场化会扩大城乡收入差距（钟腾等，2020），这一观点在中国得到证实。中国二元经济结构特征突出，农村的金融抑制与城镇的金融深化现象并存（韩其恒和李俊青，2011）。金融市场化强化了农村金融机构的商业属性，促使它们追求利润最大化，导致贷款规模小、成本高、风险大的涉农群体难以从正规金融部门获得贷款（汪昌云等，2014），而精英群体却能利用自身优势占有更多金融资源，表现为普遍存在的“精英俘获”现象（温涛等，2016），导致农村地区资金加速流向城市（温涛等，2005；钟腾等，2020），城乡收入差距进一步扩大。另一方面，部分研究发现金融市场化会通过直接效应和“涓滴效应”缩小城乡收入差距（Beck et al., 2007; Agnello et al., 2012; Delis et al., 2014）。金融市场化旨在放松或消除政府管制，市场机制主导下的金融竞争加剧，这将推动金融机构改善资金状况，提高服务质量和效率（Abiad and Mody, 2005），扩大服务范围。在农村地区资本稀缺时，农村资本边际收益率高于城镇，这将增加金融机构对农村居民的信贷供给，这被称为金融市场化的直接减贫效应（Burgess and Pande, 2005; 姚耀军和李明珠，2014; 吕勇斌和赵培培，2014）。金融市场化还可通过“涓滴效应”缩小城乡收入差距（Aghion and Bolton, 1997），即金融市场化发展可以促进经济增长，而贫困农村地区可以通过“涓滴效应”从经济增长中获益（Dollar and Kraay, 2002），而且有研究发现金融发展“涓滴效应”的减贫效应甚至比直接效应更大（崔艳娟和孙刚，2012）。

已有研究大多从宏观层面探究金融市场化对城乡收入差距的影响，但难以捕捉到微观金融机构改革对城乡收入差距产生的实际效果。农信社作为农村微型金融的典型代表，已有研究发现，现阶段农信社改制为农商行显著提升了其金融支农水平（马九杰等，2020），并且农信社发展对县域经济增长的影响存在门槛效应，当农信社发展规模低于门槛值时，对县域经济增长存在显著的“赐福”效应，

^①参见《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》，http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202102/t20210221_6361863.htm。

^②农信系统包括农村商业银行、农村合作银行和农村信用社。

当发展规模高于门槛值时则会产生“诅咒”效应（张珩等，2021）。然而，鲜有文献讨论农信社商业化改革会对县域内城乡收入差距产生怎样的影响。

理论上，中国农信社的原股东多且分散，这导致极易产生“搭便车”行为，形成“管理者控制”局面，损害农信社效率（穆争社，2011）。为社员提供服务的“合作性”的农信社开展商业化改革后，通过转换原社员股金、清理核算原资产、资格股转换为投资股、建立“三会一层”管理机制等措施，达到资产状况优化、产权明晰、管理流程规范等目标，改善了服务能力和服务效率，提升了机构经营安全性和盈利能力（谢庆健等，2002），增强了可持续发展能力（张兵和曹阳，2010），农村和城镇居民的信贷供给得以进一步增加。相较于城镇居民，农户的资金更加稀缺，资金给他们带来的边际报酬更高，因而农信社商业化改革可能有助于缩小县域内城乡收入差距。与此同时，农信社商业化改革弱化了其政策属性而增强了其商业属性，为了增加利润、降低经营风险，商业化改革可能促使其客户“机构化”，产生“脱农离农”现象，进而扩大县域内城乡收入差距。那么，农信社商业化改革到底能否真正惠及农村群体并缩小县域内城乡收入差距？此外，由于邻近县域经济金融活动密切相关，尤其在“省联社-县级法人主体”管理模式，省联社统一管理同一省域内的所有农信社，农信社之间的联系进一步加强，那么本县农信社商业化改革是否会对邻近县域的城乡收入差距产生空间溢出效应？本文将围绕这些问题展开研究。

二、理论机制与研究假说

20 世纪 90 年代中期以后，中国先是清理了“两会一部”^①，而后国有商业银行撤并营业点，逐渐从农村地区撤出，这些措施的实施从客观上强化了农信社在农村金融市场的主导地位，使农信社在一定意义上成为农村金融市场的“垄断供给者”（马九杰和吴本健，2012）。从 1996 年开始，中国农信社试点统一县乡两级法人，形成以“省联社-县级法人主体”为主的管理模式，以股份化、市场化为中心的改革不断深化，对县域内城乡收入差距产生了深远影响。

（一）本地效应

在改革初期，由于关注自身建设、担心“离农”倾向和资金边际报酬递减等原因，农信社商业化改革会推动县域内城乡收入差距缩小。第一，农信社商业化改革初期，为了强化自身经营能力，会加大对自身软件和硬件的投入，提升管理层水平，这在一定程度上挤占了业务拓展所需要的资金。农商行挂牌是一般意义上农信社完成股份制改革的标志，实际上真正的转制应是“换汤又换药”“换牌转机制”，而建立符合现代商业银行可持续发展要求的长效机制是无法一蹴而就的。农信社改制为农商行后，享受的政策优惠减少，面临的市场生存竞争加剧，同时原农信社的部门设置不合理、缺乏员工激励机制、治理能力薄弱、员工综合素质不佳等历史遗留问题成为商业化改革初期面临的现实难题，农商行亟须转型升级内部运行机制和管理体系，全面提升抗风险能力并重塑竞争力，以适应新的生存环境。所以，农商行采取撤销冗余旧部门、设立新部门（贷款审查委员会等）、购入先进硬件设

^① “两会一部”指农村合作基金会、农户互助储金会和供销社股金服务部。

备、清退旧“问题员工”、引进高质量管理人才、培训旧员工、改革薪酬制度等一系列措施来提升运行效率和管理能力。这导致商业化改革初期建设成本骤增，挤占了农商行拓展业务所需资金。同时，机构调整过程中的人事变动也会损害经营效率，短期内会导致农商行存贷比降低。一般而言，城镇居民存贷额较高，而农户存贷额小、遭受信贷配给的程度高，因此，农商行业务资金缩水使得高收入群体的利益损失更大，这在一定程度上导致城乡收入差距缩小。第二，中国对农信系统金融机构的定位是服务“三农”、“支农支小”，在农信社完成商业化改革的初期，政府和社会的关注度很高，这使得农商行绷紧“合规弦”，对监管政策保持很高的敏感性和关注度，在配置有限的业务资金时更注重增强金融支农力度，从而促进农民增收，缩小县域内城乡收入差距。第三，新古典理论认为，要素越稀缺，其边际报酬越高。与城镇居民相比，农村地区及涉农群体遭受的金融排斥程度更高，资金稀缺程度更高。若不考虑其他因素，商业化改革后的农商行会增加对边际报酬较高的农村地区及涉农群体的信贷供给，而金融支农力度的增加将促进农民增收，在一定程度上缓解县域内城乡收入不平等。

在改革中后期，农信社商业化改革会扩大县域内城乡收入差距。第一，经过商业化改革初期的转型升级，原农信社的历史遗留问题得以解决，软件和硬件设施建设完善，这一阶段股份制优势才真正得以发挥。农商行资产状况优化、服务能力增强，虽有助于增加金融支农力度，但农商行“蛋糕做大”后会将富余资金向城镇居民放贷，而由于城镇地区的生产率比农村地区更高，这导致城乡收入差距扩大。第二，与改革初期相比，商业化改革中后期对监管政策的敏感性和关注度逐渐下降，农商行会出现“做大不做小、贷城不贷乡”的“使命漂移”倾向，增加城镇信贷供给的同时减少农村信贷供给，即降低金融支农力度，从而扩大县域内城乡收入差距。第三，在农村资金极度稀缺、城乡资金禀赋差异非常大时，农村资金的边际报酬非常高，资金会通过商业化手段流入农村，但在农信社商业化改革中后期，城乡资金禀赋差异缩小，城乡资本边际报酬率差异也缩小，资金将不再自动流入农村地区。根据对“卢卡斯之谜”的解释，如果忽略贫穷地区资本市场的不完全性及与富裕地区人力资本的差异，那么两者之间的资本边际报酬差距就微乎其微（Lucas, 1990）。但现实是在相对贫穷的农村地区开展金融业务面临信息不对称、交易成本高等问题，注重风险控制、追求利润最大化的农商行在提供金融服务时存在地理歧视，倾向于向城镇地区提供服务，且更倾向于服务“机构型”客户，产生“脱农离农”现象，从而扩大城乡收入差距。由此，本文提出如下假说：

H1：农信社商业化改革先缩小后扩大县域内城乡收入差距。

H2：金融支农力度在农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的影响中发挥中介作用。

（二）空间效应

农信社商业化改革除了影响县域内城乡收入差距，还会对邻近县域的城乡收入差距产生空间溢出效应。具体来说，本县农信社商业化改革初期会通过“虹吸效应”扩大邻县城乡收入差距，后期会通过“学习效应”和“示范效应”缩小邻县城乡收入差距。

首先，本县农信社改制为农商行后，在利润和竞争驱动下，倾向于将部分资金配置到高收益率地区和群体。相较于本县农户，投资邻县的城镇居民和中小企业具有更高的收益率，因此，本县农信社改制为农商行后，邻县的城镇居民和中小企业有了更多的信贷选择，信贷配给得到了一定的缓解，而

农村居民的信贷配给没有得到同步缓解，这会导致邻县城乡收入差距扩大。2019 年以前，中国允许中小银行开展跨区经营业务。2019 年 1 月，为了纠正农信社改制为农商行后“离农脱小”倾向增强的问题，银保监会提出农商行要“严格审慎开展综合化和跨区域经营，原则上机构不出县（区）、业务不跨县（区）”^①，农商行跨区域配置资金受到限制。实际上，对于资金需求旺盛的邻县居民而言，他们依然能够利用地缘、人缘、亲缘等优势从本县农商行获取到信贷资金，这一现象在社会资本更具优势的城镇居民和中小企业中更为突出，因此本县农信社商业化改革初期会导致邻县城乡收入差距扩大。

其次，由于邻近县域的经济社会特征相似、经济金融活动密切相关，邻近县域的农村金融机构具有较强的“学习效应”和“示范效应”。一般而言，理性的农信社会通过观察邻近县域或发展水平接近“兄弟社”的发展模式来优化自身发展（张珩等，2021）。并且在“省联社-县级法人主体”管理模式下，邻近县域农信系统产生排序竞争，进一步强化了这种“学习效应”和“示范效应”，并可能通过“后发优势”实现赶超。本县农信社改制为农商行一段时间后，“学习效应”和“示范效应”发挥作用，使得邻县农信社基于合作制优化治理结构、改进服务效率，甚至组织开展商业化改革，这本质上都会改善邻近县域农信社的服务能力，满足邻县居民的资金需求，且对农村居民的帮助更大，使得邻县城乡居民的收入差距缩小。据此，本文提出如下假说：

H3：农信社商业化改革对邻近县域的城乡收入差距产生倒 U 型空间溢出效应。

三、数据、变量与计量模型

（一）数据来源与样本代表性说明

1. 数据来源。本文数据来源于多个数据库。农信社和农商行特征变量数据（包括农信社是否改制、农信社改制为农商行的年限、涉农贷款比例、法人持股份额、自然人持股份额）来自于中国银行保险监督管理委员会；地区经济特征变量（包括一产占比、二产占比、金融深化程度、公共财政支出等）来自于 2011—2020 年（历年）《中国县域统计年鉴》；数字普惠金融指数数据源于北京大学数字金融研究中心公布的《北京大学数字普惠金融指数（2011-2020 年）》^②；农村金融机构营业网点数据源于 2011—2020 年（历年）《中国区域金融运行报告》；县域城镇居民人均可支配收入、农村居民人均可支配收入、农村居民人均纯收入数据^③来自于各县历年《政府工作报告》和《国民经济和社会发展统

^①参见《中国银保监会办公厅关于推进农村商业银行坚守定位 强化治理 提升金融服务能力的意见》，http://www.gov.cn/xinwen/2019-01/14/content_5357893.htm。

^②北大数字普惠金融指数的时间跨度为 2011—2020 年，所以，2010 年的数字普惠金融覆盖广度、使用深度、数字化程度数据根据增长率补齐。

^③由于从 2013 年开始，国家统计局正式实施城乡一体化住户调查，统一发布全体居民可支配收入和按常住地区分的城乡居民可支配收入。同时，为了满足政策制定的需要，在“十二五”期间仍推算发布农村居民纯收入，但自 2016 年开始，不再推算发布农村居民纯收入。所以，本文 2016 年之前使用农村居民人均纯收入数据，2016—2019 年使用农村居民人均可支配收入数据，但这一数据统计口径变化是整体范围内的调整，不影响实证中县域的排序。

计公报》。最终获取到 982 家农信社和农商行 2010—2019 年的平衡面板数据，涵盖了全国 24 个省份。没有获取到样本的省份包括：西藏（没有农信社体系），北京、上海、天津、重庆（这些地区的农信社和农商行是省级统一法人，统计口径不一致），青海、海南（数据缺失）。

2. 样本代表性说明。本文选取全国 24 个省份 982 个县的农信社和农商行作为样本，时间跨度为 2010—2019 年。样本中 2010 年前改制为农商行的农信社共 14 家，2010—2019 年改制为农商行的农信社数量为 580 家，2019 年末尚未改制的农信社为 388 家。图 1 展示了 2010—2019 年全国改制农信社数量与样本中改制农信社数量，可以看出，样本中改制农信社数量的年度变动趋势与全国的趋势基本一致，说明本文样本具有较强的代表性。

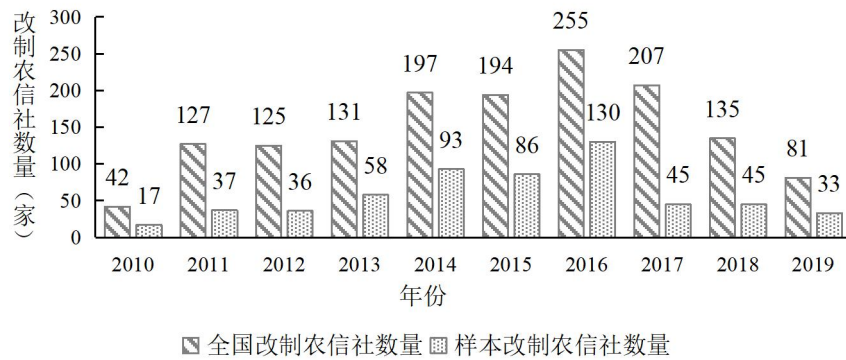


图 1 2010—2019 年农信社改制为农商行的数量变化

数据来源：全国农信社改制情况源于 2010—2019 年（历年）银保监会年报，样本农信社改制情况源于银保监会。

（二）变量选取与描述性统计

1. 被解释变量。本文模型的被解释变量有 3 个，分别为城乡收入差、城乡收入比和泰尔指数，三者共同衡量县域内城乡收入差距。

2. 核心解释变量。为了全面分析农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的影响，本文引入 2 个核心解释变量。第一个核心解释变量为“农信社是否开展商业化改革”，该变量为政策冲击变量，如果农信社在 t 年开展了商业化改革，则 t 年及以后年份该变量赋值为 1，否则赋值为 0。第二个核心解释变量为“农信社完成商业化改革的年限”，如果农信社在 t 年开展了商业化改革，则 t 年之前的年份该变量全部赋值为 0， t 年该变量赋值为 1， $t+1$ 年该变量赋值为 2，依此类推。

3. 中介变量。本文选取金融支农力度作为中介变量，金融支农力度采用农信社或农商行涉农贷款占总贷款的比重测度。

4. 控制变量。首先，本文控制了影响县域内城乡收入差距的重要地区经济特征变量，包括一产占比、二产占比、财政自给率、金融深化程度。其次，2010—2019 年，中国发生了大量可能会对城乡收入差距产生巨大影响的事件，包括精准扶贫精准脱贫方略的实施、数字金融的快速发展、村镇银行等农村金融机构的大规模成立等，因此，本文控制了公共财政支出、数字金融覆盖广度、数字金融使用

深度、数字金融数字化程度、每万人农信系统金融机构数量、每万人新型农村金融机构数量^①和每万人邮政储蓄银行营业网点数量。

5.其他变量。本文进一步讨论中涉及的变量包括发展规模、股权结构、农信系统金融机构数量。其中，发展规模选用农信社或农商行年末贷款余额与县域地区生产总值的比值来衡量；股权结构采用农信社或农商行法人持股份额与自然人持股份额的比值衡量；农信系统金融机构数量采用农信社、农商行和农村合作银行的营业网点数量之和衡量。变量定义与描述性统计如表1所示。

表1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
城乡收入差	县域内城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的差值（千元）	9820	13.46	4.50	-0.91	34.81
城乡收入比	县域内城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值	9820	2.55	0.75	0.96	8.29
泰尔指数	县域内城乡居民收入泰尔指数 ^a ×10	9820	1.01	1.02	0	6.06
农信社是否开展商业化改革	若农信社改制为农商行，改制当年及之后年份赋值为1，否则为0	9820	0.32	0.47	0	1
农信社完成商业化改革的年限	农信社改制为农商行的年限（年）	9820	1.90	2.24	0	19
金融支农力度	农信社或农商行涉农贷款额/总贷款额	9820	0.87	0.11	0.59	1
一产占比	县域第一产业增加值/地区生产总值	9820	0.20	0.10	0.05	0.39
二产占比	县域第二产业增加值/地区生产总值	9820	0.43	0.14	0.18	0.69
财政自给率	县域公共财政收入/公共财政支出	9820	0.32	0.20	0.07	0.78
金融深化程度	县域年末金融机构贷款余额/地区生产总值	9820	0.61	0.26	0.25	1.22
公共财政支出	县域一般公共预算支出（亿元）	9820	27.78	21.85	0.08	314.45
数字金融覆盖广度	省级数字普惠金融覆盖广度指数	9820	160.68	97.74	0.19	362.40
数字金融使用深度	省级数字普惠金融使用深度指数	9820	175.06	97.49	2.36	404.65
数字金融数字化程度	省级数字普惠金融数字化程度指数	9820	253.28	136.35	2.25	453.66
每万人农信系统金融机构数量	省级农信系统金融机构营业网点数/县域总人口数（个/万人）	9820	102.23	111.96	7.28	1405
每万人新型农村金融机构数量	省级新型农村金融机构营业网点数/县域总人口数（个/万人）	9820	4.27	6.33	0.04	132.50
每万人邮政储蓄银行营业网点数量	省级邮政储蓄银行营业网点数/县域总人口数（个/万人）	9820	45.89	51.65	2.59	755.75
发展规模	农信社或农商行年末贷款余额/县域地区生产总值	6874	0.25	0.14	0.02	1.96

^①新型农村金融机构包括村镇银行、贷款公司和农村资金互助社等。

(续表 1)

股权结构	农信社或农商行法人持股份额/自然人持股份额	6867	0.61	0.78	0	4.98
农信系统金融机构数量	各省农信社、农商行和农村合作银行营业网点数量之和 (千个)	9820	3.01	1.37	3.71	5.97

注: a 泰尔指数 = $\frac{\text{城镇居民收入}}{\text{总收入}} \times \ln\left(\frac{\text{城镇居民收入}}{\text{总收入}} / \frac{\text{城镇人口}}{\text{总人口}}\right) + \frac{\text{农村居民收入}}{\text{总收入}} \times \ln\left(\frac{\text{农村居民收入}}{\text{总收入}} / \frac{\text{农村人口}}{\text{总人口}}\right)$

(三) 模型构建

首先, 由于中国分批开展农信社商业化改革试点工作, 为了研究农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的影响, 本文构建渐进 DID 模型, 具体如下:

$$gap_{it} = \beta_0 + \beta_1 reform_{it} + \gamma Z_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, i 表示县域 (由于每个县只有一个农信社或农商行县域法人, 因此, i 也表示农信社或农商行), t 表示年份。 gap_{it} 表示 i 县 t 年的城乡收入差距, $reform_{it}$ 是核心解释变量 “农信社是否开展商业化改革”, 估计系数 β_1 是农信社开展商业化改革的效应, Z_{it} 为控制变量, ε_{it} 为随机扰动项。此外, 本文加入个体固定效应 u_i , 控制不随时间变化的农信社或农商行特征, 还加入时间固定效应 λ_t , 控制经济周期、政策变化等因素的干扰。

其次, 考虑到农信社完成商业化改革在初期、中后期对县域内城乡收入差距的作用可能存在差异, 为了估计农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的动态影响, 本文构建了含有 “农信社完成商业化改革的年限” 的非线性模型, 具体如下:

$$gap_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 age_{it}^2 + \varphi_2 age_{it} + \gamma Z_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中, age_{it} 表示 “农信社完成商业化改革的年限”, φ_1 和 φ_2 是 “农信社完成商业化改革的年限” 的平方项和一次项的回归系数, 其他变量的含义同 (1) 式。

再次, 本县农信社商业化改革在影响县域内城乡收入差距的同时, 还可能对邻近县域的城乡收入差距产生空间溢出效应, 因此需要通过构建空间计量模型予以验证。Pace and LeSage (2009) 通过对比分析空间杜宾模型、空间误差模型和空间自相关模型的估计结果, 发现空间杜宾模型是唯一能够得到无偏估计的模型。鉴于此, 本文构建空间杜宾模型如下:

$$gap_{it} = \rho W \cdot gap_{it} + \beta_1 reform_{it} + \theta_1 W \cdot reform_{it} + \gamma Z_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$gap_{it} = \rho W \cdot gap_{it} + \varphi_1 age_{it}^2 + \varphi_2 age_{it} + \theta_1 W \cdot age_{it}^2 + \theta_2 W \cdot age_{it} + \gamma Z_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(3) 式和 (4) 式中, W 表示空间权重矩阵, $W \cdot gap_{it}$ 表示 gap_{it} 的空间滞后项; ρ 表示空间自相关系数, 用以衡量邻近县域城乡收入差距对本县城乡收入差距的影响; $W \cdot reform_{it}$ 、 $W \cdot age_{it}^2$ 、 $W \cdot age_{it}$ 分别表示 $reform_{it}$ 、 age_{it}^2 和 age_{it} 的空间滞后项; θ_1 和 θ_2 为空间滞后项的系数。

由于相近事物间的关联更紧密, 本文以空间单元之间的距离远近为依据构建了地理距离权重矩阵

W 。对于空间中的 n 个县域, d_{ij} 表示以经纬度数据计算的县域 i 和县域 j 之间的地理距离 ($i \neq j$), 则矩阵主对角线元素为 0, 其他元素为两地距离平方的倒数 ($w_{ij} = 1/d_{ij}^2$)。那么, 空间权重矩阵为:

$$W = \begin{pmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{pmatrix} \quad (5)$$

最后, 为了检验农信社商业化改革通过何种机制影响县域内城乡收入差距, 本文采用逐步检验回归系数的方法 (Baron and Kenny, 1986) 进行机制检验。具体模型如下:

$$gap_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 age_{it}^2 + \varphi_2 age_{it} + \gamma Z_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$M_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 age_{it}^2 + \sigma_2 age_{it} + \gamma Z_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$gap_{it} = \kappa_0 + \kappa_1 age_{it}^2 + \kappa_2 age_{it} + \kappa_3 M_{it} + \gamma Z_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

