

土地跨村流转能否实现粮食生产率增长？*

——基于 15 省农户调查数据的实证分析

王 震 辛 贤

摘要：促进土地流转市场整合以优化土地资源配置，是推进农业农村现代化的关键。基于 15 省农户调查数据，本文以水稻为例，从转入者视角在全要素生产率和土地生产率两个层面实证检验土地跨村流转能否实现粮食生产率增长。实证研究发现，在其他条件相同的情况下，相对土地封闭在村庄内流转，土地跨村流转使农户水稻全要素生产率显著增长 5.4%，使水稻土地生产率显著增长 7.9%。异质性考察结果表明，土地跨村流转能同时促进新型农业经营主体水稻全要素生产率和土地生产率的增长，但只能促进传统农户水稻土地生产率的增长，对传统农户水稻全要素生产率增长无显著效果。土地跨村流转对土地经营规模适度农户的水稻全要素生产率和土地生产率增长的促进效果最大。因而，要推进土地流转市场的村庄一体化，以进一步优化土地资源配置。

关键词：土地跨村流转 水稻 全要素生产率 土地生产率

中图分类号：F301.0 **文献标识码：**A

一、问题提出

扩大农村耕地资源的市场配置范围对优化粮食生产要素配置、提高粮食生产效率和实现乡村振兴具有重要意义。得益于政府的制度改革、不断加大的扶持力度以及市场参与者流转土地需求的增加，中国农村土地流转市场持续发展。从参与者数量看，根据 2010—2016 年农村固定观察点调查数据，转出承包耕地户数占总户数的比例从 2009 年的 11.2% 上升到 2015 年的 21.2%。从流转面积看，根据 2012—2018 年《中国农业年鉴》统计数据，农村家庭承包耕地流转总面积占家庭承包耕地面积的比例从 2011 年的 17.84% 增加到 2017 年的 36.98%。但是，土地流转市场的典型特征是流转空间范围局限在村庄内部，即土地流转市场是典型的村庄内部市场。洪名勇（2009）较早地指出这一特征，基于实地调查数据发现，90% 以上的土地租赁行为发生在同一个行政村内部。石敏和李琴（2014）基于实地调查数据发现，土地转入对象为本村农户的户数占转入总户数的比例高达 91.37%。仇焕广等（2017）利用农户调查数据同样发现，农户间的土地流转基本上发生在村民小组内部或者本村成员之间。根

*感谢匿名审稿人提出的修改意见和建议，文责自负。本文通讯作者：辛贤。

据本文所用调查数据，村庄内部农户间流转土地的户数占内部和外部总土地流转户数的比例为 83.59%。

长期来看，土地在封闭性市场中配置很可能导致土地流转的“小农复制”，不但不利于土地的市场化配置，难以形成土地的规模化经营，还会导致土地流转陷入“内卷化”，不利于农地生产效率提高（匡远配和陆钰凤，2018），甚至有学者指出要素在封闭的“条条块块”的市场中配置不是有效的（洪银兴，2020）。虽然还未有学者关注到村与村之间的土地配置，但 Chen et al. (2017) 以埃塞俄比亚为例研究发现，若土地等资源可在县与县之间自由配置，农业全要素生产率将显著提高 32%。当前中国农村土地流转逐渐突破村庄边界，流转市场范围正在从村庄内部扩大到村庄外部。根据农村固定观察点调查数据，2009—2015 年，跨村转出土地户数占土地转出户数的比例从 4.89% 逐渐上升至 13.70%，跨村转出的土地平均面积从 2.48 亩增加到 8.09 亩。根据本文所用调查数据，跨村转入土地户数占转入土地总户数的比例从 2014 年的 11.72% 逐渐上升到 2018 年的 19.00%。那么，相对土地封闭在村庄内部流转，土地跨村流转是否优化了土地资源配置？进一步地，土地跨村流转能否实现粮食生产率增长？这是本文将要回答的核心问题。在进行分析之前，需阐明两个核心概念。第一，土地跨村流转指土地经营权流转发生在不属于同一个行政村的农户之间，土地村内流转指土地经营权流转发生在同一个行政村的农户之间^①。另外，本文从转入者视角展开研究，即只研究土地转入农户，不考虑土地转出农户。第二，生产率是一个多维概念，本文关注全要素生产率和土地生产率，前者对应种粮净收益最大化，后者对应粮食产量最大化。提升全要素生产率是提升农业竞争力的重要途径，是农业永续发展的需要，更是农民持续增收的基础。土地生产率提高对促进粮食产量增长，维护国家粮食安全十分重要。全要素生产率增长意味着种粮净收益增加，因而对农户等经营主体而言，他们更关心全要素生产率是否增长，而非粮食单产是否提高，也就出现了农户净收益最大化目标和政府粮食产量最大化目标不一致的问题（尚旭东和朱守银，2017）。因此，土地跨村流转如能够实现全要素生产率和土地生产率的同步增长，则土地跨村流转在提高农户净收益的同时，也有助于提高粮食产量。基于此，本文同时考虑两者，以水稻为例实证检验土地跨村流转对水稻全要素生产率和水稻土地生产率的影响。

当前相关研究大多关注土地在农户之间的流转，鲜有研究关注村庄层面的土地流转市场。Brandt et al. (2002) 发现绝大多数农户选择具有熟人关系的农户作为流转对象。钱忠好和冀县卿（2016）的大样本调查数据显示，土地转给亲戚和邻居的农户数量占转出总户数的比例高达 63.65%。孔祥智和徐珍源（2010）分析了转出农户选择亲朋好友作为流转对象的原因。Macours et al. (2010) 的研究更为深入，其运用多米尼加农村调查数据研究发现，由于土地产权不安全，土地所有者更倾向于将土地租赁给社会关系亲近的承租人。这不仅会导致土地效率损失，还会严重阻碍土地流转市场的发展，使得土地交易量（流转地块数）下降 21%。实际上，由于土地产权不清晰、市场信息不对称、制度约束等原

^①农户即经营者，包括经营大户、家庭农场。本文没有考虑土地在农户与合作社、工商企业等组织之间的流转，原因如下：第一，这些主体间的土地流转无法区分是村内流转，还是跨村流转。第二，从合作社、工商企业等手中转入土地的农户占所有转入土地农户的比重很低，2016 年、2017 年和 2018 年分别为 8.58%、9.32% 和 6%。

因，不发达国家的土地资源错配或无效配置问题普遍存在（Chen, 2017），并导致农业生产效率损失。Restuccia and Santaella-Llopis (2017) 实证研究发现，若土地资源可在农户之间自由配置，马拉维的农业生产效率将显著提高 3.6 倍。然而，土地在村庄之间的流转是否意味着土地资源配置得到优化以及其对农业生产率有何影响等问题被学者们忽略了。忽略土地流转范围，可能会使得研究结论不一致。比如，曾雅婷等（2018）证实土地流转有利于提高粮食生产效率，而陈训波等（2011）的研究表明农地流转显著降低了农业生产效率和土地生产率。盖庆恩等（2020）的研究具有开创性，其将土地流转活动区分为农户间的流转和非农户间的流转两类，发现只有农户间的土地流转才能降低土地资源错配程度。在上述研究基础上，本文利用 15 省农户调查数据，实证考察土地跨村流转对水稻全要素生产率和土地生产率的影响，以验证土地跨村流转是否进一步优化了土地资源配置。本文的边际贡献在于将研究视角放在村庄层面，首先从理论层面深入探讨了土地流转突破村庄边界为何是一种更具效率的土地配置活动，并提出研究假说；然后从全要素生产率和土地生产率两方面详细验证土地流转突破村庄边界是否优化了土地要素配置。明确上述问题对进一步提高土地要素的市场化配置程度，促进粮食生产率增长具有重要意义。

二、理论分析与研究假说

村庄边界是否为市场壁垒，将土地流转市场分割，这是首先需要考虑的问题。贸易经济学中的边界效应（border effect）理论认为，行政边界（political border）是隐性的市场壁垒，严重阻碍了生产要素或商品交易市场的一体化。根据该理论，可以从两点判断村庄边界是否为阻碍土地跨村流转的隐性壁垒：第一，村干部是否对土地流转进行政治干预（Alesina et al., 2000）；第二，村庄行政边界是否造成本土偏好（home bias）（Hillberry and Hummels, 2003），本土偏好指土地流转“本村偏好”。

从土地制度看，始于 1978 年的家庭承包责任制改革确立了村集体作为集体所属土地唯一所有者的地位，村庄土地分配的权力也随之转移到村集体，具体由村集体干部执行（Brandt et al., 2002）。这一基本的土地制度使得村庄具有行政边界属性，而行政边界是妨碍生产要素市场化配置的重要隐性壁垒之一（Spolaore and Wacziarg, 2003）。村集体是法定的土地集体所有权委托代理人，依法享有发包土地、监督土地利用和制止损害土地行为等权力，且只有村集体组织成员才享有土地的分配权。因此，从法理上看，村庄行政边界在土地流转市场中是明显存在的。而在实践中，村集体或干部对土地流转的政治干预普遍存在。钱忠好和冀县卿（2016）实地调查发现，农户在转出和转入土地之前需得到村集体同意的户数占转出和转入土地总户数的比例分别为 37.73% 和 45.08%。在江苏省，一些村干部甚至直接规定“不得私下和集体之外的人签订流转协议”（Brandt et al., 2017）^①。孙小龙等（2018）调查发现，农户流转土地受村级管制的现象普遍存在，并证实村级管制显著阻碍了土地流转市场的发展。目的为增强农户土地权能的“三权分置”改革，实际上更多地强化了村集体的土地市场主体地位而弱化了农户地位，激励村干部更多介入土地流转市场（朱冬亮, 2020）。

^①根据本文所用调查数据，土地流转需村干部批准户数占流转总户数的比例为 33.02%。

在土地政策上，政府曾对土地流转不准突破村庄边界有过明文规定。1984年的中央“一号文件”首次提出允许土地流转，但对流转对象和方式有严格限定，即流转对象只包括集体社员、流转方式只能是转包。这表明，当时的土地流转对象不能突破集体组织成员的边界。此外，与宅基地类似，土地具有身份属性，是一种成员权，这很可能使得农户潜意识地认为“土地只能在集体范围内成员间流转”（董新辉，2019）。叶剑平等（2006）发现，认为出租承包地应得到村集体批准的农户占总调查户数的比例高达43.40%。同时，根据街头官僚理论，村干部在土地流转决策中具有一定程度的自由裁量权，可以依据管理需要或利益诉求干预土地流转，甚至改变或重新演绎国家政策，保证了村民对村干部的依赖（张群梅，2014），这很可能导致具有潜在跨村流转土地意愿的农户因担心村干部不同意或不乐意而放弃流转，从而进一步增强农户土地流转的本村偏好。

基于上述分析，本文认为村庄是一个隐性市场壁垒，将土地流转市场分割成以村庄为单位的封闭市场，而土地跨村流转意味着土地流转市场的村庄壁垒作用逐步弱化，流转市场的一体化程度增加。

紧接着需要考虑的问题是，土地跨村流转是否为更优化的土地资源配置活动？本文从全要素生产率和土地生产率两个角度进行分析。土地跨村流转表明土地流转市场范围扩大，市场整合程度增加。根据经济学理论，要素市场一体化程度增加有利于提高要素配置效率，促进宏观经济发展。分析土地跨村流转是否进一步优化土地资源配置，应区分村庄内部不存在土地流转市场和村庄内部存在土地流转市场两种情况。对于前者，胡亮（2017）通过实地调查证实了部分村庄内部不存在土地流转市场，即在有些地区，村庄内部的土地流转市场不存在，农户在村庄内部无法找到土地可流转对象。显然，土地流转市场的村庄一体化有利于土地从边际产出较低的农户流向边际产出较高的农户，从而优化土地资源配置。对于后者，相较于土地封闭在村庄内部流转，土地跨村流转有助于提高粮食全要素生产率和土地生产率。这主要体现在三个方面：第一，根据一价定律，土地跨村流转意味着土地流转价格趋同（Gobillon and Wolff，2016），在要素价格的引导下，劳动力和资本等其他要素均得到重新配置，提高了配置效率，从而提高了全要素生产率。第二，土地跨村流转体现出边际产出拉平效应，即土地从边际产出较低的农户自由流转向土地边际产出较高的农户，在边际报酬递减规律的支配下，土地边际产出趋同（姚洋，2000）。因此，当两个村庄存在土地边际产出差异时，在市场机制作用下，土地会按照比较优势从边际产出较低的村庄流转向边际产出较高的村庄。或者说，当流转市场从村内扩大到村外时，土地可按照市场规律流转给生产率更高的村外生产者，从而提高土地生产率。这本质上是降低土地资源在村庄之间的错配程度。第三，土地跨村流转使得农户可利用村庄之间的土地要素禀赋差异来灵活调整土地转入规模，优化生产要素投入，促进全要素生产率和土地生产率提高。另外，农业机械投入回报建立在一定的土地经营规模基础上，而机械投入在替代劳动力投入的同时，还能显著提高生产效率（Wang et al.，2020），这也会促进全要素生产率和土地生产率增长。总之，从理论上看，土地跨村流转通过促进流转市场价格趋同、发挥边际产出拉平效应、降低土地资源错配程度和优化生产要素投入配置，提高粮食全要素生产率和土地生产率。

基于上述分析，本文提出研究假说：土地跨村流转有助于粮食全要素生产率和土地生产率提高。

三、模型设定与变量说明

(一) 模型设定

1.全要素生产率模型设定。借鉴朱秋博等（2019）的方法，本文首先估计水稻生产函数并得到相应的全要素生产率，然后建立因变量为全要素生产率的计量经济模型。模型设定如下：

$$\ln TFP_i = \alpha_0 + \alpha_1 transfer_i + X' \alpha_2 + \alpha_3 t + \alpha_4 D + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中， $\ln TFP_i$ 表示农户 i 水稻全要素生产率的对数， $transfer_i$ 表示农户 i 是否跨村转入土地， $transfer_i = 1$ 表示跨村转入土地， $transfer_i = 0$ 表示村内转入土地； X' 表示控制变量向量， t 表示时间虚拟变量， D 表示地区虚拟变量， ε_i 为误差项。

2.土地生产率模型设定。理论上，土地生产率受技术进步、资本投入、土地投入和劳动力投入等因素的影响。但已有研究表明，资本、劳动力等要素与土地面积很可能是内生的，即资本和劳动力等要素投入受土地投入的影响（仇焕广等，2017；Cheng et al., 2019）。因此，借鉴上述学者的方法，本文在模型中不引入资本和劳动力等要素投入变量，而是估计在各要素给定情况下特定的外生变量对土地生产率的影响。模型设定如下：

$$\ln y_i = \gamma_0 + \gamma_1 transfer_i + X' \gamma_4 + \gamma_5 t + \gamma_6 D + \delta_i \quad (2)$$

(2) 式中， $\ln y_i$ 表示农户 i 水稻土地生产率的对数， δ_i 为误差项，其余变量含义同 (1) 式。

考虑到土地生产率与种植规模可能存在非线性关系，借鉴仇焕广等（2017）的方法，笔者进一步控制了水稻种植规模和种植规模平方两个变量。具体的计量经济模型为：

$$\ln y_i = \gamma_0 + \gamma_1 transfer_i + \gamma_2 \ln size_i + \gamma_3 (\ln size_i)^2 + X' \gamma_4 + \gamma_5 t + \gamma_6 D + \delta_i \quad (3)$$

(3) 式中， $\ln size_i$ 和 $(\ln size_i)^2$ 分别为水稻种植规模和种植规模的平方，其余变量含义同 (2) 式。

(二) 变量说明

1.被解释变量。被解释变量包括水稻全要素生产率和土地生产率。全要素生产率通过估计生产函数得到。借鉴黄祖辉等（2014）的方法，本文将生产函数设定为柯布一道格拉斯形式，运用随机前沿估计方法得到水稻全要素生产率。产出指标为水稻产量，投入指标包括土地投入、劳动力投入和其他物质投入。其中，产出指标为水稻总产量（单位：公斤），土地投入为水稻种植面积（单位：亩），劳动力投入为家庭和雇工投入总和（单位：日），其他物质投入包括种子种苗投入、化肥投入、农膜投入、农药投入、灌溉投入和机械投入（其他物质投入单位：元）。土地生产率为每亩水稻种植面积产量（单位：公斤/亩）。

2.核心自变量和控制变量。核心自变量为是否跨村转入土地。如果农户转入的土地来源于不同的行政村，是否跨村转入土地变量赋值为 1；如果农户转入的土地来源于同一个行政村，是否跨村转入土地变量赋值为 0。

对于控制变量，在户主和家庭层面，本文引入户主^①年龄、性别、健康程度和受教育程度来控制户主健康、教育等人力资本特征对水稻生产的影响；引入家庭农业劳动力数量控制劳动力禀赋对水稻产出的影响。参考钱龙和洪名勇（2016）的研究，本文引入家庭非农收入控制非农就业特征等对水稻产出的影响。在土地层面，参考黄祖辉等（2014）的研究，本文引入家庭经营地块数量控制土地细碎化程度对水稻产出的影响。根据要素需求函数可知，土地价格差异会影响劳动力和资本等要素投入，进而影响水稻产出，因此，本文引入土地转入价格变量。土地流转成本同样会通过改变劳动力和资本等要素的需求，影响水稻产出。一方面，正式组织通过消除市场信息不对称影响流转成本，借鉴 Huang and Ding（2016）的研究，本文引入村庄是否有土地流转平台变量来控制正式组织对土地流转成本的影响。另一方面，非正式社会关系网络也会通过降低市场信息不对称影响土地流转成本，借鉴付振奇和陈淑云（2017）的研究，本文引入家庭是否有成员为干部变量控制非正式社会关系网络对水稻产出的影响。本文引入家庭土地经营范围变量来控制土地用途变化对水稻生产的影响，引入村庄地势是否为平原变量控制土地质量和坡度等土地特性对水稻生产的影响。村庄地理位置偏远程度通过交通成本、时间成本等对农业生产及生产成本产生影响（Stifel and Minten, 2008），因此，本文引入村庄离最近公路干道距离变量控制村庄地理位置对水稻生产的影响。在县域层面，本文引入县农业机械总动力和县粮食单产水平分别控制宏观层面的机械化发展和粮食生产自然条件等因素对水稻生产的影响。此外，本文还引入时间虚拟变量和地区虚拟变量控制农户偏好等不可观测特征和宏观地区特征的影响。

四、数据来源与描述性统计

（一）数据来源

本文所用数据来源于“新型农业经营主体调查”课题组的入户问卷调查数据，该调查从2015年至2019年已连续开展5年。每一年调查均采用典型抽样和随机抽样相结合的方式选取样本。首先，在综合考虑不同省份的位置、人口总量和农业发展水平等因素的基础上，运用典型抽样方法选择涵盖东部、中部、西部的15个农业大省作为调查省份，包括河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、广西、四川和甘肃。然后，课题组在所选省份中运用典型抽样方法选择317个县（市）样本、398个乡镇样本和540个行政村样本，最后运用随机抽样方法在每个行政村随机抽取15~20户农户作为调研对象。调查问卷包括家庭和村庄两个层面。家庭层面调查数据除包括家庭基本特征、非农就业和收入、农业补贴等项目外，还详细记录了农户土地流转情况以及水稻生产的成本收益情况。村庄层面调查数据包括村庄地理位置、地势、土地禀赋、道路等基础设施建设情况和农业生产情况等。2016年及之前的调查问卷没有详细区分水稻农药、化肥和机械等物质资本投入，2017年及之后的调查问卷详细区分了水稻每一类物质资本投入，故本文使用2017年至2019年的调查数据，反映的是2016年至2018年的情况，其中，水稻种植户共1912户。

本文基于2016—2018年1912个水稻种植户样本进行描述性统计分析，见表1。总体来看，水稻

^①在调查问卷中，户主指家庭的农业生产决策者。

全要素生产率平均为 6.03，这与龚斌磊和王硕（2021）测算的数值接近，说明测算结果符合实际情况。水稻土地生产率平均为每亩 531.44 公斤。跨村转入土地的农户占转入土地农户的比例平均为 16.41%。户主特征、家庭特征、村庄特征等变量不再赘述。

表 1 模型中变量的描述性统计特征

变量名称	变量定义及单位	均值	标准差	样本量
全要素生产率	水稻全要素生产率	6.03	0.25	1912
土地生产率	每亩水稻种植面积产量，单位：公斤/亩	531.44	297.50	1912
是否跨村转入土地	是=1，否=0	0.16	0.37	515
年龄	调查时户主年龄，单位：周岁	53.68	10.79	1912
性别	男=1，女=0	0.76	0.43	1912
健康程度	调查时户主健康程度：无劳动能力=1，差=2，一般=3，好=4	3.58	0.62	1912
受教育程度	调查时户主受教育程度：小学及以下=1，初中=2，高中=3，大专及以上=4	1.74	0.79	1912
家庭是否有成员为干部	调查时是否有家庭成员为村干部或乡镇干部：是=1，否=0	0.16	0.36	1912
家庭农业劳动力数量	调查时家庭从事农业生产活动的人口数量，单位：人	2.22	1.13	1912
家庭非农收入	调查时家庭务工和非农经营收入，单位：万元	4.34	9.57	1912
家庭经营地块数量	单位：块	6.40	6.62	1912
家庭土地经营范围	纯种植=1，其他（包括种养结合等）=0	0.79	0.41	1912
土地转入价格	转入土地每亩租金，单位：元/亩	342.93	285.27	515
种植规模	调查时种植早稻面积，单位：亩	26.66	131.88	1912
村庄是否有土地流转平台	村庄是否有土地流转平台：是=1，否=0	0.25	0.43	1912
村庄地势是否为平原	村庄地势是否为平原：是=1，否=0	0.32	0.47	1912
村庄离最近公路干道距离	村庄离最近公路干道的距离，单位：公里	5.05	6.18	1912
县农业机械总动力	县耕种收三个环节投入的农机总动力，单位：万千瓦	64.37	41.51	1912
县粮食单产水平	县每亩耕地的粮食作物产量，单位：公斤/亩	482.40	160.20	1912

注：①县农业机械总动力数据来源于 2017—2019 年的《中国县域统计年鉴（县市卷）》；②县粮食单产水平所需数据来源于 2017—2019 年县所在地级市或省的统计年鉴。

（二）描述性统计分析

这部分首先使用课题组从 2015 年至 2019 年调查的所有农户样本数据分析 2014—2018 年土地流转市场的变化。如表 2 所示，2014—2018 年，转入土地户数占调查户数的比重和村内转入土地户数占转入土地户数的比重均呈逐渐下降趋势。转入土地户数占调查户数的比重从 2014 年的 28.49% 下降到 2018 年的 23.86%，村内转入土地户数占转入土地户数的比重从 2014 年的 88.28% 逐渐下降到 2018 年的 80.99%。与之相反的是，跨村转入土地户数占转入土地户数的比重呈逐渐上升趋势，其从 2014 年的 11.72% 逐渐上升到 2018 年的 19.00%。

土地跨村流转能否实现粮食生产率增长？

表2

2014—2018年土地流转市场变化

单位: %

	2014	2015	2016	2017	2018
转入土地户数占调查户数比例	28.49	36.69	28.95	26.52	23.86
村内转入土地户数占转入土地户数比例	88.28	86.36	85.89	83.20	80.99
跨村转入土地户数占转入土地户数比例	11.72	13.64	14.11	16.80	19.00

注: 作者根据调查数据整理所得。

基于上述分析可知, 土地流转市场的空间范围逐渐从村内扩大至村外。首先, 笔者对比了村内转入土地和跨村转入土地农户的水稻单产。如表3所示, 跨村转入土地农户的单产平均为594.17公斤, 比村内转入土地农户的单产高65.03公斤, 这一差异在1%统计水平上显著。

然后, 本部分分析了村内转入土地和跨村转入土地两类农户在户主及家庭特征、经营主体类型、土地细碎化程度上的差异, 结果如表3所示。结果显示, 跨村流转的土地更多流向了户主为男性、年轻、受教育程度较高、健康程度较好和接受过农业生产经营培训的农户。村内转入土地和跨村转入土地两类农户家庭的平均农业劳动力数量无显著差异。跨村转入土地的农户以专业大户和家庭农场两类新型农业经营主体为主。另外, 跨村转入土地农户的土地细碎化程度(单位土地经营面积地块数量)明显低于村内转入土地农户。

最后, 笔者对农户主要生产要素投入情况进行了比较。根据表3, 跨村转入土地农户的土地投入平均为152.35亩, 村内转入土地农户的土地投入平均为38.05亩, 说明流转市场突破村庄边界后, 农户转入土地的规模更大, 土地经营更加规模化。跨村转入土地农户的劳动力平均投入低于村内转入土地农户的劳动力投入。具体来看, 跨村转入土地农户的劳动力平均投入比村内转入土地农户的劳动力投入低1.40天。同时, 跨村转入土地农户的机械投入比村内转入土地农户的机械投入略高。这在一定程度上表明土地跨村流转提高了机械对劳动力的替代程度。另外, 跨村转入土地农户的农药投入低于村内转入土地农户的农药投入, 跨村转入土地农户的化肥投入高于村内转入土地农户的化肥投入。综上所述, 跨村转入土地和村内转入土地两类农户的水稻生产要素投入存在显著差异。

表3

村内转入和跨村转入土地的主要特征比较

变量含义及单位		村内转入	跨村转入	组间差异	t检验值
户主及家庭特征	水稻单产 公斤/亩	529.14	594.17	65.03***	0.000
	平均年龄(岁)	52.91	50.42	-2.49**	0.032
	男性户主占全部农户的比重(%)	75.93	91.57	15.64***	0.001
	户主受教育程度为初中以上农户占全部农户的比重(%)	59.49	69.88	10.39**	0.037
	户主健康程度平均值	3.59	3.72	0.13**	0.030
	户主接受农业生产经营培训的农户占全部农户的比重(%)	36.34	45.78	9.44*	0.052
	农业劳动力数量(人)	2.27	2.31	0.04	0.382

(续表3)

经营主体 类型	普通农户占全部农户的比重 (%)	72.68	33.73	-38.95***	0.000
	专业大户占全部农户的比重 (%)	22.68	50.60	27.92***	0.000
	家庭农场占全部农户的比重 (%)	4.63	15.66	11.03***	0.000
土地细碎 化程度	单位土地经营面积地块数量 (块)	2.23	0.71	-1.53***	0.003
生产要素 投入	土地投入 (亩)	38.05	152.35	114.29***	0.000
	劳动力投入 (天/亩)	6.65	5.25	-1.40***	0.005
	机械投入 (元/亩)	146.95	147.35	0.40	0.483
	农药投入 (元/亩)	73.65	64.24	-9.40*	0.087
	化肥投入 (元/亩)	137.03	142.93	5.90	0.168

注: ***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

五、实证分析结果与讨论

(一) 随机前沿生产函数估计

笔者利用 1912 个水稻种植户样本数据, 运用随机前沿模型估计水稻全要素生产率, 表 4 报告了随机前沿模型估计结果。根据表 4, 水稻的规模报酬参数为 1.030, 非常接近于 1, 表明水稻在很大程度上是规模报酬不变的, 与许庆等 (2011) 的研究结论一致。基于上述估计结果, 笔者获得农户层面水稻的全要素生产率。

表 4 水稻随机前沿模型估计结果

	系数	标准误
土地投入	0.798***	0.017
劳动力投入	0.040***	0.008
机械投入	0.025***	0.005
农药投入	0.055***	0.010
化肥投入	0.031**	0.012
种子种苗投入	0.065***	0.011
农膜投入	0.004*	0.002
灌溉投入	0.011***	0.003
Sigma_u	0.115	
Sigma_v	0.195	
规模报酬参数	1.030	
时间虚拟变量	控制	
省虚拟变量	控制	
样本量	1912	

注: ***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

(二) 土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率的影响

表 5 报告了土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率影响的估计结果。根据方程 1, 是否跨村转入土地变量在 5% 统计水平上显著, 且系数为 0.054, 表明土地跨村流转能显著促进水稻全要素生产率增长。在其他条件相同的情况下, 相对村内转入土地, 跨村转入土地使水稻全要素生产率显著增长 5.4%。

方程 2 和方程 3 因变量为土地生产率, 其中, 方程 2 没有控制种植规模和种植规模平方两个变量, 方程 3 控制了这两个变量。根据方程 2 和方程 3, 是否跨村转入土地变量在 1% 统计水平上显著, 且系数均为正, 表明土地跨村流转显著提高了水稻土地生产率。以方程 3 为例, 在其他条件相同的情况下, 相对村内转入土地, 跨村转入土地使水稻土地生产率显著增加 7.9%。需要说明的是, 种植规模和种植规模平方对水稻土地生产率的影响均不显著, 表明水稻种植规模与土地生产率之间不存在“倒 U 型”关系。

对于控制变量, 村庄是否有土地流转平台对水稻全要素生产率存在显著的负向影响, 控制种植规模和种植规模平方后, 对水稻土地生产率也存在显著的负向影响, 表明在其他条件相同的情况下, 建有土地流转平台村庄的农户的水稻全要素生产率和土地生产率均低于未建有土地流转平台村庄的农户。其原因可能在于, 水稻平均产出越低的村庄越倾向于通过建立土地流转平台来促进土地规模化经营和提高水稻生产效率, 从而使得建立土地流转平台村庄的水稻平均产出相对较低^①。其余控制变量均符合理论预期或实际情况, 不再赘述。

表 5 土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率的影响

	全要素生产率		土地生产率
	方程1	方程2	方程3
是否跨村转入土地	0.054** (0.023)	0.080*** (0.022)	0.079*** (0.022)
年龄	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)
性别	0.011 (0.021)	0.021 (0.021)	0.018 (0.022)
健康程度	0.035** (0.014)	0.038** (0.015)	0.036** (0.015)
受教育程度	0.012 (0.012)	0.013 (0.012)	0.013 (0.012)
家庭是否有成员为干部	0.005 (0.022)	0.010 (0.020)	0.013 (0.021)

^①村庄是否有土地流转平台变量系数为负还可能是因为土地流转平台的影响具有滞后性, 即需要一定的时间才能体现出建立土地流转平台的政策效果, 但由于本文所用数据并非跟踪调查数据, 因此笔者无法将该变量滞后一期纳入回归方程。作者感谢审稿人提出的意见和建议。

(续表 5)

家庭农业劳动力数量		0.024** (0.011)	0.023** (0.011)
家庭非农收入	-0.004* (0.002)	-0.006** (0.002)	-0.006*** (0.002)
家庭经营地块数量	-0.003*** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002** (0.001)
家庭土地经营范围	0.068*** (0.020)	0.062*** (0.020)	0.058*** (0.020)
土地转入价格	0.054 (0.034)	0.086** (0.034)	0.091*** (0.034)
村庄是否有土地流转平台	-0.039* (0.021)	-0.036 (0.022)	-0.038* (0.022)
村庄地势是否为平原	0.053** (0.022)	0.111*** (0.023)	0.107*** (0.023)
村庄离最近公路干道距离	-0.003 (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)
县农业机械总动力	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
县粮食单产水平	0.052 (0.034)	0.047 (0.036)	0.044 (0.037)
种植规模			0.041 (0.028)
种植规模平方			-0.006 (0.004)
时间虚拟变量	控制	控制	控制
省虚拟变量	控制	控制	控制
拟合度R ²	0.325	0.350	0.354
样本量	515	515	515

注: ①在 1912 个水稻种植户样本中, 共 515 个土地转入户样本; ②由于全要素生产率估计模型已包括劳动力投入, 故家庭农业劳动力数量不引入全要素生产率回归方程; ③家庭非农收入和县粮食单产水平变量为对数形式; ④***、** 和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号内数值为标准误。

(三) 不同经营主体类型和不同土地经营规模的异质性分析

以专业大户和家庭农场为代表的新型农业经营主体在农机投入、雇工模式和农资采购等方面与传统农户存在明显差异 (尚旭东和朱守银, 2015)。因此, 本文考察了土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率影响的经营主体类型异质性。表 6 估计结果显示, 对于传统农户, 是否跨村转入土地变量对农户水稻土地生产率的影响在 5% 统计水平上显著, 但对水稻全要素生产率的影响不显著。对

于新型农业经营主体,是否跨村转入土地变量对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响均在5%统计水平上显著。这表明,土地跨村转入显著促进了新型农业经营主体水稻全要素生产率和土地生产率的同步增长,但对于传统农户,土地跨村转入只能显著促进水稻土地生产率的增长,对水稻全要素生产率无显著促进效果。

表6 不同经营主体类型的异质性检验结果

	传统农户		新型农业经营主体	
	全要素生产率	土地生产率	全要素生产率	土地生产率
	方程1	方程2	方程3	方程4
是否跨村转入土地	0.051 (0.039)	0.086** (0.035)	0.076** (0.034)	0.067** (0.033)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制
省虚拟变量	控制	控制	控制	控制
拟合度R ²	0.392	0.390	0.359	0.423
样本量	342	342	173	173

注:①控制变量同表5;②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内数值为标准误。

本文将样本按照农户土地经营规模进行四等份分组,进一步考察了土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率影响的土地经营规模异质性。表7估计结果显示,对于25%及以下和25%—50%组,是否跨村转入土地变量对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响均不显著;对于50%—75%和75%以上组,是否跨村转入土地变量对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响均显著。相对而言,是否跨村转入土地变量对50%—75%组农户水稻全要素生产率和土地生产率的促进效果高于75%以上组农户。以上分析表明,对土地经营规模较小的农户,土地跨村转入对农户水稻全要素生产率和土地生产率没有显著影响;对土地经营规模较大的农户,虽然土地跨村转入对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响显著,但促进作用明显低于土地经营规模适度的生产者。因此,土地跨村转入对土地经营规模适度农户的水稻全要素生产率和土地生产率的促进效果最大。