(6) ~ (8) 式是非线性的中介效应检验模型。其中, φ_1 、 φ_2 代表农信社完成商业化改革的年限对其所属县域城乡收入差距的总效应, κ_1 、 κ_2 代表农信社完成商业化改革的年限对本县域城乡收入差距的直接效应, $\sigma_1 \kappa_3$ 、 $\sigma_2 \kappa_3$ 表示中介效应。若 φ_1 显著且 σ_1 和 κ_3 也显著, 则说明两者非线性关系中的中介效应显著; 若 φ_1 不显著, φ_2 显著, 且 σ_2 和 κ_3 也显著, 则说明两者线性关系中的中介效应显著。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归分析

表 2 报告了农信社商业化改革对县域内城乡收入差距影响的回归结果。其中, (1)、(3)、(5) 列是“农信社是否开展商业化改革”作为核心解释变量的回归结果, (2)、(4)、(6) 列是“农信社完成商业化改革的年限”作为核心解释变量的回归结果。

(1) 列结果显示, “农信社是否开展商业化改革”变量显著, 系数符号为负, 这意味着农信社开展商业化改革能够缩小县域内城乡绝对收入差距。(3) 列和 (5) 列结果显示, “农信社是否开展商业化改革”变量显著, 系数符号均为正, 说明农信社开展商业化改革会扩大县域内城乡相对收入差距。

根据 (2)、(4)、(6) 列结果, “农信社完成商业化改革的年限”的平方项在对城乡收入差、城乡收入比、泰尔指数的回归中均显著, 系数符号均为正; 同时, (2) 列中一次项显著, 系数符号为负, 说明在定义域内 (农信社完成商业化改革的年限大于等于 0), “农信社完成商业化改革的年限”对县域内城乡绝对收入差距存在正 U 型影响, 即先缩小后扩大城乡绝对收入差距, 本文的假说 H1 得证。(4) 列和 (6) 列中一次项在 5% 的水平上显著, 系数符号均为正, 在定义域内, “农信社完成商业化改革的年限”对县域内城乡相对收入差距的影响加速递增, 说明农信社商业化改革会扩大县域

内城乡相对收入差距。

表 2 基准回归结果

	城乡收入差		城乡收入比		泰尔指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农信社是否开展商业化改革	-0.244*** (0.051)		0.022** (0.012)		0.029** (0.012)	
农信社完成商业化改革的年限的平方		0.018*** (0.002)		0.001** (0.000)		0.004*** (0.001)
农信社完成商业化改革的年限		-0.215*** (0.022)		0.010** (0.004)		0.013** (0.005)
一产占比	0.745 (0.623)	0.935 (0.621)	0.894*** (0.118)	0.879*** (0.118)	1.925*** (0.152)	1.880** (0.151)
二产占比	0.051 (0.374)	0.022 (0.373)	-0.077 (0.071)	-0.075 (0.071)	0.094 (0.092)	0.095 (0.091)
财政自给率	0.042 (0.199)	-0.088 (0.199)	-0.073* (0.038)	-0.085** (0.038)	-0.402*** (0.049)	-0.430*** (0.048)
金融深化程度	-0.169 (0.125)	-0.083 (0.125)	-0.074*** (0.024)	-0.088*** (0.024)	-0.152*** (0.030)	-0.184*** (0.030)
公共财政支出	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
数字金融覆盖广度	0.463*** (0.038)	0.460*** (0.038)	0.039*** (0.007)	0.036*** (0.007)	0.030*** (0.009)	-0.039*** (0.009)
数字金融使用深度	-0.206*** (0.015)	-0.199*** (0.015)	0.003 (0.003)	0.000 (0.003)	0.093*** (0.004)	0.087*** (0.004)
数字金融数字化程度	0.046*** (0.010)	0.049*** (0.010)	0.003* (0.002)	0.001 (0.002)	0.009*** (0.002)	0.004* (0.002)
每万人农信系统金融机构数量	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
每万人新型农村金融机构数量	-0.009* (0.005)	-0.010** (0.005)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)
每万人邮政储蓄银行营业网点数量	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
常数项	8.509*** (0.332)	8.517*** (0.331)	2.580*** (0.063)	2.603*** (0.063)	1.195*** (0.081)	1.254*** (0.080)
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	9820	9820	9820	9820	9820	9820
R ²	0.840	0.841	0.312	0.316	0.649	0.656

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

上述分析表明，农信社完成商业化改革在初期导致县域内城乡绝对收入差距缩小、相对收入差距扩大；此后，农信社商业化改革使得城乡相对收入差距扩大的同时，也使得绝对收入差距开始扩大。为分析非线性关系的边际效应，本文分别做了“农信社完成商业化改革的年限”的平方项和一次项对城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入的回归结果，并基于回归结果绘制了变量之间的函数图像（见图 2）。如图 2 所示，农信社完成商业化改革在初期导致农村和城镇居民人均收入降低，且城镇居民收入降幅更大；此后，农信社完成商业化改革使居民收入逐渐提高，且城镇居民的增收效果更好。究其原因，农信社在完成商业化改革初期将大量资金用于机构自身软硬件建设，一定程度上挤占了业务拓展所需要的资金，并且农商行管理机制调整过程中的人事变动短期内会损害经营效率，导致农商行存贷比降低，不利于居民增收，尤其是城镇居民。而农信社完成商业化改革的中后期，软件和硬件设施建设完善，股份制优势得以发挥，资产状况优化、服务能力增强，对城乡居民的资金供给增加，城乡居民得以增收，且对城镇居民的影响更大。

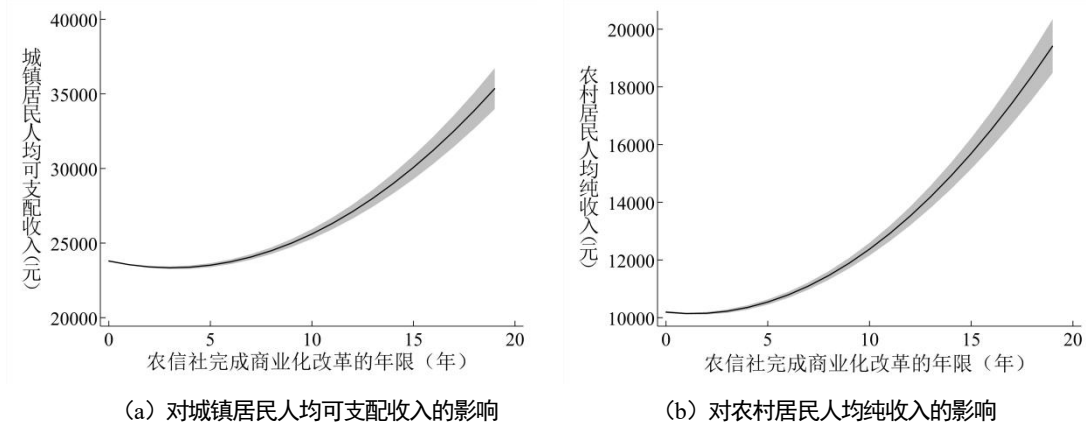


图 2 农信社完成商业化改革的年限与城乡居民人均收入之间的非线性关系图

注：图中阴影部分为 95%的置信区间，图中各点切线的斜率表示该点的边际效应。

（二）机制分析

农信社完成商业化改革的年限对县域内城乡收入差距影响中的中介效应检验结果如表 3 所示。(1) 列汇报了“农信社完成商业化改革的年限”对金融支农力度的回归结果，平方项系数符号为负，一次项系数符号为正，且都在 1%的水平上显著，说明“农信社完成商业化改革的年限”对金融支农力度产生倒 U 型影响；(2)～(4) 列汇报了“农信社完成商业化改革的年限”、金融支农力度对县域内城乡收入差距影响的回归结果，“农信社完成商业化改革的年限”的平方项和一次项都通过了显著性检验，同时金融支农力度变量显著，系数符号为负，这说明金融支农力度发挥了部分中介效应。通过计算可得，“农信社完成商业化改革的年限”对县域内城乡绝对收入差距正 U 型影响的拐点是 5.97 年，“农信社完成商业化改革的年限”对金融支农力度倒 U 型影响的拐点是 6 年，拐点出现的时间节点相近，这进一步证实了支农力度的中介作用，假说 H2 得证。

表 3 基于逐步法的中介效应检验结果

	支农力度 (1)	城乡收入差 (2)	城乡收入比 (3)	泰尔指数 (4)
农信社完成商业化改革的年限的平方	-0.001*** (0.000)	0.017*** (0.002)	0.001** (0.000)	0.004*** (0.001)
农信社完成商业化改革的年限	0.012*** (0.001)	-0.208*** (0.022)	0.011*** (0.004)	0.011** (0.005)
金融支农力度		-0.566*** (0.210)	-0.184*** (0.040)	-0.249*** (0.051)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.909*** (0.015)	8.430*** (0.348)	2.828*** (0.066)	1.549*** (0.085)
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	9820	9820	9820	9820
R ²	0.070	0.842	0.317	0.653

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为标准误。

(三) 空间溢出效应分析

本文基于地理距离权重矩阵估计了空间杜宾模型，回归结果如表 4 所示。回归方程中的空间自相关系数在 5%的水平上显著，符号为正，说明邻近县域与本县的城乡收入差距存在显著的正向关联。

(1) 列结果显示，“农信社是否开展商业化改革”的系数为负，且在 1%的水平上显著，即考虑空间相关性后，农信社开展商业化改革仍然能够缩小县域内城乡绝对收入差距；“农信社是否开展商业化改革”的空间滞后项显著，系数符号为正，说明农信社开展商业化改革对县域城乡收入差距的影响具有溢出效应，即农信社开展商业化改革会扩大邻近县域的城乡收入差距。由(2)列结果可知，“农信社完成商业化改革的年限”的平方项和一次项在 1%的水平上显著，平方项系数为正，一次项系数为负，说明考虑空间相关性后，农信社完成商业化改革的年限对县域内城乡收入差距的正 U 型影响仍然存在。从解释变量的空间滞后项看，“农信社完成商业化改革的年限”的平方项和一次项的空间滞后项在 5%的水平上显著，平方项系数符号为负，一次项系数符号为正。这说明，农信社完成商业化改革的年限对邻近县域城乡收入差距的影响为倒 U 型。即农信社完成商业化改革在初期会通过“虹吸效应”扩大邻近县域的城乡绝对收入差距；此后，农信社完成商业化改革会通过“学习效应”和“示范效应”对邻县产生正向空间溢出效应，缩小邻近县域的城乡绝对收入差距。本文的假说 H3 得证。

表 4 空间杜宾模型回归结果

	城乡收入差	
	(1)	(2)
空间自相关系数	0.059** (0.026)	0.062** (0.026)

(续表 4)

农信社是否开展商业化改革	-0.247*** (0.048)	
农信社完成商业化改革的年限的平方		0.017*** (0.002)
农信社完成商业化改革的年限		-0.213*** (0.020)
空间滞后项		
农信社是否开展商业化改革	0.367** (0.175)	
农信社完成商业化改革的年限的平方		-0.018** (0.009)
农信社完成商业化改革的年限		0.172** (0.077)
控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
观测值数	9820	9820
R ²	0.399	0.407

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为标准误。

(四) 异质性分析

中国东部和中西部地区在经济发展水平、金融深化程度、信用环境和市场竞争程度等方面都存在显著差异。东部地区地理位置优越、经济发展基础良好，国家本着“先富带动后富”的原则鼓励东部地区率先发展，东部成为大量改革的试点地区，这些试点地区在积累了丰富改革经验的同时，也建立起相对完善的金融市场体系。相对而言，受到地理位置和经济基础等方面的限制，中西部地区金融发展缓慢，农村金融供给组织体系单一，金融市场缺乏活力。这导致农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的影响在不同地区之间可能存在差异。

本文采用分样本回归分析东部、中西部地区农信社完成商业化改革的年限对县域内城乡收入差距的影响，回归结果如表 5 所示。表 5 的 (1) ~ (3) 列汇报了基于中西部地区样本的回归结果。(1) 列对城乡绝对收入差距的回归结果显示，“农信社完成商业化改革的年限”的平方项不显著，一次项显著，系数符号为负，所以定义域内的影响为单调递减，说明中西部地区农信社商业化改革能缩小县域内城乡绝对收入差距；(2) ~ (3) 列对城乡相对收入差距的回归结果显示，“农信社完成商业化改革的年限”的平方项和一次项均显著，系数符号均为正，这说明在定义域内中西部地区农信社商业化改革会持续扩大县域内城乡相对收入差距。(4) ~ (6) 列汇报了基于东部地区样本的回归结果。

(4) 列对城乡绝对收入差距的回归结果显示，“农信社完成商业化改革的年限”的平方项在 1%的水平上显著，系数符号为正，但一次项不显著，说明东部地区农信社商业化改革扩大了县域内城乡绝对

收入差距；（6）列结果显示，“农信社完成商业化改革的年限”的平方项显著，系数符号为正，一次项也显著，系数符号为负，说明东部地区农信社商业化改革会先缩小后扩大县域内城乡相对收入差距。

表 5 地区异质性分析回归结果

	中西部地区			东部地区		
	城乡收入差	城乡收入比	泰尔指数	城乡收入差	城乡收入比	泰尔指数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农信社完成商业化改革的年限的平方	-0.005 (0.003)	0.001* (0.001)	0.003*** (0.001)	0.027*** (0.004)	0.000 (0.000)	0.002*** (0.000)
农信社完成商业化改革的年限	-0.104*** (0.027)	0.013** (0.006)	0.033*** (0.007)	-0.072 (0.045)	0.006 (0.004)	-0.021*** (0.003)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	9.454*** (0.323)	2.836*** (0.076)	1.776*** (0.090)	8.536*** (1.013)	2.405*** (0.096)	0.147*** (0.074)
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	7470	7470	7470	2350	2350	2350
R ²	0.867	0.360	0.740	0.788	0.258	0.525

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

为了解释产生上述结果的原因，本文基于回归结果分别绘制了中西部、东部地区农信社完成商业化改革的年限与县域内城乡收入差距之间的非线性关系图，其中，图 3 基于表 5 的（1）和（3）列结果绘制，图 4 基于表 5 的（4）和（6）列结果绘制。图 3 显示，中西部地区农信社商业化改革导致城乡绝对收入差距缩小和相对收入差距扩大同时出现，说明中西部地区农信社商业化改革导致县域内城乡居民人均收入水平同时降低，并且城镇居民人均可支配收入降幅更大。对此可能的解释有两种：第一，县联社在法律上是独立法人主体，但在“省联社-县级法人主体”管理模式下，县联社在经营管理上受到省联社诸多掣肘，中西部经济欠发达省份很多经营管理比较落后或实力较弱的农商行均受到省联社的强管理，这引发了县联社经营管理中的一系列问题，所以经济欠发达地区农商行在省联社的强管理之下，其不良贷款率、关注类贷款比例、逾期贷款比例均处于较高水平，资产质量问题较为严重。第二，在商业化改革的大潮中，农信社存在集中资金优化硬性指标的动机，据此达到转制目的，导致转制初期成为真正的过渡期。商业化经营对机构提出更高要求，但中西部地区大部分农信社的资金状况和管理体制存在较多问题，完成转制后问题显露，导致经营出现问题。农信系统金融机构作为县域农村金融市场的主力军，它们经营不佳将对城乡居民的信贷供给产生负面影响，导致居民收入降低，尤其对城镇居民的影响更显著，最终缩小绝对收入差距并扩大相对收入差距。

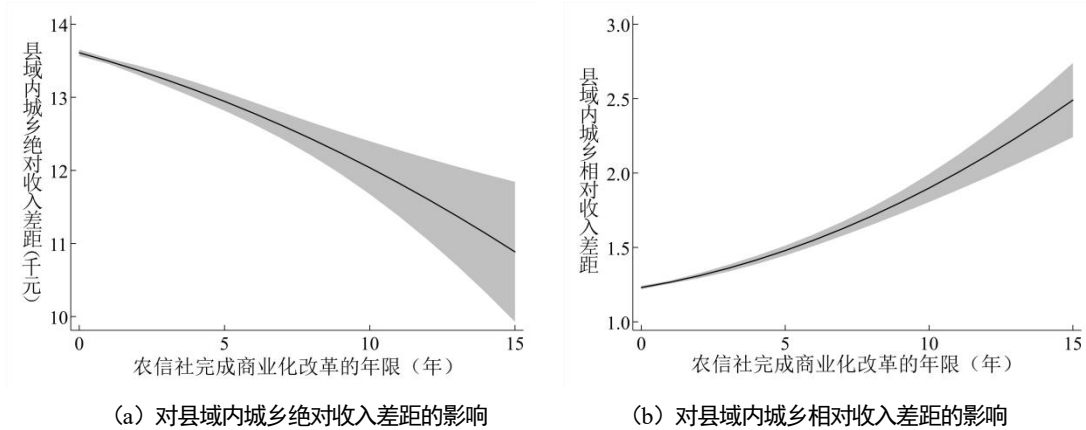


图3 中西部地区农信社完成商业化改革的年限与县域内城乡收入差距之间的非线性关系图

注：图中阴影部分为95%的置信区间，图中各点切线的斜率表示该点的边际效应。

图4显示，东部地区农信社商业化改革导致县域内城乡绝对收入差距扩大，相对收入差距先缩小后扩大。这意味着东部地区农信社商业化改革使得县域内城乡居民人均收入同时增加，且城镇居民人均可支配收入增幅更大。究其原因，东部发达省份的农信社发展状况更好，并且率先尝试推进省联社简政放权，使得农商行经营管理的自主权增加，根据充分信息做出人事任命，资金配置等决策更有利于改善机构经营状况和盈利能力，从而增加信贷供给。在利润驱动下，农商行对城镇居民的信贷增幅高于对农村居民的信贷增幅。

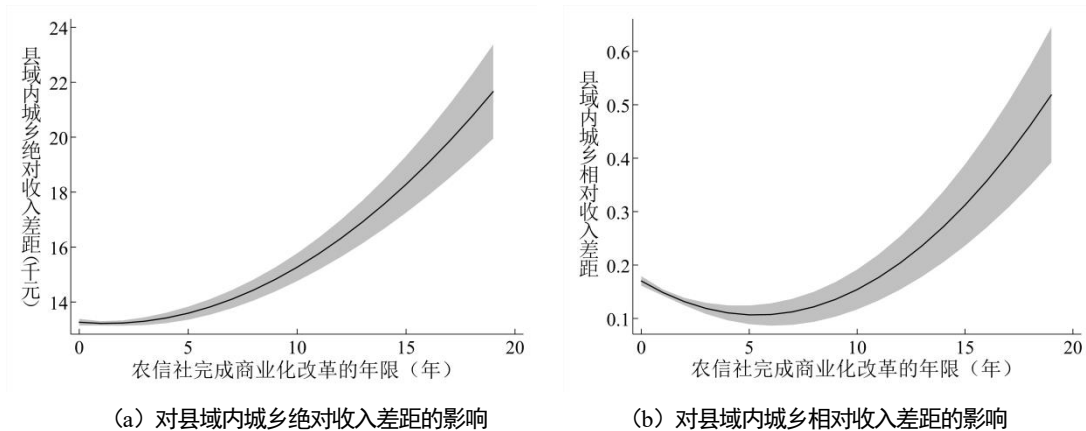


图4 东部地区农信社完成商业化改革的年限与县域内城乡收入差距之间的非线性关系图

注：图中阴影部分为95%的置信区间，图中各点切线的斜率表示该点的边际效应。

五、稳健性检验与进一步讨论

(一) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。双重差分方法有效的前提之一是处理组和控制组在政策发生前满足平行趋势假设。为了验证渐进DID模型的有效性，本文参考Jacobson（1993）和马九杰等（2020），采用事件研究法进行平行趋势检验。为了绘制平行趋势检验图形，需要先构建如下回归模型：

$$gap_{it} = \beta_0 + \sum_{-5 \leq k \leq 6} \delta_k D_{it}^k + \gamma Z_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(9) 式中, i 表示县域 (由于每个县只有一个农信社或农商行县域法人, 因而 i 也表示农信社或农商行), t 代表年份, D_{it}^k 表示 i 县农信社开展商业化改革前后第 $|k|$ 年的虚拟变量。假设农信社开展商业化改革的年份为 r_i , 则当 $t - r_i = k$ 时, $D_{it}^k = 1$, 否则 $D_{it}^k = 0$ 。本文将农信社开展商业化改革前的第 6 年作为回归基期。其他变量的定义与 (1) 式相同。回归系数 δ_k 的含义为农信社商业化改革 k 年前 (后) 对县域内城乡收入差距的影响, 若 δ_k ($k < 0$) 的估计结果不显著, 则说明 D_{it}^k 的系数与基期没有显著差异, 从而支持平行趋势假设。图 5 展示了检验结果, 纵坐标是系数 δ_k 的估计结果及其 95% 置信区间, 横坐标表示农信社开展商业化改革前后的相对时间, $k = -5$ 表示农信社开展商业化改革前的第 5 年, $k = 6$ 表示开展商业化改革后的第 6 年。如图 5 所示, 农信社开展商业化改革之前, 处理组和控制组满足平行趋势假设。

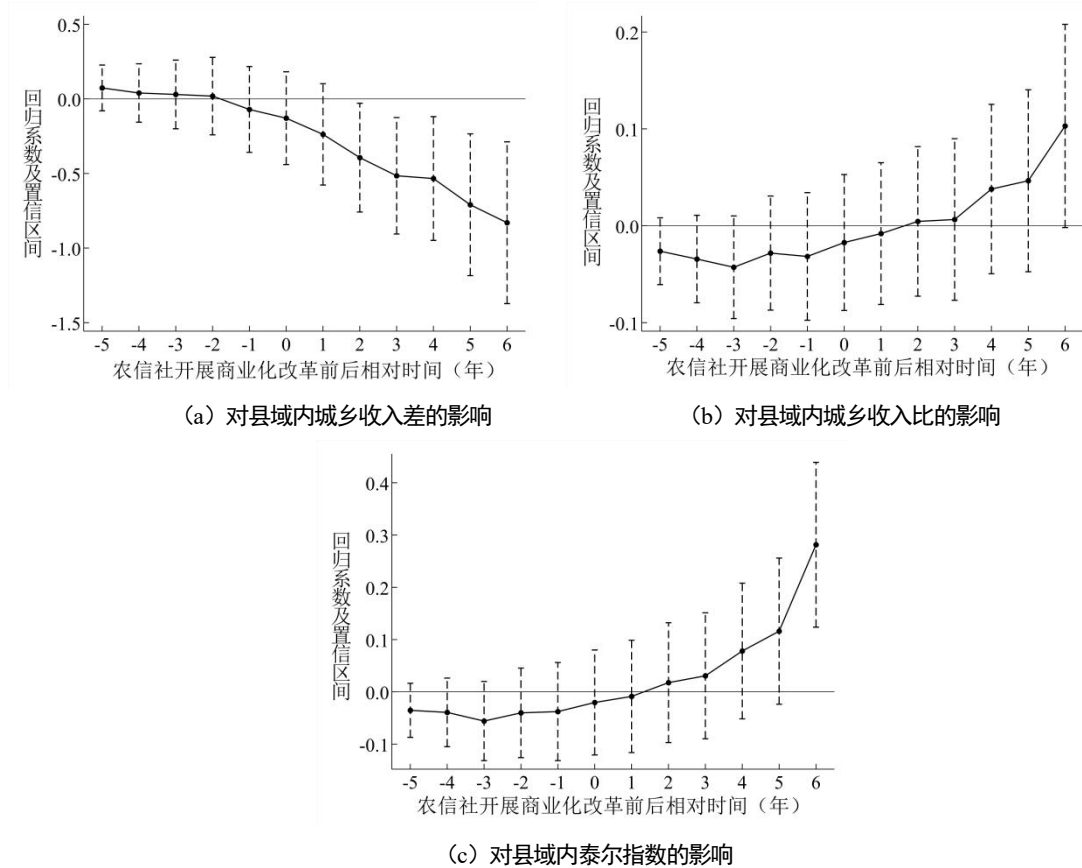


图 5 农信社商业化改革对县域内城乡收入差距影响的平行趋势检验

2. 剔除 2010 年 (含) 之前完成商业化改革样本的回归。1996 年发布的《国务院关于金融体制改革的决定》指出, 应依据地区城乡一体化程度决定农信社是否开展商业化改革试点工作。2000 年江苏省常熟市、江阴市和张家港市率先组建农商行。尽管 2003 年、2004 年分别新增 8 个、21 个省份作为深

化农信社改革的试点地区，但此时农信社改制为农商行依然较大程度地取决于地区经济发展和城乡一体化水平。2010 年，中国终于确定了农信社股份制改革的总体方向，正式启动了新一轮产权改革。自从 2010 年统一了农信社产权制度改革方向后，中国开始在全国范围内推广农信社股份制改革，《中国银监会关于加快推进农村合作金融机构股权改造的指导意见》明确指出：“符合农村商业银行准入条件的农村信用联社和农村合作银行，应直接改制为农村商业银行。”^①可见，该阶段农信社是否改制为农商行更多取决于自身准入条件，并非区域的城乡一体化程度。并且，2010 年以前只是开展小规模试点工作，2010 年以后才开始大规模开展农信社商业化改革。鉴于此，本文剔除了 2010 年（含）前已经改制为农商行的农信社样本，使用剩下的 951 家农信社和农商行数据做稳健性检验，结果如表 6 所示。表 6 的（1）列结果显示，“农信社完成商业化改革的年限”对县域内城乡绝对收入差距有正 U 型影响，（2）列和（3）列结果说明，定义域内农信社商业化改革会扩大县域内城乡相对收入差距，与基准回归结果基本一致，证明本文核心结论稳健。

表 6 剔除 2010 年（含）前改制农信社样本的回归结果

	城乡收入差 (1)	城乡收入比 (2)	泰尔指数 (3)
农信社完成商业化改革的年限的平方	0.008* (0.004)	0.001* (0.001)	0.005*** (0.001)
农信社完成商业化改革的年限	-0.141*** (0.028)	0.009* (0.005)	0.008 (0.007)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	8.532*** (0.330)	2.609*** (0.064)	1.290*** (0.082)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	9510	9510	9510
R ²	0.845	0.315	0.656

注：***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平，括号内为标准误。

3.基于倾向得分匹配样本的回归。本文采用倾向得分匹配样本进行稳健性检验。本文先利用 Probit 模型估计每个农信社开展商业化改革的倾向得分，通过核匹配法确定权重，并施加“共同支持”条件，再使用匹配好的样本进行回归，作为稳健性检验，结果如表 7 所示。表 7 结果显示，农信社开展商业化改革缩小了县域内城乡绝对收入差距，扩大了相对收入差距；就动态影响而言，“农信社完成商业化改革的年限”对县域内城乡绝对收入差距产生正 U 型影响，与基准回归结果基本一致，证明本文的核心结论稳健。

^①参见《中国银监会关于加快推进农村合作金融机构股权改造的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2016-05/24/content_5076306.htm。

表 7 基于倾向得分匹配样本的回归结果

	城乡收入差		城乡收入比		泰尔指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农信社是否开展商业化改革	-0.237*** (0.051)		0.021** (0.010)		0.033** (0.012)	
农信社完成商业化改革的年限的平方		0.018*** (0.002)		0.001*** (0.000)		0.004*** (0.001)
农信社完成商业化改革的年限		-0.216*** (0.021)		0.009** (0.004)		0.014*** (0.005)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	8.384*** (0.343)	8.400*** (0.342)	2.561*** (0.065)	2.586*** (0.065)	1.158*** (0.084)	1.223*** (0.083)
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	9598	9598	9598	9598	9598	9598
R ²	0.842	0.843	0.311	0.315	0.657	0.665

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为标准误。

（二）进一步讨论：农信系统如何深化改革？

商业化改革是促进农信社提升内部效率与财务绩效的手段，但不是农信社发展的最终目标，如何在提高农信社自身财务绩效的同时更有效地发挥金融支农功能才是重点（张珩等，2019）。在商业化改革背景下，发展怎样的农信系统有助于缩小县域内城乡收入差距，进而促进城乡一体化建设和共同富裕？下面将从农信社或农商行发展规模、股权结构和农信系统金融机构数量三个角度讨论该问题。

1.是不是规模越大越好？表 8 汇报了农信社或农商行发展规模对县域内城乡收入差距影响的回归结果。（2）列和（3）列结果显示，农信社或农商行发展规模对县域内城乡相对收入差距的影响在定义域内单调递减，说明扩大农信社或农商行发展规模能够缩小城乡相对收入差距；而（1）列中发展规模平方项和一次项在 1%的水平上显著，平方项系数符号为正，一次项系数符号为负，即农信社或农商行发展规模对县域内城乡绝对收入差距产生正 U 型影响，说明存在最适发展规模，超过最适规模便开始扩大城乡绝对收入差距。（1）列回归结果的拐点为 0.3255，而样本农信社或农商行发展规模的均值为 0.25，所以未来还可以适度扩大其发展规模，推动县域内城乡收入差距缩小。

表 8 农信社或农商行发展规模对县域内城乡收入差距影响的回归结果

	城乡收入差		城乡收入比		泰尔指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
发展规模的平方	2.118*** (0.511)		-0.056 (0.110)		-0.268*** (0.129)	
发展规模	-1.379*** (0.697)		-0.243* (0.138)		-0.015 (0.176)	

(续表 8)

控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	8.495*** (0.392)	2.908*** (0.025)	1.281*** (0.099)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	6874	6874	6874
R ²	0.788	0.268	0.649

注：***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平，括号内为标准误。

2.是不是法人持股比例越高越好？表 9 汇报了农信社或农商行股权结构对县域内城乡收入差距影响的回归结果。结果显示，核心解释变量均显著，平方项系数符号为正，一次项系数符号为负，说明农信社或农商行股权结构对县域内城乡收入差距产生正 U 型影响。股权结构过于分散易造成“内部人控制”，法人持股比例的适度增加能促进代理权竞争机制发挥作用，但若法人持股比例过高就会导致股权高度集中，削弱代理权的竞争性，不利于金融机构长期发展。(1)～(3)列回归结果的拐点分别为 0.6375、1.2750、1.8194，而样本农信社或农商行股权结构的均值为 0.61，因此，为了推动农信社或农商行实现可持续发展，落实服务“三农”宗旨，应适度扩大法人持股比例。

表 9 农信社或农商行股权结构对县域内城乡收入差距影响的回归结果

	城乡收入差 (1)	城乡收入比 (2)	泰尔指数 (3)
股权结构的平方	0.040** (0.018)	0.020*** (0.004)	0.036*** (0.005)
股权结构	-0.327*** (0.077)	-0.051*** (0.017)	-0.131*** (0.019)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	8.423*** (0.330)	2.692*** (0.080)	1.295*** (0.092)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	6867	6867	6867
R ²	0.788	0.289	0.653

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为标准误。

3.是不是机构数量越多越好？表 10 汇报了农信系统金融机构数量对县域内城乡收入差距影响的回归结果。结果显示，农信系统金融机构数量的平方项和一次项均在 1%的水平上显著，平方项系数符号为负，一次项系数符号为正，说明农信系统金融机构数量对县域内城乡收入差距产生倒 U 型影响。由于在地理位置相对偏僻、交通不便、人口密度不足的农村地区增设分支机构成本高、收益低，农信系统初期增设营业网点和分支机构时倾向于选择人口密集、交通便利的县，主要为城镇居民提供服务，

农村面临信贷配给，所以农信系统金融机构数量较少会导致县域内城乡收入差距扩大。随着县区农信系统金融机构网点分布趋于饱和，农信系统开始考虑市场下沉，在相对偏僻的乡镇地区增设分支机构，增加农村地区弱势群体的金融可及性，从而缩小县域内城乡收入差距。（1）～（3）列回归结果的拐点分别为 4.2478、4.4337、4.1077，而样本农信系统金融机构数量的均值为 3.01，因此，未来可进一步增加农信系统金融机构数量。事实上，在地域广袤的中国，很多省份农信系统市场下沉依然面临成本过高的难题。数字经济的快速发展突破了物理距离限制，中国农村地区的数字基础设施和数字技术可得性均得到了改善，这为农信系统以更低成本打通金融服务“最后一公里”提供了可能。

表 10 农信系统金融机构数量对县域内城乡收入差距影响的回归结果

	城乡收入差 (1)	城乡收入比 (2)	泰尔指数 (3)
农信系统金融机构数量的平方	-0.345*** (0.058)	-0.083*** (0.011)	-0.065*** (0.014)
农信系统金融机构数量	2.931*** (0.482)	0.736*** (0.091)	0.534*** (0.118)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	3.892*** (0.869)	1.381*** (0.164)	0.366** (0.213)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	9820	9820	9820
R ²	0.840	0.317	0.649

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为标准误。

六、结论与政策启示

2003 年以来，中国农信系统以股份制为中心的商业化改革不断深化，这对其运行效率和管理能力产生了深远影响，是中国农村金融市场化改革的重大尝试。农信系统作为县域金融市场尤其是县域农村金融市场的主力军，其商业化改革到底是否真正有效地惠及“三农”，推动县域内城乡收入差距收敛？本文在理论分析的基础上利用农信社改制为农商行这一“准自然实验”对这一问题进行了实证分析。研究发现：第一，农信社完成商业化改革的年限对县域内城乡收入差距产生非线性影响。具体地，农信社商业化改革使得县域内城乡绝对收入差距先缩小后扩大，使得县域内相对收入差距持续扩大。第二，农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的影响存在空间溢出效应，在对本县城乡收入差距产生正 U 型影响的同时，对邻近县域城乡收入差距产生倒 U 型影响。第三，农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的动态影响存在地区间的异质性。其中，东部地区农信社商业化改革导致县域内城乡绝对收入差距持续扩大、相对收入差距先缩小后扩大，中西部地区农信社商业化改革导致县域内城乡绝对收入差距持续缩小、相对收入差距持续扩大。第四，机制分析发现，农信社商业化改革导致其支农

力度先增后减,金融支农力度在农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的影响中发挥部分中介效应。进一步分析发现,适度扩大农信系统发展规模、适度增加农信系统法人持股比例、增设农信系统金融机构数量有助于促进县域内城乡收入差距收敛。

本文的研究结论对农信社改革路径有以下几点启示:第一,金融深化具有合理性和必然性。农信社商业化改革有助于增强其商业可持续经营能力和增加“三农”金融支持力度,应当全面推进农信社开展商业化改革。第二,农信社完成商业化改革5~6年后,县域内城乡绝对收入差距将会迈过拐点、逐步扩大,由于2016—2017年是农信社股份制改革的高峰期,因此2021—2023年期间应该关注农信社商业化改革带来的县域内城乡收入差距扩大问题。第三,可以适度扩大农信系统金融机构发展规模、优化股权结构和增设金融机构数量,推进数字化转型,以此促进城乡收入差距收敛。第四,省联社改革要注意引导域内各县农信社、农商行建立联系,发挥邻近县域之间的学习示范效应。综上,农信社商业化改革是必然趋势,但金融深化并不意味着完全放松监管,金融监管需有的放矢,在维持农村金融市场活力和适度竞争的同时,保证农村金融机构能够真正“回归本源”,贯彻落实为“三农”服务的宗旨。

参考文献

- 1.崔艳娟、孙刚,2012:《金融发展是贫困减缓的原因吗?——来自中国的证据》,《金融研究》第11期,第116-127页。
- 2.韩其恒、李俊青,2011:《二元经济下的中国城乡收入差距的动态演化研究》,《金融研究》第8期,第15-30页。
- 3.吕勇斌、赵培培,2014:《我国农村金融发展与反贫困绩效:基于2003-2010年的经验证据》,《农业经济问题》第1期,第54-60页、第111页。
- 4.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。
- 5.马九杰、吴本健,2012:《利率浮动政策、差别定价策略与金融机构对农户的信贷配给》,《金融研究》第4期,第155-168页。
- 6.穆争社,2011:《农村信用社管理体制变革:成效、问题及方向》,《中央财经大学学报》第4期,第33-38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、第178页。
- 8.王松奇、韩晓宇、杨哲,2016:《新常态下金融发展对收入分配的双重门槛效应——基于省级面板数据的分析》,《经济问题探索》第5期,第179-185页。
- 9.温涛、冉光和、熊德平,2005:《中国金融发展与农民收入增长》,《经济研究》第9期,第30-43页。
- 10.温涛、朱炯、王小华,2016:《中国农贷的“精英俘获”机制:贫困县与非贫困县的分层比较》,《经济研究》第2期,第111-125页。
- 11.温铁军等,2013:《八次危机:中国的真实经验1949-2009》,北京:东方出版社,第247-250页。
- 12.谢庆健、褚保金、应瑞瑶、张茹,2002:《改革中求发展:农村信用合作社股份制改造个案研究——以常熟市农

村信用合作社改制为例》，《金融研究》第2期，第70-78页。

13.姚耀军、李明珠，2014：《中国金融发展的反贫困效应：非经济增长视角下的实证检验》，《上海财经大学学报》第1期，第69-76页、第86页。

14.张兵、曹阳，2010：《商业可持续、支农力度与农村信用社新一轮制度变迁——基于苏南农村商业银行的实证分析》，《中国农村经济》第6期，第87-96页。

15.张珩、罗博文、程名望、叶俊熹、张家平，2021：《“赐福”抑或“诅咒”：农信社发展对县域经济增长的影响》，《中国农村经济》第3期，第86-105页。

16.张珩、罗剑朝、郝一帆，2019：《农村信用社发展制度性困境与深化改革的对策——以陕西省为例》，《农业经济问题》第5期，第45-57页。

17.张昭、王爱萍，2016：《金融发展对收入不平等影响的再考察——理论分析与经验数据解释》，《经济科学》第5期，第31-44页。

18.钟腾、吴卫星、玛西高娃，2020：《金融市场化、农村资金外流与城乡收入差距》，《南开经济研究》第4期，第144-164页。

19.周振、伍振军、孔祥智，2015：《中国农村资金净流出的机理、规模与趋势：1978~2012年》，《管理世界》第1期，第63-74页。

20.Abiad, A., and A. Mody, 2005, “Financial Reform: What Shakes It? What Shapes It?”, *American Economic Review*, 95(1): 66-88.

21.Aghion, P., and P. Bolton, 1997, “A Theory of Trickle-Down Growth and Development”, *Review of Economic Studies*, 64(2): 151-172.

22.Agnello, L., S. K. Mallick, and R. M. Sousa, 2012, “Financial Reforms and Income Inequality”, *Economics Letters*, 116(3): 583-587.

23. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychology Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations”, *Journal of Personality & Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.

24.Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and R. Levine, 2007, “Finance, Inequality and the Poor”, *Journal of Economic Growth*, 12(1): 27-49.

25. Burgess, R., and R. Pande, 2005, “Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment”, *American Economic Review*, 95(3): 780-795.

26.Delis, M. D., I. Hasan, and P. Kazakis, 2014, “Bank Regulations and Income Inequality: Empirical Evidence”, *Review of Finance*, 18(5): 1811-1846.

27.Dollar, D., and A. Kraay, 2002, “Growth is Good for the Poor”, *Journal of Economic Growth*, 7(3): 195-225.

28.Jacobson, L. S., R. J. Lalonde, and D. G. Sullivan, 1993, “Earning Losses of Displaced Workers”, *American Economic Review*, 83(4): 685-709.

29.Lucas, R. E., 1990, “Why Doesn’t Capital Flow from Rich to Poor Counties?”, *American Economic Review*, 80(2): 92-97.

30.Pace, R. K., and J. P. LeSage, 2009, “A Sampling Approach to Estimate the Log Determinant Used in Spatial Likelihood

Problems”, *Journal of Geographical Systems*, 11(3): 209-225.

(作者单位: ¹ 中央民族大学经济学院;

² 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

The Dynamic Impact of the Commercialization Reform of Rural Credit Cooperatives on the Urban-rural Income Gap Within the County: Evidence from Rural Credit Cooperatives’ Conversion into Rural Commercial Banks

WU Benjian LUO Ling WANG Lei

Abstract: To a certain extent, rural credit cooperatives (RCCs) used to be regarded as monopoly suppliers in China’s rural financial market. Can their commercialization reform truly benefit farmers and reduce urban-rural income gap within a county? On the basis of theoretical analysis, this article empirically analyzes the impact of the commercialization reform of RCCs on the urban-rural income gap in the county based on the balanced panel data of 982 RCCs and rural commercial banks (RCBs) from 2010 to 2019. The research results show that the commercialization reform of RCCs has a positive U-shaped impact on the urban-rural absolute income gap within the county, that is, the commercialization reform of RCCs will narrow the urban-rural absolute income gap in the initial stage and then expand it in 5-6 years after the commercialization reform is completed, and the commercialization reform of RCCs will continue to expand the urban-rural relative income gap in the county. The financial support for agriculture plays an intermediary role in the impact of the commercialization reform of RCCs on the urban-rural income gap in the county. Further research shows that the commercialization reform of RCCs has an inverted U-shaped impact on the urban-rural income gap in adjacent counties, and the effect of the commercialization reform of RCCs in the Eastern region is more satisfactory. In addition, the expansion of the development scale of rural credit system, the moderate increase of the shareholding proportion of legal persons and the increase of the number of financial institutions will help to narrow the urban-rural income gap in the county.

Keywords: Rural Credit Cooperative; Commercialization Reform; Urban-rural Income Gap; Financial Support for Agriculture; County Economy

劳动力成本上升对农户营林投入结构的影响*

——基于林业社会化服务供给约束的视角

张 寒¹ 周正康¹ 杨红强² 刘 璨^{1,2,3}

摘要：本文从林业社会化服务供给约束的视角出发，在理论层面探讨劳动力成本上升背景下农户营林投入结构调整趋缓的关键约束及作用机理，并使用来自国家林业和草原局发展研究中心的全国9省（区）固定样本连续监测数据，采用面板数据Tobit模型进行实证检验。研究结果显示，劳动力成本上升促进了农户营林投入结构的资本化，但这种促进作用会受到林业社会化服务供给水平的调节。当前林业部门普遍较低的社会化服务供给水平使得资本替代劳动的必要条件缺失，抑制了要素替代的实现。此外，农户营林投入结构亦受到地形条件和制度因素的影响。其中，地形条件的调节效应在一定程度上得到了验证；而集体林权制度改革促进了农户营林投入结构的资本化。更进一步地，林业社会化服务供给水平的调节效应在劳动力市场发育程度、产权强度和土地资源禀赋三个方面呈现出异质性。上述研究结论表明，多措并举加快林业社会化服务体系建设、深化集体林权制度改革是促进集体林区农户营林投入结构优化升级的可行路径。

关键词：劳动力成本 营林投入结构 要素替代 林业社会化服务供给 诱致性技术变迁

中图分类号：F307.2 **文献标识码：**A

一、引言

劳动力成本持续上升是中国面临的客观现实。《全国农产品成本收益资料汇编》数据显示，中国三种主粮生产过程中投入劳动的平均工价由2000年的10.00元/日增长至2020年的89.77元/日。在此背景下，中国农业机械总动力从2000年的5.26亿千瓦上升到2020年的10.56亿千瓦^①。与此同时，中国农业生产要素总投入中资本投入占比不断增加，农业生产效率也相应提升（孔祥智等，2018）。

*本文研究受到国家自然科学基金面上项目“农村劳动力成本上升与营林投入结构固化：悖论、形成机制与影响研究”（编号：72073107）、国家自然科学基金面上项目“集体林权制度改革对农户营林投入的影响机理及效应评价”（编号：71873099）和教育部人文社会科学研究规划基金项目“集体林权制度改革对农户营林投入的影响研究：基于产权激励、劳动配置和要素替代的视角”（编号：18YJA790104）的资助。本文通讯作者：刘璨。

^①数据来源：<https://data.stats.gov.cn/>。

根据速水一拉坦的诱致性技术变迁理论，上述资本要素对劳动力要素的替代是农户应对劳动力成本上升的理性选择。

然而，作为广义农业的一个生产部门，林业的要素投入结构调整却相对缓慢，呈现典型的劳动密集型特征（李艳等，2019；程钰等，2021）。现实中，户外林业机械多处于起步阶段，机械化造林仅占10%，农户开展林木种植、抚育、管理、采伐主要靠人力（郝育军，2021）。国家林业和草原局发展研究中心（以下简称“国家林草局发展中心”）在中国9省（区）开展的固定样本连续监测数据显示，集体林区农户营林总投入中资本投入强度和资本投入占比在2010年后基本呈现稳定态势。该现象与农业生产要素投入结构不断趋向资本化的动态特征有异，也与速水一拉坦诱致性技术变迁理论的预期不符。

一个可能的直观判断是，商品林生产经营的长周期属性以及营林要素投入的阶段性和间歇性特点，使得集体林区农户营林投入结构呈现缓慢调整特征，因此，上述现象是商品林生产技术所决定的必然结果。同时，森林多位于丘陵和山区，其地形条件使要素替代存在技术难度，这进一步限制了农户对机械投入的需求，延缓了要素投入结构调整（郑旭媛和徐志刚，2017）。但通过国际对比发现，同样是经营商品林且森林同样位于丘陵和山区，美国等林业发达国家的营林投入普遍呈现高度资本集约的特点（Arano and Munn, 2006）。这种国别差异说明，农户营林投入结构的缓慢调整并非普遍规律，其内在机理和形成机制有待明晰。一个值得探索的问题是，在劳动力成本上升的背景下，资本对劳动的替代为何没有显见于中国集体林区？是林业生产特性导致诱致性技术变迁理论在集体林区不适用，还是当前集体林区普遍缺失该理论成立的特定必要条件？

对农业劳动力成本与要素替代的关系，理论上可追溯到Hicks（1932）提出的“诱致性创新（induced innovation）”概念，即生产要素价格变化会诱导产生节约相对昂贵要素的生产技术。之后，Ahmad（1966）在比较静态分析框架中引入了创新可能性曲线，构建了诱致性技术创新的理论分析框架。Binswanger（1974）在Ahmad（1966）的基础上放松了固定预算的前提假定，给出了更为简洁的数学模型。但以上分析都集中于私人厂商的行为，Hayami and Ruttan（1985）开创性地将诱致性技术变迁理论引入农业生产的分析中，指出农业生产经营主体利用相对廉价且充足的生产要素替代稀缺且昂贵的生产要素。部分学者利用中国农业部门数据验证了上述理论的有效性。例如，Wang et al.（2016）、Tian et al.（2019）分别利用中国6个省份和31个省份的面板数据进行实证研究，均发现劳动力成本上升会增强农户对机械等资本要素的需求。闫府周等（2021）基于省级面板数据的研究发现，农业劳动力成本上升虽然整体上诱致了机械品投入和生物品投入的大幅增加，但该诱致效应对不同粮食作物表现出差异性。