表7 不同土地经营规模的异质性检验结果

	25%及以下		25%—50%		50%—75%		75%以上	
	全要素生 产率	土地 生产率	全要素生 产率	土地 生产率	全要素生 产率	土地 生产率	全要素生 产率	土地 生产率
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
是否跨村转入 土地	0.101 (0.135)	0.078 (0.091)	0.004 (0.073)	0.050 (0.072)	0.119*** (0.043)	0.107** (0.047)	0.062* (0.036)	0.064* (0.033)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合度R ²	0.440	0.538	0.438	0.399	0.538	0.556	0.369	0.404

(续表 7)

样本量	137	137	121	121	129	129	128	128
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

注: ①控制变量同表 5; ②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号内数值为标准误。

(四) 稳健性检验

1. 内生性问题。上述分析可能由于内生性问题而导致参数估计结果偏误。一方面, 土地跨村转入与农户水稻土地生产率可能互为因果, 即存在“自选择”问题; 另一方面, 可能存在遗漏不可观测变量导致的内生性问题。因此, 本文分别采用倾向得分匹配 (PSM) 方法和工具变量法重新进行回归, 以验证研究结论的可靠性。

首先, 运用 PSM 方法进行稳健性检验。PSM 方法的基本思路是为每一个跨村转入土地农户匹配村内转入土地农户, 使匹配后跨村转入土地农户和村内转入土地农户不存在系统性差异。这样, 估计得到的处理效应可检验“自选择”问题是否给估计结果带来质性偏差。表 8 结果显示, 对水稻全要素生产率, 在近邻匹配、半径 (卡尺) 匹配和核匹配三种方法下, 是否跨村转入土地变量的平均处理效应 (ATT) 均为正, t 值依次为 2.61、3.69 和 3.52, 至少在 5% 统计水平上显著, 表明跨村转入土地农户的水稻全要素生产率显著高于村内转入土地农户。同理, 对土地生产率, 每一种匹配方法下的平均处理效应 (ATT) 均为正, 且均至少在 5% 统计水平上显著, 表明跨村转入土地农户的水稻土地生产率显著高于村内转入土地农户。

表 8

基于倾向得分匹配的 ATT 值

匹配方法	全要素生产率		土地生产率	
	ATT	t值	ATT	t值
近邻匹配	0.075**	2.61	0.073**	2.36
半径 (卡尺) 匹配	0.092***	3.69	0.116***	4.84
核匹配	0.088***	3.52	0.108***	4.37

注: ①通过 Probit 模型得出倾向得分; ②***、** 和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ③匹配后实验组和控制组变量的标准性偏差 (%bias) 都小于 10%, t 值均不显著, 表明无法拒绝处理组与控制组无系统性差异的原假设, 因篇幅限制, 未汇报相关检验结果。

其次, 运用工具变量法进行稳健性检验。本文选择的工具变量为土地流转市场均衡租金: 对于村内转入土地农户, 土地流转市场均衡租金为每亩土地流转租金的村级平均数; 对于跨村不跨乡镇转入土地农户, 土地流转市场均衡租金为每亩土地流转租金的乡镇平均数; 对于跨乡镇转入土地农户, 土地流转市场均衡租金为农户所在县的每亩耕地的粮食净收益 (单位: 元/亩)^①。根据经济学理论, 土地租金对农户土地转入行为有显著影响, 满足相关性; 村庄均衡土地租金是流转市场供给和需求均衡

^①跨乡镇样本量较少, 故笔者未采用农户所在县的每亩土地流转价格的平均值衡量土地流转市场均衡租金; 根据经济学理论, 在均衡状态下, 土地流转租金等于单位土地面积净收益, 即粮食净收益。粮食净收益等于每亩土地粮食单产乘以粮食单价。

处的价格水平,乡镇层面土地平均流转价格和县层面每亩粮食净收益为宏观变量,满足外生性。笔者首先运用两阶段最小二乘估计法(2SLS)进行回归,然后运用广义矩(GMM)方法再进行回归,以应对可能存在的异方差问题^①。表9中的方程1到方程4报告了验证结果。根据估计结果,是否跨村转入土地变量对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响均在5%统计水平上显著,且系数为正,表明跨村转入土地农户的水稻全要素生产率和土地生产率均显著高于村内转入土地农户。

2.加入劳动力和资本投入变量的检验。在土地生产率估计方程中,本文借鉴仇焕广等(2017)的方法,假定农户劳动力和资本等投入随土地投入变化而变化,因此没有引入劳动力和资本投入等变量。为验证估计结果是否稳健,本文在(3)式基础上引入劳动力投入、机械投入、农药投入、化肥投入、种子种苗投入、农膜投入和灌溉投入变量,重新进行估计。表9的方程5估计结果表明,是否跨村转入土地变量对农户水稻土地生产率的影响在1%统计水平上显著,且系数为正,表明跨村转入土地农户的水稻土地生产率显著高于村内转入土地农户。

以上分析表明,在考虑内生性问题后,本文估计结果是稳健的。

表9 稳健性检验结果

	2SLS方法		GMM		引入劳动力和资本投入变量
	全要素生产率	土地生产率	全要素生产率	土地生产率	
	方程1	方程2	方程3	方程4	
是否跨村转入土地	0.375** (0.175)	0.401** (0.174)	0.374** (0.168)	0.421** (0.170)	0.081*** (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
省虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
拟合度R ²	0.088	0.129	0.089	0.093	0.389
样本量	515	515	515	515	515

注:①方程1—方程4的控制变量不包括农户土地转入价格,方程5控制变量包括劳动力和资本投入变量,其他控制变量同表5;②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内数值为标准误。

六、结论与启示

基于15省农户调查数据,以水稻为例,本文从转入者视角在全要素生产率和土地生产率两个层面实证检验土地跨村流转能否实现粮食生产率增长。实证研究发现,在其他条件相同的情况下,相对土地封闭在村庄内流转,土地跨村流转使水稻全要素生产率显著增长5.4%,使水稻土地生产率显著增长

^①以全要素生产率估计方程为例,工具变量检验结果表明:不可识别检验的Anderson LM统计量为19.886,拒绝不可识别的原假设;弱工具变量的Cragg-Donald Wald统计量为19.439,拒绝存在弱工具变量的原假设。因此,本文所选工具变量是合理的。因变量为土地生产率的估计方程检验结果类似,因篇幅所限,不再赘述。

7.9%。异质性考察结果表明，土地跨村流转能同时促进新型农业经营主体水稻全要素生产率和土地生产率的增长，但只能促进传统农户水稻土地生产率的增长，对传统农户水稻全要素生产率增长无显著效果。土地跨村流转对水稻全要素生产率和土地生产率的影响存在土地经营规模异质性。对于土地经营规模较小的农户，土地跨村流转对农户水稻全要素生产率和土地生产率没有显著的促进作用；对土地经营规模较大的农户，虽然土地跨村流转对农户水稻全要素生产率和土地生产率存在显著影响，但促进作用明显低于土地经营规模适度的农户。土地跨村流转对土地经营规模适度农户的水稻全要素生产率和土地生产率的促进作用最大。

本文研究结论的政策启示为：第一，通过制度改革和政策扶持等方式，促进土地流转市场的村庄一体化，推进土地流转市场整合，可进一步优化土地资源配置，不仅能促进农户种粮净收益显著增长，提高其参与土地流转市场的积极性，还能显著促进粮食单产增加，实现政府粮食增产的目标。第二，在推进土地流转市场的村庄整合过程中，鼓励家庭农场和专业大户等新型农业经营主体的发展。虽然传统农户跨村转入土地也能促进粮食单产提高，但他们没有主动跨村转入土地的自我激励，因而支持政策要向新型农业经营主体适度倾斜，更有利于实现粮食生产率增长。第三，鼓励土地适度规模经营，支持传统农户和新型农业经营主体通过跨村流转土地来适度扩大土地经营规模。

参考文献

- 1.陈训波、武康平、贺炎林，2011：《农地流转对农户生产率的影响——基于 DEA 方法的实证分析》，《农业技术经济》第 8 期，第 65-71 页。
- 2.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。
- 3.付振奇、陈淑云，2017：《政治身份影响农户土地经营权流转意愿及行为吗？——基于 28 省份 3305 户农户调查数据的分析》，《中国农村观察》第 5 期，第 130-144 页。
- 4.盖庆恩、程名望、朱喜、史清华，2020：《土地流转能够影响农地资源配置效率吗？——来自农村固定观察点的证据》，《经济学（季刊）》第 5 期，第 321-340 页。
- 5.龚斌磊、王硕，2021：《财政支出对我国农业增长的多途径影响》，《农业经济问题》第 1 期，第 54-68 页。
- 6.洪名勇，2009：《欠发达地区的农地流转分析——来自贵州省 4 个县的调查》，《中国农村经济》第 8 期，第 79-88 页。
- 7.洪银兴，2020：《实现要素市场化配置的改革》，《经济学家》第 2 期，第 5-14 页。
- 8.胡亮，2017：《农地流转对象选择的社会学分析》，《中国矿业大学学报（社会科学版）》第 1 期，第 60-65 页。
- 9.黄祖辉、王建英、陈志钢，2014：《非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响》，《中国农村经济》第 11 期，第 4-16 页。
- 10.孔祥智、徐珍源，2010：《转出土地农户选择流转对象的影响因素分析——基于综合视角的实证分析》，《中国农村经济》第 12 期，第 17-25 页、第 67 页。
- 11.匡远配、陆钰凤，2018：《我国农地流转“内卷化”陷阱及其出路》，《农业经济问题》第 9 期，第 33-43 页。
- 12.钱龙、洪名勇，2016：《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于 CFPS 的实证分析》，《中国农村经济》第 12 期，第 17-25 页、第 67 页。

- 济》第 12 期, 第 2-16 页。
- 13.钱忠好、冀县卿, 2016: 《中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析》, 《管理世界》第 2 期, 第 71-81 页。
- 14.仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚, 2017: 《经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国 4 省地块层面调查数据的实证分析》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 30-43 页。
- 15.尚旭东、朱守银, 2015: 《家庭农场和专业农户大规模农地的“非家庭经营”: 行为逻辑、经营成效与政策偏离》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 4-13 页、第 30 页。
- 16.尚旭东、朱守银, 2017: 《粮食安全保障背景的适度规模经营突破与回归》, 《改革》第 2 期, 第 126-136 页。
- 17.石敏、李琴, 2014: 《我国农地流转的动因分析——基于广东省的实证研究》, 《农业技术经济》第 1 期, 第 49-55 页。
- 18.孙小龙、郜亮亮、郭沛, 2018: 《村级产权干预对农户农地转出行为的影响——基于鲁豫湘川四省的调查》, 《农业经济问题》第 4 期, 第 82-90 页。
- 19.许庆、尹荣梁、章辉, 2011: 《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》, 《经济研究》第 3 期, 第 59-71 页、第 94 页。
- 20.姚洋, 2000: 《中国农地制度: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第 2 期, 第 54-65、第 206 页。
- 21.叶剑平、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮、丰雷、李平, 2006: 《2005 年中国农村土地使用权调查研究——17 省调查结果及政策建议》, 《管理世界》第 7 期, 第 77-84 页。
- 22.曾雅婷、吕亚荣、刘文勇, 2018: 《农地流转提升了粮食生产技术效率吗——来自农户的视角》, 《农业技术经济》第 3 期, 第 41-55 页。
- 23.张群梅, 2014: 《村委会农地流转政策的执行逻辑及其规制——基于街头官僚视角》, 《河南大学学报(社会科学版)》第 1 期, 第 26-32 页。
- 24.朱冬亮, 2020: 《农民与土地渐行渐远——土地流转与“三权分置”制度实践》, 《中国社会科学》第 7 期, 第 123-144 页、第 207 页。
- 25.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019: 《信息化提升了农业生产率吗?》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 22-40 页。
- 26.Alesina, A., E. Spolaore, and R. Wacziarg, 2000, “Economic integration and political disintegration”, *American Economic Review*, 90(5): 1276-1296.
- 27.Brandt, L., S. Rozelle, and M.A. Turner, 2002, “Local government behavior and property rights formation in rural China”, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 160(4):627-662.
- 28.Brandt, L., S.H. Whiting, L.X. Zhang, and T.L. Zhang, 2017, “Changing property-rights regimes: A study of rural land tenure in China”, *The China Quarterly*, 232: 1026-1049.
- 29.Chen, C. R., 2017, “Untitled land, occupational choice, and agricultural productivity”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(4): 91-121.
- 30.Chen, C. R., D. Restuccia, and R. Santaeulàlia-Llopis, 2017, “The effects of land markets on resource allocation and agricultural productivity”, *NBER Working Paper*, No.24034.
- 31.Cheng, S., Z. H. Zheng, and S. Henneberry, 2019, “Farm size and use of inputs: Explanations for the inverse productivity

- relationship", *China Agricultural Economic Review*, 2(11):336-354.
- 32.Gobillon, L., and F.C. Wolff,2016, "Evaluating the law of one price using micro panel data: The case of the French fish market", *American Journal of Agricultural Economics*, 98(1): 134-153.
- 33.Hillberry, R., and D. Hummels, 2003, "Intranational home bias: Some explanations", *The Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1089-1092.
- 34.Huang, J.K., and J.P. Ding,2016, "Institutional innovation and policy support to facilitate small - scale farming transformation in China", *Agricultural Economics*, 47(S1): 227-237.
- 35.Macours, K., A. De Janvry, and E. Sadoulet,2010, "Insecurity of property rights and social matching in the tenancy market", *European Economic Review*, 54(7): 880-899.
- 36.Restuccia, D., and R. Santaeulalia-Llopis,2017, "Land misallocation and productivity", *NBER Working Paper*, No.23128.
- 37.Spolaore, E., and R. Wacziarg,2005, "Borders and Growth", *Journal of Economic Growth*,10(4):331-386.
- 38.Stifel, D., and B. Minten, 2008, "Isolation and agricultural productivity", *Agricultural Economics*, 39(1):1-15.
- 39.Wang, X.B., F. Yamauchi, J.K. Huang, and S. Rozelle ,2020, "What constrains mechanization in Chinese agriculture? Role of farm size and fragmentation", *China Economic Review*, 2020, 62: 101221.

(作者单位: 中国农业大学国家农业农村发展研究院)

(责任编辑: 光 明)

Can Cross-village Land Transfer Achieve Grain Productivity Growth? An Empirical Analysis Based on Rural Household Survey Data from Fifteen Provinces

WANG Zhen XIN Xian

Abstract: Promoting the integration of land circulation market to optimize the allocation efficiency and increase grain productivity is the key to promoting agricultural and rural modernization. Based on the survey data of rural households in fifteen provinces, this article takes rice as an example and empirically investigates whether cross-village land transfer can achieve the growth of grain productivity in terms of total factor productivity (TFP) and land productivity. The empirical study finds that comparing with land transfer enclosed within the village, *ceteris paribus*, cross-village land transfer significantly increases TFP of rice by 5.4% and land productivity of rice by 7.9%. The results of the heterogeneity investigation show that cross-village land transfer can significantly increases rice TFP and land productivity of new type of agricultural producers. For traditional household producers, cross-village land transfer can only significantly promote the growth of rice land productivity and has no significant effect on the growth of rice TFP. Cross-village land transfer has the greatest effect on the growth of rice TFP and land productivity of farmers with appropriate land management scale. Therefore, it is essential to promote the integration of land rental markets between villages in order to optimize the allocation of land resources and correspondingly increase grain productivity.

Keywords: Cross-village Land Transfer; Rice; Total Factor Productivity; Land Productivity

外包与流转：作业服务规模化是否延缓 农地经营规模化^{*}

——基于要素约束缓解与地租上涨的视角

章 丹¹ 徐志刚^{1,2} 刘家成³

摘要：理论上，农业生产环节作业外包服务的要素约束缓解效应会延缓小农户转出农地，但中国农业生产环节作业外包服务市场与农地流转市场均稳步发展的现实，并不支持作业服务规模化会替代农地经营规模化的推断。本文基于江苏、四川和吉林3省265个行政村的3期调查数据，以及来自这些行政村样本农户的2期数据，利用固定效应模型和工具变量法，从村庄农地流转市场和微观农户行为两个层面分析了农业生产环节作业外包服务供给对农地流转的影响。研究发现，作业服务规模化整体上有利于农地经营规模化。农业生产环节作业外包服务发展促使规模经营户增加农地转入、兼业化程度较高的小农户增加农地转出。究其原因，一是农业生产环节作业外包服务供给对规模经营户的要素约束缓解效应比对小农户更明显；二是农业生产环节作业外包服务供给导致农地流转市场供不应求和地租上涨，地租上涨效应对兼业化程度较高的小农户比对兼业化程度较低的小农户更明显。

关键词：外包服务 农地流转 要素约束缓解效应 地租上涨效应

中图分类号：F301.4 文献标识码：A

一、引言

城镇化背景下农村劳动力的大量转移改变了农业劳动力与耕地的配置关系，这对农业生产规模化不仅提出了需求，也创造了条件，作业服务规模化（农业生产环节作业外包服务的规模化供给）与农地经营规模化应运而生。一方面，农业劳动力的老龄化、女性化和劳动机会成本上升都要求机械替代劳动，但农业机械的要素不可分性对小农户实现机械替代劳动构成了约束，而作业服务规模化打破了这一技术约束；另一方面，农户的非农就业与分化促成了农户之间的农地流转，农地经营规模化不断

^{*}本文研究得到江苏省社科基金重大项目“江苏率先实现农业农村现代化研究”（项目编号：21ZD004）、国家自然科学基金青年项目“时空规模经济视角下的粮食生产外包服务供给及机制研究”（项目编号：72103088）和江苏省高校现代粮食流通与安全协同创新中心的资助。本文通讯作者：徐志刚。

发展。截至 2019 年底，全国农业社会化服务组织总量达到 89.3 万个，生产托管服务面积超过 15 亿亩次，其中，服务粮食作物面积达 8.6 亿亩次，带动小农户超 6000 万户，占全国农业经营户的 30%^①。全国农业机械化服务组织数量从 2008 年的 16.56 万个逐步上升至 2018 年的 19.15 万个（芦千文和高鸣，2020）。加快推动外包服务发展、引导小农户通过生产托管接受社会化服务、实现服务规模经营，已逐步成为推进乡村振兴、实现小农户与现代农业发展有机衔接的重要路径（王志刚等，2011）。统计数据显示^②，到 2020 年，全国农地流转面积比例达到了 34.08%，种粮面积在 100 亩以上的家庭农场数量占种粮家庭农场总数的比例达到了 41.5%。

理论上，农业生产环节作业外包服务（下文简称“外包服务”）的要素约束缓解效应会抑制小农户转出农地，延缓其退出农业经营，从而不利于农地流转市场和农地经营规模化发展，但实际情况是，作业服务规模化并没有延缓农地经营规模化。一般认为，外包服务供给^③对小农户的劳动力、资本和技术约束的缓解作用（本文称之为“要素约束缓解效应”）源于两方面：一方面，当农村劳动力持续转出时，家庭劳动力数量与土地拥有量出现不匹配，因此，小农户通过购买农业机械服务替代传统劳动力，以缓解农业生产中劳动力不足的约束（郑旭媛和徐志刚，2017；Zhang et al., 2017）；另一方面，与自购农机相比，小农户购买外包服务的成本更低，不仅可避免直接购买和保养农机所需的高昂费用，而且能方便、及时地享受大机械承载的技术，缓解农业劳动力老龄化和女性化带来家庭劳动力质量下降产生的负面影响（王志刚等，2011；Liu et al., 2019）。因此，外包服务快速发展会抑制小农户转出农地，减少农地流转市场供给和最终市场交易量。但现实中，中国农地流转面积呈现持续增长趋势。相关数据显示，自 2008 年以来，全国农地流转率逐年上升，虽然增速有所放缓，但整体上仍以年均 2.81 个百分点的速度增长（杜志雄和肖卫东，2019）。同时，以家庭农场为代表的规模经营户的平均土地经营规模也在逐年扩大，2018 年时约为 400 亩（郜亮亮，2020）。

如果只关注外包服务对小农户的要素约束缓解效应，就难以科学认识外包服务发展对农地流转市场的影响，必须同时考虑外包服务对农地转入方的影响，这样才能正确理解作业服务规模化与农地经营规模化的关系。规模经营户是农地流转市场中的重要需求方，从事专业化生产和规模化经营，农地经营面积大，不仅对农资和农业技术服务的需求大（罗小锋等，2016），对劳动力的需求也大。随着劳动力成本的上升，采用机械作业替代人工劳动是规模经营户降低生产成本的理性选择（徐盼等，2019；Yi et al., 2019），而外包服务供给的要素约束缓解效应恰好满足其上述需求。另外，由于外包服务供给方更容易从规模经营户集中连片的地块上获得规模经济，因而规模经营户相较于小农户，购买外包服务的成本更低（申红芳等，2015），也就是说，外包服务对规模经营户的要素约束缓解效应更大。因此，如果同时考虑外包服务供给对农地流转市场中小农户和规模经营户的要素约束缓解效应，就会

^①参见《截至去年底全国农业社会化服务组织达 89.3 万个》，《人民日报》2020 年 10 月 12 日第 10 版，<http://data.people.com.cn/rmrb/20201012/10>。

^②数据来源：农业农村部政策与改革司：《中国农村政策与改革统计年报（2020）》，北京：中国农业出版社。

^③为了简化表述，后文部分地方将“外包服务供给”表述为“外包服务”，但两者的内涵相同。

发现，小农户减少农地转出，使农地流转市场供给减少，而规模经营户增加农地转入，使农地流转市场需求增加，市场出现供不应求，将通过地租上涨平衡供需。有实证研究表明，从平均效应看，外包服务对农地流转市场供需双方农地流转行为的不同影响会导致农地流转市场供需均衡被打破和地租上涨（康晨等，2020；Qiu et al., 2021）。

因此，正确、全面认识外包服务供给对农地流转市场交易量的影响，以及作业服务规模化与农地经营规模化的关系，除了要关注外包服务的要素约束缓解效应，还需进一步考虑外包服务的地租上涨效应。一方面，外包服务的要素约束缓解效应会抑制小农户转出农地，促进规模经营户转入农地；另一方面，由要素约束缓解效应引发的地租上涨（本文称之为“地租上涨效应”）又会刺激小农户转出农地，抑制规模经营户转入农地。因此，分析外包服务供给对农地流转市场交易量的影响需要综合考虑这两种效应的相对大小。需要说明的是，这两种效应会因农户禀赋和面临的约束差异而表现得大不相同，进而影响农地流转市场的均衡交易量及变化。例如，在小农户内部，相较于兼业化程度低的农户，兼业化程度高的农户对农业的依赖程度低，农地经营成本高，因此，对他们而言，外包服务产生的要素约束缓解效应小于地租上涨效应，在外包服务供给增加时他们更倾向于转出农地；而对于规模经营户，农地经营规模越大，外包服务的要素约束缓解效应理应也越大，因为他们面临的劳动力和资本约束更强，迫切需要外包服务带来成本节约和规模经济（洪炜杰，2019），所以，外包服务供给增加可能有助于他们进一步扩大规模。但目前大多数文献只关注了外包服务的要素约束缓解效应，且较少从农地转入方和转出方的视角同时开展研究。尽管部分文献注意到外包服务对不同规模农户的不同影响（例如徐盼等，2019；陈超和唐若迪，2020），但忽视了外包服务通过地租调节农地流转市场的可能性，因而缺乏对外包服务影响农地流转市场作用机制和农地流转双方行为逻辑差异的深入分析。

鉴于此，本文利用课题组在江苏、四川和吉林3省265个行政村收集的跨度10年的3期（2008年、2013年和2018年）数据，以及来自上述行政村样本农户的2期（2013年、2018年）数据，系统分析外包服务供给对农地流转市场的影响，并在综合考虑要素约束缓解效应和地租上涨效应的基础上，通过重点关注小农户和规模经营户的差异化农地流转行为，深刻揭示外包服务供给对他们农地流转行为的影响机制。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：一是深入、系统地揭示外包服务供给对农地流转市场的影响机制，有助于人们深刻理解外包服务市场与农地流转市场的内在联系，加深对作业服务规模化和农地经营规模化关系的认识；二是在前人多数研究只关注要素约束缓解效应的基础上，进一步揭示外包服务供给对农地流转的地租上涨效应，增强人们对外包服务供给影响农地流转市场认识的深入性和系统性；三是厘清农地转入方和转出方的行为逻辑与约束差异，并基于外包服务供给对农户农地流转行为产生的要素约束缓解效应和地租上涨效应，实证检验外包服务供给对兼业化程度不同的小农户和农地经营规模不同的规模经营户农地流转行为影响的差异。

二、分析框架与研究假说

农地流转取决于有效的供给和需求，因此，分析外包服务供给对农地流转的影响需要同时关注其

对农地流转市场中供需双方的影响。基于此，本文构建了如图 1 所示的分析框架。

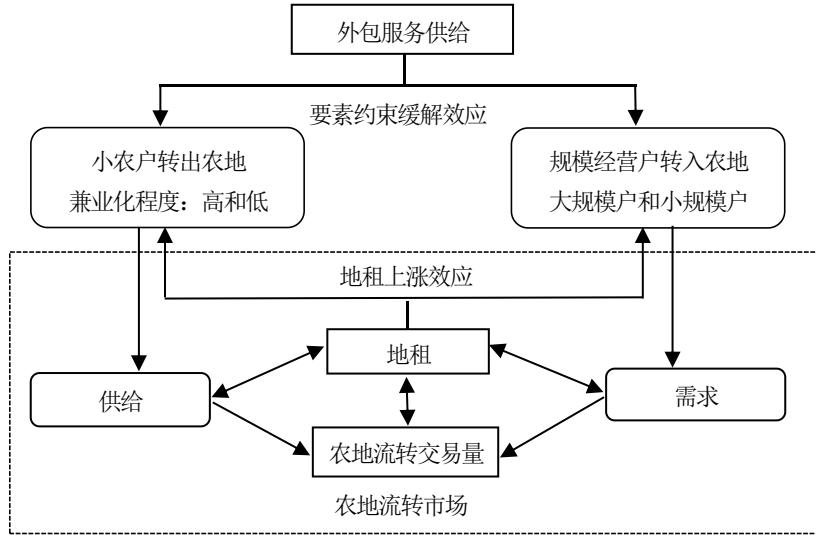


图 1 外包服务供给与农地流转关系的分析框架

本文提出以下假设：①参与农地流转市场的交易主体仅有农地转入户和转出户两类农户，转出户转出的农地恰好等于转入户转入的农地，而且所有农地质量等级相同。②农户的生产和消费决策相互独立。③转出户为兼业户，在农业部门和非农部门中配置劳动力，追求农业和非农收入的最大化；而转入户专业从事农业生产，经营的农地均来自转入，追求农业收入最大化。④两类农户的农业生产函数中仅包括劳动力和农地两种要素，外包服务作为一项技术进步，对转入户和转出户影响不同。⑤两类农户在农业生产中均使用自家劳动力，不存在雇工行为。

那么，转出户的决策模型为：

$$\max \pi_1 = p_1 A_1 (T_1 - T)^\alpha L_A^\beta + w (L_1 - L_A) + r T - p_2 A_1 \quad (1)$$

(1) 式中， π_1 表示转出户从事农业和非农活动的总收入， A_1 表示转出户购买外包服务带来的技术进步， T_1 、 T 分别为转出户的承包地面积和转出面积， L_1 、 L_A 分别为转出户的家庭总劳动力和农业劳动力数量， p_1 、 w 、 r 、 p_2 分别表示农产品价格、非农就业工资、地租和外包服务价格。假设 $\alpha + \beta \leq 1$ 。因此，转出户决策农地转出和外包服务购买的一阶条件分别为 (2) 式和 (3) 式：

$$\frac{\partial \pi}{\partial T} = -\alpha p_1 A_1 (T_1 - T)^{\alpha-1} L_A^\beta + r = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial A_1} = p_1 (T_1 - T)^\alpha L_A^\beta - p_2 = 0 \quad (3)$$

而转入户的决策模型为：

$$\max \pi_2 = p_1 A_2 T^\alpha L_2^\beta - r T - p_2 A_2 \quad (4)$$

(4) 式中, π_2 表示转入户从事农业的总收入, A_2 表示转入户购买外包服务带来的技术进步, T 为转入户的实际经营面积, L_2 为转入户的家庭总劳动力数量, 其他变量含义与 (1) 式一样。那么, 农户决策农地转入和外包服务购买的一阶条件分别为 (5) 式和 (6) 式:

$$\frac{\partial \pi}{\partial T} = \alpha p_1 A_2 T^{\alpha-1} L_2^\beta - r = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial A_2} = p_1 T^\alpha L_2^\beta - p_2 = 0 \quad (6)$$

当农地流转市场和外包服务市场分别达到均衡时, 转入户和转出户面临的地租和外包服务价格必然相等, 因此, 分别联立 (2) 式和 (5) 式以及 (3) 式和 (6) 式可以得到:

$$T = \frac{AT_1}{1+A} \quad (7)$$

(7) 式中, $A = \left(\frac{A_2}{A_1} \right)$, 表示外包服务给转入户和转出户带来的技术进步差异, 由 (7) 式可知,

$\frac{\partial T}{\partial A} = \frac{T_1}{(1+A)^2} > 0$, 即外包服务给转入户和转出户带来的技术进步差异越大, 农地流转市场上的交易量就越多。

为进一步展示农地流转市场中的动态交易过程, 笔者接下来以图形的方式进行分析。如图 2 所示, 横坐标轴是农地流转市场上可交易的农地数量, 纵坐标轴是地租。 S 和 D 分别是农地流转供给和需求曲线, 表示不同地租水平下转出户和转入户的农地流转行为, 假设转出户农地的供给价格弹性与转入户农地的需求价格弹性的绝对值相等, 即 S 和 D 斜率的绝对值相等。 m_1 和 m_2 分别表示外包服务对转出户和转入户的要素约束缓解效应。在图 2 (a) 中, 外包服务对转出户的影响比对转入户的影响小 ($m_1 < m_2$) ; 而在图 2 (b) 中, 外包服务对转出户和转入户的影响相同 ($m_1 = m_2$) 。

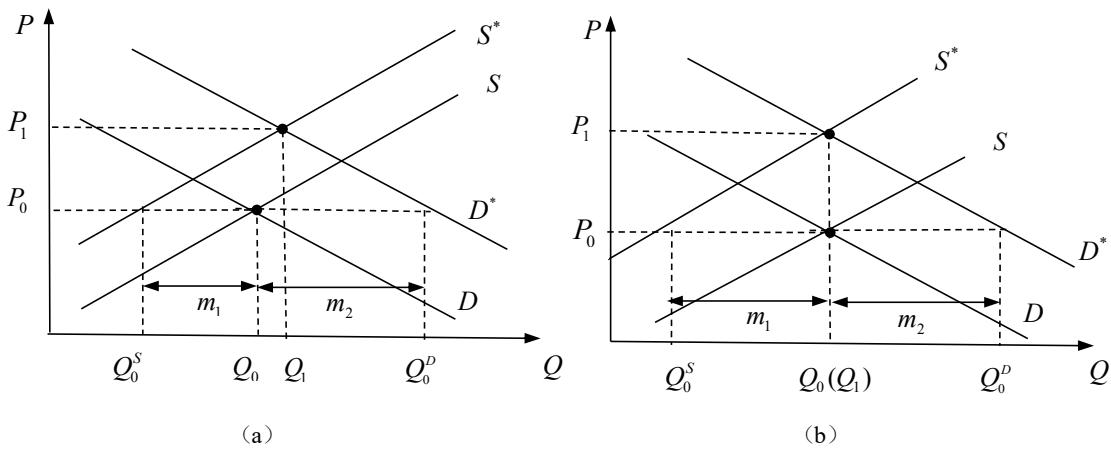


图 2 供需双方农地价格弹性绝对值相等时的外包服务供给与农地流转

根据前文分析，外包服务供给有助于缓解农户农业生产中劳动力、资本等约束。对于转入户而言，当农地规模扩大后，他们亟需调整原有的农地和劳动力配置，在人工成本上升的背景下，用机械替代劳动能极大地降低生产成本，并实现规模效益，因此，外包服务供给增加会刺激转入户继续转入农地，在图形中表现为需求曲线向右平移（图2中曲线 D 移动到曲线 D^* ）。对于转出户而言，在原来的劳动力和农地配置下，通过采用外包服务能降低生产成本，增加农业生产效益，因此，他们的农地转出意愿降低，供给曲线向左平移（曲线 S 移动到曲线 S^* ）。

一般来说，规模经营户是重要的农地需求方。这些农户经营的耕地面积普遍较大，其收入以农业经营收入为主，追求农业生产利润最大化。相较于小农户，外包服务对这些农户成本收益的影响更大，他们不仅能够通过购买外包服务缓解各种要素约束、降低劳动监督成本（罗玉峰，2017），而且拥有购买外包服务的价格比较优势，这是因为外包服务提供方为达到现场作业的规模经济、降低地块间转移的作业成本，更加偏好区域集中且专业化的种植经营，愿意为规模经营户提供较低的服务价格（罗必良，2017）。一般而言，规模经营户的农地集中连片，更容易实现服务规模经济，而分散小农户只有联合区域内所有其他农户集体购买外包服务，才能实现规模经济，因此，相较于小农户，规模经营户购买外包服务的价格更低（申红芳等，2015）。综上所述，外包服务供给增加对农地流转需求方的要素约束缓解效应大于对供给方的要素约束缓解效应（ $m_2 > m_1$ ），使得当农地流转市场再次达到均衡时，农地交易量增加，如图2（a）所示（ $Q_1 > Q_0$ ）。基于上述分析，本文提出以下假说：

H1：外包服务供给增加会促进农地流转市场交易量增加。

如果将这种动态均衡过程分为两个阶段，那么在第一个阶段中，地租保持不变，外包服务供给增加使得农地流转市场上的供给小于需求（ $Q_0^S < Q_0^D$ ）。进入第二个阶段后，为重新达到均衡，地租必然会被推高，从而进一步刺激供给方继续转出农地，抑制需求方转入农地，最终的均衡交易量为 Q_1 ，而地租从 P_0 上升到 P_1 就是外包服务带来的地租上涨效应（如图2中 $P_1 > P_0$ ）。对于规模经营户，只要使用外包服务获得的亩均收益大于地租，就会继续转入农地，直到地租上涨使得使用外包服务的净收益为零；对于小农户，受限于地块规模，在同等外包服务供给下，无法获得与规模经营户同样的边际收益，只有将农地转出，才能最大程度地分享外包服务带来的收益，因此，他们会在高地租的刺激下转出农地。由此，本文提出以下假说：

H2：外包服务供给带来的地租上涨效应会削弱规模经营户的农地转入需求，但会刺激小农户增加农地转出。

基于上述分析，外包服务供给增加对农户的农地流转行为具有两种作用机制：一是要素约束缓解效应，二是地租上涨效应。但农户的资源禀赋约束存在差异，使得外包服务通过这两种机制对他们经营农地机会成本的影响不同，农户的农地流转决策也就不同。对于规模经营户，随着农地规模扩大，他们面临的劳动力、资本和技术约束增强，更迫切地需要缓解要素约束，因此，相较于地租上涨效应，外包服务供给产生的要素约束缓解效应越来越明显，进而促进他们转入农地的作用也越来越大。

对于小农户，外包服务供给的影响会因其兼业化程度的不同而不同。从要素约束缓解效应看，外包服务供给更能抑制兼业化程度较低农户的农地转出，这是因为：兼业化程度低的农户从事的非农工

作多为工作时间灵活、可分性强的零工，或离家近、工资较低的全职非农工作，以便较好地兼顾农业生产与非农就业，而购买外包服务可以缓解他们的劳动时间约束，使他们可以增加非农工作时间获取更高的收入，从而减少农地转出。兼业化程度高的农户以非农收入为主，从事的非农工作多为全日制、离家距离较远的工作，工作时间灵活性差、可分性弱，相应地，他们的农业劳动时间约束较强，由于目前外包服务发展尚未实现农业生产全程机械化，即使他们选择购买外包服务，也需要自家劳动力投入，使得他们从外包服务中获取的劳动力约束缓解效应较弱，因此，外包服务供给增加难以影响他们的农地转出决策。另外，兼业化程度高的农户受到的流动性约束小，外包服务发展可能促进他们购置农机、将劳动力配置于提供专业化服务，从而增加农地转出。

从地租上涨效应看，外包服务供给增加更可能促进兼业化程度高的农户转出农地。农地对于小农户而言不仅具有生存保障功能，还承载着养老等社会保障功能，由此产生了农地禀赋效应，具体表现为转出农地获得的经济收入无法弥补“失去农地”的痛苦（罗必良等，2021；钟文晶和罗必良，2013）。因此，小农户对地租变化不敏感，反映到农地供求曲线上就是农地供给价格弹性小于需求价格弹性（见图3，需求曲线 D 斜率的绝对值小于供给曲线 S 的斜率），但这种禀赋效应会随着农户非农收入或社会保障水平的提高而减弱。相较于兼业化程度低的农户，兼业化程度高的农户由于有更多的机会实现非农就业，农地的禀赋效应弱，从而外包服务给他们带来的地租上涨效应更明显。

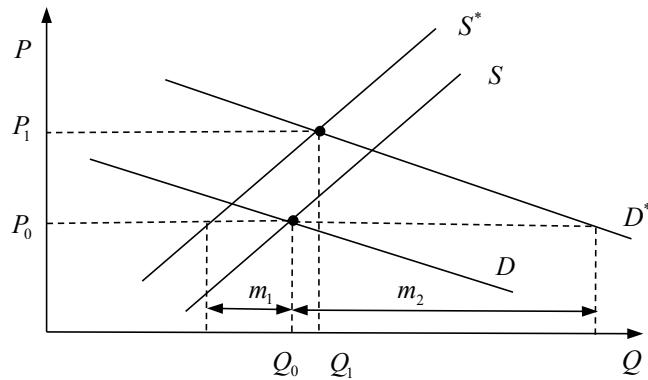


图3 供需双方农地价格弹性绝对值不相等时的外包服务供给与农地流转

基于上述对规模经营户和小农户的异质性分析，本文提出如下假说：

H3：外包服务供给对规模经营户的要素约束缓解效应大于地租上涨效应，因此会促进其扩大农地经营规模，且农地经营规模越大，外包服务供给的要素约束缓解效应越明显，促进他们扩大经营规模的作用越大。

H4：外包服务供给对小农户的作用受到其兼业程度的影响。相较于兼业化程度低的农户，兼业化程度高的农户因对外包服务供给产生的地租上涨效应更敏感，所以更倾向于转出农地。

三、计量经济模型与数据

（一）数据来源

本文分析所用数据来自两套一手调查数据集：一是江苏、四川和吉林 3 省 265 个行政村跨度 10 年的 3 期（2008 年、2013 年和 2018 年）数据，共计 795 条观测值；二是来自上述行政村样本农户的两期（2013 年、2018 年）数据，共计 1972 条观测值。前者来自课题组于 2009 年、2014 年和 2019 年开展的 3 轮跟踪调查，后者来自 2019 年的跟踪调查，其中 2013 年数据由农户回忆所得。

调查团队在调查过程中采用如下的抽样方法：①样本省的选取：综合考虑经济发展水平、粮食生产及区域分布等因素，选取江苏、四川和吉林 3 省作为样本省^①。②样本县的选取：在每个样本省，基于农民人均纯收入，采用分层随机抽样方法选取 3 个样本县，共计选取 9 个样本县。③样本乡镇的选取：在每个样本县，基于农民人均纯收入，采用分层随机抽样方法选取 2 个乡镇，共计选取 18 个乡镇。④样本村的选取：在 18 个乡镇，采用整群抽样方法对其所辖的 299 个行政村进行普查^②。村级调查采用村干部集体开会填写问卷的方式收集村庄经济社会发展数据和外包服务组织名单。剔除关键信息缺失样本后，3 期数据都完整的样本村庄共计 265 个。⑤外包服务组织和购买外包服务样本农户的选取：在每个样本乡镇，采用随机抽样方法选取 6 个村庄开展外包服务组织和购买外包服务农户调查。首先，基于服务内容采取分层随机抽样方法，在每个乡镇的 6 个村庄中根据各村外包服务组织的发展情况共抽取 10 家外包服务组织。18 个乡镇共抽取 186 家外包服务组织开展调查^③。其次，对应每家外包服务组织，选取 6 户购买外包服务的农户（其中，规模经营户 1 户，小农户 5 户）开展入户调查^④，最终，收集到 1110 户农户^⑤两期（2013、2018 年）的数据。其中，2018 年规模经营户 181 户，小农户 929 户。剔除关键信息缺失样本后，得到农户观测值 1972 条，其中，规模经营户 2018 年有 121 条，2013 年有 77 条，小农户 2018 年有 865 条，2013 年有 909 条。

（二）外包服务供给对农地流转市场交易量影响的模型构建

本文基于 265 个行政村的 3 期面板数据，采用面板数据模型检验外包服务供给对村庄农地流转市场交易量的影响，具体的模型形式如下：

$$Transfer_{it} = \delta_1 + \delta_2 Serve_{it} + \delta_3 Rent_{it-1} + \delta_4 Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

^①吉林省地处东北平原，农业资源条件好，是中国粮食主产区；江苏省地处长江中下游平原，属中国东南沿海经济发达地区，也是中国重要农业产区；四川省是西南盆地与山地间隔地区代表，耕地资源匮乏、劳务大量输出。

^②在 2019 年跟踪调查过程中，有 2 个村因遭遇暴雨开展救灾工作，未能完成跟踪调查。

^③有 6 个村庄外包服务组织较多，因此，在每个村庄多调查了 1 家组织。

^④当年经营的农地面积超过所在镇户均耕地面积 3 倍的农户被界定为规模经营户，其余为小农户。

^⑤个别农户因为临时外出处理急事，未能成功完成调查。

(8) 式中, 下标*i*代表村庄, *t*代表年份, *t-1*表示变量滞后1期。被解释变量 $Transfer_{it}$ 为*i*村*t*年的农地流转率, 用村庄流转耕地面积占全村耕地面积的比例表示。关键解释变量 $Serve_{it}$ 为外包服务供给, 具体测度方法如下: 首先, 计算村庄中水稻在耕地、播种、收获各生产环节的外包服务比例(采用外包服务的面积占总播种面积的比例); 然后, 计算水稻在这3个生产环节外包服务比例的算术平均值; 接着, 用同样的方法计算玉米在这3个生产环节外包服务比例的算术平均值; 最后, 以水稻和玉米播种面积比例为权重, 将计算得到的水稻和玉米^①的外包服务比例进行加权平均, 得到外包服务供给变量值。 $Rent_{it-1}$ 表示地租(滞后1期)。 Z_{it} 为一组影响农地流转的控制变量, 包括村庄经济社会发展水平(村人均纯收入、雇工工资、产品市场便利度和交通条件)、村庄农业劳动力结构(农业劳动人口老龄化率和农业劳动人口女性化率)、村庄耕地特征(地形条件、耕地细碎化程度、耕地资源禀赋)、村庄宗族结构、农地流转政策和村庄主要粮食作物类型。 μ_i 、 ε_{it} 分别是地区非观测效应和不可观测的随机扰动项。

考虑到外包服务市场与农地流转市场会相互影响^②, 从而引发内生性问题, 本文在固定效应模型的基础上, 采取工具变量法进行参数估计。本文参考康晨等(2020)的做法, 选取“本镇平均外包服务供给”作为工具变量。该变量对某一特定村庄而言是外生的, 且会通过示范效应与该村的外包服务供给正向相关, 符合工具变量的必要条件。

村级层面变量的含义及描述性统计见表1。

表1 村级层面变量的含义及描述性统计

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
村农地流转率	村庄流转耕地面积占全村耕地面积的比例(%)	20.9	20.1
外包服务供给	水稻和玉米在耕地、播种、收获3个生产环节采用外包服务面积占总播种面积的比例(%) (加权平均)	26.4	25.8
本镇平均外包服务供给	本镇除本村外其他村庄外包服务供给水平的平均值(%)	26.4	22.1
镇域外包服务供给	本镇所有村庄外包服务供给水平的平均值(%)	26.4	22.0
地租	村庄农地流转租金(元/亩)	241.0	223.0
村人均纯收入	村庄全年人均纯收入(千元)	9.9	4.3
雇工工资	农忙时雇工工资(元/天)	146.0	46.8
产品市场便利度	村庄是否有农产品交易市场或农产品集散地? 是=1, 否=0	0.1	0.3
交通条件	村委会驻地到最近高速公路入口距离(公里)	24.5	21.3
农业劳动人口老龄化率	村庄农业劳动人口中60岁以上人口的比例(%)	33.5	20.1
农业劳动人口女性化率	村庄农业劳动人口中女性的比例(%)	45.2	13.4
地形条件	村庄耕地中15度及以上坡地所占比例(%)	23.3	23.4

^①选择水稻和玉米是因为这两种作物是样本省的主要粮食作物。

^②笔者所在研究团队通过实证检验发现农地流转对外包服务供给有促进作用, 但这种影响不属于本文研究的内容, 故未呈现, 感兴趣的读者可向笔者索取。

(续表1)

耕地细碎化程度	农户户均地块数(块)	6.1	3.5
耕地资源禀赋	村庄人均耕地面积(亩)	2.1	2.1
村庄宗族结构	村庄最大姓氏农户数占农户总数的比例(%)	20.8	17.3
农地流转政策	土地流转是否需要村委会或乡镇政府审批?是=1, 否=0	0.4	0.5
村庄主要粮食作物类型	水稻=1, 玉米=0	0.5	0.5

注：观测值条数为795。

(三) 外包服务供给对异质性农户农地流转行为影响的模型构建

为揭示外包服务供给影响农地流转的作用机制, 笔者从微观农户视角考察外包服务供给对规模经营户和小农户农地流转行为的影响。具体的模型形式如下:

$$Land_{it} = \beta_1 + \beta_2 Serve_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Land_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 Serve_{it} + \gamma_3 Rent_{it} + \gamma_4 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(9)式和(10)式中, 下标*i*代表农户, *t*代表年份。被解释变量 $Land_{it}$ 表示农户*i*在第*t*年的农地流转行为。对于规模经营户, 本文主要关注其农地转入面积, 而对于小农户, 本文主要关注其农地转出面积。关键解释变量 $Serve_{it}$ 表示农户*i*所在村庄第*t*年的外包服务供给, $Rent_{it}$ 表示农户*i*所在村庄第*t*年的地租。 X_{it} 为一组影响农户农地流转行为的控制变量, 包括决策者个人特征(性别、年龄、受教育程度、健康状况、非农就业经验、村干部经历)、家庭特征(非农就业比例、家庭年纯收入), 以及一些村级控制变量(村人均纯收入、雇工工资、产品市场便利度、地形条件、耕地细碎化程度、农地流转政策)。

(9)式中, β_2 测度的是外包服务供给对农户农地流转行为的总效应。根据前文分析, 外包服务供给的总效应可以分解为要素约束缓解效应和地租上涨效应, 因此, 为细致区分这两种效应, (10)式在(9)式的基础上控制了村庄地租, γ_2 可被理解为外包服务供给的要素约束缓解效应, 而 γ_3 识别的是外包服务供给的地租上涨效应。同时, 为检验外包服务供给对兼业化程度不同农户农地流转行为影响的差异, 后文笔者对高兼业化程度样本组和低兼业化程度样本组均单独估计了(9)式和(10)式。

对于单个农户而言, 市场层面和村级层面的变量不是他们能够直接影响和决定的, 所以, 一般认为这些变量是外生的。在上述分析外包服务供给对农户农地流转行为影响的模型中, 决策主体是农户, 而外包服务供给是市场层面的变量, 地租是村级层面的变量, 因此, 假设它们对农户是外生的, 一般不会存在异议, 也就是说, (9)式和(10)式不存在明显的内生性问题, 故而本文没有做专门处理。

由于村级层面控制变量的含义及描述性统计已在表1呈现, 故表2仅展示(9)式和(10)式中被解释变量、关键解释变量以及决策者个人和家庭特征变量的含义及描述性统计结果。

表2 农户层面变量的含义及描述性统计

变量名称	变量含义及赋值	小农户		规模经营户	
		均值	标准差	均值	标准差
被解释变量					
小农户转出面积	小农户转出农地的面积（亩）	0.3	1.4		
规模经营户转入面积	规模经营户转入农地的面积（亩）			62.0	105.2
关键解释变量					
外包服务供给	水稻和玉米在耕地、播种、收获3个生产环节采用外包服务面积占总播种面积的比例（%）（加权平均）	31.0	24.7	44.0	22.2
地租	村庄农地流转租金（元/亩）	489.0	260.2	614.0	287.7
控制变量					
性别	决策者性别：男性=1，女性=0	0.8	0.4	0.9	0.3
年龄	决策者实际年龄（岁）	54.0	10.9	52.0	10.7
受教育程度	决策者受教育年限（年）	6.5	3.3	7.0	3.0
健康状况	决策者是否因常年生病不能干活？是=1，否=0	0.1	0.2	0.1	0.2
非农就业经验	决策者是否有外出打工经历？是=1，否=0	0.5	0.4	0.4	0.4
村干部经历	决策者是否当过村干部？是=1，否=0	0.1	0.3	0.1	0.3
非农就业比例	当年外出就业劳动力占家庭劳动力总数的比例（%）	41.0	31.3	40.0	32.1
家庭年纯收入	家庭年纯收入（千元）	49.0	53.3	80.0	62.9

注：小农户的观测值条数为1774，规模经营户的观测值条数为198。

四、外包服务供给对农地流转市场交易量影响的估计结果

为初步判断外包服务供给对农地流转市场交易量的影响，笔者先利用265个行政村3年的数据进行简单的统计分析。从表3可以看到，无论是全部样本还是分省份样本，外包服务供给和村农地流转率之间均表现出同步上升的趋势，表明两者存在较强的正向关系。但分省份的结果显示，两者增长幅度在不同省份有所不同。在江苏，农地流转发展的速度远快于外包服务发展的速度，而吉林和四川则表现为外包服务发展的速度明显快于农地流转发展的速度。

表3 村农地流转率和外包服务供给的时间变化趋势

	2008年	2013年	2018年	2018年相对2008年的增长幅度（%）
全部样本				
村农地流转率（%）	12.9	21.7	28.2	118.6
外包服务供给（%）	19.0	25.8	34.5	81.6
江苏				
村农地流转率（%）	10.9	18.9	31.5	189.0
外包服务供给（%）	45.8	53.8	62.5	36.5
吉林				
村农地流转率（%）	10.3	12.6	23.9	132.0

(续表3)

外包服务供给 (%)	9.7	16.6	35.2	262.9
四川				
村农地流转率 (%)	15.9	29.4	28.7	80.5
外包服务供给 (%)	6.9	12.9	15.4	123.2

但上述分析仅仅是基于简单的统计结果。为了捕捉外包服务供给与农地流转市场交易量之间的关系，笔者在控制诸多可观测影响因素的基础上展开进一步分析。

表4汇报了外包服务供给对村农地流转率影响的模型估计结果，其中，(1)列和(2)列分别是固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)的估计结果。豪斯曼检验结果显示p值为0.0159，因此在5%的统计水平上拒绝原假设，表明用固定效应模型的估计结果分析更好。(3)列显示的是在固定效应模型基础上使用工具变量回归(FE-IV)的结果，不可识别检验的Anderson LM统计量为90.6240，在1%的统计水平上显著，说明不存在不可识别问题。另外，采用两阶段最小二乘法估计的第一阶段的Kleibergen-Paap rk Wald F统计量显著大于Stock and Yogo(2005)设定的10%偏误水平下的临界值，说明不存在弱工具变量问题。因此，本文选取的工具变量是有效的，估计结果是可信的。下文笔者以(3)列的结果为准进行讨论。

估计结果表明，外包服务供给能显著提高村农地流转率，增加农地流转市场交易量，研究假说1得到验证。具体而言，外包服务供给在5%的统计水平上显著，系数为0.2850，说明外包服务供给每增加1个百分点，村农地流转率能够提高0.285个百分点。

表4 外包服务供给对村农地流转率影响的估计结果

变量名称	被解释变量：村农地流转率 (%)			
	FE	RE	FE-IV	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)
外包服务供给	0.1316** (2.5108)	0.1326*** (3.2269)	0.2850** (2.2648)	
镇域外包服务供给				0.2423** (2.4408)
地租(滞后1期)	0.0036 (0.8183)	0.0112*** (3.2288)	0.0035 (0.7920)	0.0036 (0.8107)
村人均纯收入	0.0915 (0.4322)	0.1832 (1.0274)	0.1420 (0.6649)	0.1580 (0.7322)
雇工工资	-0.1629*** (-4.8793)	-0.1599*** (-6.0302)	-0.1808*** (-5.0574)	-0.1768*** (-5.0582)
产品市场便利度	-2.8129 (-0.9034)	0.0793 (0.0379)	-2.9691 (-0.9597)	-3.5395 (-1.1293)
交通条件	0.1002** (2.0692)	0.0416 (1.1604)	0.0995** (2.0689)	0.0878* (1.8031)

(续表 4)

农业劳动人口老龄化率	0.1920*** (3.9549)	0.1553*** (4.1204)	0.2069*** (4.1817)	0.1909*** (3.9330)
农业劳动人口女性化率	-0.0556 (-0.8717)	-0.0181 (-0.3616)	-0.0643 (-1.0110)	-0.0519 (-0.8143)
地形条件	0.1099** (2.1563)	0.0474 (1.3771)	0.1030** (2.0236)	0.1224** (2.3999)
耕地细碎化程度	-0.6693* (-1.7498)	-0.2793 (-1.1538)	-0.7438* (-1.9377)	-0.6491* (-1.6983)
耕地资源禀赋	0.3181 (0.2476)	0.1080 (0.1564)	0.0613 (0.0475)	0.3617 (0.2816)
村庄宗族结构	0.1715** (2.0645)	0.0093 (0.1967)	0.1816** (2.1928)	0.1906** (2.2747)
农地流转政策	-0.0063 (-0.0034)	-0.1662 (-0.1159)	0.4027 (0.2169)	-0.2513 (-0.1365)
村庄主要粮食作物类型	-4.4613 (-0.9883)	-2.3407 (-1.0308)	-7.0916 (-1.4491)	-3.3371 (-0.7500)
年份虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省虚变量		已控制		
常数项	18.4380*** (2.6229)	12.7228** (2.1822)		16.0791** (2.2739)
豪斯曼检验	27.6400** (0.0159)			
不可识别检验		90.6240*** (0.0000)		
弱工具变量检验			106.0160 (16.3800)	
R ²	0.2638		0.2515	0.2633
观测值	795	795	795	795

注：①***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。②豪斯曼检验和不可识别检验结果括号中的数值是p值，弱工具变量检验结果括号中的数值是Cragg-Donald Wald F统计量在10%偏误水平下的临界值，其他括号中的数值是t值。

其他变量的估计结果也基本符合预期。农忙时雇工工资越高，意味着农业劳动力成本越高，当无法用机械完全替代劳动时，农户转入农地的激励就越弱，村农地流转率就越低；交通条件越便利，村农地流转率越低，这可能是因为随着工业化和城镇化的快速发展，村庄交通条件越好，农户预期未来农地的市场价值越高，转出意愿越低；农业劳动人口老龄化率越高的村庄，村农地流转率越高，而农业劳动人口女性化率对村农地流转率没有影响；地形越不平坦，村农地流转率越高，可能的解释是，在坡耕地比例较高的地区，农地收益较低，外出就业劳动力较多，使得农地流转发生率较高；耕地细碎化程度对村农地流转率有显著的负向影响，说明农地细碎化会降低农地经营效率，进而减弱农户转入农地的需求，抑制村庄农地流转；此外，村庄宗族结构越单一，越容易在集体入股、加入土地股份

合作社等集中流转土地的形式中产生集体行动，从而促进村庄农地流转。

除工具变量法外，替换变量法也被认为是解决内生性问题的一种有效方法（许庆等，2020），因此，本文用镇域外包服务供给变量替换村庄外包服务供给变量，对模型结果进行稳健性检验，估计结果见表 4 的（4）列。镇域外包服务供给在 5% 的统计水平上显著，系数为 0.2423，说明外包服务市场发展确实能够显著增加农地流转市场中的交易量，假说 1 再次得到验证。

五、外包服务供给对异质性农户农地流转行为的影响

笔者在估计外包服务供给对农户农地流转行为的影响时，都采用了固定效应模型和随机效应模型，但豪斯曼检验结果均表明，采用随机效应模型估计的结果更好，故下文主要基于随机效应模型的估计结果进行讨论。

表 5 汇报了外包服务供给对小农户和规模经营户农地流转行为影响的估计结果。（1）列和（2）列报告的是对小农户的估计结果，（3）列和（4）列报告的是对规模经营户的估计结果^①。（1）列的结果显示，未加入地租时，外包服务供给对小农户转出面积的影响不显著。（2）列的结果显示，加入地租后，外包服务供给仍不显著，但地租在 10% 的统计水平上显著，且系数为正，说明对于小农户，外包服务供给带来的地租上涨效应会促进他们转出农地，假说 2 部分得到验证。控制变量的结果也基本符合预期，例如，非农就业比例越大、家庭年纯收入越高，小农户越倾向于转出农地。

表 5 外包服务供给对小农户和规模经营户农地流转行为影响的估计结果

变量名称	供给：小农户转出面积		需求：规模经营户转入面积	
	(1)	(2)	(3)	(4)
外包服务供给	0.0022 (1.2179)	0.0019 (1.0448)	0.3338 (1.4379)	0.5157* (1.8834)
地租		0.0003* (1.9557)		-0.0682** (-2.0578)
性别	0.0010 (0.0112)	0.0037 (0.0408)	-4.4301 (-0.1740)	-2.4353 (-0.0872)
年龄	0.0052 (1.2956)	0.0056 (1.3946)	-0.9990 (-1.0632)	-1.0212 (-1.0505)
受教育程度	-0.0184 (-1.4993)	-0.0196 (-1.5980)	6.1225*** (2.5982)	5.6212** (2.2321)

^①在表 5 的回归中，小农户被定义为当年农地经营面积小于所在镇户均耕地面积 3 倍的农户，但按这种分类标准划分的小农户存在农地经营面积大于 10 亩的情况，而目前除东北地区外，中国大部分省份农户户均农地经营面积小于 10 亩。作为稳健性检验，笔者对小农户做了更严格的定义，将小农户界定为不仅农地经营面积小于所在镇户均耕地面积的 3 倍，而且当年农地经营面积小于 10 亩或 15 亩。改变小农户定义后的模型估计结果与表 5 基本一致，有兴趣的读者可联系作者索要。

(续表 5)

健康状况	-0.0647 (-0.3868)	-0.0444 (-0.2648)	-9.0133 (-1.0010)	-7.1854 (-0.7843)
非农就业经验	-0.0007 (-0.0081)	-0.0017 (-0.0195)	-19.3934 (-1.3682)	-18.6567 (-1.4156)
村干部经历	0.1595 (1.2249)	0.1586 (1.2182)	-18.2532 (-1.4484)	-12.1469 (-1.0413)
非农就业比例	0.0024* (1.9142)	0.0025* (1.9415)	-0.4998** (-2.5017)	-0.4447** (-2.4400)
家庭年纯收入	0.0013* (1.8099)	0.0013* (1.6821)	0.5130** (2.3355)	0.5549** (2.4911)
村人均纯收入	0.0057 (0.7630)	0.0049 (0.6602)	1.2967* (1.8123)	1.0322 (1.4417)
雇工工资	-0.0015 (-1.1573)	-0.0016 (-1.2080)	-0.1650 (-0.8487)	-0.1739 (-0.9159)
产品市场便利度	-0.0018 (-0.5302)	-0.0024 (-0.7202)	1.6999 (1.4263)	2.0439* (1.7061)
地形条件	0.0020 (1.1771)	0.0023 (1.3288)	0.2686 (1.1115)	0.3280 (1.3550)
耕地细碎化程度	-0.0068 (-0.5705)	0.0003 (0.0207)	2.2469 (1.1028)	0.7577 (0.3522)
农地流转政策	0.1198* (1.7165)	0.1048 (1.4930)	22.0620** (2.2016)	24.9303** (2.3793)
年份虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.0620 (0.1629)	-0.1076 (-0.2760)	11.9650 (0.2478)	47.4961 (0.8716)
卡方值	41.1246***	45.0181***	140.1186***	116.0350***
观测值	1774	1774	198	198

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。②括号中的数值是 t 值。

表 5 (3) 列的结果显示，未加入地租时，外包服务供给不显著，系数为 0.3338；(4) 列的结果显示，加入地租后，外包服务供给在 10% 的统计水平上显著，系数为 0.5157，同时，地租在 5% 的统计水平上显著，系数为 -0.0682，说明对于规模经营户，外包服务供给一方面发挥要素约束缓解效应，促进其增加农地转入，另一方面产生地租上涨效应，增加他们农地投资的成本，从而抑制他们转入农地。根据前文理论分析，随着农地经营规模增加，农户的农业生产劳动力约束增强，相较于地租上涨效应，外包服务供给带来的要素约束缓解效应越来越明显，因此，理论上大规模户更倾向于在外包服务供给增加时转入农地。于是，本文进一步对规模经营户分组，依次以 45 亩、60 亩和 90 亩为标准将

规模经营户分为大规模户和小规模户两组，并分别进行回归，结果见表 6。从表 6 可以看到，在 3 种分组标准下，均只有大规模户的农地转入面积会受到外包服务供给的正向影响，而且经营的农地规模越大，外包服务供给的影响越大（在 3 种分组标准下（1）列中外包服务供给的系数递增），假说 3 得到了验证。

表 6 外包服务供给对不同规模的规模经营户农地流转行为影响的估计结果

大规模户和小规模户 划分标准	变量名称	被解释变量：规模经营户转入面积			
		大规模户		小规模户	
		(1)	(2)	(3)	(4)
以45亩为划分标准	外包服务供给	0.8095*	0.7695*	0.0007	0.0593
		(1.6499)	(1.6497)	(0.0192)	(1.4930)
	地租		-0.2211*		-0.0126***
			(-1.8797)		(-2.9087)
以60亩为划分标准	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
	观测值	100	100	98	98
	外包服务供给	1.2495*	1.4238*	-0.0482	-0.0363
		(1.6814)	(1.9099)	(-1.1075)	(-0.7439)
以90亩为划分标准	地租		-0.2338*		-0.0033
			(-1.6834)		(-0.6275)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
	观测值	85	85	113	113

注：①***、*分别代表在 1%、10% 的统计水平上显著。②括号中的数值是 t 值。③控制变量同表 5。

表 5 和表 6 的估计结果显示，外包服务供给仅促进了规模经营户的农地经营规模化，并没有明显诱导小农户转出农地，但规模经营户转入农地必然是建立在一部分农户转出农地的基础上。根据前文理论分析，兼业化程度较高的小农户更可能成为农地流转市场中的转出方。因此，笔者接下来以村庄受访农户的平均非农就业比例为标准，将各村小农户分为两组，然后再分别加总各村的两组小农户，得到高兼业化程度和低兼业化程度两组样本，分别检验外包服务供给对两组农户农地流转行为的影响。

表 7 报告了外包服务供给对两组兼业化程度不同的小农户农地流转行为影响的估计结果^①。其中，

^①作为稳健性检验，笔者将小农户按照非农就业比例由低到高排序后分成 3 组，将比例最高 1 组定义为高兼业化程度组，将最低 1 组定义为低兼业化程度组。改变分组标准后的估计结果与表 7 基本一致，有兴趣的读者可向作者索要。

(1) ~ (3) 列是对低兼业化程度组的回归结果, (4) ~ (6) 列是对高兼业化程度组的回归结果。需要注意的是, 在 (3) 列和 (6) 列的回归中, 转出面积、外包服务供给、地租均为对数形式^①。

表 7 外包服务供给对兼业化程度不同的小农户农地流转行为影响的估计结果

变量	低兼业化程度组			高兼业化程度组		
	转出面积 (1)	转出面积 (2)	转出面积对数 (3)	转出面积 (4)	转出面积 (5)	转出面积对数 (6)
外包服务供给	-0.0016 (-1.2431)	-0.0019* (-1.7107)	-0.0048 (-0.7758)	0.0052* (1.7075)	0.0051 (1.5139)	0.0013 (0.0829)
地租		0.0002** (2.4963)	0.0128** (2.1998)		0.0003** (2.1003)	0.0174*** (2.8047)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	849	849	849	925	925	925

注: ①***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。②括号中的数值是 t 值。③控制变量同表 5。

表 7 (1) 列的回归结果显示, 对于兼业化程度较低的小农户, 未加入地租时, 外包服务供给不显著, 系数为负; (2) 列的结果显示, 加入地租后, 外包服务供给显著, 且系数为负, 同时, 地租显著, 且系数为正。这说明对于兼业化程度较低的小农户, 一方面, 外包服务供给的要素约束缓解效应会抑制他们转出农地; 另一方面, 外包服务供给带来的地租上涨效应又会刺激他们转出农地, 使得总体上看, 外包服务的发展难以促使他们转出农地。

(4) 列的结果显示, 对于兼业化程度较高的小农户, 外包服务供给的总效应为正, 且在 10% 的统计水平上显著。 (5) 列的结果显示, 加入地租后, 外包服务供给变得不再显著, 而地租在 5% 的统计水平上显著, 且系数为正, 说明对于兼业化程度较高的小农户, 外包服务供给的要素约束缓解效应小于地租上涨效应, 因此, 他们更倾向于在较高地租的刺激下增加农地转出面积。

同时, 从 (3) 列和 (6) 列的结果看, 地租在统计上显著, 而且兼业化程度较高小农户的地租弹性为 0.0174, 大于兼业化程度较低小农户的地租弹性 0.0128, 说明当地租上涨时, 兼业化程度较高的小农户比兼业化程度较低的小农户转出的农地数量更多。假说 4 得到验证。

六、结论与讨论

农业生产环节作业外包服务作为兼具社会化分工和规模经济优势的创新型农业经营模式, 是加快实现农业现代化、推动乡村振兴的重要抓手, 这已逐步成为政学两界的共识。但已有文献对外包服务带来的作业服务规模化与农地流转带来的农地经营规模化之间关系的认识还不够充分, 且尚未厘清外包服务供给对农地流转市场中供需双方农地流转行为影响的差异, 从而难以很好解释和理解两个市场协同发展的事实和内在逻辑关系。本文从理论和实证两个方面展开分析, 同时考察农地转入方和转出方, 探讨外包服务供给对农地流转市场的影响, 揭示外包服务供给对异质性农户农地流转行为直接的

^①由于转出面积、外包服务供给和地租均存在数值为 0 的情况, 故对它们的取值先加 1 后再取对数。

要素约束缓解效应和间接的地租上涨效应。

研究发现：第一，外包服务的发展整体上促进了农地流转，即作业服务规模化有利于农地经营规模化，而不是延缓农地经营规模化。第二，外包服务供给对农地流转市场供需双方的影响主要表现为促进规模经营户增加农地转入，同时刺激兼业化程度较高的小农户转出农地。第三，外包服务供给对农户农地流转行为及农地流转市场的作用机制包括两方面，即直接的要素约束缓解效应和间接的地租上涨效应。前者虽然没有明显减少小农户农地转出，但它显著促进了规模经营户增加农地转入。相较于小农户，规模经营户的要素约束往往更强，同时由于具有规模效应，规模经营户能够享有更低的外包服务价格，从而受益于作业服务规模化的程度更大。因此，外包服务直接的要素约束缓解效应会造成农地流转市场供不应求和地租上涨。而后者会提高农地流转市场中的地租水平，一方面，小农户的农地转出动机增加，而且兼业化程度较高的小农户由于地租弹性较大，相较于兼业化程度较低的小农户受地租上涨刺激的强度更大。另一方面，规模经营户的农地转入动机与程度会受到抑制。在上述两种机制作用下，外包服务发展和供给增加不仅不会延缓、反而会促进农地流转和农地经营规模化发展，并推动地租上涨，影响农地流转市场的交易量与结构。