关于林业部门的要素投入问题，在新一轮集体林权制度改革实施的现实背景下，较多学者关注了产权制度改革对农户营林投入的影响。较为一致的观点是，集体林权制度改革赋予了农户更加完整且稳定的林权，具有显著的正向产权激励效应，会促进农户营林投入的增加（刘珉，2011；张红等，2016；许时蕾等，2020；Duan et al., 2021）。然而，基于劳动力成本上升视角考察农户营林投入行为的研究非常有限。Liu et al.（2017）发现，农业劳动力成本上升对农户营林劳动投入和资本投入均没有显著影

响。与该结论不同,李艳等(2019)发现,劳动力成本上升对农户营林劳动投入具有显著的负向影响,但对资本投入的效应并不确定。此外,少部分学者关注了与劳动力成本上升密切相关的非农就业行为。例如,Zhu et al.(2019)发现,非农就业对小规模农户营林投入具有显著的负向影响,但会促进大规模农户营林投入的积极性。

上述文献为本研究提供了丰富的理论和事实支撑,但在以下两个方面有待改进:首先,上述研究均隐含的基本假设是:劳动力成本上升所诱导出的资本投入需求可以被完全满足。从逻辑上看,该假设忽略了供给侧约束的重要性。具体而言,在农林业生产过程中,化肥、农药、机械等资本投入多由社会化服务主体供给(冀名峰,2018)。现阶段,中国农业生产性服务业发展速度不断加快,体制机制和组织创新日趋活跃(姜长云和芦千文,2020)。这反映出农业社会化服务主体的供给能力逐步增强,有效推动了农业部门资本对劳动的替代。然而,与农业不同的是,林业社会化服务供给长期处于较低水平,表现出薄弱和滞后的特点(廖文梅等,2016;李立朋等,2020)。林业社会化服务供给侧的现实状况可能会对林业要素替代构成强约束;如果忽略林业社会化服务供给水平的现实状况及其潜在影响,就可能难以有效解释劳动力成本上升背景下农户营林投入结构调整缓慢的反常现象。其次,已有研究较少关注劳动力成本上升对农户营林投入行为的影响,且相关研究结论莫衷一是。更为重要的是,这些研究主要关注的是营林投入水平而非投入结构,因此对营林投入结构调整缓慢的现象和成因考察不足,尤其是该现象背后的经济机理尚不明确。上述两方面的不足为本文提供了研究空间。

鉴于此,本文拟以速水—拉坦诱致性技术变迁理论为基础,将林业社会化服务供给侧约束纳入农户决策行为分析框架,考察劳动力成本上升背景下农户营林投入结构调整的行为逻辑,揭示营林投入结构调整缓慢的形成机制,并基于国家林草局发展中心在全国9省(区)开展的固定样本连续监测数据加以验证,为促进营林投入结构的优化升级、实现林业高质量发展提供决策参考。

二、理论分析与研究假说

诱致性技术变迁理论认为,技术进步是市场机制作用的内生结果,其方向和速度取决于要素禀赋变动及其衍生的要素价格的动态调整(Hayami and Ruttan, 1985)。换句话说,生产技术变迁的方向总是为了更好地使相对丰裕的要素替代相对稀缺的要素。当一种要素的价格相对于另一种要素价格改变时,经济理性人会倾向于节约使用那些变得昂贵的要素(Hicks, 1932)。具体到农业部门,农业要素禀赋结构随着劳动力向非农部门转移而改变,表现为劳动力要素价格相对于资本要素价格不断升高。在此背景下,利用相对廉价的资本要素替代相对昂贵的劳动力要素是农户的理性选择,这将促进劳动节约型技术的产生和发展。

从逻辑上看,劳动力成本上升诱致的资本对劳动的替代属于要素投入需求层面的调整,但该调整能否实现还取决于市场能否以相对低廉的价格供给充足的资本要素。现实中,社会化服务主体是农户资本投入的主要供给方,这意味着农户对资本要素的需求能否得到满足关键取决于社会化服务供给水平的高低(杨子等,2019)。当社会化服务供给水平较低时,虽然劳动力成本上升会衍生出资本投入需求,但农户难以获得相对廉价且充足的资本要素,导致农户对资本要素的需求难以得到满足,进而

阻碍要素投入结构的调整。反之，当社会化服务供给水平较高时，投入结构将如理论预期的那样发生调整。可见，资本替代劳动是农户需求层面的调整，这客观上要求社会化服务供给水平达到一定程度以匹配这种需求（申红芳等，2015；张宗毅和杜志雄，2018）。现实中，以大型农机跨区作业为代表的农业社会化服务体系的发展为农业部门的资本替代劳动提供了便利（Wang et al., 2016; 李宁等, 2020）。

与农业不同的是，现阶段林业社会化服务供给水平较为低下，相应的市场体系比较薄弱（李立朋等，2020）。这与林业生产经营特点以及中国的现实林情密切相关。具体而言，根据斯密定理，劳动分工的程度取决于市场容量的大小；只有当多个农户的社会化服务需求聚合在一起并形成一定规模的服务市场容量时，专业化的服务经营主体才会被诱导出来并提供服务（张露和罗必良，2018）。更进一步地，市场容量包含交易频率和交易密度两个方面的内涵（罗必良，2017）。首先，从交易频率看，商品林生产经营具有长周期特点。这意味着，相比于农业，商品林生产经营的各个环节在一定时期内重复进行的次数要低得多，因此，林业社会化服务供给方与需求方的交易频率也较低，由此导致林业社会化服务市场容量较小，不利于林业社会化服务供给水平的提高。其次，从交易密度看，树种多样性是森林群落普遍存在的自然特征，这不利于农户参与横向分工与树种种植专业化，进而影响交易密度；加之小规模、分散化经营仍是现阶段中国集体林区林地经营的基本特征，农户对林业社会化服务的需求难以统一，从而对交易密度产生不利影响，最终阻碍了林业社会化服务市场容量的提高。以上分析表明，在林业经营特点和中国现实林情的制约下，林业社会化服务体系自我发展和逐步完善的现实条件难以具备，由此导致农户多元化、专业化的资本投入需求得不到有效满足（廖文梅等，2016）。换句话说，林业社会化服务供给水平低下，使得农户调整营林投入结构的内在动机与外部条件难以有效匹配。因此，林业社会化服务供给不足是农户营林投入结构调整的关键性约束。基于以上分析，本文提出如下假说：

H1a: 劳动力成本上升会促进农户营林投入结构资本化。

H1b: 劳动力成本上升对农户营林投入结构调整的效应会受到林业社会化服务供给水平的调节，当林业社会化服务供给水平较高时，营林投入结构对劳动力成本上升的响应较强；反之，则较弱。

除社会化服务外，地形条件、制度安排等因素也被认为是要素替代能否实现的潜在约束。关于地形因素，钟甫宁等（2016）、郑旭媛和徐志刚（2017）发现，劳动力成本上升对农户生产投入结构的影响会受到耕地地形条件的调节。其基本逻辑是：丘陵和山区地形条件复杂，应用于平原地区的农机设备从技术上来说难以应用于丘陵和山区，这使得位于丘陵和山区的农户在面对劳动力成本上升时使用机械替代劳动的行为受阻。根据杜能的农业区位理论，森林多分布在立地条件较差、边际产出较低的丘陵和山区。这种自然分布特征意味着，农户营林活动面对的地形条件不甚理想，偏向劳动节约型的技术进步可能面临更多的现实阻碍，进而会制约劳动力成本上升对资本替代劳动的正向效应。据此，本文提出如下假说：

H2: 劳动力成本上升对农户营林投入结构的影响会受到地形条件的调节。

关于制度因素，科斯从理论层面论述了合理的产权制度安排具有降低资源配置成本、提高资源配置效率的重要功能。在此基础上，姚洋（1998）指出，明晰且稳定的产权能够有效改善土地资源配置

效率并提高土地生产率。Bjuggren and Eklund (2013) 发现, 更完善的产权制度通常与更低廉的资本价格以及更高的要素配置效率相关联; 相反, 盖庆恩等 (2015)、Restuccia and Rogerson (2017) 发现, 不完善的产权制度会通过扭曲要素市场价格影响要素配置效率, 进而限制资本对劳动的替代。可见, 有效的产权制度是市场决定资源配置的基础性条件 (洪银兴, 2018)。

然而, 从林业的自然属性和中国林情的现实特征来看, 产权制度障碍对农户营林投入结构调整缓慢的解释力有限。具体而言, 完善的产权制度是实现要素市场化配置和经济高效率运行的重要前提 (洪银兴, 2018)。2003 年开始的新一轮集体林权制度改革, 通过确权颁证、配套改革等多方面措施缓解了农户经营林地的产权制度障碍, 推动了林业相关要素的市场化进程。同时, 此次改革赋予了农户稳定的林地产权和经营决策自主权, 减少了农户调整生产行为的限制, 有助于农户根据市场信息调整生产行为, 进而促进营林投入结构的资本化。可见, 制度因素对农户营林投入结构调整的约束作用在集体林权制度改革的作用下得以缓解, 因而可能难以对农户营林投入结构调整缓慢的现象进行有效解释。据此, 本文提出如下假说:

H3: 集体林权制度改革有助于农户营林投入结构的资本化。

三、数据来源、模型构建与变量描述

(一) 数据来源

本文使用的数据来自国家林草局发展中心的固定样本连续监测数据。数据调查组在综合考虑地域分布、社会经济发展水平、森林资源禀赋、集体林权制度改革进展等因素后, 选取了全国 9 省 (区) 作为样本区域。其中, 山东、河南代表平原农林复合区, 湖南、江西、广西、浙江、福建代表南方集体林区, 辽宁和四川分别代表东北和西南集体林区, 从而保证了样本的代表性。考虑到林业政策、森林经营特征、社会经济状况等方面的差异性, 数据调查组采用分层抽样与随机抽样相结合的方式抽样农户样本。首先, 在每个样本省份选取 2 个样本县 (市、区)^①; 其次, 在每个县 (市、区) 选择 3 个代表性乡镇; 再次, 在每个乡镇选择 3 个样本村; 最后, 在每村随机抽取 10~15 户农户进行固定样本连续监测。

上述监测共进行了 5 轮, 第一轮于 2010 年开展, 获得了 2003 年 (林改前)、2007—2009 年 (林改中) 的数据, 后 4 轮分别于 2012—2018 年隔年展开, 获得了 2010—2017 年 (林改后) 的数据。调查问卷分为村庄和农户两个维度, 收集了集体林权制度改革状况、村庄和农户家庭特征、农户集体林地生产投入情况、林地地形和立地条件、农户土地禀赋和劳动力工资等社会经济信息。在剔除含有异常值、缺失值以及仅部分年份有观测值的样本后, 本文获得 1128 个农户共计 12 年 (2003 年、2007—2017 年) 的平衡面板数据, 样本容量为 13536。

^① 共计 18 个样本县 (市、区), 分别为: 山东省蒙阴县、莱州市; 河南省舞阳县、信阳市浉河区; 辽宁省清原满族自治县、本溪满族自治县; 四川省威远县、丹棱县; 浙江省遂昌县、德清县; 福建省顺昌县、沙县; 湖南省平江县、洪江市; 江西省铜鼓县、遂川县; 广西壮族自治区平果市、环江毛南族自治县。

（二）模型构建及变量设置

由于商品林生产周期长，其多年生的自然属性决定了农户营林投入不一定每年都发生。这意味着，农户营林投入相关变量在部分年份的观测值为零，以其作为被解释变量存在归并（censoring）数据的特征。鉴于以上考虑，本文构建基于面板数据的 Tobit 模型，其表达式如下：

$$\begin{cases} Y_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 W_{it} + \beta_2 S_{it} \times W_{it} + \beta_3 D_i \times W_{it} + \beta_4 S_{it} \\ \quad + \beta_5 D_i + \beta_6 R_{it} + Z'_{it} \Phi + \mu_i + \varepsilon_{it} \\ Y_{it} = \max(Y_{it}^*, 0) \end{cases} \quad (1)$$

（1）式中， Y_{it} 代表第 i 个农户在第 t 期的被解释变量观测值， Y_{it}^* 代表不可观测的潜变量。 $\beta_0 \sim \beta_6$ 、向量 Φ 为待估参数， μ_i 为不可观测的个体效应。特异误差项 ε_{it} 服从期望为 0 的正态分布。

被解释变量 Y 为农户营林投入结构，用资本投入占比（即亩均资本投入金额占总投入的比重）表示。其中，营林资本投入为农户的化肥、农药和机械等资本投入金额；总投入为资本投入与劳动投入的总和，劳动投入用农户的年投入工日数与当地雇工日工资的乘积来衡量。

解释变量中， W 、 $S \times W$ 、 $D \times W$ 和 R 是关键解释变量。 W 为劳动力成本，用当地雇用劳动的日工资来衡量。根据 H1a，变量 W 的系数预期为正，即 $\beta_1 > 0$ 。为验证 H1b，本文引入林业社会化服务供给水平与劳动力成本的交互项 $S \times W$ 。其中， S 代表林业社会化服务供给水平。根据 H1b，该交互项的系数 β_2 预期为正。需要指出的是，林业社会化服务供给水平是一个区域层面变量，为提高精准性，本文在村级层面对该指标进行测算。具体而言，参考李立朋等（2020）的研究，本文通过是否接受过林业生产外包等中介服务、是否接受过林业技术培训服务、是否接受过林业市场信息服务、是否接受过林业相关的金融借贷服务、是否接受过林业政策咨询服务以及是否接受过防火防灾服务等六个维度对林业社会化服务供给水平进行测算^①。这六个维度指标均为二元虚拟变量，接受过相关服务则取值为 1，否则为 0。关于测算方法，首先，将某样本村全部样本农户某个维度的观测值取平均值，得到该村该维度的指标值；然后，采用熵值法对该村各维度指标值进行加权平均，得到该村林业社会化服务供给水平的指标值。为验证 H2，本文引入地形条件与劳动力成本的交互项 $D \times W$ 。其中， D 为地形条件，以农户所有林地坡度的均值表示，地形条件变量取值 1~3，分别代表低坡度、中坡度和高坡度。为验证 H3，本文引入集体林改变量 R ，以农户是否获得林权证衡量。根据 H2 和 H3， $\beta_3 < 0$ ， $\beta_6 > 0$ 。

^①衡量社会化服务供给水平的理想指标是社会化服务机构的数量与规模，然而，本文使用的监测数据未提供相关的有效信息。因此，本文采用农户是否接受过相关服务，从侧面衡量农户所在区域的林业社会化服务供给水平。理论上讲，农户接受社会化服务的前提是该区域存在社会化服务供给。接受过社会化服务越多，该区域社会化服务供给水平越高；反之，则越低。因此，农户接受过社会化服务的种类与该区域社会化服务供给水平存在较强的逻辑关联，是衡量社会化服务供给水平的合理指标。

Z 为控制变量。参考郑旭媛和徐志刚（2017）、Tian et al.（2019）等的研究，本文引入农户个体、家庭和村庄三个层面的控制变量。个体层面的控制变量包括户主性别、年龄、受教育年限和是否为村干部。农户家庭层面的控制变量包括是否加入合作社、林地面积、林地细碎化程度、林地立地条件、农地面积、农地地块数量、家庭劳动力数量、家庭总收入和林业收入。其中，林地细碎化程度以农户家庭的块均林地面积表示；林地立地条件变量取值 1~3，分别表示林地质量较高、中等和较低三个等级；家庭劳动力数量指家庭中年龄在 16~65 岁之间、从事生产活动的人口数量。村庄层面的控制变量包括木材市场价格、是否位于山地以及到县城的距离。上述涉及价值的变量均按照以 1994 年为基期的当地消费者价格指数进行了平减。

相比于线性面板数据模型，面板数据 Tobit 固定效应模型的估计量会因为“冗余参数”的问题而产生偏误；而随机效应模型需要假设个体效应与所有解释变量均不相关，但该假设过于严格，在现实中通常难以满足（Greene，2015）。为放松该假设，Mundlak（1978）提出了相关随机效应（correlated random effects，CRE）模型。其设定方式如下：

$$\mu_i = \alpha + \bar{X}_i \Pi + \eta_i \quad (2)$$

（2）式中， μ_i 的含义与（1）式相同， X 代表（1）式中的所有解释变量。 $\bar{X}_i = \sum_t X_{it} / T$ ，代表所有解释变量在时间维度上的平均值， T 表示观测期数。 α 和向量 Π 为待估参数， η_i 为随机扰动项，且与 X 不相关。Greene（2015）指出，对于面板数据 Tobit 模型的参数估计，应将（2）式代入（1）式，并按照随机效应模型的估计方法进行极大似然估计。本文按照该思路对参数进行估计，但在此之前先对模型中的连续型解释变量进行对数化处理。同时，考虑到被解释变量的部分观测值为 0，本文借鉴 Hou et al.（2021）的做法，采用反双曲正弦函数 $\ln \{y + (y^2 + 1)^{1/2}\}$ 对其进行对数变换。

（三）描述性分析与变量描述性统计

1. 营林资本投入的变化趋势。图 1 显示了中国主要集体林区样本农户的营林投入状况。从投入结构看，样本农户的资本投入占比在前期小幅增长，但在 2010 年之后稳定在 22% 左右。从投入强度看，亩均资本投入在前期有明显上升趋势，但在 2010 年之后，基本稳定在 60 元/亩左右。可见，在劳动力成本不断上升的背景下，农户营林投入结构调整缓慢，与农业投入结构资本化的趋势不一致。

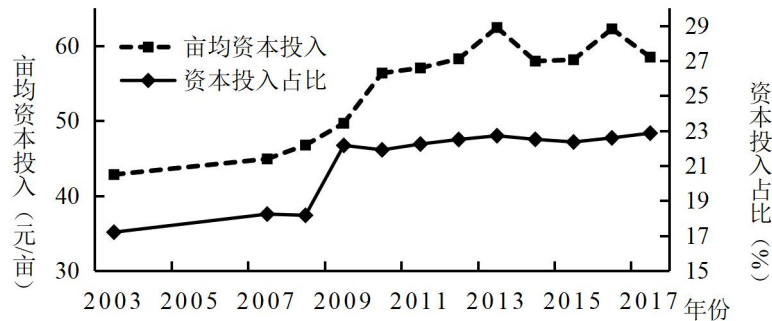


图 1 农户营林资本投入占比和资本投入强度变化趋势

2.林业社会化服务供给水平。本文使用熵权法从六个维度测度林业社会化服务供给水平,结果显示,六项指标的权重基本一致,约为0.17。表1报告了各项指标的统计结果。其中,防火防灾服务的均值最高,这与国家重视森林防火、森林管护的现实相符;除此之外,按照均值高低依次是技术培训服务、政策咨询服务、市场信息服务、金融借贷服务和生产外包等中介服务。本文将林业社会化服务供给水平的均值(0.33)乘以林业社会化服务维度数(6),发现平均每村仅接受不到两项林业社会化服务,这反映出中国集体林区的林业社会化服务供给水平处于较低态势。值得关注的是,与资本替代劳动密切相关的生产外包等中介服务指标均值最低,仅为0.17,这反映出农户营林投入结构调整缓慢可能与林业社会化服务供给水平较低存在潜在关联。更进一步地,本文使用Kruskal-Wallis非参数方法对林业社会化服务供给水平的时空异质性进行检验。结果显示,省域层面的Kruskal-Wallis检验结果基本拒绝原假设,但在时间维度上基本接受原假设。这表明,林业社会化服务体系发展缓慢,持续表现出低供给水平态势,但在不同地区存在一定异质性。

表1 林业社会化服务供给水平测度

维度	均值	标准差	Kruskal-Wallis 检验	
			时间差异	省域差异
生产外包等中介服务	0.17	0.37	7.19	853.96***
技术培训服务	0.39	0.49	16.09	281.94***
市场信息服务	0.22	0.41	10.62	181.69***
金融借贷服务	0.20	0.40	6.64	918.06***
政策咨询服务	0.36	0.48	17.28*	220.78***
防火防灾服务	0.64	0.48	22.06**	571.02***
总体指标	0.33	0.17	16.14	574.03**

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表2报告了林业社会化服务供给水平与资本投入占比、资本投入强度的空间异质性。三个变量在不同省份间差异较大。例如,山东、河南等地的林业社会化服务供给水平较高,达到0.42~0.46;湖南、江西等地的林业社会化服务水平仅为0.22~0.25。需要指出的是,林业社会化服务供给水平较高的河南、山东等地,其农户营林资本投入占比和资本投入强度也较高;相反,林业社会化服务供给水平较低的湖南、江西等地,其农户营林资本投入占比和资本投入强度也呈现较低状态。这一特征反映出,林业社会化服务供给水平与营林资本投入存在紧密的空间相关性,为H1b的成立提供了初步的统计学依据。

表2 林业社会化服务供给水平与营林资本投入的空间异质性

	林业社会化服务供给水平	资本投入占比(%)	资本投入强度(元/亩)
湖南	0.22	13.67	44.01
江西	0.25	15.69	48.01
福建	0.33	18.60	59.84
辽宁	0.37	19.09	50.01

(续表 2)

四川	0.31	19.26	54.42
广西	0.34	20.45	49.82
浙江	0.38	25.03	68.21
山东	0.46	25.76	62.57
河南	0.42	34.35	60.42

3. 基于分组的变量描述性统计。相关变量的描述性统计如表 3 所示。其中, 约 79% 的样本农户获得了林权证, 56% 的样本农户所在村庄位于山地, 户主平均年龄 53 岁, 以初中文化程度为主, 家庭距离县城平均 35 公里。这些特征与林区的实际基本吻合。以林业社会化服务供给水平的均值 0.33 为界, 本文将样本分为林业社会化服务供给高水平和低水平两组。t 检验结果显示, 大部分变量呈现显著的组间差异。其中, 林业社会化服务供给高水平组的资本投入占比显著高于低水平组, 这与表 2 反映的现象一致, 为 H1b 的成立提供了初步的统计学依据。

表 3 变量的描述性统计

变量名称	变量定义	总体样本 (n=13536)		低水平组 (n=7257)		高水平组 (n=6279)		t 值
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
被解释变量								
营林投入结构	资本投入占比, 即农户资本投入占总投入的比重 (%)	21.49	23.70	20.52	24.01	22.63	23.29	-5.02***
关键解释变量								
劳动力成本	当地雇用劳动力日工资 (元/天)	54.89	20.20	54.62	20.86	55.20	19.40	-1.67*
社会化服务	村级林业社会化服务供给水平	0.33	0.17	0.22	0.08	0.49	0.12	-150.00***
地形条件	林地坡度均值: 低=1, 中=2, 高=3	1.77	0.41	1.80	0.38	1.73	0.43	9.53***
集体林改	是否获得林权证: 是=1, 否=0	0.79	0.41	0.83	0.38	0.75	0.43	11.87***
控制变量								
性别	户主性别: 男性=1, 女性=0	0.97	0.17	0.97	0.17	0.97	0.17	-0.96
年龄	户主年龄 (岁)	53.24	11.05	54.38	11.00	51.92	10.96	12.95***
受教育年限	户主受教育年限 (年)	7.41	2.85	7.32	2.90	7.52	2.79	-4.25***
干部	户主是否为村干部: 是=1, 否=0	0.24	0.44	0.22	0.42	0.26	0.47	-4.81***
合作社	是否加入合作社: 是=1, 否=0	0.04	0.20	0.03	0.16	0.06	0.23	-8.21***
林地面积	家庭经营林地面积 (亩)	39.13	80.09	41.09	85.75	36.85	72.95	3.07***
林地细碎化	家庭块均林地面积 (亩/块)	10.52	21.88	3.76	7.27	3.44	4.24	-0.53
立地条件	林地质量: 较好=1, 一般=2, 较差=3	1.80	0.67	1.82	0.68	1.78	0.66	2.89***
农地面积	家庭种植耕地面积 (亩)	4.66	7.83	4.62	8.87	4.71	6.42	-0.65
农地数量	家庭经营耕地块数 (块)	4.51	4.72	4.57	4.53	4.44	4.93	1.59
劳动力数量	家庭劳动力总数 (人)	2.61	1.27	2.55	1.31	2.69	1.22	-6.13***
总收入	家庭年总收入 (万元)	2.74	3.90	2.63	3.79	2.87	4.02	-3.55***