本文研究结论具有以下政策含义：第一，中国农业资源和农户禀赋区域差异大，不同地区作业服务规模化和农地经营规模化各有优劣势，各地应因地制宜地、理性地选择农业规模化经营发展道路。促进农业生产环节作业外包服务发展与农地规模化经营并不冲突，两者均有助于推进农业生产现代化。受农地制度与土地细碎化禀赋特点，及农业生产要素市场不完善等条件约束，中国许多地方农地流转和农地规模化经营发展空间受限。而外包服务既能实现农业生产环节作业服务规模化，获取规模经济收益，也能很好地缓解目前农业生产现代化面临的资本、劳动和技术约束，因此，相较于农地流转，外包服务有更好的发展条件和空间。另外，无论是从理论还是从实践看，农地规模化经营均有利于作业服务规模化发展，因为外包服务提供者部分是农机服务专业户，部分是规模经营户。因此，在人地比例宽松、耕地资源禀赋丰裕、非农就业和农地流转市场发达的地区，可顺应条件鼓励农地规模化经营；而在具备机械化作业条件但农地规模化经营发展因人地关系和非农就业等条件受限的区域，可通过发展多元化的生产环节作业外包服务，满足自耕农户和经营规模较小的农地转入户的机械服务需求，以提升中国农业生产规模化、机械化与现代化水平。

第二，需优化实施科学合理的公共政策，创造公平市场环境，以促进外包服务市场和农地流转市场协同发展。农地经营规模化和作业服务规模化之间是统一和相互依存的，均能在各自适宜条件下实现规模经济，实施科学合理的公共政策能实现两者协同发展。在竞争市场条件下，外包服务规模化和农地经营规模化作为两种农业规模化经营方式，都是市场主体顺应农业生产的自然、经济、社会等条件的自主决策行为，不存在市场失灵问题。政府在促进作业服务规模化和农地经营规模化发展中应尊重市场，尽力维护公平的市场竞争环境，避免过多过强行政干预导致作业服务规模化和农地经营规模化发展过快、发展质量不高和效率损失的问题。

第三，需针对中国农业生产区域差别大的特点，为外包服务发展提供技术支撑。外包服务的发展必须要适应不同区域、不同类型农户的生产条件和特点。在耕地平坦程度低、土地细碎化程度高、农

户集体行动难度大的地区，市场应供给大量适宜性强、功能多样的中小型机械及由其支持的外包服务；在耕地资源条件好、机械作业适宜性强的农业主产区，就需要优化和完善农机购置补贴政策，促进农机技术创新和外包服务市场中农机的大型化和智能化。

参考文献

- 1.陈超、唐若迪，2020：《水稻生产环节外包服务对农户土地转入的影响——基于农户规模分化的视角》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期，第156-166页。
- 2.杜志雄、肖卫东，2019：《农业规模化经营：现状、问题和政策选择》，《江淮论坛》第4期，第11-19页、第28页。
- 3.郜亮亮，2020：《中国种植类家庭农场的土地形成及使用特征——基于全国31省（自治区、直辖市）2014—2018年监测数据》，《管理世界》第4期，第181-195页。
- 4.洪炜杰，2019：《外包服务市场的发育如何影响农地流转？——以水稻收割环节为例》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期，第95-105页、第159页。
- 5.康晨、刘家成、徐志刚，2020：《农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响》，《中国农村经济》第9期，第105-123页。
- 6.芦千文、高鸣，2020：《中国农业生产性服务业支持政策的演变轨迹、框架与调整思路》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期，第142-155页。
- 7.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。
- 8.罗必良、杨雪娇、洪炜杰，2021：《饥荒经历、禀赋效应与农地流转——关于农地流转不畅的机理性解释》，《学术研究》第4期，第78-86页、第177-178页。
- 9.罗小锋、向潇潇、李容容，2016：《种植大户最迫切需求的农业社会化服务是什么》，《农业技术经济》第5期，第4-12页。
- 10.罗玉峰，2017：《粮食规模经营对土地产出率的影响研究》，南京农业大学硕士学位论文。
- 11.申红芳、陈超、廖西元、王磊，2015：《中国水稻生产环节外包价格的决定机制——基于全国6省20县的空间计量分析》，《中国农村观察》第6期，第34-46页、第95页。
- 12.王志刚、申红芳、廖西元，2011：《农业规模经营：从生产环节外包开始——以水稻为例》，《中国农村经济》第9期，第4-12页。
- 13.徐盼、诸培新、张玉娇，2019：《农业生产性服务市场对农户农地流转决策影响——以江苏省海安县水稻种植为例》，《土地经济研究》第1期，第78-94页。
- 14.许庆、陆钰凤、张恒春，2020：《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗？——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》，《中国农村经济》第4期，第15-33页。
- 15.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。
- 16.钟文晶、罗必良，2013：《禀赋效应、产权强度与农地流转抑制——基于广东省的实证分析》，《农业经济问题》第3期，第6-16页、第110页。

- 17.Liu, J., Z. Xu, Q. Zheng, and L. Hua, 2019, “Is the Feminization of Labor Harmful to Agricultural Production? The Decision-making and Production Control Perspective”, *Journal of Integrative Agriculture*, 18(06): 220-229.
- 18.Qiu, T., X. Shi, Q. He, and B. Luo, 2021, “The Paradox of Developing Agricultural Mechanization Services in China: Supporting or Kicking Out Smallholder Farmers?”, *China Economic Review*, 69(1):101680.
- 19.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, in D.W.K. Andrews, and J. H. Stock (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models*, New York: Cambridge University Press, pp. 80-108.
- 20.Yi, Q., M. Chen, Y. Sheng, and J. Huang, 2019, “Mechanization Services, Farm Productivity and Institutional Innovation in China”, *China Agricultural Economic Review*, 11(3): 536-554.
- 21.Zhang, X., J. Yang, and R. Thomas, 2017, “Mechanization Outsourcing Clusters and Division of Labor in Chinese Agriculture”, *China Economic Review*, Vol. 43: 184-195.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;
²金善宝农业现代化发展研究院;
³南京财经大学财政与税务学院)
(责任编辑: 张丽娟)

Agricultural Production Services and Land Transfer: Whether Service Scale Management Postpones Land Scale Management? An Analysis from the Perspectives of Factor Constraint Mitigation Effect and Land Rent Rise Effect

ZHANG Dan XU Zhigang LIU Jiacheng

Abstract: In theory, agricultural production services can alleviate factor constraint impact and postpone land rent-out of smallholders. But the steady development of China's agricultural production services market and land transfer market does not support the inference that large-scale operation services will replace large-scale operation of agricultural land. Based on three periods of survey data collected from 265 administrative villages in Jiangsu, Sichuan and Jilin provinces and two periods of data from sample farmers in these administrative villages, this article uses the fixed effect model and instrumental variable method to analyze the impact of agricultural production services on agricultural land transfer from two aspects of agricultural land transfer market and micro farmers' behavior. The results show that large-scale operation services are generally conducive to large-scale operation of agricultural land as a whole. The development of agricultural production services can promote large-scale households to rent in agricultural land and smallholders with a high degree of part-time employment to rent out agricultural land. The reasons are as follows. Firstly, agricultural production services have a more significant mitigation effect on factor constraints of large-scale farmers. Secondly, it leads to the shortage of agricultural land transfer market and the rise of land rent, which is more significant for smallholders with a high degree of part-time employment than for smallholders with a low degree of part-time employment.

Keywords: Agricultural Production Service; Land Transfer; Factor Constraint Mitigation Effect; Land Rent Rise Effect

乡村特色产业价值共创：瓶颈突破与能力跃迁*

——基于本土龙头企业的双案例观察

张德海^{1,2} 金月¹ 杨利鹏¹ 陈超²

摘要：县域乡村特色产业是乡村产业振兴的重要板块。本文利用赋能理论和价值共创理论，以两家龙头企业为研究对象，采用纵向探索性双案例研究方法，全面呈现了本土龙头企业在不同发展阶段的价值共创行为，并系统探索了本土龙头企业带动乡村特色产业价值共创的过程机制。研究发现：第一，本土龙头企业为突破不同发展阶段面临的资源瓶颈，主动寻求外部合作主体赋能，遵循“对象性赋能—操作性赋能—组合性赋能”的动态路径；第二，被赋能的本土龙头企业采用“拼凑—编排—协奏”的资源行动路径，不断累积和拓展原料供给、品牌辐射、精深加工、跨界融合等核心能力；第三，本土龙头企业与外部合作主体形成了双向赋能格局，通过资源和服务的交叉整合实现乡村特色产业价值共创。

关键词：乡村特色产业 龙头企业 价值共创 资源瓶颈 赋能路径

中图分类号：F323.4 **文献标识码：**A

一、引言

充分挖掘乡村在种养、食品、技艺和文化等方面的独特资源禀赋，全面延伸乡村特色产业链条，培育县域经济发展新动能，能够助推乡村产业兴旺。县域地方政府在推进乡村特色产业发展时，倾向于将农业产业化龙头企业（下文简称“重点龙头企业”）作为产业核心载体，以便深度利用这些企业的资金、技术、社会资本等资源优势，推动产业不断做大做强。例如，福建圣农集团延伸肉鸡养殖产业链，构建“企村”双赢机制，拉动了县域经济发展；广东温氏集团建设特色肉猪生态养殖小区，采用“公司+党支部+专业合作社+村集体+贫困户”模式，带动了贫困户增收（刘源等，2019）。值得一提的是，在乡村特色产业发展实践中，县域本土龙头企业（下文简称“本土龙头企业”）尽管拥有的资源和能力相对薄弱，但以“扎根本土、借助外力”的方式带动农户增收和产业增值，对打造“一村一品”“一县一业”做出了突出贡献。因此，在本土资源约束情境下，进一步探索本土龙头企业带

*本文研究得到国家社会科学基金项目“乡村振兴战略下现代农业服务供应链协同机制研究”（项目编号：18BGL017）的资助。本文通讯作者：陈超。

动县域乡村特色产业价值共创的机制具有重要的现实意义。

学界高度关注农业龙头企业在解决“三农”问题中的带动作用，取得了诸多研究成果。李世杰等（2018）以三亚海源实业有限公司为例，立足于关系取向与利益机制，揭示了引起“公司+农户”组织模式演变与制度安排变化的内在因素；刘源等（2019）以福建圣农控股集团有限公司和广东温氏食品集团股份有限公司两家龙头企业为例，通过研究发现，龙头企业可以在实现自身经济价值的同时创造社会价值，从而惠及产业链上的合作主体；陈美球等（2020）在江西省绿能农业发展有限公司的实践中发现，如果明确各主体的角色定位并且做到相互信任与充分嵌融，就能发挥龙头企业的带动作用。显然，现有研究更多聚焦于实力雄厚的重点龙头企业，本土龙头企业成为学界研究的盲区。究其原因，主要是县域产业发展缺乏资金、技术、人才等稀缺资源，导致本土龙头企业面临融资难、吸引优质要素难、风险防范机制薄弱、知识型员工短缺等困境（姜长云，2020；杨兴龙等，2020）。那么，本土龙头企业如何打破资源瓶颈？如何带动合作主体实现乡村特色产业价值共创？这正是本文研究的问题。

为打开乡村特色产业价值共创机制的理论黑箱，本文采用纵向探索性双案例研究方法，选取新宝堂陈皮有限公司（下文简称“新宝堂”）和重庆派森百橙汁有限公司（下文简称“派森百”）两家本土龙头企业为案例，利用赋能理论和价值共创理论，按照“条件—行动和互动—结果”的分析框架，对搜集的一手和二手资料进行分析。本文将赋能理论和价值共创理论结合起来，应用于乡村特色产业研究领域，拓展了两种理论的应用场景；同时，从本土龙头企业的微观视角开展研究，可为县域乡村特色产业发展提供新思路。

二、理论基础

（一）赋能理论

“赋能”是指借助外部力量使得接受对象能够获取发展所需的权力、资源和能力，最早源于“授权赋能”这一概念，后来被频繁应用于农业、商业、信息服务业等多个研究领域。Solomon（1976）提出赋能是社会工作者与案主共同参与的活动，其目的是降低弱势群体的“无权感”；Mainiero（1986）认为以员工赋能为中心，通过一系列权力授予和下放，可以激发员工的主动性，从而更好地服务于客户；Slater（2001）发现通过都市农业赋能，低收入的城市家庭女性可以建立自己的社会网络，获得社区安全感和发展机会等。

随着“赋能”成为学术研究领域中的高频词汇，学者们从关注员工个体、组织内部的赋能逐渐扩展到关注组织间、产业间的赋能，赋能的对象、方式、机制受到了较多关注。从赋能对象看，Acar and Puntoni（2016）认为顾客赋能是指通过授予顾客更多的主动权而形成良性互动关系；黄砾和谭荣（2015）指出，政府对农户的农地还权赋能改革能够减少农地租值的耗散，建立农民长效增收机制；刘承昊（2019）认为地方政府需要回归电商链源头，以互联网技术为新要素赋能乡村产业。从赋能方式看，Wright and Annes（2016）指出由于增值农业的构成范围复杂多样，在为女性提供独特赋能环境时，需要经常谈判协商；Mohammad（2020）发现，通过收集顾客的需求和期望，同时满足这些需求和期望并且引入新的服务来提升顾客使用产品的感知水平，就可以实现顾客赋能，并证明了顾客赋能对顾客满意度有

显著影响；张媛等（2020）将品牌赋能解析为组织通过学习实现知识的转化、消化和利用，最终提升品牌价值和品牌身份构建能力、品牌渗透能力和品牌涵化能力的过程。从赋能机制看，Auh et al. (2019) 发现客户参与将会实现顾客赋能，顾客赋能将影响企业的客户保留率和盈利能力；Altaf et al. (2019) 证明了品牌赋能是以品牌心理所有权、员工品牌意识为中介，作用于员工的行为，以达到品牌一致性；罗仲伟等（2017）研究发现，赋能通过能力支持、收益共享、自驱动和共同成长 4 种机制体现。

综观赋能理论的前期研究成果，赋能对象有顾客、农户、乡村产业等，赋能方式有增值农业赋能、顾客赋能、品牌赋能等，赋能机制也多种多样，以上这些为深入探究乡村特色产业价值共创的内在机理提供了扎实的理论基础。本文拟将合作主体对本土龙头企业赋能作为乡村特色产业的行为模式基准，预先界定部分赋能方式与机制构念如下：第一，要素赋能。要素赋能指政府、农户等合作主体为企业提供土地、设备、劳动力等生产要素，使其突破农产品原料方面的资源瓶颈，实现原料获取能力的提升。第二，品牌赋能。品牌赋能指企业通过提高产品质量、整合营销渠道、利用品牌文化等行为建设品牌，实现乡村特色产业品牌辐射能力的提升。第三，科技赋能。科技赋能指通过科学技术（生物科技、信息技术、大数据技术等）的应用，实现被赋能龙头企业生产加工尤其是精深加工能力的提升。

（二）价值共创理论

价值共创理论是近年来的研究热点，从重视消费者参与拓展到关注全产业链的价值共同创造。Prahalad and Ramaswamy (2000) 关注消费者对企业价值主张的协同效应，提出了基于客户体验的价值共创理论。随后，针对商品主导逻辑解释力的不足，Vargo and Lusch (2004, 2008) 开创性地提出和完善了服务主导逻辑，认为企业与合作伙伴在特定情境下，通过资源整合和服务交换就可以实现价值共创；Gummesson and Mele (2010) 发现对话、知识转移和组织学习等网络互动环节可以通过资源整合与匹配促进价值共创；Diekmann and Theuvsen (2019) 指出社区支持农业（CSA）成员关系遵从一种特别的价值模式，即 CSA 成员高度认同自我超越和对变化持开放态度。Barile et al. (2020) 在服务生态系统交换资源和知识的背景下，识别了价值共创和持续创新的主要赋能维度和战略驱动力。Indah et al. (2021) 主张利用加工副产品提高可可豆的附加值，从而让农户获得多样化的增值份额。

国内学者简兆权等（2016）也认为价值共创是一个通过服务交换和资源整合共同创造价值的动态过程，其研究视角从企业和顾客的二元互动转变为多个社会经济参与者的动态网络互动。随后，在现代农业领域涌现了一批价值共创研究成果。刘刚等（2020）认为，农业龙头企业如果提出切实的价值主张、积极推动价值创造、实现与各利益相关者的价值共享，就能够推动农业产业生态系统持续升级；张德海等（2020）引入社会动员和资源编排等理论，结合参与主体共同创造市场服务和公共服务等多元价值的路径，构建了现代农业价值共创过程模型。

文献分析表明，产业价值共创理论不再囿于单个企业层面，而是扩展到综合考虑多个利益相关者的价值主张、价值创造和价值获取过程。基于此，为了便于后续的案例分析与讨论，本文界定与乡村特色产业相关资源和能力如下：首先，资源可以分为对象性资源、操作性资源和组合性资源（Vargo and Lusch, 2004, 2008）。其中，对象性资源包括原料、设备、土地、门店等；操作性资源包括品牌、工艺、知识、技能等；组合性资源是对象性资源与操作性资源的快速结合和配置，更多体

现为整体解决方案的规划设计和运营实施所需的资源。资源瓶颈是指本土龙头企业在种植、加工、销售等活动中受到土地、原料、技术、资金、品牌等单项或多项关键性资源不足的限制，不得不寻求外部赋能以获取所缺乏资源的状态。其次，价值共创能力可以分为原料获取能力、品牌辐射能力、精深加工能力和跨界配置资源能力（Baker and Nelson, 2005；苏敬勤等, 2017；张德海等, 2020）。其中，原料获取能力是指本土龙头企业克服生产或种植困难，获取农产品原料等对象性资源的能力；品牌辐射能力是指本土龙头企业为产品注入文化内涵以及将传统文化元素融入包装设计等操作性资源，从而提升品牌影响力和美誉度的能力；精深加工能力是指本土龙头企业获取研发和创新知识、加工制作工艺等操作性资源进行产品研发与加工的能力；跨界配置资源能力是指本土龙头企业获取支持政策、解决方案以及现代服务等组合性资源进行一二三产业融合（下文简称“三产融合”）发展的能力。

在外部合作主体充分赋能的情境下，被赋能的本土龙头企业如何突破资源瓶颈和升级价值共创能力，进而带动乡村特色产业实现多元价值共创共享？这一问题迫切需要学界深入解密蕴含其中的理论黑箱。为此，本文选取柑橘产业两家本土龙头企业为案例，利用赋能理论与价值共创理论，按照“资源瓶颈（条件）—动态赋能（行动和互动）—价值共创（结果）”的分析框架，力图弥合乡村特色产业价值共创过程的研究缺口，建构乡村特色产业价值共创过程机制模型，为高质量发展县域乡村特色产业提供新的经验证据和可行路径。

三、研究设计

（一）研究方法与案例选择

针对正在发生的、外部难以进行控制的乡村特色产业新现象，本文采用纵向探索性双案例研究方法探寻乡村特色产业价值共创机理。一方面，当对一个研究领域缺乏认识或以新视角进入时，案例研究会具有启发性（Eisenhardt and Graebner, 2007），且通过归纳式案例研究，可以建构新的理论模型，清晰地解释“how”类型的问题（Yin, 2014）。另一方面，双案例研究适合剖析价值共创过程中“条件—行动和互动—结果”的动态因果关系。

本文的研究对象是新宝堂和派森百两家本土龙头企业，二者被赋能的方式具有明显的共性和差异。对两家本土龙头企业开展案例内分析和跨案例比较研究，对同一现象进行相互印证、相互补充（李亮等, 2020），有助于解构乡村特色产业的价值共创实现路径，得出更具准确性和普适性的研究结论。

为了研究和发展乡村特色产业价值共创理论，本文遵循典型性和理论抽样的原则（Eisenhardt and Graebner, 2007；Yin, 2014），选择新宝堂和派森百两家本土龙头企业作为案例研究对象，具体理由如下：一是案例应具有典型性。两家案例企业长期扎根于县域情境，依托外部合作主体的动态赋能不断突破资源瓶颈，实现产业链的价值共创，因而能够用以完整描述本土龙头企业的“带动”经验。二是案例选取应满足理论抽样的原则。新宝堂始终以企业品牌吸引消费者关注，具有明显的市场拉动特征；派森百通过开发“产品+服务”组合满足消费者的多样化需求，具有明显的产品推动特征。二者通过“被赋能”集聚外部异质性资源，取得了乡村特色产业价值共创的效果。可见，以新宝堂和派森百为案例研究对象，与本文研究主题非常吻合。三是案例数据应具有可获得性。两家案例企业得到了国

内媒体和学术界的持续关注，从网络、数据库、企业传记等公开渠道可以获得较长时期的回溯性数据。同时，本研究团队与两家案例企业的管理层建立了紧密的关系，便于开展半结构化访谈和实地观察。

（二）案例描述

新宝堂的主要经营范围包括新会柑种植、陈皮批发、食品研发和深加工、连锁专卖、电子商务等，为市场提供新会陈皮、陈皮酵素、柑普茶、陈皮酒等高端产品，具有深厚的品牌文化底蕴。1989年，新宝堂陈皮批发部（新宝堂前身）在广东省江门市新会区成立，开始从事陈皮初级加工、收购与批发业务；2004年，新宝堂陈皮批发部吸收优秀新生力量陈柏忠（后文中的受访者A1）加入；2008年，新宝堂陈皮有限公司正式完成工商注册，开始代理销售陈皮梅、九制陈皮等休闲健康食品，打破了产品单一的局面；2011年，新宝堂自建食品加工厂，生产陈皮梅、陈皮酒等食品；2015年，新宝堂敏锐地捕捉到消费者的大健康服务需求，与科研院所合作，用生物技术研发陈皮酵素；2020年，新宝堂携手软银中国资本建设陈皮谷田园生态产业智慧城综合体（下文简称“陈皮谷”），全方位推动三产融合与发展。

派森百以非浓缩还原（not-from-concentrate，下文简称“NFC”）橙汁为特色主营产品，目前经营范围包括技术研发、种植养殖、农产品深加工、市场销售、研学旅行策划等。1995年，重庆三峡建设集团（派森百前身，下文简称“三峡集团”）开始在三峡库区从事柑橘产业化项目开发，而后与美国施格兰公司合作，突破了柑橘育苗与种植的诸多技术难关；2004年，三峡集团建成了中国第一条NFC橙汁加工线，生产出第一杯派森百NFC橙汁，并在年底正式注册“重庆派森百橙汁有限公司”；2008年，派森百NFC橙汁成为国宴接待饮品和重庆市公务接待指定饮品之一；2011年，派森百攻克低能耗处理皮渣技术，建成9000余平方米皮渣处理工厂；2016年，派森百开始尝试走三产融合的发展道路；2020年，派森百由重庆忠县政府指定负责运营三峡橘乡田园综合体，由此迈入乡村休闲旅游领域。

本文遵循纵向探索性案例分析的惯常处理方式，以导致资源瓶颈、赋能方式和价值共创绩效等研究构念发生剧变的关键事件作为阶段划分标准（参见吴晓波等，2019；郭芸芸等，2019），把本土龙头企业的发展历程划分为初创起步期、持续成长期和融合发展期3个阶段（见图1）。

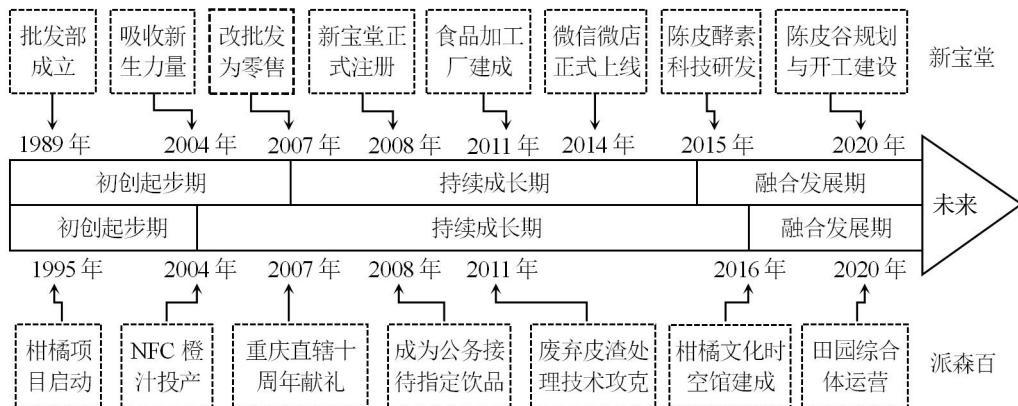


图1 两家案例龙头企业发展的典型事件及演进历程阶段划分

由图1可见，两家龙头企业的发展历程呈现出较为明显的阶段性特征，本文界定初创起步期为企

业进入农业领域从事初级农产品生产经营的阶段，界定持续成长期为企业进入农产品加工业从事精深加工或品牌连锁经营的阶段，界定融合发展期为企业进入三产融合发展的阶段。在各个阶段，两家龙头企业都曾经面临各种资源瓶颈，并积极寻求外部合作主体的动态赋能，从而通过“农产品+加工品+社会化服务”实现乡村特色产业的价值共创，最终推动县域经济发展。

（三）数据采集与分析策略

研究团队通过半结构化访谈、实地观察、二手资料采集等多样化方式获取案例资料，保证案例数据的相互补充和三角验证，从而确保了研究结论的准确性和解释力。

首先，研究团队以半结构化访谈和实地观察为主，采集了新宝堂和派森百引领价值共创的一手资料。团队成员先后于2018年12月、2019年8月和2020年11月赴新宝堂开展了3次深入的一对一访谈，并实地观察了种植基地、展示厅和陈皮酵素生产线；于2019年6月和2020年11月赴派森百开展了2次深入的一对一访谈，并实地观察了蔬菜园、橙汁加工线和柑橘文化时空馆。访谈内容主要涉及乡村特色产业中的原料生产、科技服务、精深加工、市场营销与品牌建设、三产融合等，具体的访谈内容及受访人员情况见表1。进入案例企业生产经营现场后，研究团队在预先征得受访者同意后进行全程同步录音，并在访谈结束后2天内将所有录音转录成文字，共形成转录文字资料10万余字。

表1 案例企业访谈内容及受访人员情况

案例企业	序号	职位或职业	性别	年龄	访谈内容	访谈人次	访谈总时长
新宝堂	A1	董事长	男	46	种植基地、产品系列、带农政策、技术研发、品牌建设、产业振兴、企业荣誉、企业绩效	2	3小时
	A2	科技研发经理	女	49	产学研合作、生产工艺、合作机构、生物科技	1	2.5小时
	A3	种植基地理事	男	48	自然气候、种植品种、面积及收成、果农土地流转、植保手段、农技服务、果品销售	1	3小时
	A4	展示厅导购	女	29	陈皮晾晒鉴定、产品系列、商品包装、酵素功能	2	3小时
派森百	B1	总经理	男	48	果园建设、产品序列、带农政策、榨汁工艺、品牌建设与推广、三产融合、企业荣誉、企业绩效	2	5小时
	B2	蔬菜园负责人	女	45	种植情况、游客数量、销售模式、大棚种植技术	1	1.5小时
	B3	时空馆导游	女	32	企业历程、柑橘典故、各级领导关怀、柑橘品种	1	2.5小时
	B4	物流部门主管	男	31	冷链流程、运输规模、辐射市场、合作方式	1	1.5小时

其次，研究团队以期刊文献、企业传记和公司资料为辅，收集了新宝堂和派森百引领价值共创的二手资料。研究团队自2016年开始持续关注和追踪乡村特色产业的转型升级，从政府主管部门获得了柑橘产业发展的红头文件、实施方案和规划报告共计10余套，从CNKI电子数据库收集了相关期刊文献70余篇，获赠了企业传记1本（与新宝堂有关的《陈皮世家》），多渠道收集了公司资料（包括网站资讯、电商平台评价、新闻报道和宣传册）10余套（共计20万余字），还购买了部分新宝堂陈皮系列产品和派森百橙汁等实物。

在数据编码思路方面，研究团队采用三级编码方案（Miles and Huberman, 1994），形成“关键词

→证据事例→理论模型”的证据链。首先，对所有原始资料进行审核查对，识别出两家案例企业发展演变的主要历程和关键事件。其次，根据理论文献和产业实际，结合研究团队预先设置的初始代码系统，投入4位研究人员选择、聚焦、转化原始数据，提炼构念的相关维度，生成一级条目库。再次，合并、分类并建立一级条目之间的内在联系，形成资源瓶颈、赋能方式和价值共创能力等二级条目。遇到编码不一致的情况，团队成员展开内部讨论或征求外部专家意见，直到达成统一的二级编码意见。最后，基于已有的构念及它们之间的关系，寻找案例龙头企业的“故事线”，系统整合前两个阶段的编码结果，开展三级编码，形成核心构念及关系连接。

在数据分析过程方面，研究团队采用案例内与跨案例分析的范式（Eisenhardt and Graebner, 2007；毛基业和陈诚，2017）。一方面，在案例内分析时重点论证案例企业在各个发展阶段所产生构念的维度及关系建立。具体而言，研究团队按照案例企业发展历程的阶段划分，着重分析它们在乡村特色产业价值共创过程中面临的资源瓶颈、采用的赋能方式和生成的价值共创能力的子构念及它们之间关系的事实证据，拓展和建立构念及构念之间的逻辑关系，并通过二维表格等图表工具充分展现数据与子构念的关联。另一方面，在跨案例讨论时注重对比相似构念，凝练和升华构念之间的关系。在不同企业的相同阶段内进行反复对比，寻找构念的共性和差异，基于复制逻辑构建两家案例企业的价值共创过程模型，不断与数据、现有文献及理论对比，提出相应的理论命题，最终拓展赋能方式和资源行动对价值共创的作用机理。

四、案例内分析及发现

在这一部分笔者将根据前述的案例企业演进历程阶段划分，归纳展示每个企业在初创起步期、持续成长期和融合发展期3个阶段面临的资源瓶颈、采用的赋能方式以及生成的价值共创能力，分阶段解读乡村特色产业价值共创过程，为后续跨案例讨论奠定基础。

（一）初创起步期：农业资源业内捏合的价值共创

在初创起步期，两家案例企业围绕当地的特色优势农产品开展业务，但市场销售或生产加工所需的农产品相当匮乏。在此情形下，两家企业认真研判自身的资源，积极向外部合作主体寻求要素赋能，提高了基础性的原料获取能力，实现了与政府、农户的价值共创，具体的过程编码结果见表2。

表2 初创起步期案例企业价值共创过程编码结果

案例企业	资源瓶颈及事实证据	赋能方式及事实证据	价值共创能力、绩效及事实证据
新宝堂 (1989—2007年)	资源瓶颈：新会柑供给不足 事实证据：①柑橘收购协议签订后，农户为了卖高价经常违约另卖他人。②1993年新会区的新会柑种植面积只有约2000亩，新会柑供给远远不足	赋能方式：土地和种苗要素 赋能 事实证据：①通过土地流转或订单合作模式，解决了新会柑种植土地不足问题。②将黄龙病 ^a 发生后未受感染而存活的柑橘树拿来育种，增强新会柑抗病能力	价值共创能力：陈皮原料获取能力 价值共创绩效：①促进数家果农增收。②创造多种就业岗位 事实证据：①2007年新会柑种植面积达3000亩；总产量达4500吨。②新宝堂平均每年向农户支付约1000元/亩的土地流转费；每月向取皮和晾晒的工人支付工资约2500元/人

(续表2)

派森百 (1995— 2004年)	资源瓶颈：忠橙 ^b 供给不足 事实证据：①三峡集团决定开展果园标准化、规模化种植，但缺少种苗和成片的土地。 ②2003年，由于果树尚未挂果，三峡集团虽已完成建厂，但缺乏原料投入	赋能方式：土地和种苗要素 赋能 事实证据：①通过支付土地租金和征用补偿吸引农户提供忠橙种植用地。②通过与美国施格兰公司合作，培育防病毒种苗满足种植需求	价值共创能力：橙汁原料获取能力 价值共创绩效：①增加当地农户的土地流转和征用收入。②带动三峡库区移民安稳致富 事实证据：①建成柑橘种植基地、年产300万株的柑橘脱毒容器育苗中心和中国第一条NFC橙汁加工线。②三峡库区果农收入在此期间不断增长
-------------------------	---	---	--

注：a 黄龙病是一种由亚洲韧皮杆菌侵染所引起的、发生在柑橘上的一种病害，严重影响柑橘的产量和品质，甚至造成柑橘树枯死。2020年，柑橘黄龙病被农业农村部列入一类农作物病虫害名录。b 忠橙，即重庆忠县柑橘，2010年成为国家地理标志产品。在忠县16个乡镇的地标保护范围内出产的爱媛38、春见等多个品种的柑橘是忠橙的代表。

1.新宝堂在初创起步期的价值共创过程分析。1989—2007年，新宝堂主要面临优质新会柑供给不足的瓶颈。新宝堂的前身新宝堂陈皮批发部依靠祖传的陈皮鉴定与储存技艺从事陈皮初级加工、收购与批发业务，后期逐步转向零售专卖，始终离不开优质新会柑的供给。虽然新宝堂陈皮批发部预先与农户签订了柑橘收购合同，但经常遇到农户为了卖高价而违约另卖他人；新宝堂陈皮批发部欲自建规模化种植基地，却难以在新会区内转入大片土地，新会柑的市场供给存在较大缺口。陈董事长（A1）在受访时说道：“在新会柑市场行情向好时，常面临果农毁约，只好到别处以高价收购。”

为了突破上述资源瓶颈，新宝堂陈皮批发部积极寻求政府的支持，与农户开展长期合作，从种植土地来源和产品品质保障出发，通过要素赋能满足市场需要。一是适量流转新会柑核心生产乡镇的土地，并与农户签订长期战略合作协议，构建“公司+合作社+农户”的种植组织模式，满足陈皮生产（加工）对新会柑的数量和品质需求。二是配合政府及陈皮行业协会，主动种植抗病柑苗，遵循陈皮晾晒制作工艺和“国家地理标志保护产品”规范，保证陈皮的标准化生产。种植基地理事（A3）在受访中谈道：“2004年前后，新会区农业局发现无病良种新会柑苗比普通柑苗生长速度快20%，而且所有良种柑苗都没有发现黄龙病，可从源头上消除黄龙病的威胁。”

通过要素赋能克服资源瓶颈后，新宝堂陈皮批发部获得了稳定的优质新会柑供应渠道，形成了坚实的陈皮原料获取能力，满足了市场客户对高品质产品的需求，几年内连续实现盈利翻番。正如《陈皮世家》中所讲的，“陈柏忠在广州市场站稳了脚跟，已经拥有了一批铁杆客户，彼此建立了信任，陈皮卖得很好。”同时，长期稳定的采购订单促进了数家果农增收。此外，新宝堂陈皮批发部还为果农创造了开皮、晾晒等多种就业岗位。

2.派森百在初创起步期的价值共创过程分析。1995—2004年，派森百主要面临忠橙供给不足的瓶颈。这一时期，三峡集团需要攻克育苗、栽培、养护等技术难关，破解传统小农户土地碎片化经营困局，建设连片的标准化果园，为后续的橙汁加工提供充足的果源。王总经理（B1）在受访时说道：“最开始时一家一户的果农很难管理，果子好卖的时候，他就把果子卖给出价高的商贩，我们一个都收不到；果子不好卖的时候，就用车拉着果子，倒在企业或政府门口，有点不讲游戏规则。”

为了突破上述资源瓶颈，三峡集团借助政府支持项目，多层次利用农户流转土地，通过要素赋能满足橙汁加工的原料需求。一是以支付土地租金、征用补偿的利益承诺吸引农户提供忠橙种植用地，形成“核心区+外围区”的种植格局。王总经理（B1）谈道：“政府在土地流转方面帮了我们很大的忙，做了很多农户的工作，我们每年按稻谷市场价支付土地流转费，这样我们加工果园就没有什么土地问题了。”同时，三峡集团与种植忠橙的企业或大户签订协议。二是与美国施格兰公司达成柑橘育苗、规模化种植等协议，合建柑橘标准栽培示范园，保障优质加工类甜橙的供给。王总经理（B1）谈及此事时说道：“合作公司帮助提供工厂化的容器脱毒育苗，全国的容器育苗技术也从此时真正得以提高。”

通过农户及合作企业的要素赋能克服资源瓶颈后，三峡集团建成了柑橘种植基地、年产300万株的柑橘脱毒容器育苗中心和中国第一条NFC橙汁加工线，形成了稳定的原料获取能力，为进一步开展NFC橙汁压榨创造了条件。同时，三峡集团的三峡柑橘产业化项目增加了当地农户的土地流转和征地补偿收入，带动了三峡库区移民的安稳致富，标志着国家支持库区建设取得了初步成果。时空馆导游（B3）受访时谈道：“三峡柑橘产业化项目初步实现了库区移民‘搬得出、稳得住、能致富’的目标，各级政府部门的移民工作得到较高认可。”

（二）持续成长期：农工资源交叉耦合的价值共创

在持续成长期，新宝堂和派森百继续深挖市场品牌和精深加工的价值，但新宝堂面临市场品牌不响的困境，派森百面临精深加工技术匮乏的困境，不得不向外部合作主体寻求赋能，以期提升市场品牌能力和技术研发能力，提高品牌声誉和产品品质，进而与政府、科研机构、农户等参与主体共同创造价值。在这一时期，两家企业的乡村特色产业价值共创过程编码结果见表3。

表3 持续成长期案例企业价值共创过程编码结果

案例企业	资源瓶颈及事实证据	赋能方式及事实证据	价值共创能力、绩效及事实证据
新宝堂 (2008—2014年)	资源瓶颈：品牌影响力不足 事实证据：①新宝堂在广东省江门市新会区步行街的首家零售专卖店生意较冷清，客流量较小。②虽通过央视推广、大型机场或车站投放广告等方式提高品牌知名度，但需要时间	赋能方式：以文化为引领的品牌赋能 事实证据：①将食、茶、药、酒等文化理念融入陈皮产品，将传统文化元素融入产品包装。②开通企业新媒体账号普及陈皮知识，让更多的人对陈皮有兴趣、有信心	价值共创能力：品牌辐射能力 价值共创绩效：①丰富了产品的文化内涵，突显了包装风格。②成为新会陈皮行业领军者 事实证据：①到2014年，已开设33家线下加盟店，陈皮系列食品年销售额达到1亿元，平均年纳税额超过1000万元。②获得“广东老字号”等荣誉。③2013年，向农户支付土地租金约270万元
派森百 (2005—2015年)	资源瓶颈：精深加工技术匮乏 事实证据：①电商网站约三成客户反馈派森百橙汁的口味偏苦。②加工产生的皮渣造成地下水污染，被环保部门罚款和点名批评	赋能方式：以合作研发为基础的科技赋能 事实证据：①直接联通输送管道与存储大罐，减少加热和解冻次数，消除橙汁的苦味。②合作研发皮渣处理技术，分等级利用皮渣	价值共创能力：产品精深加工能力 价值共创绩效：①解决了橙汁偏苦和皮渣处理问题。②公司和农户收入不断增长 事实证据：①建成了皮渣综合处理厂。②派森百NFC橙汁成为国宴接待饮品和重庆市公务接待指定饮品之一。③合作果农每亩年均增加收入1000元以上

1.新宝堂在持续成长期的价值共创过程分析。2008—2014年，新宝堂主要面临市场品牌影响力不足的资源瓶颈。在这一时期，新宝堂开始经营品牌连锁店，销售自产或代理的陈皮系列食品。但在竞争激烈的陈皮市场中，新宝堂这个品牌对于消费者来说还比较陌生，因此，企业只得想办法增加品牌辨识度，突破品牌影响力不足的制约。《陈皮世家》记载道：“刚开始做专卖店时，新宝堂这种只卖陈皮干货的门店在当地很少有人问津，其品牌影响力在当地还不够响亮。”

为了突破上述资源瓶颈，新宝堂强化品牌管理，向市场推出陈皮零食、陈皮茶、柑普茶等一系列陈皮产品，利用品牌赋能提升企业影响力和美誉度。一是秉承“卖产品就是卖文化”的理念，将食、茶、药、酒等多种文化理念融入陈皮产品，兴建新宝堂陈皮文化会馆，积极参与陈皮文化节。二是将传统文化元素融入包装。陈皮产品包装既追求外形美观，也要有中国传统气息，还要具有长久的收藏价值。《陈皮世家》记载道：“新宝堂的‘中国风’刮了起来，很猛烈也很温柔。有国粹青花瓷系列，有名陶紫砂系列……林林总总，养眼养心。”三是主动利用互联网，开通企业新媒体账号普及陈皮知识，借助淘宝、天猫等电商平台拓展销售渠道，同时自建岭南新宝堂旗舰店微信小程序，整合线上线下营销，提升品牌网络覆盖率。陈董事长（A1）说：“要迅速打开市场，最快捷的交易通道就是建立电商渠道，利用互联网技术进行营销活动。”

通过品牌赋能突破市场影响力偏弱的资源瓶颈后，新宝堂丰富了产品的文化内涵，突显了包装风格，提升了品牌辐射能力。在这一时期，新宝堂线下加盟连锁店数量从1家增至33家，平均年纳税额超过1000万元，陆续获得“广东老字号”“广东省非物质文化遗产传承人”等荣誉，发展成为新会陈皮行业的领军者；线上岭南新宝堂旗舰店自2012年正式运行以来，“双十一”销售额逐年攀升，2014年高达60万元。2013年，新宝堂整个产业链带动900余人就业，向农户支付土地租金约270万元；2014年，新宝堂陈皮系列食品销售额达到1亿元。

2.派森百在持续成长期的价值共创过程分析。2005—2015年，派森百主要面临精深加工技术匮乏的资源瓶颈。引进美国布朗毛刷自动清洗榨汁生产线后，派森百开始投入橙汁生产，但压榨出来的橙汁口感偏苦。此外，废弃皮渣倾倒和填埋造成了严重的水土污染，经常被环保部门罚款和点名批评。王总经理（B1）谈道：“以前皮渣处理就是挖一个坑埋下去，或者把皮渣直接洒在稻田里，结果污染严重，水稻都不长了。”

为了突破上述资源瓶颈，派森百加强与科研院所联合攻关，通过压榨工艺改进和皮渣循环利用等科技赋能手段打破技术瓶颈。一是引进和研发国内外领先的加工工艺。派森百从日本引进橙汁灌装机，减少了对橙汁的污染；与科研机构合作研发无菌冷链存储大罐生产线，直接用管道输送橙汁到灌装机，以保持鲜橙汁的原汁原味。王总经理（B1）介绍说：“我们用4个600吨的大罐来储存橙汁，现在加工出来的橙汁不经过结冰解冻，想罐装就罐装，口感就不那么苦了。”二是联合攻关皮渣循环利用技术。派森百与中国农科院柑橘研究所合作攻克了皮渣低能耗处理难题，建设了皮渣综合处理厂，将好的皮渣做成陈皮丁出口，中等的皮渣做成猪饲料，差的皮渣做成有机肥料还田。蔬菜园负责人（B2）介绍道：“用皮渣肥改良无法种植蔬菜的山包，改良后的土壤非常松软，有机质含量达5%。”

通过科技赋能突破了橙汁加工和废弃物循环利用方面的技术资源瓶颈后，派森百为产品加工全过

程增加科技含量，提升了橙汁的精深加工能力。派森百橙汁成为国内高品质一流饮品，填补了中国生产 NFC 橙汁的空白；2008 年至今，派森百 NFC 橙汁是国宴接待饮品和重庆市公务接待指定饮品之一；2014 年，派森百营业收入达 1.5 亿元，净利润达 5000 多万元，净利润率超过 33.3%。同时，合作的科研院所获得了成果转化所需的经费和试验基地，合作研发成果获得 100 多项专利，中小学学生有了参观学习、课外实践的平台。派森百周边的农户通过土地流转费和务工工资实现了收入增长。就土地流转费而言，每亩人均增加收入 1000 元以上；就务工工资而言，王总经理（B1）说道：“我们每个月仅仅给当地农户发工资就是八九十万元，周围的好多居民都开上了汽车。”此外，用皮渣制作的有机肥（饲）料为后续的循环经济模式奠定了基础。

（三）融合发展期：三产资源跨界融合的价值共创

在融合发展期，两家案例企业积极响应国家脱贫攻坚和乡村振兴战略部署，选择走三产融合发展道路，业务范围跨界延伸到大健康、休闲旅游、养老养生等生活服务业，打造集生产种植、精深加工、技术研发、流通贸易、乡村旅游于一体的全产业链模式。但是，由于全产业链建设具有复杂性，且并无多少成功经验可以借鉴，两家企业面临全产业链整体解决方案缺乏的困境。在此情形下，两家企业只得更加频繁地寻求外部合作主体的组合赋能，以期提高全产业链跨界配置资源能力，从而与政府、科研机构、农户、服务组织和消费者等参与主体共同创造价值。这一时期两家企业具体的乡村特色产业价值共创过程编码结果见表 4。

表 4 融合发展期案例企业价值共创过程编码结果

案例企业	资源瓶颈及事实证据	赋能方式及事实证据	价值共创能力、绩效及事实证据
新宝堂 (2015 — 2021 年)	资源瓶颈：三产融合发展整体解决方案缺失 事实证据：①缺乏主体参与、运营管理、价值共创等一体化解决方案。②陈皮酵素需要获得保健品和药品许可证的审批认定	赋能方式：多方主体的组合赋能 事实证据：①委托科研院所研发陈皮酵素，提供大健康服务。②推动新会陈皮重新进入国家药典。③软银中国资本投入 500 亿元，合作建设陈皮谷	价值共创能力：跨界配置资源能力 价值共创绩效：①积极承担社会责任。②助力花农销售鲜花 事实证据：①陈皮酵素研发成功。②获得 1 项国家发明专利。③2020 年“双十一”成交额约 2000 万元。④捐赠 128 万元物资助力抗击新冠肺炎疫情
派森百 (2016 — 2021 年)	资源瓶颈：三产融合发展整体解决方案缺失 事实证据：①对于建成的田园综合体，不知如何做好龙头企业的运营工作。②不知如何顺应乡村旅游、休闲健康等消费需求的变化	赋能方式：多种业态的组合赋能 事实证据：①与多个科研院所合作，开展生态果蔬种植和橘香猪饲养。②增强消费者体验感，开展观摩、赛事、体验等活动。③弘扬柑橘文化，定期开展柑橘论坛，营造热情的待客氛围	价值共创能力：跨界配置资源能力 价值共创绩效：①提升了周边果农的收入。②带动乡村旅游发展 事实证据：①构建了柑橘全产业链。②平均每年缴税 800 万元，2019 年带动周边地区实现旅游创收约 2.5 亿元。③带动果农人均年收入超过 1.3 万元

1. 新宝堂在融合发展期的价值共创过程分析。2015—2021 年，新宝堂主要面临三产融合发展整体解决方案缺失的资源瓶颈。在这一时期，消费者对休闲旅游、健康养生等的需求增加，三产融合发展成为现代农业尤其是乡村特色产业发展的新模式，但对于具体的融合方式，新宝堂还缺乏主体投资参与、全链运营管理、技术研发转化、价值共创共享等一体化解决方案的指引。访谈中，陈董事长（A1）

谈道：“产业融合是大趋势，就是游客来参观生产流程、体验品牌文化。未来产业肯定是朝这个方向走，应该提前筹划。”

为了突破上述资源瓶颈，新宝堂继续加大外部引资引智力度，通过多方主体的组合赋能向消费者主推陈皮文化，以大健康产业为突破口实现三产融合。一是依靠生物科技赋能陈皮酵素研发和加工。新宝堂与中国药科大学等高校合作，利用生物科技赋能陈皮酵素研发，变废为宝地利用柑肉，充分挖掘陈皮酵素的降血压、降血脂、增进睡眠深度、养颜护肤等功效。二是推动新会陈皮重新进入国家药典。基于利益共享机制，新宝堂与中山大学研究团队结盟，开展柑皮陈化及药理的深度论证，使广陈皮标准被写进2020版国家药典。科技研发经理（A2）谈道：“为了使新会陈皮重新进入国家药典，各级政府、行业协会、高校、科研院所、医院做了非常多的努力。”三是与外部资本运营商合作。软银中国资本极其看好新宝堂的发展势头，投资500亿元与新宝堂合作共建陈皮谷。正如陈董事长（A1）所讲，“有很多财团想和新宝堂合作，但我们只考虑实力强的”。

通过尝试多方主体的组合赋能后，新宝堂已经初步构建起三产融合发展的格局，具备了跨界配置资源能力。新宝堂研发生产的陈皮酵素充分利用了新会柑的肉、渣、核，具有很高的营养价值，满足了消费者对大健康服务的需求。同时，陈皮谷进入有序建设阶段。“一种增强免疫力新会陈皮酵素饮料的制备方法”成功申请获得国家发明专利。2020年，新宝堂公司董事长陈柏忠（A1）获得“国家级非遗传承人”称号。2020年新宝堂销售额实现成倍增长。科技研发经理（A2）介绍道：“2020年‘双十一’公司的成交额约2000万元，位居同行第一。”同时，新宝堂积极承担社会责任，捐赠128万元物资助力抗击新冠肺炎疫情，以“买陈皮酸奶赠送年花”的形式帮助湛江市赤坎区花农销售鲜花。此外，新宝堂推动新会陈皮高居区域农业产业品牌——中药材产业榜榜首。

2.派森百在融合发展期的价值共创过程分析。2016—2021年，派森百也主要面临三产融合发展整体解决方案缺失的资源瓶颈。同样，派森百为了顺应乡村旅游、休闲健康等消费者需求的变化，拟从三产融合发展中探索产业价值的新增长点，围绕橙汁生产这个核心业务发展相关配套产业，但是具体做什么、怎么做，仍然是“摸着石头过河”。王总经理（B1）受访时说道：“我们在自己的基地可以增强客户体验，但是作为综合体龙头企业，如何带动周边发展，还是新问题。”

为了突破上述资源瓶颈，派森百继续围绕柑橘的“榨干吃尽”做文章，通过多种业态的组合赋能向消费者主推柑橘文化，以“三峡橘乡田园综合体”模式向三产融合迈进。一是继续丰富产品谱系和内涵。在这方面，派森百与中国农业科学院柑橘研究所等机构合作，充分利用好氧菌发酵皮渣，生成有机肥料和无抗饲料，开展生态果蔬种植和橘香猪饲养。就此，王总经理（B1）说道：“我们给农户小猪仔、饲料，农户负责喂养橘香猪，出栏时回购就行了。”二是注重增强消费者的现场体验感。为此，派森百新（扩）建了展示馆、酒店、儿童体验中心、马拉松廊道等休闲和健身设施，邀请游客实地参观橙汁生产加工线，定期举办田园马拉松、自行车比赛等赛事，开展别具橘乡特色的观光、食宿和亲子教育等体验活动。王总经理（B1）介绍道：“这个半程马拉松跑道最近3年花了12亿元，国家发改委每年给1亿元，3年给了3亿元，重庆市人民政府给了3亿元，忠县当地政府出资了6亿元。”三是大力弘扬柑橘文化。在这方面，派森百将国家柑橘工程技术研究中心改建为中国·三峡柑橘文化

时空馆，面向社会大众普及柑橘知识；定期开展柑橘论坛，邀请网红和影视明星共同营造热情的待客氛围。王总经理（B1）说：“每年举办三峡橘乡文化节时，很多游客通过现场体验加深了对田园综合体的生态绿色印象，相应地推高了派森百橙汁的销售体量，有一次一天就卖了几百万元的橙汁。”

通过尝试多种业态的组合赋能后，派森百将业务范围迅速延伸到乡村旅游领域，具备了跨界配置资源能力。基于此，派森百成功构建了包括柑橘选种育苗、柑橘种植、采摘榨汁、皮渣处理、杀菌保存、橙汁销售、柑橘采摘观光的柑橘全产业链，平均每年向当地政府缴纳税款约 800 万元，2019 年带动周边地区旅游创收约 2.5 亿元。正如王总经理（B1）所讲，“我们公司要做全产业链，因为我们基础设施很好，一个橙子到变成一杯果汁，你都看得到全过程。我们还建了柑橘文化时空馆，可以来了解柑橘文化，来我们这儿旅游的人还是很多的”。同时，三峡橘乡田园综合体吸引了大量外出农民工返乡，2016—2021 年间平均每月向当地派森百果园务工人员发放工资约 90 万元，带动果农人均年收入超过 1.3 万元。

五、跨案例讨论及命题提出

（一）案例企业发展全程呈现

纵观新宝堂和派森百的发展演进历程，两家企业从成立之初就紧跟政策步伐，注重对产品深度和广度的研究，充分利用各种赋能方式，尤其是加强技术研发和扩大品牌影响力，最终取得了价值共创的效果。案例企业 3 个阶段价值共创过程编码结果汇总见表 5。

表 5 案例企业 3 个阶段价值共创过程编码结果汇总

案例企业	阶段	资源瓶颈	赋能方式	价值共创能力	价值共创绩效
新宝堂	初创起步期	新会柑供给不足	要素赋能	陈皮原料获取能力	企业盈利、农户增收、政府绩效突出、产业振兴
	持续成长期	品牌影响力不足	品牌赋能	品牌辐射能力	
	融合发展期	三产融合发展整体解决方案缺失	组合赋能	跨界配置资源能力	
派森百	初创起步期	忠橙供给不足	要素赋能	橙汁原料获取能力	企业盈利、农户增收、政府绩效突出、产业振兴
	持续成长期	精深加工技术匮乏	科技赋能	产品精深加工能力	
	融合发展期	三产融合发展整体解决方案缺失	组合赋能	跨界配置资源能力	

具体而言，在不同发展阶段，新宝堂和派森百各具不同的发展优势和劣势，面临不同的资源瓶颈，从而产生了不同的“被赋能”需要。在初创起步期，新宝堂依赖祖传的陈皮鉴定技艺开展陈皮批发业务，但在黄龙病的严重危害和土地流转不便的双重劣势下遭遇新会柑短缺的瓶颈；派森百的快速发展得益于三峡库区建设政策利好，但在柑橘种植经验缺乏和土地难以集中的双重劣势下面临橙汁原料短缺的瓶颈。两家企业面对农产品原材料的短缺，都结合订单采购、土地流转等方式寻求要素赋能，分别形成了陈皮原料获取能力和橙汁原料获取能力，为后续阶段的发展奠定了资源禀赋基础。

在持续成长期，新宝堂因在陈皮业界首创品牌连锁经营模式而独树一帜，但初创品牌的市场辐射范围有限，面临品牌影响力不足的瓶颈；派森百 NFC 橙汁成为国宴接待饮品和重庆市公务接待指定饮

品之一，奠定了市场口碑，但派森百面临精深加工技术匮乏的瓶颈。新宝堂为冲破品牌影响力不足的束缚，时刻保持企业品牌建设意识，通过品牌赋能大幅提升了品牌辐射力；派森百则寻求科研院所的支持，通过科技赋能打破技术瓶颈，从而提高了产品精深加工能力。

在融合发展期，新宝堂以雄厚的科研实力助力新会陈皮重入国家药典，以大健康产业为特色推进三产融合发展，但建设资金与经验不足，面临三产融合发展整体解决方案缺失的综合性瓶颈；派森百立足于NFC橙汁压榨技术和工艺优势，与文化旅游产业相结合推进三产融合发展，但同样受到建设资金不足、配套服务业态不全等限制，面临三产融合发展整体解决方案缺失的瓶颈。在此情形下，两家案例企业整合协调内外部资源，以更快的频率在多种赋能方式之间切换，通过提升跨界配置资源能力应对新业务、新市场的挑战。

在全面推动乡村特色产业发展的进程中，新宝堂和派森百都取得了企业盈利、农户增收、政府绩效突出的价值共创效果。从表6的数据看，两家案例企业的价值共创绩效主要表现在以下三方面：第一，企业实现年年盈利。两家企业的销售收入和纳税额逐年攀升，有些年份还出现跨越式增长，例如，新宝堂2020年的销售收入较2019年翻倍增长，从不到2亿元增加到超过4亿元。第二，帮助农户实现增收。两家企业通过向周围农户提供就业岗位、支付土地流转费等，使参与农户充分分享经营性、财产性和工资性等各种收入。新宝堂2020年为1686名农民提供了就业机会，向农户共支付土地流转费835万元、务工工资3392万元；派森百2020年为345名农民提供了就业机会，向农户共支付土地流转费320万元、务工工资1370万元。第三，推动政府部门获得突出绩效。两家案例企业为地方财政做出了较大贡献，创造了大量的就业岗位，扩大了地域影响力，从而推动了县域乡村特色产业发展，也使得当地政府工作业绩得到上级部门的充分肯定。2020年，新宝堂的合作企业数已达35家，获得荣誉和表彰累计60项，产品销往全国各地，成为新会陈皮的一张名片；同年，派森百的合作企业数已达到50家，获得荣誉和表彰累计36项，产品销往除西藏以外的国内地区。

表6 两家案例本土龙头企业带动乡村特色产业价值共创的成效

	新宝堂			派森百		
	2007年	2014年	2020年	2004年	2015年	2020年
年销售收入（万元）	12	10200	44468	30	16100	19423
年纳税额（万元）	0	1010	3490	0	1135	1863
土地流转费（万元）	200	270	835	120	200	320
务工农民数（个）	6	285	1686	30	326	345
务工人员工资总额（万元）	21	1000	3392	50	1170	1370
合作企业数（个）	0	20	35	0	18	50

（二）理论命题提出

1. 乡村特色产业价值共创的资源基础。国内许多村庄依托本乡本土的特色优质资源，打造内联外通的特色产业集群，相较于城市，虽然具有自然资源优势，但在技术研发、品牌建设和三产融合发展等方面存在明显的短板（Indah et al., 2021；姜长云, 2020）。案例分析表明，本土龙头企业受到自然

资源不足、知识技能缺乏和三产融合解决方案缺失等制约，而且不同区域的本土龙头企业面临差异化的资源瓶颈，即使是同一企业，在不同发展阶段的资源需求也有所不同。因此，这些企业只有与农户、科研机构、服务组织等主体紧密合作，才能带动乡村特色产业“从无到有”“有中生新”地稳步发展。由此可见，乡村特色产业实际上就是一个识别、获取和整合外部异质性资源的过程，本土龙头企业应该充分把握县域特色优势资源赋予的契机。基于上述分析，本文提出以下命题：

命题1：本土龙头企业在带动乡村特色产业价值共创的过程中，在不同阶段会面临自然资源不足、知识技能缺乏和三产融合发展整体解决方案缺失等资源瓶颈。

2. 乡村特色产业价值共创的赋能演化。在乡村特色产业价值共创进程中，本土龙头企业成为被赋能的对象，而外部合作主体成为“助人一臂之力”的赋能主体，赋能双方搭起价值共创的场景、接口和平台，创造了异质性资源高度整合与高效重组的机会和条件，创生了产业发展所需的某种能力或能量。赋能行为已在农业领域频繁出现，如还权赋能（Wright and Annes, 2016；黄砾和谭荣，2015）、连接赋能（何宇鹏和武舜臣，2019）、品牌赋能（Altaf et al., 2019；王卫卫和张应良，2021）等，为弱势的乡村特色产业消除了技术、品牌等资源要素的束缚。为了统一表述，根据服务主导逻辑的基本原理（参见 Vargo and Lusch, 2004, 2008），本文将土地、原料和机器设备等要素的赋能统称为“对象性赋能”，将品牌、工艺等知识技能的赋能统称为“操作性赋能”，二者的频繁交叉赋能统称为“组合性赋能”。案例分析表明，以上3种赋能方式动态地匹配了乡村特色产业的资源瓶颈演变趋势，大致遵循“对象性赋能—操作性赋能—组合性赋能”的动态赋能路径。具体而言，在初创起步期，企业主要通过政府、农户等合作主体的对象性赋能获得优质的土地、原料、设备等要素，从而打破农产品原料不足造成的资源瓶颈；在持续成长期，企业主要通过科研院所等合作主体的操作性赋能获得知识技能，突破品牌落后、工艺落伍、环境污染等束缚；在融合发展期，企业主要通过合作主体的组合性赋能获得一体化解决方案，冲破硬件、资金、人才、经验等方面的资源桎梏。基于上述分析，本文提出以下命题：

命题2：本土龙头企业在带动乡村特色产业价值共创的过程中，遵循“对象性赋能—操作性赋能—组合性赋能”的动态赋能路径。

本土龙头企业在各个发展阶段获得外部合作主体的专门化赋能后，利用累积的资源灵活调整资源行动以实现核心能力跃迁。根据企业的资源状况，资源行动有资源拼凑、资源编排和资源协奏等具体方式（Baker and Nelson, 2005；苏敬勤等，2017）。本土龙头企业在发展过程中的资源集合并非均衡分布，因而在每个阶段只能采用不同的资源行动方式。案例分析表明，被赋能后的本土龙头企业进一步吸收、整合或重组异质性资源，递进式地采取原料生产、新品开发、品牌打造、三产融合发展等资源行动，与多元主体共同创造、传递和共享更多的知识技能和产业多元化价值。例如，新宝堂经历了工艺传承、品牌建设和陈皮谷打造等行动序列，而派森百经历了增加橙汁原料供应、提升加工工艺和打造田园综合体等行动序列。可见，本土龙头企业在初创起步期，采用面向有限资源的简单拼凑行为（Baker and Nelson, 2005）确立企业的发展模式；在持续成长期采用面向渐增资源的编排行为（张德海，2020）扩大产品品牌影响力，充实企业的产品谱系；在融合发展期采用面向富足资源的组合协奏

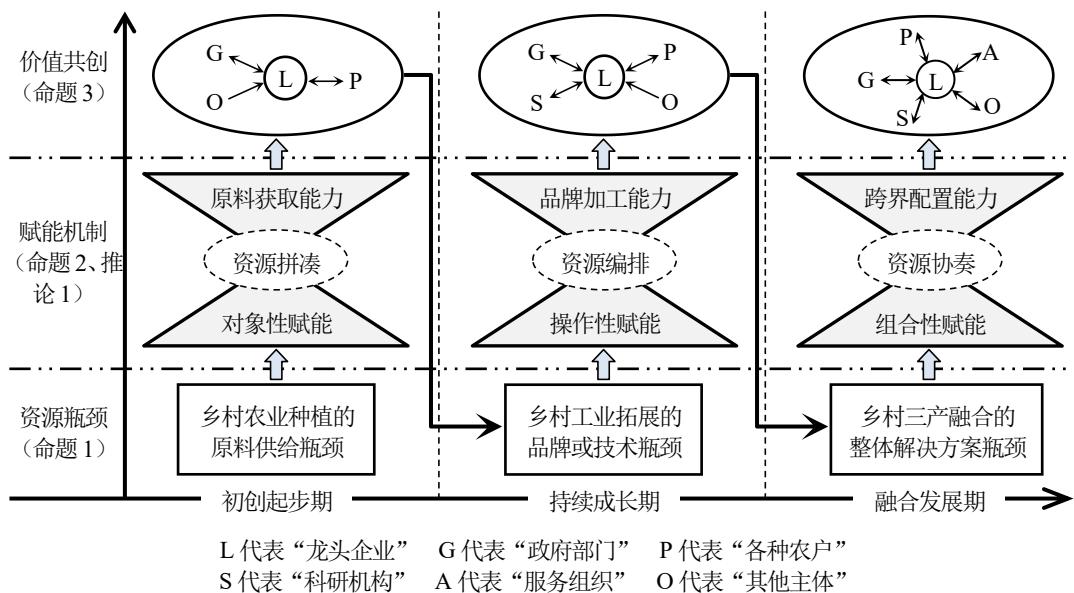
行为（苏敬勤等，2017）优化资源池，高效重组多方资源。基于上述分析，本文得到以下推论：

推论1：被赋能的本土龙头企业采取资源拼凑、资源编排和资源协奏等行动路径，不断累积和提升原料获取、品牌辐射、精深加工、跨界融合等产业发展能力。

3. 乡村特色产业价值共创的实现路径。本土龙头企业通过与外部合作主体的双向互动，可以增强赋能主体参与意愿，顺畅地实现价值主张和价值传递。现有关于赋能理论的研究大多强调单向赋能，忽略了赋能活动的双向性。例如，一些文献只探讨顾客对品牌、企业对小农户的单向赋能活动（例如何宇鹏和武舜臣，2019；Mohammad，2020）。然而，只有合作主体之间形成互动互利关系，而不是单向赋予或获取，才能促进乡村特色产业的深入和持久发展。案例分析表明，外部合作主体在为本土龙头企业赋能的同时，也得到了龙头企业的反向赋能。这种双向赋能并不是以“被逼无奈”的方式进行，更没有优劣、主次之分。例如，政府在制定政策助力企业发展时，龙头企业反过来推动了政绩的提升；农户在提供原料与流转土地时，得到了本土龙头企业无偿提供的种植技术；科研院所在向龙头企业转化创新成果时，也得到了成果落地推广和检验试产的机会。同时，随着乡村特色产业的不断发展，时时会有新的利益相关者进入，并以双向赋能方式实现产业的经济价值、社会价值和生态价值，共同打造共生共赢的产业价值共创系统。基于上述分析，本文提出以下命题：

命题3：本土龙头企业与合作主体通过资源整合与服务交换进行双向赋能，形成组织之间的互利共赢型结构，从而实现产业内和产业间的价值共创。

根据上述基于“条件—行动和互动—结果”逻辑的案例分析与讨论可以发现，本土龙头企业只要借助外部合作主体的动态赋能，采取协同有序的资源行动路径，就能够提升产业核心竞争能力，从而带动乡村特色产业实现价值共创。由此，本文归纳出乡村特色产业价值共创的过程机制模型（见图2）。



六、结论与启示

乡村特色产业如何实现价值共创？本文的双案例研究得出了明确的结论：在企业发展过程的不同阶段，本土龙头企业面临不同的资源瓶颈，将遵循“对象性赋能—操作性赋能—组合性赋能”的动态赋能路径，相应地采用拼凑、编排和协奏等资源行动逻辑，提升原料供给、品牌辐射、精深加工、跨界融合等核心能力，实现乡村特色产业价值共创，从而增强本土龙头企业的联农惠农效应，为乡村振兴尤其是乡村特色产业兴旺提供了可行的路径。