(续表 3)

林业收入	家庭林业总收入(万元)	0.38	1.70	0.29	1.75	0.49	1.64	-6.85***
木材价格	当地木材市场价格(百元/立方米)	4.55	1.26	4.64	1.33	4.44	1.16	9.58***
山地	所在村是否为山区和丘陵:是=1,否=0	0.56	0.50	0.63	0.48	0.47	0.50	18.30***
县城距离	家庭到本县县城距离(公里)	35.05	30.99	38.30	32.69	31.30	28.43	13.20***

注:①***、*分别表示 1%和 10%的显著性水平;②t 值为低水平组与高水平组均值差异的检验值。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果及分析

1.劳动力成本上升对营林投入结构的影响。本文基于面板数据 Tobit 模型,采用 CRE 方法检验劳动力成本上升对农户营林投入结构的影响,回归结果如表 4 所示。(1)列仅包含劳动力成本这一核心解释变量;(2)列进一步加入控制变量、社会化服务及其与劳动力成本的交互项;(3)列在(1)列的基础上加入控制变量、地形条件及其与劳动力成本的交互项;(4)列在(3)列的基础上加入社会化服务及其与劳动力成本的交互项;(5)列在(4)列的基础上加入集体林改变量;(6)列进一步控制县级层面的区域异质性;(7)列使用不同赋值方式的地形条件变量进行回归。

表 4 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
劳动力成本	0.16*** (0.04)	0.63*** (0.05)	0.17*** (0.04)	0.63*** (0.05)	0.64*** (0.05)	0.85*** (0.12)	0.55*** (0.03)
社会化服务		2.94*** (0.13)		2.94*** (0.13)	2.94*** (0.13)	3.07*** (0.14)	2.57*** (0.12)
社会化服务× 劳动力成本		0.71*** (0.03)		0.71*** (0.03)	0.71*** (0.03)	0.73*** (0.04)	0.61*** (0.03)
地形条件			0.12 (0.11)	-0.12 (0.10)	0.12 (0.10)	-0.35 (0.51)	-0.96*** (0.02)
地形条件×劳 动力成本			-0.04 (0.07)	-0.05 (0.07)	-0.05 (0.07)	-0.08 (0.06)	-0.15* (0.08)
集体林改					0.05*** (0.02)	0.05*** (0.02)	0.03** (0.02)
性别		0.01 (0.02)	-0.08*** (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	-0.04 (0.07)	0.01 (0.06)
年龄		0.15*** (0.04)	0.14*** (0.04)	0.15*** (0.04)	0.15*** (0.04)	0.15*** (0.05)	0.04 (0.04)
受教育年限		0.02* (0.01)	0.02 (0.01)	0.02* (0.01)	0.02* (0.01)	0.02* (0.01)	0.01 (0.01)
干部		0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.02)	0.03** (0.01)

(续表 4)						
合作社	0.06*	0.06*	0.06*	0.06*	0.07*	0.04
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
林地面积	0.10***	0.10***	0.10***	0.10***	0.10***	0.08***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
林地细碎化	0.05***	0.06***	0.05***	0.05***	0.05***	0.04***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
立地条件	-0.03*	-0.03*	-0.03*	-0.03*	-0.03**	-0.01
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.01)
农地面积	0.03***	0.03***	0.03***	0.03***	0.03***	0.02***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
农地数量	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
劳动力数量	0.05***	0.05***	0.05***	0.05***	0.05***	0.04***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
总收入	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.00)
林业收入	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
木材价格	-0.05	-0.05*	-0.05	-0.05	-0.05*	-0.05**
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.02)
山地	0.05**	0.05**	0.05**	0.05**	0.03	0.06**
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
县城距离	-0.02**	-0.02*	-0.02**	-0.02**	0.00	-0.01
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Pseudo R ²	0.47	0.55	0.53	0.55	0.54	0.58
						0.53

注：①以上各回归方程中，被解释变量的样本归并数量为 9760；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内为标准误；④除（1）列外，其他列均纳入了年份虚拟变量，（6）、（7）两列进一步控制了县级虚拟变量，虚拟变量的估计结果略。

表 4 显示，7 个回归中劳动力成本显著且系数均为正。这说明，劳动力成本越高，农户在经营林地过程中越倾向于用资本替代劳动，即 H1a 成立。从横向对比来看，在加入了各类解释变量和控制变量后，劳动力成本的回归系数呈现增大的特征。具体而言，（1）列中劳动力成本显著，系数为 0.16。由于没有考虑其他因素的影响，该估计值存在偏误的可能。因此，有必要进一步控制更多的因素。（6）列中，劳动力成本显著，且系数增加到 0.85，即劳动力成本上升对资本替代劳动具有正向作用，这与 Hayami and Ruttan（1985）的理论预期一致。从数值上看，劳动力成本每上升 1%，会导致农户营林资本投入占比增加 0.29%^①。这回应了引言提出的速水—拉坦诱致性技术变迁理论在集体林区是否适用的

^①Tobit 模型回归结果中的系数并非边际效应。通过无条件期望函数计算得出，劳动力成本上升对营林投入结构的平均偏

疑问,实证结果给出了肯定答案。

2.林业社会化服务供给水平的调节效应分析。根据上文的结论,诱致性技术变迁理论仍适用于集体林区,那么,很可能存在其他因素致使农户营林投入结构呈现缓慢调整的现象。表4(6)列显示,社会化服务与劳动力成本交互项显著,系数为0.73。这表明,劳动力成本上升对资本替代劳动的效应会受到林业社会化服务供给水平的调节。当林业社会化服务供给水平较高时,农户营林投入结构对劳动力成本上升的响应较强;相反,当林业社会化服务供给水平较低时,农户营林投入结构对劳动力成本上升的响应则较弱。由此,H1b得到了验证。这一发现有助于理解农户营林投入结构调整缓慢的现象。具体而言,从中国集体林区的实际情况来看,当前林业社会化服务供给处于较低水平(见表1)。在此条件下,农户营林投入结构对劳动力成本上升的响应较弱,导致营林投入结构调整缓慢。可见,当前集体林区普遍较低的社会化服务供给水平使得要素替代的必要条件缺失,抑制了要素替代和技术变迁的实现。

一个值得关注的现象是,将(2)、(4)、(5)和(6)列中的系数与(1)、(3)列进行对比发现,在加入社会化服务变量后,劳动力成本变量的系数呈现明显的增大趋势。一方面,(1)、(3)中列劳动力成本的系数均为0.16;虽然它们都通过了显著性检验,但通过无条件期望函数计算出的平均偏效应仅为0.05。这表明,当不考虑林业社会化服务供给因素时,劳动力成本上升对营林投入结构的影响有限。另一方面,(2)、(4)、(5)、(6)列中劳动力成本的系数增加到0.63~0.85,即控制住林业社会化服务供给因素后,劳动力成本上升对营林投入结构具有较强的影响。这种系数差异反映出林业社会化服务供给水平是劳动力成本上升背景下农户营林投入结构调整的关键约束,也进一步验证了H1成立。

3.地形因素的效应分析。表4各列中,地形条件与劳动力成本交互项的系数为-0.08~-0.04,均未能通过显著性检验。这说明,劳动力成本上升对营林投入结构的影响并没有因地形条件的差异而不同。该结果与郑旭媛和徐志刚(2017)、Tian et al.(2019)等的研究结论不一致,这些研究均发现农业部门的要素替代会受到地形条件的制约。一个可能的解释是,本文样本的特殊性导致H2的推断难以被识别。具体而言,根据杜能的农业区位理论,林地多分布在立地条件较差、交通不便的山区和丘陵,由此导致农户面临相同或相似的地形条件。本文的样本数据显示,约72%的农户林地的地形为中高坡度。这意味着地形条件变量值的差异较小,由此可能导致其效应在统计学层面难以被识别。为了验证该推断,本文将地形条件变量的赋值由原来的1~3设置为1~2,即将低坡度、中坡度地形赋值为1,将高坡度地形赋值为2,以增加低坡度地形的观测值数量,强化变量值内部的差异性。将新生成的地形条件变量代入(1)式回归。回归结果如表4(7)列所示,地形条件、地形条件与劳动力成本交互项均显著且系数为负,这在一定程度上验证了H2成立。上述结果说明,地形条件变量的赋值方式对其显著性具有重要影响,(3)~(6)列中地形条件及其与劳动力成本交互项不显著和地形条件的赋值方式有关。考虑到上述结果的差异性,本文认为,地形条件在一定程度上构成了农户营林投入结构

效应(average partial effects, APE)为0.29。

调整的重要约束。

4.制度因素的效应分析。集体林改变量显著,系数为0.03~0.05,反映出集体林权制度改革促进了营林投入结构资本化。该结果支持了H3成立,也验证了产权制度安排对要素配置的重要性。具体而言,集体林权制度改革通过发放林权证、促进林地流转、推动要素市场化改革等方式,有效缓解了林业生产要素市场价格扭曲的问题。更进一步地,在明晰林地承包经营权和林木所有权的基础上,集体林权制度改革强化了农户经营决策自主权(Liu et al., 2017; 许时蕾等, 2020)。这些制度性约束的缓解,有助于农户根据要素相对价格来优化投入结构,进而促进了资本对劳动的替代。这一发现说明,在已完成集体林权制度改革主体改革的现实背景下,农户营林投入结构调整缓慢现象难以归因于产权制度障碍。因此,在中国特定林情下,产权制度障碍因素对农户营林投入结构调整缓慢的解释力有限。

(二) 稳健性检验

1.考虑内生性问题。根据杨格定理,社会化服务供给与农户资本投入存在双向关联(罗必良, 2017)。一方面,林业社会化服务供给为营林资本投入提供了保障;另一方面,农户对资本要素的需求会诱导市场供给林业社会化服务。两者互为因果,因此,林业社会化服务供给变量可能具有内生性,故本文引入IV-Tobit模型进行回归。本文选取乡镇范围内其他行政村林业社会化服务供给水平的均值作为工具变量。一方面,林业社会化服务供给水平的区域特征明显,乡镇内其他行政村与本村的林业社会化服务供给水平具有较强的空间相关性,符合工具变量的相关性要求;另一方面,其他行政村的林业社会化服务供给水平除了通过影响本村的林业社会化服务供给水平进而影响本村农户的营林投入行为外,很难对本村农户的营林投入行为产生直接影响,符合工具变量的排他性要求。本文用第一阶段回归所得到的社会化服务拟合值替换第二阶段回归中的社会化服务变量。

表5(1)列汇报了两阶段的回归结果。首先,对工具变量进行不可识别检验和弱工具变量检验。Anderson LM统计量为26.20,在1%的显著性水平上拒绝了不可识别假设;Cragg-Donald Wald检验的F统计量为13.09,大于Stock-Yogo提出的10%显著性水平上的临界值7.03,因而拒绝了弱工具变量假设。更进一步地,工具变量显著,系数为0.67,说明所选取的工具变量与内生变量高度相关。其次,检验核心解释变量的内生性。Wald检验的卡方统计量为5.74,在10%的统计水平上拒绝了原假设,这反映出社会化服务变量具有内生性。回归结果显示,劳动力成本及其与社会化服务交互项均显著,系数分别为0.38和0.23,与基准回归结果在符号上一致,但在数值上均有一定幅度的下降。地形条件及其与劳动力成本交互项不显著;集体林改变量显著且系数为正。以上结果表明,在考虑内生性的情况下,核心解释变量的估计结果与基准回归结果一致。

2.变换被解释变量。借鉴郑旭媛和徐志刚(2017)的研究,本文将资本投入占比替换为资本投入强度进行回归分析。表5(2)列的估计结果显示,劳动力成本及其与社会化服务交互项均显著,系数分别为1.51和0.88,表明劳动力成本上升会促进农户营林资本投入强度的提高,且该效应会受到林业社会化服务供给水平的调节。地形条件与劳动力成本交互项显著,系数为-1.43,表明劳动力成本上升对资本投入强度的影响会受到地形条件的调节,较差的地形条件会抑制劳动力成本上升对资本投入强度的促进作用,这在一定程度上验证了H2。集体林改变量显著,系数为1.30,与基准回归结果一致。

3.考虑商品林生产经营的特殊性。商品林生产经营周期长,要素投入呈现阶段性和间歇性特点,这种特殊性决定了农户层级的观测数据存在较多零值,可能会对估计结果造成影响。鉴于此,首先,本文将农户观测数据在村级层面取均值,构造村级面板数据模型进行回归,结果如表5(3)列所示。劳动力成本及其与社会化服务交互项均显著,系数分别为0.24和0.21。地形条件与劳动力成本交互项不显著。集体林改变量显著,系数为0.02。可见,基于村级面板数据与基于农户面板数据的回归结果类似。其次,本文将农户观测数据在时间维度上取均值,构造农户层级的截面数据进行OLS回归,结果如表5(4)列所示。劳动力成本及其与社会化服务交互项均显著,系数分别为1.59和0.82;地形条件与劳动力成本交互项不显著。与基准回归结果不同的是,集体林改变量不显著。可能的原因是:作为一项制度改革,该变量的效应需要通过改革前后数据的对比来识别,但农户层级的截面数据消除了时间维度上的差异性,导致该变量在统计上不显著。

4.变换估计方法。Tobit模型对扰动项分布的依赖性较强,如果扰动项不服从正态分布或存在异方差,则估计结果会产生偏误。鉴于此,本文使用更加稳健的归并最小绝对离差(censored least absolute deviations, CLAD)方法进行半参数估计,结果如表5(5)列所示。劳动力成本及其与社会化服务交互项均显著,系数分别为0.46和0.34;地形条件与劳动力成本交互项不显著;集体林改变量显著,系数为0.08。可见,采用CLAD方法的估计结果与基准回归结果基本一致。这进一步验证了H1和H3成立。

表5 稳健性分析的估计结果

	(1)		(2)	(3)	(4)	(5)
	第一阶段	第二阶段	替换被解释变量	村级面板数据	户级截面数据	CLAD方法
工具变量	0.67*** (0.01)					
劳动力成本	0.02*** (0.00)	0.38** (0.15)	1.51*** (0.14)	0.24*** (0.04)	1.59*** (0.11)	0.46*** (0.12)
社会化服务		1.36*** (0.35)	3.65*** (0.15)	0.96*** (0.09)	3.56*** (0.09)	1.52*** (0.19)
社会化服务×劳动力成本		0.23** (0.10)	0.88*** (0.04)	0.21*** (0.03)	0.82*** (0.02)	0.34*** (0.04)
地形条件	0.02 (0.02)	-0.43 (0.55)	-5.80 (5.79)	0.10 (0.07)	-0.01 (0.04)	0.73 (0.49)
地形条件×劳动力成本		-0.11 (0.07)	-1.43** (0.62)	-0.02 (0.02)	0.00 (0.01)	0.05 (0.04)
集体林改	0.01*** (0.00)	0.10*** (0.03)	1.30*** (0.21)	0.02*** (0.00)	0.00 (0.00)	0.08* (0.05)
R ² 或Pseudo R ²	0.76	0.52	0.35	0.50	0.55	0.18

注:①(1)列第二阶段和(2)列、(5)列涉及数据归并问题,样本归并的数量分别为9760、9760、11501,这三个回归使用了Mundlak修正方法进行参数估计,(3)列使用面板数据固定效应模型进行回归,(4)列进行OLS回归;

②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内为标准误；④以上各列均纳入了表 3 中的控制变量，更进一步地，（1）～（3）列控制了年份虚拟变量和县级虚拟变量，（4）列控制了县级虚拟变量，估计结果略。

5.安慰剂检验。虽然稳健性检验结果均表明基准回归结果的可靠性，但仍不能排除上述结果的随机性以及其它不可观测因素的潜在影响。鉴于此，本文借鉴 Chetty et al.（2009）的安慰剂检验做法，随机产生一个与林业社会化服务供给水平具有相同均值、相同方差、在[0, 1]区间内且服从正态分布的随机数，代入基准模型回归 1000 次，并将劳动力成本与随机生成变量交互项的系数估计值分布绘制在图 2 中。理论上讲，随机生成的林业社会化服务供给水平变量不会产生预期的调节效应，因此，其与劳动力成本交互项的系数估计值应接近于 0。图 2 显示，上述交互项的系数估计值分布在 0 附近，Shapiro-Wilk 检验的 z 统计量为-0.88，p 值为 0.81。以上结果表明，其他不可观测因素对估计结果的潜在影响几乎可以忽略。

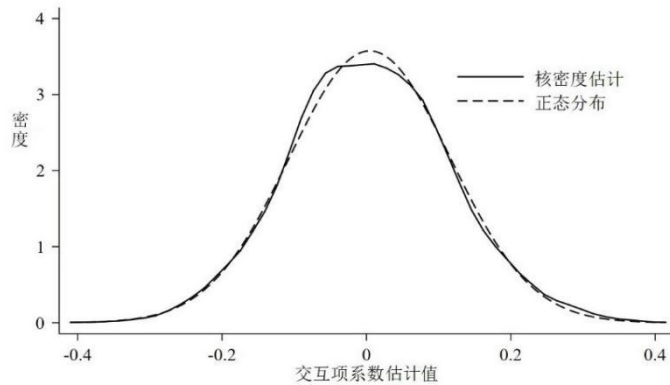


图 2 劳动力成本与随机生成变量交互项的系数估计值分布

注：核密度估计采用 Epanechnikov 核函数，带宽为 0.02。

五、异质性分析

（一）异质性分析的策略

鉴于林业社会化服务供给水平是农户营林投入结构调整的关键约束，有必要进一步分析调节效应的异质性。本文重点关注在不同市场、制度和资源禀赋条件下林业社会化服务供给水平的影响是否存在强度上的差异。如果答案是肯定的，那么，这种差异的方向和大小如何？具体而言，本文将分别使用市场、制度和资源禀赋三个维度的相关变量与劳动力成本、社会化服务生成三重交互项，利用面板数据 Tobit 模型进行回归。

关于市场维度，受数据可获得性的影响，本文仅从劳动力市场发育程度的视角进行异质性分析。为此，构造两个指标对劳动力市场发育程度进行测度。首先，计算一个样本乡镇内所有样本农户一年外出务工的劳动天数与一年总劳动天数的比值。若该值在样本乡镇的取值大于全部乡镇的均值（0.37），则所构造的变量赋值为 1；否则，该变量赋值为 0。由此构造务工天数占比虚拟变量，并将该虚拟变量与 $S \times W$ 项交互后代入模型回归，回归结果见表 6（1）列。其次，使用农户层面的非农收入占比表征

劳动力市场发育程度，并与 $S \times W$ 项相乘构造三重交互项进行回归，回归结果见表 6（2）列。关于制度维度，本文以一个样本县内全部样本农户林权证的发证比例来表征集体林权制度改革的实施强度，并与 $S \times W$ 项交互后代入模型回归，回归结果见表 6（3）列。关于资源禀赋维度，本文从土地禀赋特征的视角出发，将林地细碎化程度与 $S \times W$ 项交互后代入模型回归，回归结果见表 6（4）列。

表 6 林业社会化服务供给水平调节效应的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
务工天数占比×社会化服务 ×劳动力成本	0.16*** (0.02)			
非农收入占比×社会化服务 ×劳动力成本		0.24*** (0.03)		
发证比例×社会化服务 ×劳动力成本			0.11*** (0.02)	
林地细碎化×社会化服务 ×劳动力成本				0.09*** (0.01)
Pseudo R ²	0.54	0.53	0.54	0.54

注：①以上各回归方程中，被解释变量的样本归并数量为 9760；②***表示 1% 的显著性水平；③括号内为标准误；④以上各列均纳入了表 3 所示的控制变量、年份虚拟变量和县级虚拟变量，（1）～（3）列分别加入 3 个新构造的变量，估计结果略。

（二）异质性分析结果

1. 基于劳动力市场发育程度的异质性。表 6（1）列和（2）列显示，基于两种劳动力市场发育程度变量的三重交互项均显著，系数分别为 0.16 和 0.24，均验证了不同的劳动力市场发育程度下林业社会化服务供给水平的调节效应具有异质性。当其他条件相同时，要素市场发育程度越高，生产要素面临的价格扭曲程度越低，林业社会化服务供给水平的调节效应也越强。

2. 基于产权强度的异质性。表 6（3）列显示，发证比例、社会化服务与劳动力成本三重交互项显著，系数为 0.11，验证了不同产权强度下林业社会化服务供给水平的调节效应具有异质性。这说明，农户发证比例越高，林地产权越明晰，农户在林地生产经营方面决策权就越自主，劳动力成本上升对其营林投入结构的影响越易受到林业社会化服务供给水平的调节。

3. 基于土地资源禀赋的异质性。表 6（4）列显示，林地细碎化、社会化服务与劳动力成本三重交互项显著，系数为 0.09，验证了不同土地资源禀赋下林业社会化服务供给水平的调节效应具有异质性。从理论上说，林地越细碎化，越不利于机械等资本要素的投入。因此，在同等条件下，林业社会化服务供给水平的调节效应对于林地细碎化程度较低的农户来说应该较强。需要指出的是，块均林地面积越大，说明细碎化程度越低。因此，三重交互项显著且系数为正，表明林地细碎化程度的降低会提高林业社会化服务供给水平的调节效应。

六、研究结论与政策启示

（一）研究结论

以农户营林投入结构调整缓慢的现象为切入点，本文构建了“劳动力成本—林业社会化服务供给—营林投入结构”的分析框架，从林业社会化服务供给约束的视角，阐释了在劳动力成本上升背景下，农户营林投入结构调整缓慢的成因及机制。在此基础上，本文利用国家林草局发展中心在全国9省（区）开展的固定样本连续监测数据进行实证检验。本文研究结论如下：第一，农户营林投入结构、林业社会化服务供给水平在不同省份间的差异较大，均呈现出较强的空间异质性；同时，在林业社会化服务供给水平较低（高）的地区，农户营林资本投入占比也较低（高），表现出二者之间具有较强的空间相关性。整体来看，林业社会化服务供给长期处于较低水平。第二，劳动力成本上升促进了农户营林投入结构资本化，但该效应受林业社会化服务供给水平的调节。当前较低的林业社会化服务供给水平构成了营林要素替代的关键性约束，导致了农户营林投入结构调整缓慢。这为诱致性技术变迁理论的预期未显见于集体林区提供了合理解释。第三，劳动力成本上升对农户营林投入结构的影响在一定程度上也受到地形条件的调节，地形条件在一定程度上构成了农户营林投入结构调整的重要约束。集体林权制度改革有助于促进农户营林投入结构资本化，说明在集体林权制度改革主体改革已完成的现实背景下，产权制度障碍对农户营林投入结构调整缓慢的解释力有限。第四，林业社会化服务供给水平的调节效应在劳动力市场发育程度、产权强度和土地资源禀赋三个维度上呈现异质性。劳动力市场发育程度越高，产权实施强度越大，林地细碎化程度越低，林业社会化服务供给水平的调节作用越强。