本文研究在以下几方面对乡村特色产业实现价值共创具有理论贡献：第一，对本土龙头企业在不同发展阶段面临的资源瓶颈的重新认识。现有研究主要从静态视角考察企业的资源禀赋（例如 Vargo and Lusch, 2008），强调通过一次性赋能“一劳永逸”地解决企业发展过程中面临的桎梏。本文发现，本土龙头企业的资源瓶颈会随着时间动态存续和变化，这是对资源基础理论的情境化和丰富化。第二，对赋能理论在乡村特色产业发展中的拓展和深化。现有研究涉及多种赋能方式（参见 Slater, 2001；Wright and Annes, 2016），主要从静态或单一的赋能视角探索资源瓶颈的突破途径。本文研究发现，由于资源瓶颈的动态性存在，外部合作主体的赋能也相应地具有动态性，从而揭示了乡村特色产业发展中赋能方式的差异性。第三，为县域乡村特色产业价值共创提供了新思路。现有研究较多关注乡村产业振兴的理论指导和基本遵循（例如郭芸芸等，2019；张元洁和田云刚，2020），主要从静态视角和宏观层面探索乡村产业振兴的实现路径。本文发现，被赋能的本土龙头企业通过系列资源行动提升核心能力，并反哺回馈外部合作主体，形成资源和服务的双向整合交换，从而进一步明晰了乡村特色产业价值共创的微观因果逻辑。

基于本文的研究结论，可以得到以下政策启示：第一，继续加大对本土龙头企业的政策赋能。政府应加快乡村特色产业发展与配套政策的紧密衔接，开发培育区域公共品牌，为本土龙头企业“松绑”和“扶上马，送全程”。第二，加强特色农产品技术研发支持。政府需要因地制宜、分类施策，出台技术研发鼓励政策，助力企业扎根精深加工工艺研究，加强乡村特色产业科技社会化服务体系建设，完善城乡科技合作机制，搭建科技成果转化平台。第三，大力推动三产融合发展。政府应加强乡村特色产业与新型服务业的高度互嵌互融，推进乡村农业往后延、乡村工业两头连、乡村三产走高端，把二、三产业切实留在乡村，把就业创业机会和产业链增值收益更多留给农民。毋庸置疑，对本土龙头企业动态赋能，带动乡村特色产业价值共创，从而高质量发展县域经济，增强联农、带农、惠农效应，是一条切实可行的乡村特色产业兴旺道路。

参考文献

1. 陈美球、廖彩荣、朱美英、张淑娴，2020：《如何构筑龙头企业与小农户命运共同体？——基于江西乐安“绿能”模式的实践分析》，《中国软科学》第5期，第32-40页。
2. 郭芸芸、杨久栋、曹斌，2019：《新中国成立以来我国乡村产业结构演进历程、特点、问题与对策》，《农业经济问题》第10期，第24-35页。

- 3.何宇鹏、武舜臣, 2019: 《连接就是赋能: 小农户与现代农业衔接的实践与思考》, 《中国农村经济》第6期, 第28-37页。
- 4.黄砾、谭荣, 2015: 《农地还权赋能改革与农民长效增收机制研究——来自四川省统筹城乡综合配套改革试验区的证据》, 《农业经济问题》第5期, 第12-21页、第110页。
- 5.简兆权、令狐克睿、李雷, 2016: 《价值共创研究的演进与展望——从“顾客体验”到“服务生态系统”视角》, 《外国经济与管理》第9期, 第3-20页。
- 6.姜长云, 2020: 《推进乡村振兴背景下农业产业化支持政策转型研究》, 《学术界》第5期, 第120-127页。
- 7.李亮、刘洋、冯永春, 2020: 《管理案例研究: 方法与应用》, 北京: 北京大学出版社, 第145-201页。
- 8.李世杰、刘琼、高健, 2018: 《关系嵌入、利益联盟与“公司+农户”的组织制度变迁——基于海源公司的案例分析》, 《中国农村经济》第2期, 第33-48页。
- 9.刘承昊, 2019: 《乡村振兴: 电商赋能与地方政府外部供给的困境与对策》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期, 第122-130页。
- 10.刘刚、张冷然、殷建瓴, 2020: 《价值主张、价值创造、价值共享与农业产业生态系统的动态演进——基于德青源的案例研究》, 《中国农村经济》第7期, 第24-39页。
- 11.刘源、王斌、朱炜, 2019: 《纵向一体化模式与农业龙头企业价值实现——基于圣农和温氏的双案例研究》, 《农业技术经济》第10期, 第114-128页。
- 12.罗仲伟、李先军、宋翔、李亚光, 2017: 《从“赋权”到“赋能”的企业组织结构演进——基于韩都衣舍案例的研究》, 《中国工业经济》第9期, 第174-192页。
- 13.毛基业、陈诚, 2017: 《案例研究的理论构建: 艾森哈特的新洞见——第十届“中国企业管理案例与质性研究论坛(2016)”会议综述》, 《管理世界》第2期, 第135-141页。
- 14.沈费伟, 2020: 《乡村技术赋能: 实现乡村有效治理的策略选择》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第1-12页。
- 15.苏敬勤、林菁菁、张雁鸣, 2017: 《创业企业资源行动演化路径及机理——从拼凑到协奏》, 《科学学研究》第11期, 第1659-1672页。
- 16.王卫卫、张应良, 2021: 《区域品牌赋能: 小农户衔接现代农业的有效路径——基于四川省眉山市广济乡的案例调查》, 《中州学刊》第5期, 第36-43页。
- 17.吴晓波、付亚男、吴东、雷李楠, 2019: 《后发企业如何从追赶到超越? ——基于机会窗口视角的双案例纵向对比分析》, 《管理世界》第2期, 第151-167页、第200页。
- 18.杨兴龙、梁明辉、滕奎秀, 2020: 《农业企业知识型员工基本心理需要对工作疏离感的影响——基于农业产业化重点龙头企业的实证》, 《农业技术经济》第9期, 第92-101页。
- 19.张德海、傅敬芳、陈超, 2020: 《现代农业价值共创: 社会动员与资源编排——基于新会陈皮产业的案例观察》, 《中国农村经济》第8期, 第13-26页。
- 20.张元洁、田云刚, 2020: 《马克思的产业理论对乡村产业振兴的指导意义》, 《中国农村经济》第10期, 第2-16页。
- 21.张媛、孙新波、钱雨、张浩, 2020: 《赋能视角下新兴市场企业品牌国际化过程及实现机理研究》, 《管理学报》

第4期，第572-582页。

- 22.Acar, O. A., and S. Puntoni, 2016, “Customer Empowerment in the Digital Age”, *Journal of Advertising Research*, 56(1): 4-8.
- 23.Altaf, M., S. Mokhtar, F. Mustafa, and A. Shahzad, 2019, “Brand Empowerment and Brand Consistent Behavior: Mediating Role of Brand Psychological Ownership and Employee Brand Understanding”, *Pakistan Journal of Psychological Research*, 34(3): 477-496.
- 24.Auh, S., B. Menguc, C. S. Katsikeas, and Y. S. Jung, 2019, “When Does Customer Participation Matter? An Empirical Investigation of the Role of Customer Empowerment in the Customer Participation-Performance Link”, *Journal of Marketing Research*, 56(6): 1012-1033.
- 25.Baker, T., and R. E. Nelson, 2005, “Creating Something from Nothing: Resource Construction through Entrepreneurial Bricolage”, *Administrative Science Quarterly*, 50(3): 329-366.
- 26.Barile, S., M. Grimaldi, F. Loia, and C. A. Sirianni, 2020, “Technology, Value Co-Creation and Innovation in Service Ecosystems: Toward Sustainable Co-Innovation”, *Sustainability*, 12(7): 1-25.
- 27.Diekmann, M., and L. Theuvsen, 2019, “Value Structures Determining Community Supported Agriculture: Insights from Germany”, *Agriculture and Human Values*, 36(4): 733-746.
- 28.Eisenhardt, K. M., and M. E. Graebner, 2007, “Theory Building from Cases: Opportunities and Challenges”, *Academy of Management Journal*, 50(1): 25-32.
- 29.Gummesson, E., and C. Mele, 2010, “Marketing as Value Co-creation through Network Interaction and Resource Integration”, *Journal of Business Market Management*, 4(4): 181-198.
- 30.Indah, P. N., R. F. Setiawan, H. Hendrarini, E. Yektingsih, and R. J. Sunarsono, 2021, “Agriculture Supply Chain Performance and Added Value of Cocoa: A Study in Kare Village, Indonesia”, *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, 27(3): 487-497.
- 31.Mainiero, L. A., 1986, “Coping with Powerlessness: The Relationship of Gender and Job Dependency to Empowerment-Strategy Usage”, *Administrative Science Quarterly*, 31(4): 633-653.
- 32.Miles, B. M., and A. M. Huberman, 1994, *Qualitative Data Analysis: An Expanded Sourcebook*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications Inc, 105-138.
- 33.Mohammad, A. A., 2020, “The Effect of Customer Empowerment and Customer Engagement on Marketing Performance: The Mediating Effect of Brand Community Membership”, *Business: Theory and Practice*, 21(1): 30-38.
- 34.Prahralad, C. K., and V. Ramaswamy, 2000, “Co-opting Customer Competence”, *Harvard Business Review*, 78(1): 79-87.
- 35.Slater, R. J., 2001, “Urban Agriculture, Gender and Empowerment: An Alternative View”, *Development Southern Africa*, 18(5): 635-650.
- 36.Solomon, B. B., 1976, *Black Empowerment: Social Work in Oppressed Communities*, New York: Columbia University Press, 35-52.
- 37.Vargo, S. L., and R. F. Lusch, 2004, “Evolving to a New Dominant Logic for Marketing”, *Journal of Marketing*, 68(1):

1-17.

- 38.Vargo, S. L., and R. F. Lusch, 2008, “Service-Dominant Logic: Continuing the Evolution”, *Journal of the Academy of Marketing Science*, 36(1): 1-10.
- 39.Wright, W., and A. Annes, 2016, “Farm Women and the Empowerment Potential in Value-Added Agriculture”, *Rural Sociology*, 81(4): 545-571.
- 40.Yin, R. K., 2014, *Case Study Research: Design and Methods (The fifth edition)*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications Inc, 32-69.

(作者单位: ¹重庆工商大学管理科学与工程学院;

²南京农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 张丽娟)

Value Co-creation of Rural Characteristic Industries from the Perspectives of Bottleneck Breakthrough and Capability Transition: A Dual Case Study Based on Local Leading Enterprises

ZHANG Dehai JIN Yue YANG Lipeng CHEN Chao

Abstract: County-level rural characteristic industry is an important part of rural industry revitalization. Based on the theory of empowerment and value co-creation, this article takes two leading enterprises as the research objects, adopts the vertical exploratory double case study method, comprehensively presents the value co-creation behavior of local leading enterprises in different stages, and systematically explores the process mechanism of local leading enterprises driving the value co-creation of rural characteristic industries. The results show that, firstly, in order to break through the resource bottlenecks in different stages, local leading enterprises actively seek for empowerment from external partners and follow the dynamic path of “objective empowerment - operational empowerment - combinatorial empowerment”. Secondly, the “empowered” local leading enterprises accordingly adopt the resource action path of “patchwork - arrangement - collaboration” to continuously accumulate and expand the core capabilities of raw material supply, brand radiation, deep processing and cross-border integration. Thirdly, local leading enterprises and external partners essentially form a two-way empowering pattern, which realizes the value co-creation of rural characteristic industries through the cross integration of resources and services.

Keywords: Rural Characteristic Industry; Leading Enterprise; Value Co-creation; Resource Bottleneck; Empowerment Path

资源机会成本视角下如何健全生态补偿机制* ——以国有林区停伐补偿中的福利倒挂问题为例

袁婉潼¹ 乔丹¹ 柯水发¹ 侯强² 严如贺³

摘要:健全生态补偿机制是推进生态文明建设的重要任务,但目前生态补偿机制仍然在“补什么”“补给谁”“补多少”问题上缺乏明确理论依据。本文构建了资源机会成本识别不充分导致福利倒挂的理论分析框架,在此基础上,通过对国有林区全面停止天然林商业性采伐后生态补偿的案例分析,展示了采运职工和加工职工两个群体福利水平格局发生反转的过程,总结了从资源机会成本视角健全生态补偿机制的原因、内涵和路径。研究表明,第一,认知不足、财政补贴资金不足、相关主体间协调不足导致现有生态补偿没有充分识别资源机会成本。第二,在资源机会成本识别不充分情形下,生态补偿作为外生政策冲击会打破初始的福利水平格局,资源利用链条前端的采运群体因得到补偿,福利水平上升,而资源利用链条后端的加工群体因不能继续从事木材加工业且难以获得充足补偿,福利水平下降,不再高于采运群体,由此形成了福利倒挂。据此,本文从资源机会成本视角明晰了“补什么”“补给谁”“补多少”的问题,提出充分识别资源机会成本是健全生态补偿机制的方向。

关键词:生态补偿 资源机会成本 福利倒挂 天然林禁伐 国有林区

中图分类号: F326.23 **文献标识码:** A

一、引言

健全生态保护补偿机制是党中央、国务院的重要部署,也是推进生态文明建设的重要任务。习近平指出:“良好的生态环境是最公平的公共产品,是最普惠的民生福祉。”^①中国经济社会发展水平已发生历史性提升,人民群众对美好生态环境的需求不断增长,为解决资源恶化问题、促进生态向好发展,重大生态保护修复项目正在全面推进,涉及群体将更加广泛,生态补偿势必成为保障和促进生

*本文研究获得国家社会科学基金项目“基于职工福利提升视角的深化重点国有林区改革研究”(项目编号:19BGL161)的资助。本文通讯作者:柯水发。

^①参见《习近平同志〈论坚持人与自然和谐共生〉主要篇目介绍》,《人民日报》2022年1月29日第2版。

态保护修复的重要工具。2021年5月，中央全面深化改革委员会第19次会议审议通过了《关于深化生态保护补偿制度改革的意见》，习近平强调要进一步推进生态保护补偿制度建设，发挥生态保护补偿的政策导向作用。目前，中国已建立了基于资源、区域、流域等不同层级的生态补偿机制，取得了积极成效，但仍面临生态补偿机制不完善、补偿覆盖范围有限、补偿客体划分不明确、相关主体协调难度大等问题，在“补什么”“补给谁”“补多少”等关键问题上没有明确的理论和政策依据（李文华和刘某承，2010）。

生态补偿的实质是对资源机会成本的弥补，而识别资源机会成本需要考虑整个资源利用链条上的活动和群体。当生态补偿机制不能充分识别资源机会成本时，就可能引发资源利用链条上不同群体的福利水平发生反转，即产生福利倒挂问题。本文聚焦国有林区实施全面停止天然林商业性采伐（下文简称“全面停伐”）政策背景下，采运职工和加工职工两个群体^①在受到全面停伐补偿政策（下文简称“停伐补偿”）干预后的差异化福利变动，探究现行生态补偿机制中资源机会成本识别不充分的成因、影响路径和后果。本文重点回答以下3个问题：第一，为什么生态补偿机制需要从识别资源机会成本的视角进行系统设计？第二，哪些重要因素导致现行生态补偿政策下资源机会成本识别不充分？第三，资源机会成本识别不充分如何造成资源利用链条上不同环节群体的福利倒挂问题？

本文的边际贡献主要有两个方面：一是在理论上，明晰了健全的生态补偿机制应建立在充分识别资源机会成本的基础之上，阐明只有重视资源利用全链条的活动和群体，才能统筹解决“补什么”“补给谁”“补多少”的问题，避免福利倒挂及其他相关问题。二是在实践上，有利于明晰生态补偿的原则、方法和路径，对制定和完善森林以及水生生物、草地等自然资源的生态补偿机制具有借鉴意义。

二、文献回顾

（一）资源机会成本视角下生态补偿的理论探究

生态补偿是以保护和持续利用生态系统服务为目的，主要利用经济手段调节各主体利益关系的制度安排（中国生态补偿机制与政策研究课题组，2007）。有关生态补偿的研究可大体分为两种类型。一是从学理上探究生态补偿的概念、理论框架、典型模式和测算标准等（例如汪劲，2014；魏巍贤和王月红，2019），二是基于实践评估各类生态补偿政策的实施效果和优化路径（例如 Wunscher et al., 2008；Immerzeel et al., 2008）。学理上的深入探究能够为实践提供理论支撑，而基于实践的效果评估，尤其是对作用机理的识别能够对理论进行深化。

“补什么”是生态补偿的核心话题，它与资源机会成本紧密关联（Bennett, 2008；李晓光等，2009）。针对“补什么”，现有研究将生态补偿的情境分为两种。第一种是激励型的，即对行为主体的生态行为所产生的不能完全市场化的正外部性进行补偿。在此种情境下，如若不对行为主体进行补偿，就可能引致行为主体转而采取不利于生态保护的行为，这些行为的潜在收益构成了当前正外部性行为的机会成本。第二种是限制型的，即实施生态保护修复项目对行为主体的资源利用造成限制，由此对行为

^①为了表述简便，后文中将采运职工群体简称为“采运群体”，将加工职工群体简称为“加工群体”。

主体部分丧失或完全丧失的与资源相关的发展机会进行补偿(李晓光等,2009;沈满洪和谢慧明,2020)。在此种情境下,行为主体丧失的相关发展机会及其收益构成了实施生态保护修复项目的机会成本。

“补给谁”是确定生态补偿的补偿客体,是和“补什么”紧密关联的生态补偿的又一核心话题。首先,从资源利用方式或强度变化的角度看,“补给谁”所涉及的群体较为狭隘。现有研究主要认为生态补偿应考虑资源利用方式或强度变化的直接相关者,即主要考虑资源利用链条的前端环节(Kosoy et al., 2007),例如退耕(牧)还林(草)工程涉及的农户和牧户、国有林区全面停伐涉及的采运职工,以及长江流域重点水域禁捕工程中的捕捞渔民等。其次,从资源机会成本的角度看,“补给谁”所涉及的群体十分广泛。现实中,资源机会成本所涉及的补偿客体不仅存在于耕种、采伐和捕捞等资源利用链条前端,也大量存在于资源利用链条上的其他环节。李文华等(2007)较早从森林生态补偿的角度指出,要考虑因生态保护而丧失的发展相关产业的机会。后续研究直截指明,补偿客体的机会成本包括生态保护修复中企业停产转产造成的相关损失(李彩红和葛颜祥,2013;孔伟等,2019)。可见,从资源机会成本的角度看,生态补偿的补偿客体不仅涉及资源的直接使用者,也必然延伸至以该项资源为依托的整个资源利用链条上的群体。生态保护修复会造成当地产业结构调整,由此产生闲置固定资产和富余劳动力,如若不从资源机会成本视角对补偿客体进行充分识别,就会造成部分群体丧失公平的发展机会,从而陷入较低的福利水平。

从以上文献梳理看,从资源机会成本视角研究生态补偿十分重要。首先,已有研究指出了中国生态补偿的诸多问题,如不能满足补偿客体的多样化需求(刘晓莉,2019)、缺少对受偿地区发展权利的关注(贺涛和孙华贵,2018)等,但没有从资源机会成本视角充分探讨如何完善生态补偿机制,更缺乏对资源机会成本识别不充分所产生影响的研究。其次,中国已进入新发展阶段,生态资源利用早已不仅仅体现在原生态层面的直接利用上,随着相关初加工和精深加工以及休闲观光等第二、第三产业的迅速发展,生态资源涉及的资源利用链条在不断延伸和加粗。原先以资源利用方式和利用强度变化为基础的生态补偿机制设计,会与现实情况发生很大偏离(李文华等,2009;Kroeger, 2013)。实践的发展对理论的革新产生了现实要求,需要统筹资源开发利用链条上的各个环节,明确资源的所有者、开发使用者以及管理者等都可能成为必要的补偿客体(毛显强等,2002)。

(二) 生态补偿实践面临的挑战

生态保护修复是中国推进生态文明建设的重要举措,完善生态补偿机制的实践需求日益强烈。中国已明确以“三区四带”^①为核心的重要生态系统保护和修复重大工程总体布局,生态保护修复工程持续开展,由之产生的补偿客体数量会随之增加,完善生态补偿机制具有现实紧迫性。实践中,生态补偿面临诸多挑战。

^① “三区”指青藏高原生态屏障区、黄河重点生态区(含黄土高原生态屏障)、长江重点生态区(含川滇生态屏障),“四带”指东北森林带、北方防沙带、南方丘陵山地带、海岸带。参见2020年国家发展改革委、自然资源部联合印发的《全国重要生态系统保护和修复重大工程总体规划(2021—2035年)》(发改农经〔2020〕837号),http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-06/12/content_5518982.htm。

首先，生态补偿的实施主体通常为政府，生态补偿资金不够充足。生态服务具有公共品属性，而市场机制具有自发性、盲目性，现阶段生态保护的理论与实践已经表明，削弱政府作用并不能有效推动环境治理（Engel et al., 2008；洪大用, 2012）。无论是发达国家还是发展中国家，多数生态补偿都依赖于政府的大力投入（Schomers and Matzdorf, 2013）。中国已经建立了包含森林、草原、湿地、荒漠、海洋、水流、耕地 7 个领域的生态补偿制度，国家主要运用行政手段实行生态保护修复，由中央财政向地方财政进行生态补偿资金的转移支付。然而，由于补偿客体十分广泛、补偿资金使用效率有待提高（吕永龙等, 2019），政府的财政能力相对变得有限（车东晟, 2020）。2011 年财政部、原环境保护部联合印发《新安江流域水环境补偿试点实施方案》，鼓励地方政府自筹资金购买生态系统服务，开启了上下游不同地区之间横向生态补偿的积极探索（沈满洪和谢慧明, 2020），体现了政府在扩充生态补偿资金来源方面的尝试。

其次，中国生态补偿的政策文件繁杂，表述各行其是，政策衔接不足，加大了明确补偿客体的难度。在现行相关政策文件中，生态补偿资金的指向不明，在“补什么”“补给谁”等问题上缺乏一致性。以森林生态补偿为例，与其相关的生态补偿资金包括重点生态功能区支付金^①和林业改革发展基金^②，前者是对禁止开发森林资源的补助，而后者包含了对森林资源管护培育、生态保护体系建设、国有林场改革、林业产业发展等多项目标的支；不同政策文件中生态补偿资金涵盖的内容也不尽相同，多个政策文件之间欠缺衔接与配套的话语体系。

最后，生态补偿的补偿客体一般处于弱势地位，不完善的生态补偿机制会降低部分群体的福利，导致生态保护修复的效果受损。很多研究表明，尽管在政府投资的生态保护修复项目中，生态补偿被视为保护环境与缓解贫困的双赢手段（Wunder et al., 2008；Gross-Camp et al., 2012），但实际上生态补偿对地方发展与人口福利的影响具有不确定性（Perez et al., 2007）。由于补偿范围、标准往往由政府制定（Muradian and Rival, 2012），补偿客体处于相对弱势的地位。一方面，生态保护修复涉及的相关群体并非主动选择是否接受补偿，他们拒绝参与的能力不足（赵雪雁等, 2012）；另一方面，相关群体可能长期面临“高生态、低生产”的生计模式（Muradian et al., 2010），很难获得对他们发展机会限制的足额弥补。补偿客体对于收益、公平的感知会显著影响生态保护修复的效果，不完善的生态补偿机制可能导致补偿客体对资源分配的不满，甚至出现对生态的破坏行为（Kosoy and Corbera, 2010）。因此，在保护生态和保障民生两个维度下，关注生态补偿机制的微观补偿客体是至关重要的。

（三）国有林区全面停伐相关研究

针对国有林区全面停伐，已有研究主要关注两个方面。第一，现有研究聚焦于全面停伐对产业转型及职工福利的影响。在产业转型方面，全面停伐后，林木产品的生产加工企业受原料短缺、成本增

^①参见财政部 2019 年印发的《中央对地方重点生态功能区转移支付办法》（财预〔2019〕94 号），http://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content_5428468.htm。

^②参见财政部、原国家林业局 2016 年印发的《林业改革发展资金管理办法》（财农〔2016〕196 号），http://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content_5217755.htm。

高等不利因素的影响，市场竞争力大幅减弱，效益呈现下滑趋势（赵明鑫等，2017）。尽管国有林区积极进行产业转型，发展林下经济、森林旅游等，但由于气候条件、经营经验和土地利用政策等约束，产业转型发展尚处在起步阶段，所能提供的就业岗位不足（赵荣等，2019）。在职工福利方面，已有研究测算了全面停伐后国有林区职工的主观和客观福利，认为职工福利较之前有所提高，但低于地方平均水平（孙思博钰等，2019；邹玉友等，2020）。也有学者进一步分析了全面停伐后不同群体的福利变化情况，例如，朱洪革等（2020）发现，全面停伐后不同收入水平的采运职工家庭之间的福利差距变小；袁婉潼等（2021）发现，国有林区不同身份类型（如事业编制和企业编制等）职工间存在福利结构性和功能性排斥。

第二，现有研究关注停伐补偿的制度优化，对生态补偿政策的合理性、可操作性、可持续性等做了探究。已有研究探讨了森林生态效益补偿制度建立的必要性（例如李文华等，2007），对包括全面停伐在内的天然林保护政策的生态补偿进行模式分析和效果测算，提出需要实施地区化、差异化的补偿策略（杨礼旦，2004；温薇和田国双，2017）。少量研究总结了国有林区生态补偿的现状和问题，认为国有林区早期的制度成本导致其难以自主发展新兴产业，需要构建以历史贡献和现时贡献为主体的生态补偿制度（孔凡斌和陈建成，2009；王有志等，2015）。

由上可见，现有研究尽管已经关注生态补偿政策对不同群体产生差异化冲击的现实问题，但没有将此与如何健全生态补偿机制关联起来，也没有从资源机会成本视角探究健全生态补偿机制的方向、路径和策略。

三、理论分析框架

本文将构建资源机会成本识别不充分导致福利倒挂的理论分析框架。建立这一分析框架需要明晰两个基本事实。第一，资源利用链条具有延展性。资源利用的方式不只是直接的原料利用，还存在后续第二、第三产业的加工、服务等利用方式。第二，资源利用链条上的不同群体具有不同的初始福利水平。相较于资源利用链条前端的群体，链条后端的群体通常具有较高的人力资本水平（梁伟军，2010）。因此，在初始水平上，资源利用链条后端群体的福利水平通常高于链条前端的群体。

笔者将根据国有林区的停伐补偿构建理论分析框架，这有利于确立理论分析框架中的行为主体、关键节点和影响方式等，使得构建出的理论分析框架更加具体和明晰。另外，森林资源是当前中国生态保护修复的核心领域，依托森林资源进行分析具有广泛的实践需要，对其他自然资源生态补偿政策的分析具有借鉴价值。此外，国有林区森林资源利用链条上既存在前端的采运群体，也存在后端的加工群体。加工群体比采运群体的专业技能水平要高，也具有更高的初始福利水平，这十分符合建构理论分析框架所需要的基本事实。

（一）资源机会成本识别不充分的形成机制

国有林区停伐补偿的受益群体主要是链条前端的采运群体，链条后端的加工群体没有被合理纳入，究其原因，主要是资源机会成本识别不充分。资源机会成本识别不充分的形成机制如下：

第一，认知不足导致国有林区停伐补偿没有充分识别资源机会成本。在全球范围内，基于资源机会成本进行生态补偿具有一定实践基础。早在 20 世纪 80 年代末，英国喀里多尼亚造林项目就依据土地所有者参与保护天然林生态系统的计划而放弃的收益给予财政补贴 (Macmillan et al., 1998)；在中国退耕还林项目中，政府根据退耕土地的农业产出和造林成本核定补偿标准 (徐晋涛等, 2004; 韩洪云和喻永红, 2014)；在中国的退牧还草项目中，政府按饲料购买费用和围栏安装费用计算补偿标准 (王欧和宋洪远, 2005)。然而，对如何基于资源机会成本进行生态补偿，已有文献并没有明确指出，在实践中政策制定者也缺乏相关倡议与行动。具体到国有林区，森林资源衍生了庞杂的采运、加工和木制品销售等群体，但现有停伐补偿主要考虑森林采运群体的机会成本，即对限制森林采伐带来的涉林收入损失进行补偿，并未充分考虑资源利用链条后端的群体 (如在储木场、板材加工厂等工作的群体)，其中的重要原因就是理论储备和实践经验不足，由此导致认知存在盲区，进而限制资源机会成本的充分识别。

第二，财政补贴资金不足导致资源机会成本非充分识别。目前，国有林区停伐补偿的资金来源为天然林资源保护二期工程的财政转移支付，并无其他横向或市场化渠道的补偿资金来源。根据国务院批准的天然林资源保护二期工程实施方案，中央财政对工程区的国有林安排了森林管护费，但不再额外安排森林生态效益补偿基金^①，这使得森林生态补偿资金的总量进一步受限，并不具备覆盖森林资源利用全链条的能力。而且中央层面并没有安排专项资金核查资源利用链条上各群体的数量及其受到的实际影响，国有林区缺乏足够的物质条件去充分识别资源机会成本。

第三，相关主体间协调不足导致资源机会成本非充分识别。随着资源利用链条的延展，不同环节上的利用主体因上下游关联能够产生融合合作，但更多的是独立运行、相互竞争。生态补偿政策实施后，各资源利用链条上的主体倾向于为自身争取更多利益分配，一般较少反馈其他主体的情况和诉求。中央政府作为生态补偿资金的提供者，倾向于统筹照顾各方利益，但对补偿实际情况的了解要依赖地方政府的反馈。由于认知不足、财政补贴资金不足等问题，地方政府很少从全产业链角度综合考虑和识别资源利用机会成本。国有林区近些年不断进行政企分开、政社分开方面的改革，原先森工集团统领资源利用各链条的格局不断被打破，各链条上的主体尤其是加工链条上的主体通过森工集团反映自身诉求的可能性下降。

根据上述分析，本文提出研究假说 1：

H1：认知不足、财政补贴资金不足、相关主体间协调不足导致国有林区停伐补偿对资源机会成本识别不充分，进而对资源利用链条前端和后端的两个群体的福利水平产生差异化影响。

（二）资源机会成本识别不充分形成福利倒挂的机制

本文依托可行能力理论提供的方法和工具分析国有林区采运群体和加工群体的福利倒挂问题。资源机会成本的非充分识别，不仅影响国有林区这两个群体的短期收入，也限制了他们未来的发展机会。

^① 参见原国家林业局 2016 年发布的《“关于加大对东北国有林区政策资金支持的提案”复文》（2016 年第 3343 号），<http://www.forestry.gov.cn/main/4862/20161108/919041.html>。

如果仅关注两个群体的收入差距，就会使资源机会成本识别不充分对福利产生的影响变得单一化。而可行能力理论将福利定义为个体所能实现的机会和活动（Sen, 1979; 高进云等, 2007），可以达到从多个维度测度福利的目的。相同的资源或商品在不同群体的不同内生转换因素和外生政策变量的影响下，会转换为不同的功能性活动向量，同时对应不同的福利水平（李欢和张安录, 2019）。参考袁方和史清华（2013），本文选择的功能性活动向量包括个体的经济条件、社会机会、防护性保障和心理感受，能够直接反映两类职工的福利水平。本文中界定的内生转换因素包括个体异质性、社会氛围差异和人际关系差别，不同群体的内生转换因素虽具有差别，但在不同时期这种差别保持相对稳定。外生政策在本文中是指国有林区实施的停伐补偿。

关于国有林区采运群体和加工群体福利倒挂的形成机制，可以划分为两个阶段进行分析。第一个阶段为全面停伐实施前。如图1（a）所示，初始时，国有林区采运群体和加工群体的福利水平均处于 A_1 （或 B_1 ）点，两个群体所属单位均受政策（纵轴）和市场（横轴）因素影响安排生产活动。受市场经济影响，加工群体所属单位经历改制，其生产经营逐渐转向市场主导，加工群体的福利水平虽然没有发生变化，但由 B_1 转移到 B_2 。加工厂吸纳和培养了具有较高人力资本水平的职工，经历了一段时间的适应过程，加工群体的福利水平由 B_2 上升到 B_3 。同期，处于资源利用链条前端的采运群体没有同步提高市场化水平，转而更加依赖政策主导，群体的福利水平也没有发生变化，但由 A_1 转移到 A_2 。在这个阶段，资源利用链条后端的加工群体具有更好的经济条件，对当下和今后生活的信心程度也更高。另外，由于国有林区木材产业经营状况良好，两个群体的社会机会、防护性保障等福利状况相似。因此，在没有外生政策冲击的情况下，具有高水平内生转换因素的加工群体相应地具有更高水平的功能性活动向量，表现为加工群体的福利水平（ B_3 ）高于采运群体的福利水平（ A_2 ）。

第二个阶段为全面停伐实施后（见图1（b））。随着全面停伐的实施，林场的采运群体面临失业，在短期内呈现出福利水平下降，由 A_2 下降到 A_3 。加工群体所属单位在全面停伐实施后失去拥有大量木材原料的主要优势，面临停产，政策冲击和产业萎缩使其福利水平由 B_3 迅速下降到 B_4 。相比较而言，采运群体彻底失去采运工作，而加工群体依赖原料储备、木材进口还能勉强维持工作，因此 B_4 代表的福利水平高于 A_3 。2016年5月，国务院办公厅印发《关于健全生态保护补偿机制的意见》，要求合理安排停伐补偿。然而，由于没有充分识别资源机会成本，加工群体的福利水平（ B_4 ）只是短期性地高于采运群体的福利水平（ A_3 ）。停伐补偿更多地关注资源利用链条前端的采运群体，没有充分考虑资源利用链条后端的加工群体因原料难以为继而丧失工作机会的问题。受停伐补偿影响，采运群体在经济条件、社会机会、防护性保障等方面都得到了积极有效的政策保障，在心理感受层面也对未来更有信心，其福利状况逐渐恢复到原有水平（ A_2 ）。然而，加工群体没有得到足够的补偿，其福利水平未得到改善，具有高水平内生转换因素的加工群体的福利水平（ B_4 ）反而低于不具有高水平内生转换因素的采运群体的福利水平（ A_2 ），由此形成了福利倒挂。未来，若不进行政策干预，加工群体的福利水平可能会继续下降至阴影区域。