需要指出的是，以上内容是基于集体林区样本得出的结论，相关发现能否解释国有林区经营者在劳动力成本上升背景下的营林投入结构调整行为尚未可知。同时，以上分析主要是基于林地中小规模农户生产经营活动的动态监测数据，以林业大户、家庭林场、林业专业合作社为代表的新型林业经营主体的相关行为特征是否符合上述结论，有待进一步验证。

（二）政策启示

在借鉴诱致性技术变迁理论来指导实践和预测未来走势时，需要结合中国实际情况进行分析，尤其要考虑到部门特点和现实约束。鉴于当前集体林区普遍较低的林业社会化服务供给水平使得要素替代的必要条件缺失，可以预见短期内集体林区农户营林投入结构将大概率保持稳定。为促进农户营林投入结构的优化升级，不仅需要关注农户营林生产的行为本身，还要密切关注要素替代必要条件的改善。这要求政府在林业社会化服务配套与林地产权制度创新等方面加大供给力度。一方面，全面提高林业社会化服务供给水平，加快推进林业社会化服务体系建设。另一方面，继续深入推进集体林权制度改革，在配套改革过程中强化产权、要素、市场等层面的改革力度，充分发挥产权激励机制、市场竞争机制等方面的积极作用，以完善产权制度和优化要素市场化配置为重点，促进林业社会化服务供给水平的提升，助推农户营林投入结构的优化升级，实现林业高质量发展。

参考文献

- 1.程钰、刘璨、杨红强、张寒, 2021:《商品林种植结构的“趋经济林化”——基于劳动力成本效应及相对收益效应的成因分析》,《林业科学》第7期,第184-193页。
- 2.盖庆恩、朱喜、程名望、史清华, 2015:《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》,《经济研究》第5期,第61-75页。
- 3.郝育军, 2021:《新阶段我国林草科技工作形势、任务和对策》,《林草政策研究》第1期,第1-7页。
- 4.洪银兴, 2018:《完善产权制度和要素市场化配置机制研究》,《中国工业经济》第6期,第5-14页。
- 5.冀名峰, 2018:《农业生产性服务业:我国农业现代化历史上的第三次动能》,《农业经济问题》第3期,第9-15页。
- 6.姜长云、芦千文, 2020:《大国小农国情下的农业出路——中国农业生产性服务业》,北京:中国财政经济出版社,第47-68页。
- 7.孔祥智、张琛、张效榕, 2018:《要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释》,《管理世界》第10期,第147-160页。
- 8.李立朋、李桦、丁秀玲, 2020:《林业生产性服务能促进农户林地规模经营吗?——基于林地流入视角的实证分析》,《中国人口·资源与环境》第3期,第143-152页。
- 9.李宁、周琦宇、汪险生, 2020:《新型农业经营主体的角色转变研究:以农机服务对农地经营规模的影响为切入点》,《中国农村经济》第7期,第40-58页。
- 10.李艳、刘璨、杨红强、宁攸凉、何文剑、张寒, 2019:《资本异质性视角下林业投入劳动集约的成因分析——基于9省区林农数据的联立方程MV Tobit估计》,《林业科学》第10期,第99-110页。
- 11.廖文梅、张广来、孔凡斌, 2016:《农户林业社会化服务需求特征及其影响因素分析——基于我国8省(区)1413户农户的调查》,《林业科学》第11期,第148-156页。
- 12.刘珉, 2011:《集体林权制度改革:农户种植意愿研究——基于Elinor Ostrom的IAD延伸模型》,《管理世界》第5期,第93-98页。
- 13.罗必良, 2017:《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》,《中国农村经济》第11期,第2-16页。
- 14.申红芳、陈超、廖西元、王磊, 2015:《稻农生产环节外包行为分析——基于7省21县的调查》,《中国农村经济》第5期,第44-57页。
- 15.许时蕾、张寒、刘璨、杨红强, 2020:《集体林权制度改革提高了农户营林积极性吗——基于非农就业调节效应和内生性双重视角》,《农业技术经济》第8期,第117-129页。
- 16.闫周府、吴方卫、袁凯彬, 2021:《劳动禀赋变化、技术选择与粮食种植结构调整》,《财经研究》第4期,第79-93页。
- 17.杨子、饶芳萍、诸培新, 2019:《农业社会化服务对土地规模经营的影响——基于农户土地转入视角的实证分析》,《中国农村经济》第3期,第82-95页。
- 18.姚洋, 1998:《中国农村土地制度安排与农业绩效》,《中国农村观察》第6期,第6-8页。
- 19.张红、周黎安、徐晋涛、赵锦勇, 2016:《林权改革、基层民主与投资激励》,《经济学(季刊)》第3期,第

845-868 页。

20.张露、罗必良, 2018: 《小农业生产如何融入现代农业发展轨道? ——来自中国小麦主产区的经验证据》, 《经济研究》第 12 期, 第 144-160 页。

21.张宗毅、杜志雄, 2018: 《农业生产性服务决策的经济分析——以农机作业服务为例》, 《财贸经济》第 4 期, 第 146-160 页。

22.郑旭媛、徐志刚, 2017: 《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 45-66 页。

23.钟甫宁、陆五一、徐志刚, 2016: 《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗? ——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 36-47 页。

24.Ahmad, S., 1966, "On the Theory of Induced Invention", *The Economic Journal*, 76(302): 344-357.

25.Arano, K. G, and I. A. Munn, 2006, "Evaluating Forest Management Intensity: A Comparison among Major Forest Landowner Types", *Forest Policy and Economics*, 9(3): 237-248.

26.Binswanger, H. P., 1974, "The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production", *The American Economic Review*, 64(6): 964-976.

27.Bjuggren, P. O., and J. E. Eklund, 2013, "Property Rights and the Cost of Capital", *European Journal of Law and Economics*, 39: 523-537.

28.Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft, 2009, "Salience and Taxation: Theory and Evidence", *American Economic Review*, 99(4): 1145-1177.

29.Duan, W., J. Shen, N. Hogarth, and Q. Chen, 2021, "Risk Preferences Significantly Affect Household Investment in Timber Forestry: Empirical Evidence from Fujian, China", *Forest Policy and Economics*, vol. 125, 102421, <https://doi.org/10.1016/j.forpol.2021.102421>.

30.Greene, W., 2015, "Panel Data Models for Discrete Choice", in Badi H. Baltagi (ed.) *The Oxford Handbook of Panel Data*, New York: Oxford University Press, pp.171-201.

31.Hayami, Y., and V. W. Rutton, 1985, *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore: John Hopkins University Press, 187-205.

32.Hicks, J. R., 1932, *The Theory of Wages*, London: Macmillan, 121-125.

33.Hou, L., F. Xia, Q. Chen, J. Huang, Y. He, N. Rose, and S. Rozelle, 2021, "Grassland Ecological Compensation Policy in China Improves Grassland Quality and Increases Herders' Income", *Nature Communications*, 12(1): 1-12.

34.Liu, C., H. Liu, and S. Wang, 2017, "Has China's New Round of Collective Forest Reforms Caused an Increase in the Use of Productive Forest Inputs?", *Land Use Policy*, 64: 492-510.

35.Mundlak, Y., 1978, "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, 46(1): 69-85.

36.Restuccia, D., and R. Rogerson, 2017, "The Causes and Costs of Misallocation", *Journal of Economic Perspectives*, 31(3): 151-174.

37.Tian, X., F. Yi, and X. Yu, 2019, "Rising Cost of Labor and Transformations in Grain Production in China", *China*

Agricultural Economic Review, 12(1): 158-172.

38.Wang, X., F. Yamauchi, K. Otsuka, and J. Huang, 2016, “Wage Growth, Landholding, and Mechanization in Chinese Agriculture”, *World Development*, 86: 30-45.

39.Zhu, Z., Z. Xu, Y. Shen, C. Huang, and Y. Zhang, 2019, “How Off-farm Work Drives the Intensity of Rural Households’ Investment in Forest Management: The Case from Zhejiang, China”, *Forest Policy and Economics*, 98: 30-43.

（作者单位：¹西北农林科技大学经济管理学院；

²南京林业大学经济管理学院；

³国家林业和草原局发展研究中心）

（责任编辑：黄 易）

The Impact of Increased Labor Costs on Farmers’ Input Structure of Forestland Management: An Analysis from the Perspective of Supply Constraints of Forestry Socialized Services

ZHANG Han ZHOU Zhengkang YANG Hongqiang LIU Can

Abstract: From the perspective of supply constraints of forestry socialized services, this article discusses the key constraints and action mechanism of farmers’ input structure adjustment of forestland management under the background of rising labor costs at the theoretical level. Based on the data collected from 9 provinces (autonomous regions) by National Forestry and Grassland Administration, the study uses the panel data Tobit model to conduct an empirical analysis. The results show that increased labor costs promote the capitalization of farmers’ forestland input structure, but the positive effect is moderated by the supply level of forestry socialized services. At present, the low level of socialized services provision in the forestry sector leads to the absence of necessary conditions for factor substitution and inhibits the realization of factor substitution. Additionally, the input structure of forestland management is also affected by topographic factors and tenure factors. Among them, the moderating effect of topographic factors has been verified to a certain extent. The collective forestland tenure reform is beneficial to promoting the capitalization of forestland input structure. Furthermore, the moderating effect of forestry socialized services provision displays heterogeneities in three aspects, namely, labor market development degree, property rights intensity and land resource endowment. The findings suggest that it is feasible to optimize and upgrade forestland input structure through constructing forestry socialized service system and deepening collective forestland tenure reform.

Keywords: Labor Cost; Input Structure of Forestland Management; Factor Substitution; Forestry Socialized Service Provision; Induced Technological Change

入驻农业产业园能提高企业经营绩效吗？*

——基于全国 59384 家农业产业化龙头企业的微观证据

张延龙¹ 王明哲² 廖永松¹

摘要：本文基于 2019 年全国 59384 家农业产业化龙头企业的微观数据，实证分析入驻农业产业园对农业产业化龙头企业经营绩效的影响及其机制。研究表明，入驻农业产业园并不一定提高农业产业化龙头企业经营绩效，仅有入驻现代农业产业园的农业产业化龙头企业提高了经营绩效。入驻农业产业园对不同特征农业产业化龙头企业的经营绩效呈现异质性影响：一方面，入驻农业产业园对不同业态门类农业产业化龙头企业的经营绩效存在差异化影响，具体而言，有利于养殖业农业产业化龙头企业提高经营绩效，但对加工业农业产业化龙头企业经营绩效存在负面作用，种植业、养殖业、休闲农业和电商业的农业产业化龙头企业入驻现代农业产业园能够提高企业经营绩效；另一方面，入驻农业产业园对市级农业产业化龙头企业的经营绩效产生负向作用，而对省级农业产业化龙头企业的经营绩效产生正向作用。机制分析发现，入驻现代农业产业园主要是通过促进农业产业化龙头企业实现多元化经营和电子商务发展来提高其经营绩效。因此，本文认为，农业产业园建设要稳步推进，充分考虑区位条件、地方优势特色农业及企业类型；同时，企业也要立足自身资源禀赋，选择是否入驻农业产业园。

关键词：农业产业化龙头企业 农业产业园 经营绩效 多元化经营 电子商务

中图分类号：F324.9 **文献标识码：**A

一、引言

农业产业园是推进农业现代化的重要工具，是推动乡村产业振兴的重要抓手。近年来，党中央、国务院对此做出重要部署，在 2018 年的《乡村振兴战略规划（2018—2022 年）》中提出，依托现代农业产业园，打造农村产业融合发展的平台载体，促进一二三产业融合发展^①；国家“十四五”规划

*本文研究为中国社会科学院国情调研重大项目“信息时代青年参与乡村治理制度建设调研”、2022 年度中国社会科学院创新工程及中国社会科学院大学（研究生院）研究生科研创新支持计划项目的阶段性成果。本文通讯作者：王明哲。

^①资料来源：《中共中央 国务院印发〈乡村振兴战略规划（2018-2022 年）〉》，http://www.moa.gov.cn/ztlz/xczx/xczxzlgh/201811/t20181129_6163953.htm。

纲要也明确指出，建设现代农业产业园和农业现代化示范区^①，其目的便是在传统农业向现代农业转型中通过农业产业园的构建培育农业农村发展新动能，探索农民增收新机制，开辟城乡一体化发展新途径。截至2020年，中央财政已投入91.21亿元专项资金，创建共计151个全产业链发展、现代要素集聚的国家现代农业产业园，带动各地创建了3189个省、市、县农业产业园，农业产业园建设呈现不断增多且覆盖全国的趋势^②。

目前已有诸多文献对农业产业园开展了研究，但客观讨论农业产业园对企业经营绩效影响的研究偏少，国外与国内学界更多围绕国家现代农业产业园建设成效（王丽娟和王树进，2012）、农业产业园建设过程中存在的问题（Davodi et al., 2011；肖琴和罗其友，2019）以及农业产业园建设模式（Bacon et al., 2012；李和平和张晓晓，2019；Spagnoli and Mundula, 2021）进行研究。这意味着，若无法客观评价入驻农业产业园对企业经营绩效的作用，只是出于行政目的大批建设农业产业园，无疑将造成农业生产要素的错配，甚至对企业经营绩效产生负面影响。鉴于此，本文将基于全国59384家农业产业化龙头企业（后文简称“龙头企业”）的微观数据，分析入驻农业产业园对龙头企业经营绩效的影响，深入探讨何种特征的龙头企业更适于入驻农业产业园，并进一步讨论入驻农业产业园如何影响龙头企业经营绩效。本文研究将有助于充分阐释农业产业园的作用机制，对于乡村振兴阶段探索农业产业园的合理建设具有重要价值。

本文的边际贡献在于：第一，从产业集群理论视角，探讨农业产业园对龙头企业经营绩效的作用，并通过企业层面的微观数据进行实证检验，对农业产业园的作用进行客观评价，以拓宽当前国内对农业产业园的研究范畴；第二，从多元化经营和电子商务的角度出发，探讨二者在入驻农业产业园对龙头企业经营绩效影响中的作用机制，以丰富对农业产业园积极作用的认识。

本文余下部分结构安排如下：第二部分阐述相关理论并提出本文的研究假说；第三部分介绍本文的数据来源、模型设定和变量选择；第四部分为实证检验结果及分析，检验入驻农业产业园对龙头企业经营绩效的作用；第五部分分析入驻农业产业园对龙头企业经营绩效的异质，并探讨入驻现代农业产业园对龙头企业经营绩效的作用机制；第六部分为研究结论和政策启示。

二、研究假说

农业产业园建设的理念始于19世纪末、20世纪初，当时，农业产业受到工业革命的影响，经济和社会结构发生重大变化的情境下，出现了一批大规模集中生产的农业企业（Beghin et al., 2003）。农业产业园的进一步发展，是为了满足人们对农产品大幅增长的需求，而这取决于农产品生产和加工中新技术的开发和应用以及农业生产效率的提高。农业产业园的表现形式为由同一行业或紧密相关行

^①资料来源：《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》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm。

^②资料来源：《高质量建设现代农业产业园 示范引领农业现代化——农业农村部、财政部有关司局负责人就国家现代农业产业园建设有关问题答记者问》，http://www.gov.cn/zhengce/2021-01/10/content_5578640.htm。

业的企业形成的地理集群，它为农产品生产、加工和销售企业提供基础设施（例如道路、电力、通信、仓储、包装、污水处理、物流运输、实验室设施等），从而获得规模经济与正向的外部效应（Klerkx and Leeuwis, 2008）。因此，农业产业园实质上也是产业集群概念的延伸和发展，入驻的企业包括农业产业的竞争性企业以及与这些企业相互关联的合作企业、供应商和研发机构等，建设和发展农业产业园的最终目的也是提高入驻企业的竞争力以及形成地区优质特色的农业产业集群。对于产业集群概念，Marshall（1920）将生产同类产品的企业在特定空间上大规模集聚的现象定义为“专业化产业区”，并认为“专业化产业区”对集聚的企业具有如下三点优势：一是存在技术创新扩散。相同类型企业的集聚有利于新机器、新技术的推广和普遍采用，从而促进企业对新技术的采纳。二是提供共享的中间品和市场服务。产业集群通过支持和促进产业中间品的生产来降低企业的生产成本，并且集聚的区位靠近市场也使得原料采购和产品销售成本下降。三是吸引专业劳动力流入。产业集群所形成的规模效应吸引产业领域相关的专业劳动力流入，从而保障企业对劳动力的需要。此外，还有研究指出，产业集群通过分工降低了资本进入壁垒和技术壁垒（Padmore and Gibson, 1998; Zhu et al., 2019），并且为企业家创造成长的通道（阮建青等，2010）。面对不完善的法律和制度环境，产业集群还有助于改善集群内企业所面临的履约环境和融资环境（龙小宁等，2015）。

产业园是指具有相同行业特征或行业相关联的企业在特定空间集聚形成的特定地理区域，而农业产业园则是农业生产活动相关的企业在空间地域上的集聚区。农业产业园作为产业集群的重要载体和组成部分，充分发挥着要素聚集的作用，聚集着土地、资金、技术和人才等农业生产要素，为入驻企业的生产经营提供保障。此外，农业产业园由政府引导、企业运作，利用工业园的理念来建设和管理，通过产业集聚效应有效促进现代农业的发展，提升产业竞争力和企业经营效率。有研究证明，产业集群有助于农业产业的发展（Zhang and Hu, 2014）。同时，农业产业园促进了产业链上下游入驻企业的交流与合作以及知识扩散和转移速度的大幅提高，有利于入驻企业采纳新技术。而在现实中，产业园也积极与科研院所共建平台，以促进入驻企业创新。上述内容均表明，龙头企业入驻农业产业园有助于提升其经营绩效。据此，本文提出如下假说：

H1：入驻农业产业园将提升龙头企业经营绩效。

Chyi et al.（2012）认为，产业集群能够构建紧密相连的创新网络关系，创建协同发展的创新模式。在产业园内，企业依靠创新协同网络，将实现知识、技术、信息等资源的共享，特别是技术革新和放宽准入门槛降低了产业间的壁垒，加强了各产业企业的竞争或合作关系（Das and Das, 2011）。园区内资金、技术、管理等生产要素配置的优化以及产业联动、体制机制的创新，将有利于入驻企业开展多元化经营（王丽娟和王树进，2012）。现代农业产业园的农业产业链包括核心产业、支持产业、配套产业和衍生产业等产业群，这极大地转变了传统农业单一产业结构的限制。特别是，农业产业园围绕推进“生产+加工+科技”一体化发展，通过打造产业园主导产业，引导入驻企业拓展产业功能，使其经营范围不断拓宽。在纵向拓展上，加大产学研结合，积极建设高端产业平台，与相关科研院所开展合作开发功能性产品，推动入驻企业产品向新资源食品延展。在横向拓展上，开发相关乡村休闲活动，打造农旅双链，使入驻企业生产范围不只局限在第一、第二产业。由此可见，龙头企业入驻现代

农业产业园将有助其开展多元化经营。

根据多元化溢价（diversification premium）理论，企业实施多元化战略能够使企业资源向新兴的、有可观前景且具有强大活力的行业转移，帮助企业开发日常经营活动中过剩的生产要素，从而发挥范围经济效应并降低生产运营成本（Villalonga, 2004）。此外，多元化经营能够节约外部交易成本，在不同经营领域的分散投资与资产配置也会分散企业经营风险，从而提升企业的经营绩效（Erdorf et al., 2016; Benito-Osorio et al., 2012）。卫龙宝等（2017）利用中国农业上市公司数据研究发现，综合实力强的农业上市公司开展与企业核心竞争力相关的多元化经营会为其带来较高的效益，同时显著增强企业的规模影响力和综合实力。

现代农业产业园发挥着传统农业向现代农业转变的作用，根据农业生产和农业高新技术的特点调整农业生产结构，延伸了入驻企业的产业链。而多元化经营将有助于提高龙头企业资源配置效率，使其业务范围不断拓展，产品功能不断增多，产业层次不断提升，最终提高龙头企业经营绩效。综上所述，本文提出如下假说：

H2：入驻农业产业园将促进龙头企业开展多元化经营，进而提升企业经营绩效。

农业产业园通过提供完善的基础设施，在网络、仓储、物流等方面为龙头企业开展电子商务提供了条件。此外，农业产业园有电商类龙头企业入驻，这有助于增强电商类龙头企业与生产加工类龙头企业的合作，促使龙头企业利用电子商务进行交易，从而扩大龙头企业经营的市场范围和增加利润。电子商务经营方式将为农业企业提供新的流通渠道，降低渠道成本和提升服务水平（田刚等，2018）。农业企业也能及时、准确地通过电商平台了解市场需求，从而改善产品和服务，最终提高企业绩效（李蕾和林家宝，2019）。此外，李应和蔡瑶瑶（2016）发现，运用电子商务能给农业企业带来提高财务绩效的直接效应以及提高客户服务、内部流程等非财务绩效的潜在间接效益。基于上述讨论，本文提出如下假说：

H3：入驻农业产业园将促进龙头企业电子商务发展，进而提升企业经营绩效。

三、研究设计

（一）样本和数据

本文使用农业农村部全国农业产业化龙头企业监测数据（后文简称“监测数据”）。农业农村部每年对全国龙头企业监测一次，该监测数据反映的是上一年度龙头企业的生产经营情况，具有全国代表性。本文研究使用的是 2020 年监测数据。该数据反映了 2019 年全国 59384 家龙头企业的生产经营情况，覆盖全国 31 个省（区、市）和新疆生产建设兵团，具有高覆盖、大样本的特征，具体包含龙头企业经营状况、农产品生产加工、生产基地建设、社会化服务能力、科技创新、质量品牌等多方面信息。在这 59384 家龙头企业中，有 14320 家企业入驻了农业产业园，有 45064 企业未入驻农业产业园。在数据清理上，为了避免异常值的干扰，本文借鉴覃家琦等（2021）的做法，对所有连续型指标排序，分别对第 1、第 99 百分位上的样本数据进行缩尾处理。

（二）模型设定

为检验龙头企业入驻农业产业园对其经营绩效的作用，本文设定如下计量模型：

$$Nopr_{ij} = \alpha_0 + \beta_1 Park_{ij} + \gamma X_{ij} + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

（1）式中，下标*i*、*j*分别表示个体龙头企业和龙头企业所属的地级市（或直辖市）；*Nopr_{ij}* 为被解释变量，表示龙头企业经营绩效；*Park_{ij}* 为核心解释变量，表示龙头企业是否入驻农业产业园；*X_{ij}* 表示一系列控制变量。此外，地区层面的一系列不可观测变量可能同时对龙头企业入驻农业产业园决策和企业经营绩效造成影响，这将导致估计结果出现偏误。对此，本文还控制了市级层面的地区固定效应 λ_j 。 ε_{ij} 为随机误差项。

为进一步探讨入驻农业产业园对龙头企业经营绩效的作用机制，本文参考田国强和李双建（2020）、张龙耀等（2021）的做法，采用中介效应检验的逐步回归方法进行检验。本文在（1）式之外，增设两个模型，具体形式如下：

$$W_{ij} = \alpha_1 + \beta_2 Park_{ij} + \gamma X_{ij} + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

$$Nopr_{ij} = \alpha_2 + \beta_3 Park_{ij} + \beta_4 W_{ij} + \gamma X_{ij} + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

（2）式、（3）式中，*W_{ij}* 是中介变量。本文采用的中介效应检验步骤为：首先，检验（1）式中的系数 β_1 是否显著，若显著则继续下一步，否则停止中介效应检验；其次，检验（2）式和（3）式中的系数 β_2 和 β_4 是否显著，如果至少有一个不显著，则需要对其进行 Sobel 检验；最后，检验（3）式中的系数 β_3 是否显著。如果系数 β_1 、 β_2 和 β_4 都显著，则表明中介效应存在。进一步地，若（3）式中的系数 β_3 显著，则意味着该中介效应为部分中介效应，反之为完全中介效应。

（三）变量选取

1.核心解释变量：农业产业园入驻。本文直接采用监测数据中对题项“企业是否处于园区内？”的回答作为判断依据，从而形成龙头企业是否入驻农业产业园的虚拟变量。若龙头企业入驻农业产业园，取值为1；反之，则取值为0。为进一步探究不同类型的农业产业园对龙头企业经营绩效的异质性效应，本文根据监测数据收集的信息，将农业产业园的类型细化为现代农业产业园、农产品加工园和食品工业园，三种类型的农业产业园入驻龙头企业数量分别占入驻农业产业园龙头企业数量的41.71%、40.88%和17.41%。不同类型农业产业园的区别主要在于功能规划和服务企业对象的不同，这也导致了不同类型的农业产业园对入驻龙头企业经营绩效的影响存在差异^①。

2.被解释变量：企业经营绩效。企业经营绩效反映了企业在经营中取得的成果，本文选取营业净利润率来反映龙头企业经营绩效，其具体测算方法为：营业净利润率=（净利润/营业收入）×100%。它能够充分反映龙头企业创造净利润的能力，是反映龙头企业销售最终盈利能力的指标，营业净利润

^①譬如，现代农业产业园的建设目的是促进全产业链开发，推进“生产+加工+科技+品牌”一体化发展；农产品加工园的建设目的是推动农产品精深加工业发展，主要服务农产品加工企业；食品工业园的建设目的是服务食品生产方面的相关企业。

率越高说明龙头企业获利能力越强。具体来看，营业净利润率的提高需要提升单位营业收入的净利润，因此需要龙头企业在成本不变的情况下扩大营业收入或在营业收入不变的情况下降低成本。而龙头企业入驻农业产业园能够提升土地利用率、促进产业合作和实现专业化管理以及有效降低企业运行成本。此外，农业产业园通过洼地效应和辐射作用，吸引技术、人才、资本和管理等生产要素集聚，有效促进技术研发、产品生产和市场推广等环节的发展，从而提高入驻企业的获利能力（王丽娟和王树进，2012）。因此，本文采用营业净利润率作为反映龙头企业经营绩效情况的指标。

3.中介变量。为探讨入驻农业产业园对龙头企业经营绩效的作用机制，本文分别从多元化经营和电子商务发展程度两个方面讨论。通常来说，多元化经营是指企业经营多类产品或涉足多个行业或产业（苏昕和刘昊龙，2017）。为衡量龙头企业多元化经营的情况，本文按三次产业划分，设置龙头企业是否实现多元化经营的虚拟变量：若龙头企业生产经营范围涉及一个以上产业，视该企业实现多元化经营，取值为1；反之，视该企业未实现多元化经营，取值为0。对于电子商务发展程度变量，本文以龙头企业通过电子商务实现的销售收入来衡量。企业通过电子商务实现的销售收入越高，表明该企业电子商务发展程度越高。

4.控制变量。为解决遗漏变量所导致的内生性问题，本文参考已有文献（张哲晰等，2018）选取一系列可观测变量作为回归模型中的控制变量，包括所有制类型、企业业态门类、资产规模、固定资产净值、负债率、从业人员数等。所有制类型具体包括民营及民营控股企业、国有及国有控股企业、外商投资企业、港澳台商投资企业和集体企业。所有制类型将影响龙头企业入驻农业产业园的决策，也将影响企业经营绩效。例如，国有及国有控股龙头企业更有意愿响应政府号召入驻农业产业园，其经营绩效也往往与其他类型的龙头企业存在区别（杨典，2013；盛丹和刘灿雷，2016）。龙头企业业态门类具体包括加工业、种植业、养殖业、流通业、休闲农业、生产性服务业、电商业和其他门类。业态门类会影响龙头企业入驻农业产业园的决策，而不同业态门类的龙头企业经营绩效也存在差异。入驻农业产业园需要较大的资金投入，资产规模越大的龙头企业越有意愿入驻农业产业园，且资产规模也会影响龙头企业的经营绩效。因此，本文选取反映企业资产情况的资产规模、固定资产净值和负债率进行控制。从业人员较多的企业需要拥有较大的生产场地，龙头企业有可能通过入驻农业产业园的方式扩大生产场地，而从业人员数量也将影响企业的人工费用，最终影响其经营绩效。因此，本文也控制了企业从业人员数。除此之外，在稳健性检验部分，本文还控制了农业产业园特征变量，以龙头企业所属的县（区）是否设立国家级现代农业产业园和国家级现代农业产业园设立年限作为代理变量。在异质性分析部分，本文还讨论不同认定等级的龙头企业入驻农业产业园对其经营绩效的作用。企业认定等级可以划分为国家级、省级和市级。

各变量定义与描述性统计结果如表1所示。核心解释变量农业产业园入驻的均值为0.24，表明全部样本中有24%的龙头企业入驻农业产业园。被解释变量企业经营绩效的均值为8.79%，表明样本龙头企业的营业净利润率平均为8.79%。中介变量多元化经营的均值为0.26，意味着全部样本中有26%的龙头企业实现了多元化经营。此外，从企业所有制类型来看，以民营及民营控股企业和国有及国有控股企业为主，二者比例之和为98.11%，其中，前者比例达到84.77%。从业态门类分布来看，样本

企业主要涉及加工业、种植业和养殖业，其中，加工业龙头企业的比例达到 39.72%，种植业龙头企业的比例为 32.97%，养殖业龙头企业的比例为 16.69%。从企业认定等级来看，不同等级的龙头企业占比情况呈“金字塔型”，等级越低的龙头企业占比越高。市级龙头企业的数量最多，占全部样本的比例为 71%，其次是省级龙头企业，占比达到 27%，最后是国家级龙头企业，占比为 2%。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
企业经营绩效	以营业净利润率衡量：营业净利润率（%）=（龙头企业净利润/营业收入）×100%	8.79	16.99
农业产业园入驻	龙头企业是否入驻农业产业园：是=1，否=0	0.24	0.42
多元化经营	龙头企业是否实现多元化经营：是=1，否=0	0.26	0.43
电子商务发展	龙头企业电子商务销售收入（单位：万元），取自然对数	1.49	2.54
资产规模	龙头企业总资产（单位：万元），取自然对数	8.28	1.41
固定资产净值	龙头企业固定资产净值（单位：万元），取自然对数	7.29	1.40
负债率	龙头企业总负债占总资产的比例（%）	33.63	27.32
从业人员数	龙头企业员工数量（单位：人），取自然对数	4.33	1.26
所有制类型			
民营及民营控股企业	龙头企业是否为民营及民营控股企业：是=1，否=0	0.85	0.36
国有及国有控股企业	龙头企业是否为国有及国有控股企业：是=1，否=0	0.13	0.34
外商投资企业	龙头企业是否为外商投资企业：是=1，否=0	0.01	0.10
港澳台商投资企业	龙头企业是否为港澳台商投资企业：是=1，否=0	0.01	0.09
集体企业	龙头企业是否为集体企业：是=1，否=0	0.00	0.02
业态门类			
加工业	龙头企业是否为加工业企业：是=1，否=0	0.40	0.49
种植业	龙头企业是否为种植业企业：是=1，否=0	0.33	0.47
养殖业	龙头企业是否为养殖业企业：是=1，否=0	0.17	0.37
流通业	龙头企业是否为流通业企业：是=1，否=0	0.03	0.17
休闲农业	龙头企业是否为休闲农业企业：是=1，否=0	0.02	0.13
生产性服务业	龙头企业是否为生产性服务业企业：是=1，否=0	0.01	0.11
电商业	龙头企业是否为电商业企业：是=1，否=0	0.00	0.05
其他	龙头企业是否为其他企业：是=1，否=0	0.05	0.21
国家级现代农业产业园	龙头企业所属县（区）是否设立国家级现代农业产业园：是=1，否=0	0.05	0.22
国家级现代农业产业园 设立年限	龙头企业所属县（区）国家级现代农业产业园的设立年限，若无国家级现代农业产业园，则取值为 0	0.10	0.48
企业认定等级			
国家级	龙头企业是否被认定为国家级龙头企业：是=1，否=0	0.02	0.15
省级	龙头企业是否被认定为省级龙头企业：是=1，否=0	0.27	0.44
市级	龙头企业是否被认定为市级龙头企业：是=1，否=0	0.71	0.47

四、实证检验结果与分析

（一）基准回归

本文通过回归（1）式检验龙头企业入驻农业产业园是否影响其经营绩效，在回归模型中控制了一系列龙头企业的可观测变量，并且纳入了地区固定效应。表 2（1）列是基于全部样本的估计结果，核心解释变量农业产业园入驻的系数反映的是入驻与未入驻农业产业园的龙头企业在营业净利润率上的差异。（2）～（4）列分别检验入驻不同类型的农业产业园对龙头企业经营绩效的影响，核心解释变量农业产业园的系数反映的是入驻现代农业产业园、农产品加工园和食品工业园的龙头企业分别与未入驻农业产业园的龙头企业相比在营业净利润率上的差异。具体来看，（1）列中核心解释变量农业产业园入驻不显著，这意味着入驻农业产业园并不会对龙头企业经营绩效产生显著影响。这一结论符合当前现实观察的结果。目前农业产业园建设过程中政府干预过多，仅考虑如何招商引资，希望引进大型公司入驻，却忽略了市场规律而未能充分考虑龙头企业特征和当地资源禀赋特征。此外，农业产业园建设中还出现劳动力供需匹配错位、入驻企业经营效率低下、只圈地不发展等现象（李和平和张晓晓，2019）。

（2）列中核心解释变量农业产业园入驻显著且系数为正，表明与未入驻农业产业园的龙头企业相比，入驻现代农业产业园使得龙头企业的营业净利润率提高了 0.61 个百分点。而（3）列和（4）列中，核心解释变量农业产业园入驻不显著，表明龙头企业入驻农产品加工园与食品工业园均未能提高其经营绩效。那么，为何仅入驻现代农业产业园对龙头企业经营绩效产生正向作用？这可能是由于现代农业产业园是在具有一定资源、产业和区位优势农区内划定较大的地域范围优先发展现代农业，并且受到国家政策的重点支持。例如，国家“十四五”规划纲要中明确指出要建设现代农业产业园和农业现代化示范区，多个省（区、市）也将发展现代农业产业园写入各自的“十四五”规划^①。此外，从国家现代农业产业园建设现状来看，各现代农业产业园促进了生产要素在空间上和产业间优化配置，强化了链条延伸和集约开发，积极与科研院所、高校开展合作为园内企业发展提供了技术支撑，还有效促进了产业融合发展（肖琴和罗其友，2019）。而入驻农产品加工园与食品工业园的龙头企业的经

^①例如，重庆市创建 2~3 个国家级现代农业产业园，打造 30 个市级现代农业产业园，培育 50 个以上区县级现代农业产业园，建设国际农产品加工产业园（资料来源：http://www.cq.gov.cn/zwgk/zfxgkml/szfwj/qtgw/202103/t20210301_8953012.html）。内蒙古自治区的国家级现代农业产业园到 2025 年要达到 8 个，并创建 40 个以上自治区级现代农业产业园，支持创建一批盟（市）级、旗（县）级现代农牧业产业园，通过产业园创建，实现乡村产业全面振兴（资料来源：https://www.nmg.gov.cn/zwjw/gzdt/bmdt/202012/t20201215_366257.html）。湖南省推进“一县一特”农业主导产业向“一特一片”聚集，创建一批农业优势特色产业集群、一批国家级和省级现代农业产业园，继续支持省级现代农业特色产业园发展（资料来源：http://www.hunan.gov.cn/hnyw/sy/hnyw1/202103/t20210326_15074184.html）。江苏省打造一批现代农业产业园区，支撑“一县一业”发展（资料来源：http://www.jiangsu.gov.cn/art/2021/3/2/art_46143_9684719.html?gqna=affiy2）。

营范围面临较大的限制，唯有充分基于自身禀赋优势、区位环境和产业集群等比较优势，入驻农产品加工园或食品工业园才能对其经营绩效产生促进作用。

综上所述，本文发现，龙头企业入驻现代农业产业园能够提高其经营绩效，而龙头企业入驻农产品加工园与食品工业园未能提高其经营绩效。因此，本文 H1 得到部分验证。

表 2 入驻农业产业园对龙头企业经营绩效影响的基准回归结果

	全样本 (1)	现代农业产业园 (2)	农产品加工园 (3)	食品工业园 (4)
农业产业园入驻	-0.21 (-1.22)	0.61* (1.86)	-0.53 (-1.58)	-0.61 (-1.23)
资产规模	-1.56*** (-18.68)	-1.56*** (-16.48)	-1.60*** (-17.00)	-1.58*** (-16.49)
固定资产净值	1.03*** (13.45)	1.04*** (11.92)	1.06*** (12.27)	1.04*** (11.78)
负债率	-0.13*** (-50.82)	-0.13*** (-43.52)	-0.13*** (-44.51)	-0.13*** (-43.62)
从业人员数	0.82*** (12.33)	0.76*** (10.21)	0.78*** (10.49)	0.80*** (10.52)
民营及民营控股企业	0.72*** (3.59)	0.59*** (2.60)	0.56** (2.50)	0.58** (2.56)
外商投资企业	-0.97 (-1.37)	-1.77** (-1.97)	-1.79** (-2.02)	-1.59* (-1.75)
港澳台商投资企业	0.01 (0.02)	-0.30 (-0.34)	-0.46 (-0.53)	-0.47 (-0.53)
集体企业	-3.18 (-0.71)	-3.97 (-0.82)	-3.67 (-0.79)	-4.46 (-0.93)
常数项	14.63*** (29.46)	15.07*** (26.69)	15.24*** (27.00)	15.18*** (26.42)
样本量	58933	47611	47543	45929
Adj. R ²	0.10	0.09	0.09	0.09

注：①括号内为双尾检验 t 值；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③所有回归中均纳入了市级层面的地区固定效应，估计结果略；④所有回归中均控制了企业所属的业态门类，限于篇幅不再详细展示；⑤所有制类型以国有及国有控股企业为基准组。

（二）稳健性检验

1. 更换估计方法。本文将估计方法变更为倾向得分匹配法（propensity score matching, PSM）。该方法是基于反事实因果推断框架，通过将样本分为处理组与对照组，并根据匹配原则抽取样本使二者的匹配变量最大程度地保持相似，从而处理组与对照组在事件选择上处于随机状态。值得注意的是，使用倾向得分匹配法处理内生变量问题时不存在太多的模型限制条件（包括误差项分布形态、方差齐性等），也不需要考虑解释变量的外生性原则（参见 Rosenbaum and Rubin, 1983）。使用倾向得分匹

配法，首先，需要确定干预驱动变量。本文将龙头企业是否入驻农业产业园作为干预驱动变量，即：将入驻农业产业园的龙头企业视为处理组，变量取值为1；将未入驻农业产业园的龙头企业视为对照组，变量取值为0。其次，为避免其他特征变量对干预结果的影响，本文选取基准回归模型中的控制变量及 $j-1$ 个地级市（或直辖市）虚拟变量作为匹配变量，并实施 1:1 近邻匹配。最后，采用倾向得分匹配法需要满足平衡性假定，本文参考 Rubin（2001）的方法进行平衡性假定检验。综合不同检验结果，1:1 近邻匹配取得了良好的匹配效果，能够有效消除处理组与对照组之间可观测变量的偏差，匹配后的估计结果是可靠的（参见周迪和王明哲，2019）^①。

匹配后，可观测的企业特征变量在入驻农业产业园的龙头企业与未入驻的龙头企业之间未有显著差异，因此，二者在企业经营绩效上的差异则源自是否入驻农业产业园的差异。表 3 汇报了基于倾向得分匹配法的估计结果，本文关注的是处理组的平均处理效应（ATT），该数值大于 0 则意味着入驻农业产业园的龙头企业将比未入驻农业产业园的情况下获得更好的经营绩效。基于全样本的倾向得分匹配法的估计结果表明，入驻农业产业园能够提高龙头企业经营绩效，但提高的效果偏低，营业净利润率仅提高 0.15%，且并未有显著的统计学意义。具体到各类型的农业产业园，入驻现代农业产业园能够有效提高龙头企业经营绩效，龙头企业的营业净利润率提高了 8.07%，且处理组的 ATT 在 1% 的水平上显著。而入驻农产品加工园和食品工业园不会显著影响龙头企业经营绩效，处理组的 ATT 为负但不显著。综上所述，通过更换估计方法重新估计，其结果与前文保持一致，即入驻农业产业园不一定会提高龙头企业经营绩效，仅有入驻现代农业产业园能够提高龙头企业经营绩效。

表 3 稳健性检验：更换估计方法

	营业净利润率（%）		ATT	变化（%）
	处理组	对照组		
全样本	6.83	6.82	0.01	0.15
现代农业产业园	9.50	8.79	0.71***	8.07
农产品加工园	6.51	6.70	-0.19	-2.83
食品工业园	6.15	6.20	-0.05	-0.79

注：***表示 1% 的显著性水平。

2. 更换被解释变量。前文选取营业净利润率衡量龙头企业经营绩效。为避免基准回归结果是测量指标的偶然选择所致，本文在稳健性检验部分参考温素彬等（2018）的做法，采用资产净利润率反映龙头企业经营绩效。资产净利润率是企业一定时期内的净利润与资产规模的比值，资产净利润率越高，说明企业利用全部资产来获利的能力越强；反之，说明企业利用全部资产来获利的能力越弱。因此，资产净利润率也能充分反映龙头企业经营绩效情况。表 4 汇报了采用资产净利润率作为被解释变量的估计结果。仅有基于入驻现代农业产业园的龙头企业样本的回归中，核心解释变量农业产业园入驻显

^①平衡性假定检验结果表明，匹配后不同匹配变量的标准偏差值均低于 20%，且匹配前部分变量在处理组与对照组之间存在显著差异，但在匹配后均不存在显著差异。这意味着匹配效果良好。由于版面有限这里不做详细展示，读者如有兴趣，可向笔者索要。

著且系数为正。这同基准回归结果保持一致，即龙头企业入驻现代农业产业园能够提高企业经营绩效，而入驻农业产业园不一定能够提高企业经营绩效。

表 4 稳健性检验：更换被解释变量

	全样本 (1)	现代农业产业园 (2)	农产品加工园 (3)	食品工业园 (4)
农业产业园入驻	0.02 (0.22)	0.65** (2.31)	-0.23 (-1.07)	-0.29 (-0.89)
常数项	23.17*** (71.89)	24.35*** (65.99)	24.31*** (65.96)	24.36*** (64.80)
样本量	58937	47614	47546	45932
Adj. R ²	0.15	0.14	0.14	0.14

注：①括号内为双尾检验 t 值；②***、**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③所有回归均纳入了基准回归中的控制变量及地区固定效应，估计结果略。

3.增加控制变量^①。在基准回归中，本文主要控制了企业层面的特征因素，这有助于缓解遗漏变量导致的内生性问题，但农业产业园的特征很可能也会影响龙头企业入驻农业产业园的决策以及入驻龙头企业的经营绩效。忽略了对农业产业园特征的控制，很可能导致估计结果出现偏差。为了尽可能缓解遗漏农业产业园特征因素导致的估计偏差，也为了缓解遗漏地区资源禀赋及产业结构差异导致的估计偏差，笔者搜集并整理农业农村部、财政部批准创建的国家级现代农业产业园名单，提取国家级现代农业产业园所在县（区）的信息，并与本文所使用的监测数据进行匹配，进而构建龙头企业所在区县是否创建国家级现代农业产业园以及国家级现代农业产业园设立年限两个变量^②。设立国家级现代农业产业园的目的是示范带动省、市、县梯次建设现代农业产业园，这使得拥有较高的农业资源禀赋和农业产业化水平的县（区）更可能设立国家级现代农业产业园，因此，本文对是否创建国家级现代农业产业园以及国家级现代农业产业园设立年限进行控制。表 5（1）～（4）列控制了是否创建国家级现代农业产业园以及国家级现代农业产业园设立年限，仅有入驻现代农业产业园的龙头企业能够显著提高其经营绩效。该估计结果与基准回归结果基本保持一致。

龙头企业所属的业态门类可能与农业产业园的区位特征有所关联：龙头企业所属行业类型和所入驻农业产业园的区位特征如果较为契合^③，将有助于企业经营绩效的提高；反之，则可能无益于企业经营绩效。虽然本文在基准回归中分别控制了业态门类和地区固定效应，剔除了行业层面不随时间变

^①感谢匿名审稿专家提出的增加控制农业产业园特征因素的宝贵建议。

^②由于本文所使用的监测数据反映的是 2019 年全国农业龙头企业的经营情况，因此，本文对国家级现代农业产业园的创建情况也整理至 2019 年。其中，2017 年创建的国家级现代农业产业园的数量为 41 家（2017 年第一批国家级现代农业产业园创建 11 个，第二批国家级现代农业产业园创建 30 个），2018 年为 21 家，2019 年为 45 家。

^③例如，加工业龙头企业入驻的农业产业园更靠近原材料产地或消费市场，种植业龙头企业入驻的农业产业园的土壤质量满足企业生产需要，休闲农业龙头企业入驻的农业产业园附近具有自然景观资源。

化以及地区层面不随时间变化的因素的影响，但仍无法控制龙头企业业态门类与农业产业园区位特征关联的因素。据此，本文在回归模型中引入行业—地区高维固定效应，旨在控制地区层面随行业层面变化的因素，从而剔除业态门类与农业产业园区位特征关联因素的影响。表5（5）～（8）列汇报了引入行业—地区高维固定效应的估计结果。虽然入驻现代农业产业园对提高龙头企业经营绩效的作用有所下降，但该变量依旧显著且系数为正，而入驻其他类型农业产业园对提高龙头企业经营绩效的作用依旧不显著。