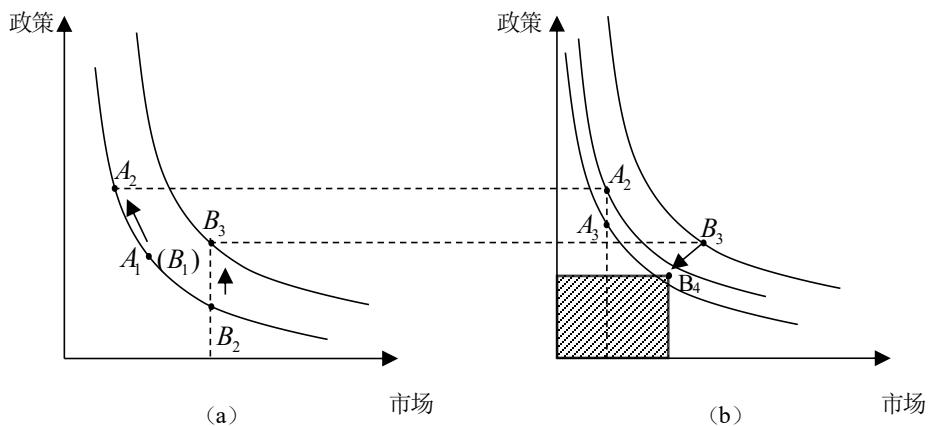


图1 国有林区全面停伐前后职工福利倒挂的形成机制

注: ①图中曲线表示福利的无差异曲线, A 和 B 分别表示资源利用链条前端和后端群体的总福利状况。②横轴和纵轴分别表示市场和政策的影响程度, 即福利的供给情况。在控制森工集团原有资源、发展基础的情况下, 同一资源利用链条上群体的福利主要受到政策支持程度和产业发展程度的影响。

根据上述分析, 本文提出研究假说 2:

H2: 在资源机会成本非充分识别情况下, 停伐补偿使得初始福利水平发生反转, 出现福利倒挂, 即具有低水平内生转换因素的采运群体的福利水平上升, 而具有高水平内生转换因素的加工群体的福利水平下降, 不再高于采运群体。

基于以上分析, 本文构建了如图 2 所示的理论分析框架。

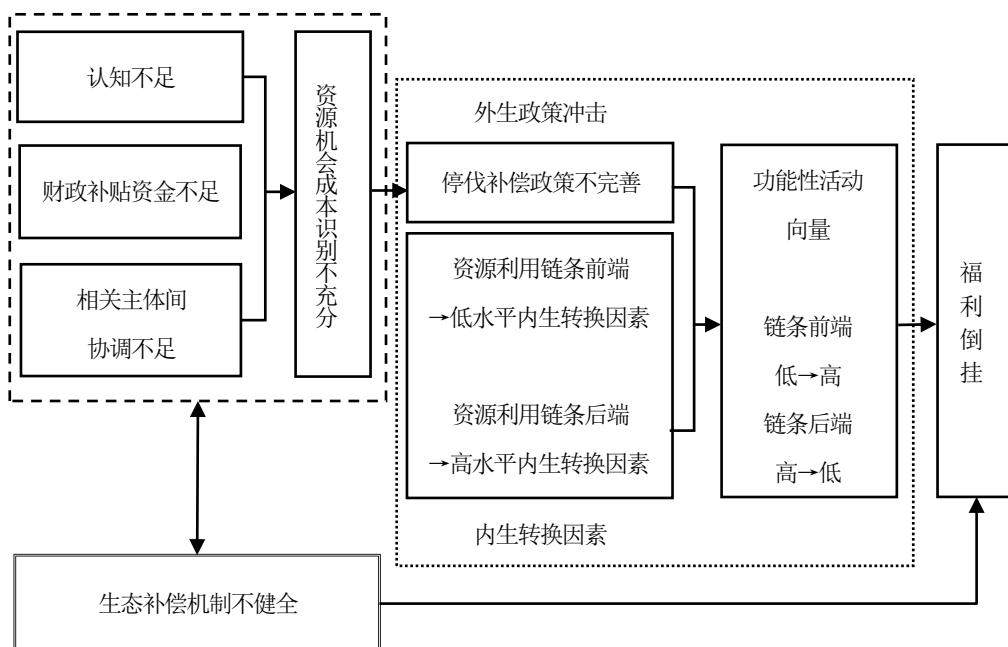


图2 停伐补偿实施后职工福利倒挂形成的理论分析框架

当前，生态补偿机制的不健全表现为资源机会成本识别不充分，这一识别不充分是由认知不足、财政补贴资金不足、相关主体间协调不足造成的。进一步地，资源机会成本识别不充分对采运群体和加工群体产生了差异化影响，表现为停伐补偿仅考虑了资源利用链条前端的采运群体，链条后端的加工群体受到忽视。上述差异化影响使得加工群体福利水平原本高于采运群体的情形发生反转，形成福利倒挂现象。

四、案例研究

（一）研究设计

本文使用多案例的研究方法。多案例适合于研究“怎么样”和“为什么”的问题（Yin, 2009），可通过对典型案例的分析了解总体，归纳总结出适用于理论框架的自变量和因变量，从而得到可预测的因果关系。本文具体使用可行能力理论的相关工具测度国有林区全面停伐后资源利用链条前端和后端两个职工群体的福利水平。

本文选择长白山森工集团下的仲乡林场与和龙人造板有限公司（下文简称为“和龙公司”）作为研究案例。仲乡林场处于森林资源利用链条前端，而和龙公司处于森林资源利用链条后端。仲乡林场与和龙公司都位于国有林区，受到全面停伐影响。选择这两个案例具有合理性和代表性：第一，在生态补偿机制框架中，森林生态补偿开始得最早（李文华等，2007），在自然资源生态补偿中具有典型性和可借鉴性。第二，长白山森工集团是新中国森林工业的重要支撑，完整经历了从早期采伐木材获取经济效益到全面停伐后大力保护和培育森林、积极推进产业转型的全过程，其所在区域是国家东北生态屏障，是研究森林生态补偿政策的典型和重要区域。第三，仲乡林场与和龙公司是生态补偿政策干预下社会经济变化的缩影，在国有林区具有普遍性；而且两者均属于长白山森工集团，排除了不同森工集团在原有资源、与地方政府关系等方面的差异^①对个体福利的干扰；再者，生态补偿政策在两个案例点实施的时间基本一致，可以视为它们受到了相同的外生政策冲击。

仲乡林场始建于1963年，归八家子林业局管辖，现有职工37人，其中男性占89%，以50~54岁为主，女性占11%，以49岁以下为主。全面停伐政策实施后林场采运职工的收入主要来自森林管护和营林生产，在当地处于中等水平。2019年林场月均工资支出约11万元，保险支出约3万元。和龙公司始建于1987年，原为和龙林业局纤维板厂，归和龙林业局管辖，现有职工177人，其中男性占73%，女性占27%，男性职工和女性职工均以49岁以下为主。2016年1月受全面停伐政策影响，和龙公司停产至今，人员开支等费用来自长白山森工集团审批后给和龙林业局的借款。2019年和龙公司月均刚性支出约90万元，其中，月均工资支出约39万元，保险支出约9万元，日常修缮等其他费

^①分给森工集团的政策性补贴是根据森林资源面积核算的，不同森工集团的森林资源面积与人员数量比例不平衡，因而不同森工集团获得的政策性补贴可能存在差异，进而会对职工福利造成差异化影响。参见原国家林业局2016年发布的《“关于加大对东北国有林区政策资金支持的提案”复文》（2016年第3343号），<http://www.forestry.gov.cn/main/4862/20161108/919041.html>。

用约 8 万元，其余部分用于支付历史遗留人员^①的生活保障费用。

研究人员分别于 2020 年 8 月、11 月和 2021 年 3 月前往长白山森工集团开展调查，并于 2021 年 7 月通过视频对两个案例点的职工进行访谈。为了更客观、全面地探究森林资源利用链条前端和后端两个群体的福利状况，研究人员先与长白山森工集团领导层相关人员开展座谈，了解国有林区全面停伐后产业发展的总体情况和停伐补偿的落实情况；再分别与仲乡林场、八家子林业局各处长及和龙公司总经理、副总经理、办公室经理等管理层人员进行座谈，了解森林资源利用链条前、后端的职工在停伐补偿前后的福利变化情况；最后，研究人员对两个案例点的职工进行半结构式访谈，对于仲乡林场，研究人员对全体职工进行了访谈；对于和龙公司，研究人员选择不同业务类型、不同转产方式的代表性职工 42 人进行访谈。对两个案例点职工的详细访谈选择在独立办公室进行，以尽可能避免对受访者的干扰。

研究人员针对每个案例点整理访谈记录与调研报告 3 万余字。在实地调查增进感性认识的基础上，笔者也整理了地方政府的相关统计资料，以及来自新闻报道的二手材料。需要说明的是，受篇幅限制，笔者对访谈材料进行了整合，在后文分析中主要使用 12 名职工及 4 名管理人员的访谈内容，受访者的基本信息见表 1。

表 1 受访者基本信息表

序号	受访者编码	所属单位	职务	性别	年龄（岁）
1	ZXC01	仲乡林场	办公室副主任	男	43
2	ZXW01	仲乡林场	采运职工	男	51
3	ZXW02	仲乡林场	采运职工	男	51
4	ZXW03	仲乡林场	采运职工	男	51
5	ZXW04	仲乡林场	采运职工	男	46
6	ZXW05	仲乡林场	采运职工	男	53
7	ZXW06	仲乡林场	采运职工	男	51
8	BJC01	八家子林业局	人力资源处副处长	女	37
9	HLC01	和龙公司	办公室经理	男	46
10	HLC02	和龙公司	部门经理	男	37
11	HLW01	和龙公司	加工职工	女	46
12	HLW02	和龙公司	加工职工	男	40
13	HLW03	和龙公司	加工职工	男	49
14	HLW04	和龙公司	加工职工	男	40
15	HLW05	和龙公司	加工职工	男	52
16	HLW06	和龙公司	加工职工	男	50

注：受访者编码的前两位是受访者单位名称前两个字的拼音首字母，第三位字母表示职务（“W”为 worker 的首字母，表示普通职工，“C”为 chief 的首字母，表示管理层），最后两位数字表示同一单位同种职务的第几位受访者。

^①历史遗留人员共 278 人，已与和龙公司解除劳务合同，但仍由和龙公司支付工资及保险费用，这部分人员不是本文关注的重点，因而没有做针对性的分析。

根据案例资料和二手资料,笔者设定了资源利用链条前端和后端两类职工福利水平测度指标及其影响因素(见表2)。下文笔者将基于这些指标分析两类职工福利倒挂的形成机制。

表2 资源利用链条前端和后端两类职工福利水平测度指标及其影响因素设定

	指标类别	测度内容	具体指标
福利水平 (功能性活动向量)	经济条件	职工收入情况及停伐补偿实施前后工资收入对比情况	月均收入 从森工集团获得的工资收入或生活补贴占比
	社会机会	职工参与林下经济、森林旅游等新兴产业的情况	是否获得林区提供的再就业技能培训 是否能够得到林区提供的工作机会
	防护性保障	职工的社会保险缴纳情况	医疗保险是否存在断缴 养老保险是否存在断缴
	心理感受	职工对现状的满意程度及对未来的信心程度	对工作现状的满意程度 对未来发展的信心程度
影响因素 (内生转换因素)	个体异质性	职工的人力资本条件	健康状况 受教育程度 专业技能水平
	社会氛围差异	职工的社会资本条件	社会关系网络是否单一同质
	人际关系差别	职工对其林区职工身份的社会认同情况	身份认同程度
影响因素 (外生政策冲击)	生态补偿政策	天然林全面停伐生态补偿政策	是否有停伐补偿

(二) 案例分析

本文区分森林资源利用链条前端的采运群体和后端的加工群体,比较两个群体在受到停伐补偿冲击后功能性活动向量的变化情况。笔者将重点阐述采运群体和加工群体福利倒挂的形成过程,演绎两个群体功能性活动向量的动态变化,展示资源利用链条不同环节中职工群体福利水平变化的非平衡性。

1. 全面停伐前的福利水平格局: 采运群体低, 加工群体高

内生转换因素包含3类指标。第一类是个体异质性。首先,两个群体的健康状况相似。采运群体的自评健康状况一般^①。整体而言,全面停伐前,采运群体的工作强度较高,加之东北林区的气候条件恶劣,职工到50岁左右就会逐渐感到吃力。“伐木头是很重的体力活,我们上了岁数(年龄大了)就干不动了,能不能提前让我们退了。原来(全面停伐前)天天上山,咱们这几天冷,现在(全面停伐后)(身体状况)比不上从前了。”(ZXW01)和龙林业局的领导层(HLC01)也证实了这一说法:“林业工人长期在林区工作,从事营林生产的工作,这部分职工,随着年龄增长,他们的体力和心理跟不上工作节奏了,希望早一点从事轻体力的活动,享受退休待遇。重体力劳动的职工到了50多岁就做不动了,希望能有优惠政策让他们提前退休。”加工群体的体力劳动强度虽低于采运群体,但他们在生产过程中会受到噪声、粉尘等伤害,健康状况也一般。“待在车间里面肯定是有损健康的,所以(厂子)都给我们发了(防护)耳罩。现在身体状况还可以,但我们岁数大了体力活就干不动了。”

^①考虑到受访者对自身健康状况的规避,在询问其健康状况时,辅以询问其是否患有慢性病或重大疾病。

(HLW02)

其次，从两个群体的受教育程度和专业技能水平看，一方面，采运群体和加工群体的受教育程度不高，主要为初中水平。访谈中林业局工作人员（BJC01）谈道：“林区工作并不需要过高的学历水平，营造林技术经过短期培训即可掌握，更多的是依靠工作经验。”另一方面，加工群体的专业技能水平高于采运群体。“我们工人的技术水平可以，原来市场行情好的时候，他们在外面的收入可能会超过林区提供的工资。”（HLC01）“早些年，在厂子经营好的时候，我们的职工在外面的工厂很抢手，当时也有一些职工就离开（林业局的加工厂）去外面工作，加工厂提供的工资约为700~800元，而外面能开到1500~2000元。”（HLC02）

第二类是社会氛围差异。由于林区的地理位置偏僻，工作与生活环境相对封闭，两个群体的社会关系网络都十分简单。“林区比较封闭，部分农林混交的地段可能会和村镇交集多一点，但很多村镇的居民早年也是林业职工，整体来说周边人口都是咱们（林业局）内部的。”（BJC01）“我在这里工作了30年，我父母原先也都是干采伐（工作的），如果不考虑小孩子（不考虑已经就业的下一代）的话，基本上家里亲戚朋友都是在林业系统里工作。”（ZXW02）“我父亲也是林区的采伐工人，我自己上的是林区的技校，就是在林区里长大的，能接触到的人也都是咱们体系内的。”（HLW03）

第三类是人际关系差别。两个群体对林区职工身份都具有强烈的认同感，由此认为森工集团需要解决他们的各项保障问题。很多职工在受访中提到“能够在林业局工作，感觉日子很踏实”，当被问及“如果有薪资条件类似的非林工作机会，您是否愿意放弃现有工作而选择非林工作”时，所有职工均表示不愿意。部分找到其他工作的原加工厂职工表示，“尽管现在找到了薪资可以的工作（6000元/月），但仍愿意返回林区从事收入稍低（5000元/月）但有保障的工作。”（HLW01、HLW04）

由于全面停伐政策实施前功能性活动向量主要受内生转换因素影响，具有高水平内生转换因素的加工群体的福利水平相对较高。全面停伐前，林区以木材经济为主，林下经济、森林旅游等发展程度低，体制内的采运群体与加工群体的基本工资相差不大，但加工群体的绩效工资会更高一些。由于工作强度的差异，加工群体的工作满意度高于采运群体。在其他方面（如职工的技能培训机会、社会保险缴纳等），两个群体的情况较为相似。总之，加工群体具有更高水平的内生转换因素，相应地他们具有更高水平的功能性活动向量。

2.全面停伐后停伐补偿对采运群体和加工群体的差异化冲击

2015年4月1日，长白山森工集团实施全面停伐，森工集团由采伐木材获取经济收益转变为保护和培育森林，大量林区职工面临转岗再就业。《2019年长白山森工集团报告》显示，全面停伐后仅长白山森工集团就产生富余人员1万余人，每年减少经营性收入约12亿元。长白山森工集团的经济支持由木材产业利润转变为国家政策性补助，职工收入和生计发生明显下滑（朱震锋和曹玉昆，2017）。

从理论上讲，国有林区受全面停伐影响的群体都应该得到合理补偿，但由于诸多现实原因，停伐补偿中没有充分识别森林资源利用的机会成本，未对加工群体进行充分补偿。中国森林生态补偿实践开启较晚，国有林区实施停伐补偿缺乏足够的理论认识和相关实践经验。八家子林业局和和龙公司的管理层都表示，森工集团之前也没有过相关的尝试，都是摸着石头过河（BJC01、HLC01）。“全面

停伐了，（公司）肯定是支持国家政策，但是关于这些（加工）职工，具体该怎么处理，该不该补，该怎么补，没有很好的范本可以参照。”（HLC01）同时，森工集团获得的用于生态补偿的财政补贴资金不足。“我们现在的资金来源就是天保二期的资金，所有职工的工资、保险都是这个（来源）。”（ZXC01、BJC01）“集团层面也考虑到咱们（加工群体），但是现在集团要剥离社会职能，也有很多需要安置的人员，没有足够的经济能力解决（加工群体的）问题。”（HLC02）

除了认知不足和财政补贴资金不足，森工集团协调不同群体间利益诉求的意愿和能力也不足。首先，处于资源利用链条前端的群体与全面停伐的关联最为紧密，更多地获得了转移支付资金以及参与接续替代产业的机会。资源利用链条后端的加工群体在隶属于国有林区森工集团的基础上具有一定的独立性质，因此，森工集团认为加工企业在一定程度上可以对职工进行托底，因而在分配资金时倾向于采运群体。但实际上，全面停伐后企业已经停产，并没有托底能力。总体上，国有林区森工集团具有政府意志和思维，在全面停伐期间注重维护社会稳定，相对忽视了协调加工群体的诉求。其次，国有林区森工集团下属的各林业局、林场也存在富余职工，森工集团有限的安置能力使得林场与加工企业等存在潜在的竞争，造成森工集团虽然名义上声称资源利用链条后端的加工群体应被合理关注，但没有足够的能力协调他们的实际困难。而两个群体为了自身可以争取到更多利益分配，很少反馈另一方的诉求，这更不利于森工集团进行统筹协调。仲乡林场的管理人员（ZXC01）认为：“加工企业和我们（林场）不一样，他们是有经营（盈利）能力的，他们的职工他们自己可以兜底。”但和龙公司的管理层（HLC02）表示：“全面停伐后，与木材采伐相关联的生产加工企业的市场竞争力大幅减弱，效益下滑，我们也没有能力解决职工的利益诉求。”由于以上原因，处于国有林区森林资源利用链条后端的加工群体没有获得均衡的资金分配，也很少获得参与发展接续替代产业的机会。

综上，认知不足、财政补贴资金不足、相关主体间协调不足造成了停伐补偿中资源机会成本的非充分识别，进而对采运群体和加工群体的福利水平产生差异化影响，假说1得到证实。

3.全面停伐后的福利水平格局：采运群体高，加工群体低

停伐补偿实施后，两个群体的内生转换因素虽维持相对稳定，但政策冲击对两个群体的功能性活动向量产生了差异化影响，最终形成了福利倒挂。功能性活动向量包含4个方面，在各个方面都出现了两个群体福利水平的反转现象。

在经济条件方面，采运群体的收入稳中向好，而加工群体的收入上升幅度较小。采运群体的月均收入从全面停伐前的1200元，增加到全面停伐后的3000元；同期，加工群体的月均收入从1500元增加到2200元。虽然林业局与采运群体都希望通过提高森林管护补助标准、积极发展新兴产业来提高职工收入，但当笔者询问“您对目前的薪资待遇是否满意”时，采运群体回答“基本满意”。“刚停伐的时候，我们工资没有及时发放，但后来都给我们补回来了。”（ZXW03）“天然林停伐之后，我们的直接收入就少了，我们原来是有绩效这些额外收入的，现在就只有工资了。但是后来，有了停伐补贴，渐渐我们的工资水平就恢复到原来的水平了。”（ZXW04）以上可以反映出，虽然采运职工希望有更好的发展，但对目前的薪资水平较为满意。然而，自全面停伐后，加工群体从森工集团获得的收入直线下降。“因为也不是一次性停伐，有一个逐渐减少的过程，在木材采伐量减少的时候就是

在消耗厂子原来的利润给大家发工资，等到彻底停伐的时候，已经很难发出来工资了。”（HLW05）

“停伐后，2016 年加工人员最低仅能从森工集团获得生活补贴 600 元，扣除五险一金后可以得到 300 余元”（HLC01）。

全面停伐后，加工群体在社会机会和防护性保障方面的福利水平也都明显低于采运群体。全面停伐后，采运群体得到了针对营造林的短期技术培训机会，部分职工还获得了造林证，经过培训的采运职工可以获得天然林保护工作岗位。“林场根据季节的不同，有针对性地把一些曾经的伐木工人补充到资源管护、营林生产、森林防火等天然林保护相关工作岗位，以保证职工不因停伐而下岗。”（ZXC01）然而，加工群体无法获得技术培训机会。另外，接续替代产业与森林管护联系紧密，这更加有利于转型为管护人员的采运群体，例如，护林员具有在其管护范围的森林或是在林场划拨的区域发展林下菌种植、中草药种植、林下蜂养殖等权利。“林场鼓励我们管护职工利用业余时间养蜂，现在挺有成效的，2014 年养了 27 箱，到 2016 年就有 60 多箱了，林场给我们联系教技术（的人）。”（ZXW05）国有林区接续替代产业发展处于起步阶段，能够提供的岗位有限，并不能辐射到加工群体。全面停伐后，加工群体主要依靠短期、非正式的劳务收入和长白山森工集团提供的生活补助维持生计。此外，根据林业局提供的数据，全面停伐前两个群体的养老保险覆盖率为 65%，全面停伐后森工集团利用生态补偿资金补齐了全部职工的养老保险。然而，由于两个群体工作机会的差异，采运人员表示没有断缴的压力，而部分加工人员由于难以找到稳定的工作，难以承担养老、医疗保险的自筹部分。

在心理感受方面，采运群体对工作现状的满意程度和对未来发展的信心程度相对较高。全面停伐后，很多采运职工转为从事营林管护工作。“管护的工作比砍木头要轻很多啊，我们现在挺好的，就巡山。现在工资也还可以，工作也稳定，看病能报销，感觉总体上很满意。”（ZXW06）而加工群体对未来有更多的担忧，“大家肯定有不确定的情况，因为工作不好找，心里很慌，林业局也尽量给大家找点活儿，但很多是季节性的管护工作，还有一些工作，比如说环卫工人、物业工作人员，并不能用上专业技能。”（HLW06）

综上，在内生转换因素上，加工群体优于采运群体，表现为加工群体具有更高的专业技能水平，这一优势在停伐补偿实施前后维持稳定。因此，停伐补偿前，具有高水平内生转换因素的加工群体具有高水平的功能性活动向量，即在经济条件和心理感受方面加工群体的福利水平更高，形成了加工群体福利高于采运群体的福利水平格局。停伐补偿后，当资源机会成本没有被充分识别时，两个群体受到生态补偿政策外生冲击的影响具有差异性，表现为加工群体的经济条件提升有限，社会机会获取更加困难，防护性保障水平下降，心理感受变差。具有较高水平内生转换因素的加工群体虽掌握较多的专业技能，但其专业技能在萎缩的地方木材加工行业中不能再发挥作用。最终，受到停伐补偿的影响，加工群体高于采运群体的福利水平格局演变为加工群体低于采运群体的福利水平格局，这一反转即为福利倒挂。据此，假说 2 得到验证，即在资源机会成本非充分识别情况下，停伐补偿使得初始福利水平发生反转，出现福利倒挂。

五、结论与讨论

（一）研究结论

本文通过对国有林区停伐补偿的案例分析，展示了采运群体和加工群体福利倒挂现象的形成过程，由此从资源机会成本视角思考健全生态补偿机制的方向和路径。本文得到以下结论。第一，认知不足、财政补贴资金不足和相关主体间协调不足导致现有生态补偿机制没有充分识别资源机会成本。识别不足在本文案例中表现为生态补偿只重视森林资源利用链条前端的采运群体，忽视了资源利用链条后端的加工群体。第二，在资源机会成本非充分识别下，生态补偿政策的实施会打破初始的福利水平格局，形成福利倒挂，即停伐补偿前，资源利用链条后端加工群体的福利水平高于链条前端的采运群体，而停伐补偿后其福利水平转为低于采运群体。第三，与资源利用链条前端的采运群体相比，资源利用链条后端的加工群体一般具有较高水平的内生转换因素（如较高的专业技能水平），在没有外生政策冲击时相应具有较高的福利水平，而当受到停伐补偿的外生政策冲击后，加工群体不能再通过木材加工产业提升自身福利水平，同时由于生态补偿惠及不足，加工群体相对较高的福利水平变得相对较低。

（二）健全生态补偿机制的方向与对策建议

1.充分识别资源机会成本是健全生态补偿机制的方向

生态保护修复项目的深入实施和广泛开展，使得健全生态补偿机制迫在眉睫。当前生态补偿机制仅基于土地利用变化对资源的直接利用者进行补偿，事实上只考虑了资源利用链条前端的群体，没有在充分识别资源机会成本的基础上关注整个资源利用链条上的群体。不健全的生态补偿机制产生了不利影响，本文关注的是福利倒挂问题。另外，在不能充分识别资源机会成本情况下实施生态补偿，难以有预见性地妥善利用各项资源、推进产业转型，还会导致生态补偿政策缺乏动态性和适应性。停止天然林采伐不仅是限制性政策，也是生态旅游需求增加背景下的转型激励性政策，当部分地区通过发展接续替代产业获得超过木材利用的收益时，生态补偿政策也需要进行适应性调整。

中国经济社会发展已进入新阶段，健全以资源机会成本充分识别为基础的生态补偿机制，是促进生态保护修复行稳致远的必要举措。一是能够适应资源利用链条不断延展和加粗的发展形势。虽然诸多学者早先就已经提出要考虑生态项目对产业发展的影响（例如李文华等，2007；秦艳红和康慕谊，2007），但当时生态建设的深度和广度以及资源利用的多元化程度都远不及当下，因此，生态补偿实践中一直未能明确并充分落实资源机会成本的充分识别。而在当前新的发展阶段，农林牧渔业的经济活动领域正由传统的种植和养殖向加工流通、品牌营销、休闲旅游、生产性服务拓展，特别是随着乡村振兴战略的深入推进，乡村新产业、新业态延展了资源利用链条，扩充了资源利用带动的群体。在此情形下，生态补偿政策十分有必要识别资源利用全链条上的活动和人群。

二是有助于精准识别补偿客体。生态保护修复项目对资源利用链条上各群体的影响程度不同，既可能出现像本文案例研究中的采运群体和加工群体同时受到负面影响，也可能出现如长江十年禁渔计划中捕捞和休闲渔业主体丧失就业机会，还可能出现如地方性水源保护地建设中对农家乐发展的限制，凡此种种，生态补偿应对不同的补偿客体进行差异化考量。反之，没有充分识别资源机会成本的生态

补偿往往采取“一刀切”，缺乏针对性，这不仅造成资金低效使用，也不利于维护公平。

三是有利于拓宽补偿资金的来源，建立动态性的成本分摊机制。限制资源直接利用（如砍伐木材）会带来优势生态资源的积累，创造发展第二、第三产业的机会，甚至可能孕育出其他可直接利用的动植物资源，由此衍生相应的利用价值。因此，生态保护修复项目也带来了淘汰落后产能、推进产业转型的机会。对此，生态补偿要进行动态优化，考虑资源整个利用链条的价值变化，降低对某一链条上发展较好群体的补偿，统筹全链条收益，动态性地调整成本分摊比例，强化生态项目资金支撑。例如，在新安江流域水环境补偿项目中，上游区域发展污染性工业的机会受到了限制，但同时能打造更好的水生态，因此需要对上游区域发展旅游、孕育动植物等价值进行识别，从而将相关收益纳入生态补偿资金来源。

综上，充分识别资源机会成本是健全生态补偿机制的基石，其内涵可以从两个层面理解。在静态层面上，应统筹考虑资源利用全链条和各依存群体，不仅关注资源利用链条前端的采集捕捞群体，也要考虑资源利用链条后端的加工服务群体。在动态层面上，应统筹考虑资源利用链条各环节的价值变化，“损”资源利用收益较好链条上相关群体的“有余”，“补”资源利用收益较差链条上相关群体的“不足”。明确资源机会成本对健全生态补偿机制的基石地位，就能够统筹解决困扰已久的“补什么”“补给谁”“补多少”等问题，补的是生态保护修复项目所占据资源全链条利用本应获得收益的减损部分，补给的对象是资源利用全链条上的各个群体，补多少要依据资源利用不同链条收益的变化进行动态优化。

2. 优化生态补偿机制的对策建议

第一，加强生态补偿客体间的协调，根据资源机会成本实施分类补偿。政策设计者应根据不同地区的资源利用方式、产业发展形态和人口生计模式，对资源利用链条上的不同群体进行摸底，充分考虑对土地利用、产业发展、地方就业等的影响，依据资源机会成本“以失定补”，充分协调资源利用链条不同环节上的群体，做到分类补偿、应补尽补。

第二，在资金有限的情况下，积极探索多元化、非现金的补偿方式。理论上，有条件的直接现金补偿是最优的激励方式，但实践中采用参与特色产业等非现金的补偿方式也十分普遍。在本文案例中，国有林区职工也倾向于接受技术培训、参与林下种养殖等多样性的补偿方式。2019年11月15日，国家发展改革委印发《生态综合补偿试点方案》，指出要创新和发展优势特色产业的生态补偿制度。选择非现金的补偿方式能缓解补偿资金不足，也有助于推动人力资源向接续产业集聚。

第三，加大财政转移支付对生态补偿的支持力度，逐步扩大补偿范围。政府应该将生态补偿作为公共服务的重点项目，依据资源利用链条延展和深化情况，逐步扩大补偿范围，合理提高补偿标准，保障生态补偿的生态效果和民生福祉。

第四，积极探索市场化的生态补偿机制，建立动态性的成本分摊机制。党的十九大明确提出，要建立市场化、多元化的生态补偿机制，应完善资源有偿使用制度，积极探索建立资源取用、使用权出让、转让和租赁的交易机制。政府和其他相关主体应注重资源的多样化、生态性利用方式，尤其是涉及森林景观、森林碳汇、流域水文等方面，可以综合考虑地理位置、资本进入等因素，积极发展生态

旅游、康养和矿泉水等产业，将资源保护带来的收益纳入生态补偿储备资金中，实现成本动态分摊，促进适当自我补偿。

参考文献

- 1.车东晟, 2020: 《政策与法律双重维度下生态补偿的法理溯源与制度重构》，《中国人口·资源与环境》第8期，第148-157页。
- 2.高进云、乔荣锋、张安录, 2007: 《农地城市流转前后农户福利变化的模糊评价——基于森的可行能力理论》，《管理世界》第6期，第45-55页。
- 3.韩洪云、喻永红, 2014: 《退耕还林生态补偿研究——成本基础、接受意愿抑或生态价值标准》，《农业经济问题》第4期，第64-72页、第112页。
- 4.贺涛、孙华贵, 2018: 《关于推进乡村振兴中市场化生态补偿机制的思考》，《环境保护》第17期，第52-54页。
- 5.洪大用, 2012: 《经济增长、环境保护与生态现代化——以环境社会学为视角》，《中国社会科学》第9期，第82-99页、第207页。
- 6.孔凡斌、陈建成, 2009: 《完善我国重点公益林生态补偿政策研究》，《北京林业大学学报（社会科学版）》第4期，第32-39页。
- 7.孔伟、任亮、治丹丹、王淑佳, 2019: 《京津冀协同发展背景下区域生态补偿机制研究——基于生态资产的视角》，《资源开发与市场》第1期，第57-61页。
- 8.李彩红、葛颜祥, 2013: 《可持续发展背景的水源地生态补偿机会成本核算》，《改革》第11期，第106-112页。
- 9.李欢、张安录, 2019: 《农村宅基地退出前后农户福利测度及其动态变化——以浙江省德清县201户农户为例》，《农业技术经济》第7期，第79-90页。
- 10.李文华、刘某承, 2010: 《关于中国生态补偿机制建设的几点思考》，《资源科学》第5期，第791-796页。
- 11.李文华、李世东、李芬、刘某承, 2007: 《森林生态补偿机制若干重点问题研究》，《中国人口·资源与环境》第2期，第13-18页。
- 12.李文华、张彪、谢高地, 2009: 《中国生态系统服务研究的回顾与展望》，《自然资源学报》第1期，第1-10页。
- 13.李晓光、苗鸿、郑华、欧阳志云、肖燚, 2009: 《机会成本法在确定生态补偿标准中的应用——以海南中部山区为例》，《生态学报》第9期，第4875-4883页。
- 14.梁伟军, 2010: 《农业与相关产业融合发展研究》，华中农业大学博士学位论文。
- 15.刘晓莉, 2019: 《我国市场化生态补偿机制的立法问题研究》，《吉林大学社会科学学报》第1期，第47-53页、第220页。
- 16.吕永龙、王一超、苑晶晶、贺桂珍, 2019: 《可持续生态学》，《生态学报》第10期，第3401-3415页。
- 17.毛显强、钟瑜、张胜, 2002: 《生态补偿的理论探讨》，《中国人口·资源与环境》第4期，第40-43页。
- 18.秦艳红、康慕谊, 2007: 《国内外生态补偿现状及其完善措施》，《自然资源学报》第4期，第557-567页。