表5 稳健性检验：增加控制变量

	控制产业园特征因素				控制业态门类与产业园区位特征关联因素			
	全样本	现代农业产业园	农产品加工园	食品工业园	全样本	现代农业产业园	农产品加工园	食品工业园
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
农业产业园入驻	-0.21 (-1.22)	0.61* (1.87)	-0.53 (-1.59)	-0.61 (-1.23)	-0.10 (-0.58)	0.60* (1.78)	-0.28 (-0.84)	-0.80 (-1.58)
国家级现代农业产业园	-0.84 (-1.03)	-0.55 (-0.59)	-0.79 (-0.84)	-0.62 (-0.64)				
国家级现代农业产业园设立年限	0.35 (0.94)	0.20 (0.48)	0.37 (0.86)	0.23 (0.53)				
常数项	14.64*** (29.45)	15.07*** (26.67)	15.23*** (26.97)	15.18*** (26.41)	14.58*** (28.86)	15.16*** (26.30)	15.18*** (26.35)	15.20*** (25.91)
样本量	58933	47611	47543	45929	58638	47305	47236	45622
Adj. R ²	0.10	0.09	0.09	0.09	0.11	0.11	0.11	0.11

注：①括号内为双尾检验t值；②***、*分别表示1%和10%的显著性水平；③所有回归均纳入了基准回归中的控制变量，（1）～（4）列纳入了地区固定效应，（5）～（8）列纳入了行业—地区高维固定效应，估计结果略。

五、进一步讨论

（一）异质性分析

上文实证检验结果表明，龙头企业入驻农业产业园并不一定能显著提高经营绩效。对于企业而言，唯有充分考虑企业自身特征，入驻契合企业发展的农业产业园，才能发挥农业产业园的功能和作用；而不同特征的龙头企业入驻农业产业园，可能会对企业经营绩效产生截然不同的影响。为此，本文进一步讨论入驻农业产业园对龙头企业经营绩效的异质性影响，通过纳入农业产业园入驻分别与企业业态门类、企业认定等级的交互项，分析不同业态门类和不同认定等级的龙头企业入驻农业产业园对自身经营绩效的异质性作用。

1.企业业态门类。表6汇报了不同业态门类的龙头企业是否入驻农业产业园对其经营绩效的影响。具体来看，（1）列回归结果中仅有农业产业园入驻与养殖业的交互项显著且系数为正。这意味着，相对于其他类型的龙头企业而言，养殖业龙头企业入驻农业产业园能够有效提高企业经营绩效。这主要是因为：农业产业园往往建设有标准化的畜禽饲养棚房、饲料储备房等配套设施。因此，养殖业龙头

企业得以降低生产成本，提高养殖效率，进而提高企业经营绩效。

(2) 列回归结果中，对于入驻现代农业产业园的龙头企业，种植业、养殖业、休闲农业和电商业门类的龙头企业均能有效提高其经营绩效。正如前文所述，现代农业产业园能够促进龙头企业与科研院所、高校的紧密合作，充分发挥园区资源优势，促使入驻企业采用新品种、新设施、新技术，从而改善种植业和养殖业龙头企业的经营绩效。在此基础上，现代农业产业园充分挖掘其休闲观光功能，积极实现产业融合，将产业链进行纵向延伸和横向拓展，通过打造生态休闲旅游基地的方式推动现代农业不断转型升级（肖琴和罗其友，2019）。此外，电商类龙头企业也需要联结产业链上下游企业，沟通农产品生产企业和农产品物流企业，而入驻现代农业产业园将有效促进产业链的完善，并且为电商类龙头企业提供完善的通信、交通等基础设施，从而提高电商类龙头企业的经营绩效。

(3) 列和(4)列回归结果中，所有类别的龙头企业入驻农产品加工园和食品工业园均未能显著提高其经营绩效。这表明，无论何种业态门类的龙头企业入驻农产品加工园和食品工业园，均难以提高企业经营绩效。这与基准回归结果保持一致。

值得注意的是，加工业龙头企业无论入驻何种类型的农业产业园，均对企业经营绩效产生显著的负向作用。这可能是由于农产品加工业更重视原料基地的布局或产品市场规模，因此，龙头企业入驻农业产业园需更加因地制宜，并且考虑地方特色和资源条件，才能有效提高其经营绩效。

表 6 不同业态门类龙头企业入驻农业产业园对企业经营绩效的作用

	全样本 (1)	现代农业产业园 (2)	农产品加工园 (3)	食品工业园 (4)
农业产业园入驻×加工业	-2.14*** (-11.04)	-1.56*** (-3.15)	-2.12*** (-5.56)	-2.14*** (-3.97)
农业产业园入驻×种植业	0.25 (0.75)	1.67*** (3.13)	-0.68 (-0.86)	-2.82* (-1.70)
农业产业园入驻×养殖业	1.90*** (3.39)	1.99** (2.23)	-0.86 (-0.56)	-0.31 (-0.08)
农业产业园入驻×流通业	-0.22 (-0.24)	0.35 (0.20)	-1.19 (-0.54)	1.06 (0.30)
农业产业园入驻×休闲农业	0.67 (0.38)	4.16* (1.71)	-3.77 (-0.85)	0.39 (0.03)
农业产业园入驻×生产性服务业	-1.24 (-1.06)	-1.51 (-0.61)	-0.70 (-0.23)	0.560 (0.11)
农业产业园入驻×电商业	3.96 (1.62)	8.61* (1.79)	13.12 (0.79)	-1.71 (-0.15)
农业产业园入驻×其他	-0.38 (-0.69)	1.86 (1.10)	0.15 (0.08)	-5.33** (-2.20)
常数项	16.28*** (33.26)	16.69*** (29.94)	16.92*** (30.42)	16.87*** (29.78)
样本量	58933	47611	47543	45929

(续表 6)

Adj. R ²	0.09	0.08	0.09	0.09
---------------------	------	------	------	------

注：①括号内为双尾检验 t 值；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③所有回归均纳入了基准回归中的控制变量及地区固定效应，估计结果略。

2.企业认定等级。不同认定等级的龙头企业即使实施相同的战略决策，也有可能出现截然不同的经营效果（董晓芳和袁燕，2014；刘诗源等，2020），因此，有必要探讨入驻农业产业园对于不同认定等级龙头企业经营绩效的作用。根据有关部门的认定等级情况，可以将样本划分为国家级龙头企业、省级龙头企业和市级龙头企业。表 7 汇报了不同认定等级的龙头企业入驻农业产业园对其经营绩效的作用。

表 7 不同认定等级的龙头企业入驻农业产业园对企业经营绩效的作用

	全样本	现代农业产业园	农产品加工园	食品工业园
	(1)	(2)	(3)	(4)
农业产业园入驻×国家级	0.11 (0.16)	1.05 (0.76)	0.08 (0.05)	-0.14 (-0.07)
农业产业园入驻×省级	0.04 (0.19)	1.46*** (3.47)	-0.37 (-0.86)	-0.64 (-0.98)
农业产业园入驻×市级	-0.66*** (-2.63)	-0.81 (-1.54)	-0.82 (-1.60)	-0.63 (-0.82)
常数项	14.47*** (14.47)	14.91*** (26.20)	15.22*** (26.81)	15.19*** (26.37)
样本量	58933	47611	47543	45929
Adj. R ²	0.10	0.09	0.09	0.09

注：①括号内为双尾检验 t 值；②***表示 1%的显著性水平；③所有回归均纳入了基准回归中的控制变量及地区固定效应，估计结果略。

根据表 7（1）列估计结果可知，对于所有类型的农业产业园，农业产业园入驻与国家级的交互项以及农业产业园入驻与省级的交互项均不显著。这表明，国家级和省级龙头企业入驻农业产业园未能显著提高其经营绩效。而农业产业园入驻与市级的交互项显著且系数为负，表明市级龙头企业入驻农业产业园不利于提高企业经营绩效。这可能是由于认定等级较低的龙头企业在科技创新、产业链延伸和管理体系建设等方面存在不足，农业产业园的作用难以发挥。此外，入驻农业产业园还需要较大的资金投入并提高生产经营成本，使得龙头企业利润降低，最终导致龙头企业经营绩效不佳。

（2）列回归结果中，对于入驻现代农业产业园的龙头企业，农业产业园入驻与国家级的交互项以及农业产业园入驻与市级的交互项均不显著，农业产业园入驻与省级的交互项显著且系数为正，意味着仅有省级龙头企业入驻现代农业产业园可有效提高其经营绩效。可能的原因是：国家级龙头企业无论是在资产规模还是在新产品开发能力上已经达到较高水平，而现代农业产业园所提供的设施和服务对企业的生产方式改进、科技创新、生产基地建设等方面的作用较小，从而使得国家级龙头企业入驻

现代农业产业园对其经营绩效未能有显著的提高作用；而省级龙头企业正处于快速成长阶段，与资金薄弱且产品市场狭小的市级龙头企业不同，它们需要依托现代农业产业园推进规模化种养基地建设和开拓新产品，因此，省级龙头企业入驻现代农业产业园对其经营绩效提升能体现出良好效果。

（3）列和（4）列回归结果中，无论何种认定等级的龙头企业与农业产业园入驻的交互项均不显著，表明入驻农产品加工园和食品工业园不会影响龙头企业经营绩效。相比于现代农业产业园，农产品加工园和食品工业园缺乏政府政策支持，使得仅是同行业的龙头企业集聚并未能对企业经营绩效产生正向作用。

（二）机制分析

前文分析表明，龙头企业入驻现代农业产业园能够显著提高其经营绩效。值得关注的是，农业产业园仅是龙头企业在空间上的集聚，其提高企业经营绩效的作用仍需要通过某种途径才能发挥出来。因此，本文进一步讨论农业产业园影响龙头企业经营绩效的作用机制。

1.促进入驻企业开展多元化经营的作用机制。为检验入驻农业产业园通过促进龙头企业实现多元化经营进而提高企业经营绩效的作用机制，本文使用入驻现代农业产业园和未入驻任何农业产业园的龙头企业样本，按照（1）～（3）式的逐步回归方法进行验证。表8（1）列是核心解释变量农业产业园入驻对中介变量多元化经营的回归结果。农业产业园入驻显著且系数为正，表明龙头企业入驻现代农业产业园可有效促进企业实现多元化经营。（2）列是核心解释变量农业产业园入驻和中介变量多元化经营对企业经营绩效的回归结果。多元化经营变量显著且系数为正，表明实现多元化经营的龙头企业能够提高其经营绩效。以上回归结果表明，入驻现代农业产业园可以有效促进龙头企业实现多元化经营，而龙头企业多元化经营能够提高经营绩效，因此，多元化经营发挥了中介作用。此外，（2）列中核心解释变量农业产业园入驻依旧显著且系数为正，表明该中介效应为部分中介效应。上述结果表明，H2 得到验证。这正是农业产业园设立的目的，即延伸农业产业链、形成全产业链，最终提高农业附加值。

2.促进入驻企业开展电子商务经营的作用机制。为检验入驻农业产业园通过促进龙头企业电子商务发展进而提高企业经营绩效的作用机制，本文同样使用入驻现代农业产业园和未入驻任何农业产业园的龙头企业样本，按照（1）～（3）式进行检验。表8 报告了估计结果。（3）列中核心解释变量农业产业园入驻显著且系数为正，表明入驻现代农业产业园使龙头企业电子商务销售收入增加 88.52%。从经济意义上看，这一增长比例说明入驻农业产业园对促进龙头企业电子商务发展具有很强作用。（4）列中，电子商务发展在 1%的水平上显著且系数为正，表明龙头企业的电子商务发展程度越高，越有助于提高企业经营绩效。而（4）列中，核心解释变量农业产业园入驻的系数依旧通过了显著性检验，表明该中介效应为部分中介效应。以上结果说明，龙头企业入驻现代农业产业园能够提高企业的电子商务发展程度，进而提升企业经营绩效，H3 得到验证。这表明，现代农业产业园能够加强农产品加工和销售环节的紧密协作，并促使龙头企业开展电商销售，增强企业生产对接市场需求的能力，最终提高企业经营绩效水平。

表 8 机制分析结果

	多元化经营机制		电子商务发展机制	
	多元化经营 (1)	企业经营绩效 (2)	电子商务发展 (3)	企业经营绩效 (4)
农业产业园入驻	0.09** (10.85)	0.57* (1.72)	0.89*** (19.50)	0.50* (1.52)
多元化经营		0.50*** (2.77)		
电子商务发展				0.13*** (3.76)
常数项	0.05*** (3.24)	15.05*** (26.65)	-1.16*** (-14.87)	15.22*** (26.89)
样本量	47614	47611	47614	47611
Adj. R ²	0.08	0.09	0.11	0.09

注：①括号内为双尾检验 t 值；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③所有回归均纳入了基准回归中的控制变量及地区固定效应，估计结果略。

六、结论与政策启示

本文利用 2019 年全国 59384 家农业产业化龙头企业的监测数据，实证检验了入驻农业产业园对企业经营绩效的影响，并探讨了不同业态门类和不同认定等级的龙头企业入驻农业产业园对自身经营绩效的异质性作用。进一步地，本文还讨论了多元化经营和电子商务发展程度在入驻农业产业园对龙头企业经营绩效影响中的中介效应。研究结果表明：第一，入驻农业产业园并不一定能够提高龙头企业经营绩效，仅有入驻现代农业产业园的龙头企业的经营绩效显著高于未入驻的龙头企业；第二，养殖业龙头企业入驻农业产业园能够提高其经营绩效，种植业、养殖业、休闲农业和电商业的龙头企业入驻现代农业产业园能够提高企业经营绩效；第三，市级龙头企业入驻农业产业园对其经营绩效产生负面效果，省级龙头企业入驻现代农业产业园能够提升其经营绩效；第四，入驻现代农业产业园主要是通过促进龙头企业实现多元化经营和提高龙头企业电子商务发展程度来提高企业经营绩效。

基于上述研究结论，本文提出以下政策启示：第一，不盲目要求企业入驻农业产业园，着力打造优势特色农业产业园。农业产业园建设的宗旨是“姓农、务农、为农、兴农”。但值得注意的是，当前农业产业园在全国各地的建设方兴未艾，而具体建设过程中仍存在诸多弊病，只求项目落实和企业入驻，未能考虑农业产业园的长期发展。因此，地方政府在实现培育农业农村发展新动能目标的同时，需要实现与入驻企业的良性互动，加大对实际情况的调研，加强对企业入驻农业产业园的事前审批，以发挥行政能力对于市场失灵现象的治理，矫正企业过分逐利所导致的非理性行为，维护农业产业园有序发展。此外，农业产业园设立还应充分考虑当地农业产业结构，契合地方优势主导农业产业类型打造特色农业产业园，从而打造地方主导优势产业集群，发挥出产业集群的溢出效应及带动效应，持

续拉动地方农业产业向高质量发展。第二，企业自身也需充分考虑自身特征，不盲目入驻农业产业园。从本文的研究结论可以发现，入驻农业产业园并非一定提升企业经营绩效，甚至对企业绩效产生负向作用，尤其是那些发展规模较小、实力较弱的企业。因此，企业需要充分考虑自身所属业态门类是否契合农业产业园的规划定位，根据自身综合实力考虑是否需要入驻农业产业园。企业唯有明确自身发展阶段，精准做出企业发展规划，入驻农业产业园决策才能发挥成效，从而实现地区农业产业发展与企业自身发展的良性互动。第三，深入推动入驻企业多元化经营，支持园区电子商务配套设施建设。农业产业园以全产业链建设和多功能聚合为方向，深入推进产业园内企业开展多元化经营。农业育种、生产、加工和仓储物流等环节的企业可以尝试进行有机结合，拓宽企业产业链条。此外，企业也可以拓展不同业态门类的经营范围，全面打造复合产业链条。在支持园区电子商务配套设施建设方面，可以通过完善产业园网络宽带覆盖、吸引电商类企业入驻、安排电商业务指导员等方式，降低企业开展电子商务交易的成本，从而促进企业经营绩效的提高。

参考文献

- 1.董晓芳、袁燕，2014：《企业创新、生命周期与聚集经济》，《经济学（季刊）》第2期，第767-792页。
- 2.李和平、张晓晓，2019：《农户视角下现代农业产业园利益联结机制探析》，《农村经济》第7期，第119-126页。
- 3.李蕾、林家宝，2019：《农产品电子商务对企业财务绩效的影响——基于组织敏捷性的视角》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第2期，第100-109页、第168页。
- 4.李应、蔡瑶瑶，2016：《电子商务运用提升企业综合绩效的作用机理研究》，《中国管理科学》第S1期，第821-826页。
- 5.刘诗源、林志帆、冷志鹏，2020：《税收激励提高企业创新水平了吗？——基于企业生命周期理论的检验》，《经济研究》第6期，第105-121页。
- 6.龙小宁、张晶、张晓波，2015：《产业集群对企业履约和融资环境的影响》，《经济学（季刊）》第4期，第1563-1590页。
- 7.覃家琦、杨玉晨、王力军、杨雪，2021：《企业家控制权、创业资本与资本配置效率——来自中国民营上市公司的证据》，《经济研究》第3期，第132-149页。
- 8.阮建青、张晓波、卫龙宝，2010：《危机与制造业产业集群的质量升级——基于浙江产业集群的研究》，《管理世界》第2期，第69-79页。
- 9.苏昕、刘昊龙，2017：《多元化经营对企业绩效的影响——高管持股的调节作用》，《经济问题》第4期，第100-107页。
- 10.盛丹、刘灿雷，2016：《外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗？》，《经济研究》第10期，第97-111页。
- 11.田刚、张义、张蒙、马国建，2018：《生鲜农产品电子商务模式创新对企业绩效的影响——兼论环境动态性与线上线下融合性的联合调节效应》，《农业技术经济》第8期，第135-144页。
- 12.田国强、李双建，2020：《经济政策不确定性与银行流动性创造：来自中国的经验证据》，《经济研究》第11期，第19-35页。
- 13.王丽娟、王树进，2012：《现代农业产业园区运行模式与绩效关系的分析》，《科学管理研究》第1期，第117-120页。
- 14.卫龙宝、方师乐、吴建、伍骏骞，2017：《中国农业上市公司多元化经营与企业绩效》，《农业经济问题》第12期，第62-72页、第112页。

- 15.温素彬、李慧、焦然, 2018: 《企业文化、利益相关者认知与财务绩效——多元资本共生的分析视角》, 《中国软科学》第4期, 第113-122页。
- 16.肖琴、罗其友, 2019: 《国家现代农业产业园建设现状、问题与对策》, 《中国农业资源与区划》第11期, 第57-62页。
- 17.杨典, 2013: 《公司治理与企业绩效——基于中国经验的社会学分析》, 《中国社会科学》第1期, 第72-94页、第206页。
- 18.周迪、王明哲, 2019: 《返贫现象的内在逻辑: 脆弱性脱贫理论及验证》, 《财经研究》第11期, 第126-139页。
- 19.张龙耀、李超伟、王睿, 2021: 《金融知识与农户数字金融行为响应——来自四省农户调查的微观证据》, 《中国农村经济》第5期, 第83-101页。
- 20.张哲晰、穆月英、侯玲玲, 2018: 《参加农业保险能优化要素配置吗? ——农户投保行为内生化的生产效应分析》, 《中国农村经济》第10期, 第53-70页。
- 21.Beghin, J. C., J. C. Bureau, and S. J. Park, 2003, "Food Security and Agricultural Protection in South Korea", *American Journal of Agricultural Economics*, 85(3): 618-632.
- 22.Benito-Orsorio, D., L. Á. Guerras-Martín, and J. Á. Zuñiga-Vicente, 2012, "Four Decades of Research on Product Diversification: A Literature Review", *Management Decision*, 50(2): 325-344.
- 23.Bacon, C. M., C. Getz, S. Kraus, M. Montenegro, and K. Holland, 2012, "The Social Dimensions of Sustainability and Change in Diversified Farming Systems", *Ecology and Society*, 17(4): 41, <http://www.jstor.org/stable/26269238>.
- 24.Chyi, Y. L., Y. M. Lai, and W. H. Liu, 2012, "Knowledge Spillovers and Firm Performance in the High-technology Industrial Cluster", *Research Policy*, 41(3): 556-564.
- 25.Das, R., and A. K. Das, 2011, "Industrial Cluster: An Approach for Rural Development in North East India", *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 2(2): 161-165.
- 26.Davodi, H., H. Shabanali Fami, and K. Kalantari, 2011, "An Investigation of Technology Development Barriers in Agricultural Science and Technology Parks of Tehran University", *Journal of Science and Technology Policy*, 4(2): 1-10.
- 27.Erdorf, S., T. Hartmann-Wendels, N. Heinrichs, and M. Matz, 2013, "Corporate Diversification and Firm Value: A Survey of Recent Literature", *Financial Markets and Portfolio Management*, 27(2): 187-215.
- 28.Klerkx, L., and C. Leeuwis, 2008, "Matching Demand and Supply in the Agricultural Knowledge Infrastructure: Experiences with Innovation Intermediaries", *Food Policy*, 33(3): 260-276.
- 29.Marshall, A., 1920, *Principles of Economics*, NY: Macmillan Press, 487-507.
- 30.Padmore, T., and H. Gibson, 1998, "Modelling Systems of Innovation: II. A Framework for Industrial Cluster Analysis in Regions", *Research Policy*, 26(6): 625-641.
- 32.Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- 33.Rubin, D. B., 2001, "Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation", *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2(3-4): 169-188.

33.Spagnoli, L., and L. Mundula, 2021, “Between Urban and Rural: Is Agricultural Parks a Governance Tool for Developing Tourism in the Periurban Areas? Reflections on Two Italian Cases”, *Sustainability*, 13(14), 8108, <https://doi.org/10.3390/su13148108>.

34.Villalonga, B., 2004, “Diversification Discount or Premium? New Evidence from the Business Information Tracking Series”, *The Journal of Finance*, 59(2): 479-506.

35.Zhang, X., and D. Hu., 2014, “Overcoming Successive Bottlenecks: The Evolution of a Potato Cluster in China”, *World Development*, 63: 102-112.

36.Zhu, X., Y. Liu, M. He, D. Luo, and Y. Wu, 2019, “Entrepreneurship and Industrial Clusters: Evidence from China Industrial Census”, *Small Business Economics*, 52(3): 595-616.

（作者单位：¹中国社会科学院农村发展研究所；

²中国社会科学院大学）

（责任编辑：黄 易）

Can Moving into an Agro-industrial Park Improve the Business Performance ? Evidence from 59384 Leading Agricultural Industrialized Enterprises in China

ZHANG Yanlong WANG Mingzhe LIAO Yongsong

Abstract: Based on data from 59384 leading agricultural industrialized (LAI) enterprises in China in 2019, this article analyzes the impact of presence in agro-industrial parks on the business performance of LAI enterprises and its mechanism. The study finds that the presence of LAI enterprises in agro-industrial parks does not necessarily improve business performance, and only modern agro-industrial parks can improve business performance of LAI enterprises. In addition, the characteristics of LAI enterprises can also influence the effects of moving into agro-industrial parks. Differences exist at the level of the industry to which the enterprise belongs on one hand, and at the level of the size of the enterprise on the other hand. Specifically, presence in an agro-industrial park has a negative effect on business performance of municipal LAI enterprises, while presence in a modern agricultural industrial park has a catalytic effect on the business performance of provincial LAI enterprises. Mechanism analysis finds that the presence in modern agricultural industrial parks mainly improves business performance of enterprises by promoting diversification and e-commerce development. The study holds that the government needs to consider the construction of agricultural industrial parks based on local conditions and advantageous agricultural industries. At the same time, enterprises have to choose whether to be located in agro-industrial parks according to their own resources and characteristics.

Keywords: LAI Enterprise; Agro-industrial Park; Business Performance; Diversification; E-commerce