- 19.沈满洪、谢慧明, 2020: 《跨界流域生态补偿的“新安江模式”及可持续制度安排》, 《中国人口·资源与环境》第9期, 第156-163页。
- 20.孙思博钰、朱洪革、张滨, 2019: 《国有林区森林资源经济转型职工家庭福利研究》, 《林业经济问题》第2期, 第149-156页。
- 21.汪劲, 2014: 《论生态补偿的概念——以〈生态补偿条例〉草案的立法解释为背景》, 《中国地质大学学报(社会科学版)》第1期, 第1-8页、第139页。
- 22.王欧、宋洪远, 2005: 《建立农业生态补偿机制的探讨》, 《农业经济问题》第6期, 第22-28页、第79页。
- 23.王有志、柏晓东、宋阳, 2015: 《制度成本、林区困境与生态补偿》, 《林业经济问题》第4期, 第299-306页、第312页。
- 24.魏巍贤、王月红, 2019: 《京津冀大气污染治理生态补偿标准研究》, 《财经研究》第4期, 第96-110页。
- 25.温薇、田国双, 2017: 《博弈视角下黑龙江省生态功能区跨区域生态补偿协调路径研究》, 《林业经济》第2期, 第16-20页。
- 26.徐晋涛、陶然、徐志刚, 2004: 《退耕还林: 成本有效性、结构调整效应与经济可持续性——基于西部三省农户调查的实证分析》, 《经济学(季刊)》第4期, 第139-162页。
- 27.杨礼旦, 2004: 《天然林保护工程与森林生态效益补偿——以贵州省台江县为例》, 《山地农业生物学报》第2期, 第158-163页。
- 28.袁方、史清华, 2013: 《不平等之再检验: 可行能力和收入不平等与农民工福利》, 《管理世界》第10期, 第49-61页。
- 29.袁婉潼、柯水发、乔丹、张继程, 2021: 《国有林区职工福利排斥路径及影响分析》, 《林业经济问题》第4期, 第369-377页。
- 30.赵明鑫、万志芳、郭娟, 2017: 《全面停伐政策对黑龙江省木材加工企业的影响分析》, 《林业经济》第2期, 第35-38页。
- 31.赵荣、李秋娟、陈绍志、仇晓璐, 2019: 《全面停伐对长白山森工集团发展的影响及问题研究》, 《林业经济》第5期, 第7-10页、第37页。
- 32.赵雪雁、李巍、王学良, 2012: 《生态补偿研究中的几个关键问题》, 《中国人口·资源与环境》第2期, 第1-7页。
- 33.中国生态补偿机制与政策研究课题组, 2007: 《中国生态补偿机制与政策研究》, 北京: 科学出版社, 第2页。
- 34.朱洪革、付玉竹、张少鹏, 2020: 《重点国有林区劳动力就业及其家庭福利效应研究》, 《农林经济管理学报》第2期, 第190-199页。
- 35.朱震锋、曹玉昆, 2017: 《森林资源型经济转型中的社会福利损失: 特征、内容及出路》, 《世界林业研究》第2期, 第67-72页。
- 36.邹玉友、李金秋、田国双, 2020: 《基于可行能力理论的国有林区主观福祉影响因素实证分析——全面停止天然林商业性采伐的视角》, 《林业科学》第10期, 第154-164页。
- 37.Bennett, M. T., 2008, "China's Sloping Land Conversion Program: Institutional Innovation or Business as Usual?",

- Ecological Economics, 65(4): 699-711.
- 38.Engel, S., S. Pagiola, and S. Wunder, 2008, “Designing Payments for Environmental Services in Theory and Practice: An Overview of the Issues”, *Ecological Economics*, 65(4): 663-674.
- 39.Gross-Camp, N. D., A. Martin, S. McGuire, B. Kebede, and J. Munyarukaza, 2012, “Payments for Ecosystem Services in an African Protected Area: Exploring Issues of Legitimacy, Fairness, Equity and Effectiveness”, *Oryx*, 46(1): 24-33.
- 40.Immerzeel, W., J. Stoorvogel, and J. Antle, 2008, “Can Payments for Ecosystem Services Secure the Water Tower of Tibet?”, *Agricultural Systems*, 96(1-3): 52-63.
- 41.Kosoy, N., and E. Corbera, 2010, “Payments for Ecosystem Services as Commodity Fetishism”, *Ecological Economics*, 69(6): 1228-1236.
- 42.Kosoy, N., M. Martinez-Tuna, R. Muradian, and J. Martinez-Alier, 2007, “Payments for Environmental Services in Watersheds: Insights from a Comparative Study of Three Cases in Central America”, *Ecological Economics*, 61(2-3): 446-455.
- 43.Kroeger, T., 2013, “The Quest for the ‘Optimal’ Payment for Environmental Services Program: Ambition Meets Reality, with Useful Lessons”, *Forest Policy and Economics*, 37: 65-74.
- 44.Macmillan, D. C., D. Harley, and R. Morrison, 1998, “Cost-Effectiveness Analysis of Woodland Ecosystem Restoration”, *Ecological Economics*, 27(3): 313-324.
- 45.Muradian, R., and L. Rival, 2012, “Between Markets and Hierarchies: The Challenge of Governing Ecosystem Services”, *Ecosystem Services*, 1(1): 93-100.
- 46.Muradian, R., E. Corbera, U. Pascual, N. Kosoy, and P. H. May, 2010, “Reconciling Theory and Practice: An Alternative Conceptual Framework for Understanding Payments for Environmental Services”, *Ecological Economics*, 69(6): 1202-1208.
- 47.Perez, C., C. Roncoli, C. Neely, and J. L. Steiner, 2007, “Can Carbon Sequestration Markets Benefit Low-Income Producers in Semi-Arid Africa? Potentials and Challenges”, *Agricultural Systems*, 94(1): 2-12.
- 48.Schomers, S., and B. Matzdorf, 2013, “Payments for Ecosystem Services: A Review and Comparison of Developing and Industrialized Countries”, *Ecosystem Services*, 6(1): 16-30.
- 49.Sen, A. K., 1979, *Collective Choice and Social Welfare*, North Holland: Elsevier Science Publications Co., 41-46.
- 50.Wunder, S., S. Engel, and S. Pagiola, 2008, “Taking Stock: A Comparative Analysis of Payments for Environmental Services Programs in Developed and Developing Countries”, *Ecological Economics*, 65(4): 834-852.
- 51.Wunscher, T., S. Engel, and S. Wunder, 2008, “Spatial Targeting of Payments for Environmental Services: A Tool for Boosting Conservation Benefits”, *Ecological Economics*, 65(4): 822-833.
- 52.Yin, R. K., 2009, *Case Study Research: Design and Methods (3th Ed.)*, London: SAGE Publications Ltd, 7-15.

(作者单位: ¹ 中国人民大学农业与农村发展学院;

² 长白山森林工业集团天然林保护管理部;

³ 农业农村部规划设计研究院农业农村区域发展研究所)

(责任编辑: 张丽娟)

How to Improve Ecological Compensation Mechanism from the Perspective of Resource Opportunity Cost? A Case Study Based on “Welfare Upside Down” of Forest Resources Compensation in State-owned Forest Areas

YUAN Wantong QIAO Dan KE Shuifa HOU Qiang YAN Ruhe

Abstract: Improving ecological compensation mechanism is an important task to promote the construction of ecological civilization. However, ecological compensation mechanism is still imperfect right now, which is mainly reflected in a lack of clear theoretical and policy basis on the issues of “what to pay”, “pay to whom” and “how much to pay”. This article constructs a theoretical framework of analysis based on welfare-upside-down problem caused by insufficient identification of resource opportunity cost. Based on the framework, through the case analysis of the logging ban of natural forests in state-owned forest areas, this study shows the process of development reversal of welfare level pattern of mining, transportation and processing groups. Meanwhile, from the perspective of resource opportunity cost, it summarizes the reasons, connotation and paths to improve the ecological compensation mechanism. The research shows that, first, insufficient cognition, limited policy funds and insufficient coordination of relevant subjects lead to the fact that existing ecological compensation has not fully identified the opportunity cost of resources. Specifically, it only pays attention to the groups at the front of the resource utilization chain and ignores the groups at the back of the resource utilization chain. Second, under the background of insufficient identification of resource opportunity cost, the exogenous policy impact of ecological compensation will break the initial welfare level pattern, visibly causing welfare reversal. It finds that the mining and transportation groups at the front end of resource utilization chain obtain a higher welfare level due to compensation, while the processing groups at the back end of resource utilization chain will decline due to inability to continue to engage in the wood processing industry and difficulty in obtaining sufficient compensation. Consequently, their original relatively high welfare level will be reversed obviously. This discrimination on ecological payment made the latter lose their advantages compared with the former group, resulting in welfare upside down. Therefore, to improve the ecological compensation mechanism, one should fully identify the opportunity cost of resources, accurately identify the compensation subject, expand the source channels of ecological compensation funds, and establish a dynamic cost-sharing mechanism.

Keywords: Payment for Environmental Service; Resource Opportunity Cost; Welfare Upside Down; Logging Ban of Nature Forest; State-owned Forest Area

森林保险保费补贴政策参保激励效应分析* ——基于异质性营林主体视角

富丽莎^{1,2} 汪三贵^{1,2} 秦 涛³ 张 睦³

摘要: 本文在理论分析营林主体参保机理基础上, 以传统小林农与新型林业经营主体两类异质性营林主体为研究对象, 结合运用 Oprobit 模型与 Ivoprobit_CMP 估计法, 实证分析森林保险保费补贴政策的参保激励效应以及两类营林主体的参保激励差异。结果表明: 首先, 异质性营林主体在不同保额下的参保意愿、补贴政策认知评价及森林保险产品供给评价存在显著差异。其次, 森林保险保费补贴政策对小林农和新型林业经营主体均具有参保激励效应, 补贴政策认知度与满意度越高, 参保激励作用就越强。森林保险产品供给特征, 包括保险责任、保障水平、费率及赔付的认知评价等, 均为营林主体参保意愿的重要影响因素。最后, 保费补贴政策对两类营林主体的参保激励效应存在显著差异, 当前“低保障”的补贴政策对小林农的参保激励效应更高。为此, 需要在考虑异质性营林主体实际需求基础上, 通过科学测算补贴规模、合理设置差异化补贴水平、增强补贴资金指向性进一步增强补贴政策激励效应。

关键词: 森林保险 保费补贴政策 参保激励 异质性营林主体 Ivoprobit_CMP 估计

中图分类号: F842.6 **文献标识码:** A

一、引言与文献综述

为推动森林保险快速发展, 2009 年中国开始实施中央财政森林保险保费补贴试点工作。随着保费补贴力度的加大, 森林保险保持着高速发展态势, 保险覆盖面逐步提升, 参保主体逐渐增多。根据 2020 年《中国森林保险发展报告》, 2019 年三级财政补贴额为 30.94 亿元, 占总保费的 88.48%, 参保面积达 23.56 亿亩, 提供风险保障 1.51 万亿元。但随着保费补贴试点工作的推进, 中国森林保险市场却面临着“一高两低”的问题, 即高补贴比例、低参保率、低赔付率。在补贴力度持续增加的同时, 商品林参保率增长乏力, 投保主体真实参保意愿不强。从整体看, 森林保险总参保面积的增长主要依赖政

*本文是教育部人文社会科学研究规划基金项目“我国森林保险精准扶贫效应评估与机制优化研究”(编号: 20YJA790059)、国家社会科学基金后期资助项目“中国森林保险需求与供给模式研究”(编号: 20FGLB022)、国家自然科学基金重点项目“贫困地区持续发展的内生动力及政策研究”(项目批准号: 72034007)的阶段性研究成果。本文通讯作者: 秦涛。

府基本实现全额补贴的公益林参保面积的提高，2018年公益林参保面积较2011年增长了350.25%，而商品林参保面积仅增长了36.91%；从2014年开始中国森林保险参保面积增长放缓，甚至2016年出现下降。当前参保率并非“真实”量，而是在政府行政力量干预下的参保水平。那么，当前森林保险保费补贴政策参保激励效应究竟如何，影响营林主体参保的因素有哪些，尤其在当前农户加速分化与经营规模化背景下，森林保险保费补贴政策对异质性营林主体的参保激励是否存在差异，这些问题有待于进一步的理论探讨与实证检验。

国内外学者就森林保险财政补贴政策下营林主体的参保意愿及其影响因素进行了大量的理论与实证研究。大部分学者认为保费补贴可有效刺激林农的森林保险需求，促进森林保险在更大范围内实施（李彧挥等，2014；Cipollaro and Sacchello, 2018；富丽莎等，2020；曾玉林等，2021）。已有研究从个人基本特征、家庭经济水平、保险产品特征等方面分析了林农的森林保险需求影响因素（郑春继等，2017；Casaburi et al., 2018；刘海巍和陈珂，2020；贺娟，2020；曹兰芳等，2020），但当前大部分研究仅针对传统小林农，对新型林业经营主体的参保需求与异质性营林主体的参保需求差异问题鲜有涉及，这与当前中国林业生产分化与经营规模化背景下新型林业经营主体逐渐成为林业生产主要力量的趋势不相符。异质性营林主体在林业经营规模与生产特征等方面存在差异，导致其对森林保险的需求存在较大差异。相较于传统小林农，新型林业经营主体经营规模更大，面临的林业风险及风险所致损失相应更大，面临的风险种类更多，其对森林保险的需求更强烈（李猛等，2019；牛浩等，2020；任天驰和杨汭华，2020）。但受限于低保障水平与财政补贴政策设计缺陷，现有森林保险产品无法满足新型林业经营主体的基本风险管理需求，这严重影响了其参保意愿（秦涛等，2014；张伟等，2018；庹国柱，2019）。

为此，本文将传统小林农与新型林业经营主体纳入统一研究框架，基于实地调研数据，在综合考虑森林保险保费补贴政策与保险产品供给特征、内生性等因素的基础上，结合运用Oprobit模型与Ivprobit_CMP估计法，就森林保险保费补贴政策参保激励效应、补贴政策对异质性营林主体的参保激励差异进行实证分析。相较于已有文献，本文的边际贡献如下：一是对传统小林农与新型林业经营主体的差异化参保需求进行深入分析，关注了经营规模化背景下森林保险保费补贴政策对两类异质性营林主体的参保激励及其差异情况，并运用有序probit模型更准确全面地体现了营林主体参保意愿的层次性；二是在分析中考虑了森林保险保费补贴政策及产品供给特征因素，为进一步改善补贴政策与保险产品供给提供参考；三是在选取工具变量的基础上，运用Ivprobit_CMP估计法纠正了潜在内生性偏误，提高了估计结果的可靠性和有效性。

二、参保机理理论分析

（一）参保机理分析

在森林保险需求的影响因素方面，学者们主要考虑了营林主体特征、家庭基本情况、林业经营情况、受灾情况、保险认知、保险条款、政府补贴、政府救济等方面（秦涛等，2014；刘汉成，2019；曹兰芳等，2020）。总体来看，营林主体主观性因素、收入因素、林业经营性因素等均会对森林保险

需求产生重要影响。其中，主观性因素包括投保主体年龄、受教育程度、风险偏好、对森林保险重要性的认知等；收入因素包括家庭收入情况、林业信贷情况等；林业经营性因素包括林地经营情况、林业收入情况、林业受灾状况等。学者们对森林保险产品特性及政府补贴制度等客观性因素与森林保险需求关系的关注相对较少。基于此，本文将影响营林主体参保的主要因素归纳为三方面：是否有保险需要，保险产品供给能否满足潜在需求，这是参保的先决条件；根据家庭收入特征，营林主体是否具有支付能力，这是参保的基础；政府保费补贴政策是否激励营林主体参保，这是参保的保障（图1）。同时，传统小林农与新型林业经营主体在上述各类特征上存在较大差异，导致两者参保意愿可能存在较大差异。

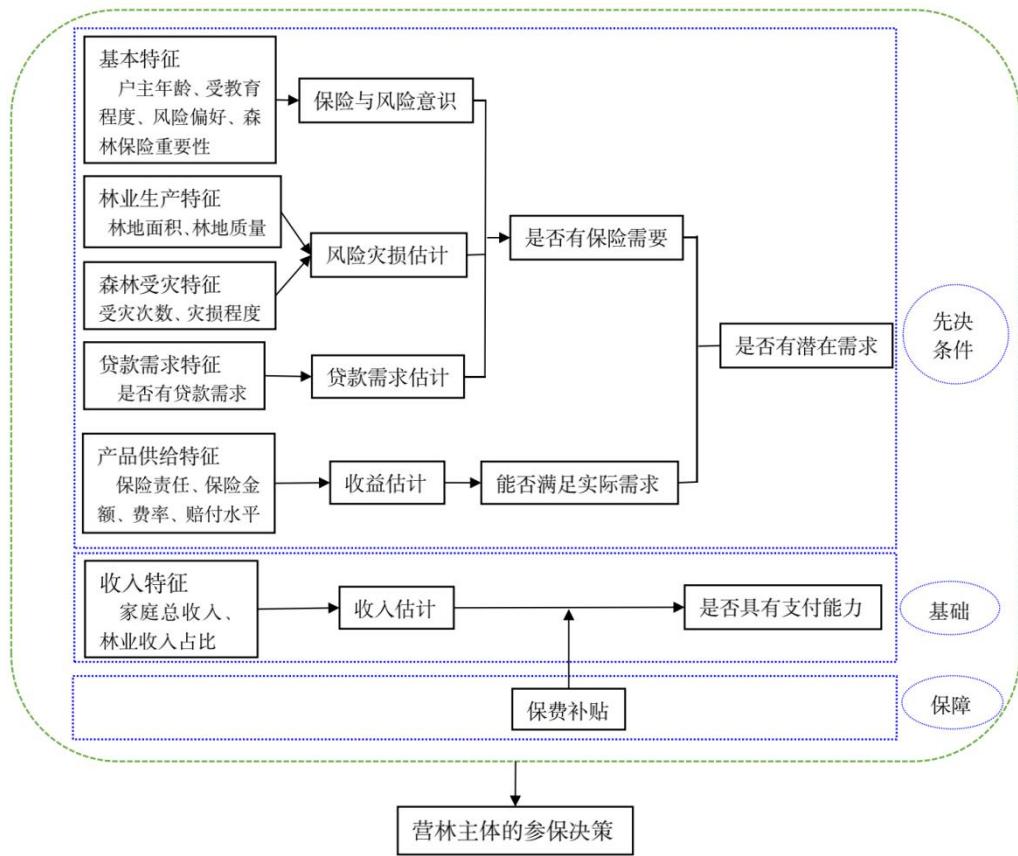


图1 森林保险参保机理图

1. 参保先决条件：是否有潜在需求

首先，保险需要是形成参保潜在需求的前提。营林主体的保险需要主要由其风险与保险意识、风险灾损估计以及贷款需求估计三方面决定。其一，风险与保险意识是营林主体形成保险需要的先决条件。林业生产面临着自然风险、技术风险、市场风险、政策风险等多重风险，且具有连带特征，风险水平较高。具有保险意识的营林主体更倾向于参保来分散风险，且风险规避的营林主体对风险更敏感，在经营过程中更愿意主动采取措施规避风险，参保需求更高。其二，风险灾损估计是营林主体形成保险需要的必要条件。经历过重大灾害或频繁遭受灾害的营林主体对未来的风险灾损估计更高，更需要

通过参保来分散风险，且风险所致损失越大，风险灾损预期越高，参保意愿也越强。其三，贷款需求也是营林主体形成保险需要的重要因素。林业生产受多重风险影响，收入稳定性差，使得营林主体信贷获取难度大，而森林保险作为林权抵押贷款的前置条件，对有贷款需求的营林主体有较强吸引力，尤其是想要扩大生产规模或想要加大生产资金投入的营林主体。

其次，森林保险产品供给是营林主体形成参保潜在需求的核心，决定了营林主体的参保效用与预期收益。保障水平直接影响营林主体的参保预期收益，营林主体对森林保险保障水平的认知评价越高，其参保意愿就越强。赔付水平衡量了营林主体参保后遇损时可获得的预期赔付，营林主体对赔付水平的认知评价越高，其参保意愿就越高。保险责任覆盖越全面，越能满足营林主体分散风险的需求，对营林主体的参保吸引力也就越大。费率决定了森林保险的保费水平，保费决定了参保的成本，营林主体的费率认知评价越高，其参保意愿就越强。

2. 参保基础：是否有支付能力

有保险支付能力是营林主体参保潜在需求转化为实际需求的基础。保险支付能力由营林主体的收入特征决定，包括其家庭收入水平与林业收入占比。家庭收入水平是营林主体购买森林保险的经济基础，在一定保费水平下，家庭收入水平越高，营林主体支付能力越强，参保可能性也越高。这也意味着费率是在既定收入水平下决定营林主体是否具有保险购买力的关键，营林主体的费率认知评价越高、支付能力越强，其参保意愿也就越强。同时，林业收入占比是衡量林业生产重要程度的指标，其比重越高，林业生产经营活动越重要，营林主体对林业风险的关注度也越高，参保可能性就越大。

3. 参保保障：政府补贴支持

政府保费补贴政策是营林主体参保的保障，也是促进森林保险市场快速有效发展的重要措施。政府对购买森林保险的营林主体提供一定比例的保费补贴，这会从收入效应与替代效应两方面增强营林主体参保可能性。从收入效应看，实施保费补贴政策后，营林主体的实际可支配收入增加，保险支付能力提高，参保有效需求也会随之增加。对具有保险潜在需求但受收入水平限制的营林主体而言，政府保费补贴增强了其保险购买力，有助于将其参保潜在需求转化为参保有效需求，提高参保可能性。从替代效应看，实施保费补贴政策后，相较于其他风险管理措施，森林保险的相对价格降低，效用与收益相对提升，增加了营林主体选择参保从而规避风险的可能性，有效需求随之增加。因此，森林保险保费补贴政策可能提高营林主体的参保意愿。

但异质性营林主体对风险管理与保障的需求、保费补贴政策的认知、保险产品的需求等均存在较大差异，导致保费补贴政策对营林主体的参保激励效应可能存在差异。传统小林农林业生产规模普遍较小，受灾可能性及灾损估计相对较低，保险意识普遍较低，这抑制了其参保需求。随着城镇化与劳动力转移的推进，林业生产收入占家庭总收入的比例相对较小，林业生产波动对小林农家庭收入或生活的影响普遍较低，这也严重降低了其保险需求。此外，小林农收入水平较低，保险购买力弱，对森林保险产品的保费水平变动更敏感，这也导致小林农更加依赖政府保费补贴，保费补贴可能是影响小林农参保的关键。新型林业经营主体规模化、专业化程度高，更多受到林业风险的影响，灾损估计也相应较大。新型林业经营主体包括大林场、林业企业等，具有综合企业相似的特征，风险与保险意识

高，具有较高的保险需求。同时，新型林业经营主体收入水平较高，具备较强购买力，对政府的保费补贴需求相对不高，但具有较高的风险管理需求，对森林保险产品保障水平的要求较高，现行“低保障”保险产品可能会抑制其对森林保险的有效需求。

（二）研究假说

政府大力宣传森林保险保费补贴政策，有助于提升营林主体的保险意识，强化其保险需求。补贴政策的实施，可以有效降低营林主体保费负担，提高保险购买力，进而促使潜在需求转化为有效需求。据此，笔者提出研究假说 H_1 ：森林保险保费补贴政策具有参保激励效应，森林保险保费补贴政策的实施可以有效提高营林主体的参保意愿。

传统小林农与新型林业经营主体在林业生产特征、收入特征、产品供给特征及贷款需求特征等方面存在较大差异，使得两者的保险潜在需求与参保支付能力存在差异，这造成两者对政府保费补贴的需求存在差异，进而导致森林保险保费补贴政策对两类营林主体参保意愿的影响存在差异。据此，笔者提出研究假说 H_2 ：森林保险保费补贴政策参保激励效应存在主体异质性，即保费补贴政策对传统小林农与新型林业经营主体参保意愿的影响存在差异。

三、模型构建与数据来源

（一）数据来源

本文数据来源于笔者 2018 年 10 月到 12 月在福建省的问卷调研，调研采用分层抽样和随机抽样相结合的方法，首先采用分层抽样方法选取 2 个样本县，分别为福建省清流县和沙县，在此基础上，对样本县中的林业经营主体展开随机抽样。调研共覆盖 8 个乡镇^①，40 个村，发放调查问卷 500 份，收回有效问卷 470 份，样本有效率为 94.0%。其中，传统小林农有效问卷为 382 份，新型林业经营主体（包括林业大户、家庭林场以及林业龙头企业等）有效问卷为 88 份。选取福建省为调研地点，主要有两点考虑：一是福建省为中国重点林区，森林覆盖率高；二是福建省为中国最早一批进行中央财政森林保险保费补贴试点的省份，森林保险开展时间较长，具有一定代表性。

（二）变量选择

1.被解释变量。被解释变量为营林主体的森林保险参与意愿，问卷中的回答及赋值设定为“无参与意愿=1”、“一般=2”、“有较高参与意愿=3”。森林保险参与意愿是有序分类变量，以更好地体现营林主体森林保险参与意愿的层次性。

2.核心解释变量。笔者将核心解释变量设定为营林主体的森林保险保费补贴政策认知度与森林保险保费补贴政策满意度。前者通过问卷题目“您是否了解本地当前的森林保险保费补贴政策？”衡量，题项答案为：①完全不了解；②一般；③较为了解；④非常了解。后者通过问卷题目“您对本地当前的森林保险保费补贴政策是否满意？”衡量，题项答案为：①不满意；②一般；③比较满意；④非常

^① 调研乡镇包括：三明市清流县李家乡、龙津镇、嵩口镇、灵地镇、沙芜乡、嵩溪镇，三明市沙县高桥镇、南霞乡。受篇幅限制，调查村的名称不一一说明。

满意。

3.控制变量。控制变量分为营林主体基本特征、林业生产经营特征、森林灾损特征、收入特征、产品供给特征及贷款需求特征六类。其中，本文选取年龄、受教育程度、风险偏好程度、森林保险重要性等变量衡量营林主体的基本特征；选取林地面积衡量林业生产经营特征；选取是否遭受灾害与林地灾损程度两个变量衡量森林灾损特征；选取林业收入占比来衡量收入特征；选取保险责任认知评价、保障水平认知评价、赔付认知评价、费率认知评价衡量产品供给特征；选取是否有贷款需求变量衡量贷款需求特征。变量及赋值见表 1。

表 1 森林保险参保意愿变量选择

类型	变量	测量及赋值
参保意愿	森林保险参与意愿	不意愿参与=1, 一般=2, 有很高参与意愿=3
保费补贴政策	保费补贴政策认知度	完全不了解=1, 一般=2, 较为了解=3, 非常了解=4
	保费补贴政策满意度	不满意=1, 一般=2, 比较满意=3, 非常满意=4
	保险责任认知评价	不满意=1, 一般=2, 比较满意=3, 非常满意=4
产品供给特征	保障水平认知评价	不满意=1, 一般=2, 比较满意=3, 非常满意=4
	费率认知评价	不满意=1, 一般=2, 比较满意=3, 非常满意=4
	赔付认知评价	不满意=1, 一般=2, 比较满意=3, 非常满意=4
贷款需求特征	是否有贷款需求	是=1, 否=0
森林灾损特征	是否遭受灾害	近 3 年是否遭受自然灾害：是=1, 否=0
	林地灾损程度	10%以下=1, 10%-30%=2, 31%-50%=3, 50%以上=4
	年龄	户主实际年龄, 单位: 岁
营林主体基本特征	受教育程度	小学及以下=1, 初中=2, 高中=3, 大专及以上=4
	风险偏好程度	风险偏好实验的实际测试值：风险厌恶型=1, 风险中立型=2, 风险偏好型=3
	森林保险重要性	不重要=1, 一般=2, 比较重要=3, 非常重要=4
林业生产经营特征	林地面积	实际林地面积或经营规模, 单位: 亩
收入特征	林业收入占比	10%以下=1, 10%-30%=2, 31%-50%=3, 50%以上=4

注：借鉴 Anderson and Gong (2010) 的研究，营林主体的风险偏好实验设置如下：假定营林主体可在 2019 年年末采伐所有林木，且林木有两种销售方式：一是以固定的市场价格出售给森工企业，需要在 2018 年年底与森工企业签署销售合同，无论 2019 年市场价格如何变动，营林主体须按合同执行；二是根据 2019 年的市场价格出售。由于市场价格存在不确定性，2019 年获得的收益可能比第一种方式高，也可能低。营林主体若认为第一种方式优于第二种方式，则被视为风险厌恶型；若认为第二种方式优于第一种，则被视为风险偏好型；若认为两种方式不存在差异，则被视为风险中立型。

（三）模型设定

1. 森林保险保费补贴政策参保激励效应模型设定

被解释变量为营林主体的森林保险参与意愿，是有序分类变量，因此，本文选择 Oprobit 模型进行分析。Oprobit 模型设定如下：

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \sum_{k=1}^n \pi_k Z_k + \varepsilon \quad (1)$$

(1) 式中, Y_i 表示营林主体 i 的参保意愿; X_1 为森林保险保费补贴政策认知度, X_2 为森林保险保费补贴政策满意度, 两者为本文核心解释变量, β 表示核心解释变量系数。 Z_k 表示控制变量, 包括营林主体基本特征、产品供给特征、贷款需求特征、森林灾损特征、林业生产经营特征、收入特征等; π_k 为控制变量系数; ε 为随机干扰项。

此外, 诸多研究表明, Oprobit 模型与 Ologit 模型、OLS 模型估计结果的系数符号及显著性一致, 当模型设定无误时, Oprobit 模型、Ologit 模型及 OLS 估计并无优劣之分 (Ferrer and Frijters, 2004; 祝仲坤, 2017)。因此, 本研究运用 Oprobit 模型进行估计, 并运用 Ologit 模型与 OLS 估计进行稳健性检验。

2. 森林保险保费补贴政策参保激励效应异质性模型设定

为进一步检验异质性营林主体的保费补贴政策参保激励效应差异, 笔者在 (1) 式基础上加入营林主体虚拟变量与森林保险保费补贴政策认知度和满意度的交互项, 模型设定如下:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_1' X_1 \times F + \beta_2 X_2 + \beta_2' X_2 \times F + \sum_{k=1}^n \pi_k Z_k + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中, F 为营林主体虚拟变量, 如果营林主体是传统小林农, 则赋值为 1, 如果是新型林业经营主体, 则赋值为 0。其他变量设定与 (1) 式一致。交互项的系数 β_1' 、 β_2' 分别表示森林保险保费补贴政策认知度与满意度对两类营林主体参保意愿的影响。估计方法与 (1) 式一致。

(四) 描述性分析

为分析两类异质性营林主体在森林保险参与意愿、保费补贴政策认知评价、森林保险产品供给认知评价、基本特征等方面的差异, 笔者分别对这些方面进行非参数卡方 (χ^2) 检验。卡方检验的原假设是: 不同样本组的数据不存在内在因素导致的显著差异, 所有差异都是抽样误差引起的。

1. 异质性营林主体的森林保险参与意愿分析

在当前每亩 1000 元的保障水平下, 有较高森林保险参与意愿的传统小林农有 256 个, 占全部小林农的比重为 67.02%, 而没有参与意愿的小林农仅有 12 个, 占全部小林农的 3.14%; 有较高森林保险参与意愿的新型林业经营主体有 48 个, 占全部新型林业经营主体的比重为 54.55%, 一般或不愿意参保的新型林业经营主体有 40 个, 占全部新型林业经营主体的 45.45%。由此可知, 在当前“低保费、低保障”的森林保险模式下, 相较于新型林业经营主体, 小林农的参保意愿更高。小林农经营规模小, 生产投入少, 且林业收入在家庭总收入中占比较低, 使得小林农对风险管理与保障的要求相对较低, 但对保费较为敏感。因此, 当前“低保费、低保障”的森林保险产品能满足大部分小林农参保需求。而新型林业经营主体的经营规模大、投入大, 林业收入占比高, 这使得其对保障水平有较高要求。而当前“低保障”的森林保险产品供给并不能有效满足新型林业经营主体的风险管理需求, 因此, 新型林业经营主体的参保意愿相对不高。此外, 各保障水平下参保意愿的卡方检验均在 1% 统计水平上显著拒绝原假设, 表明新型林业经营主体与传统小林农的风险管理需求存在明显差异, 即异质性营林主

体的森林保险需求存在明显差异。

2.异质性营林主体的森林保险保费补贴政策认知分析

森林保险保费补贴政策认知情况如表2所示。首先，两类营林主体对补贴政策的认知度均较高，较为了解与非常了解的小林农和新型林业经营主体分别有244个和66个，分别占全部小林农和新型林业经营主体的63.87%和75.00%，不了解的小林农与新型林业经营主体分别有24个和3个，分别占全部小林农和全部新型林业经营主体的6.28%和3.41%。由此可知，大部分营林主体对补贴政策的认知度较高，反映出福建省对补贴政策的重视程度较高，推广宣传较为成功，大部分营林主体对补贴政策有一定了解。卡方检验在5%统计水平上显著拒绝原假设，表明新型林业经营主体的补贴政策认知度显著高于传统小林农。其次，对补贴政策非常满意与较为满意的小林农共有240个，占全部小林农的62.83%，评价为不满意的小林农占全部小林农的5.76%。而评价为非常满意与较为满意的新型林业经营主体有80个，占全部新型林业经营主体的90.91%，评价为不满意的新型林业经营主体仅占全部新型林业经营主体的2.27%。由此可知，营林主体对补贴政策满意度较高，现行补贴政策可在一定程度上满足其投保需求。卡方检验在1%统计水平上显著拒绝原假设，表明新型林业经营主体的补贴政策满意度显著高于传统小林农。

表2 异质性营林主体森林保险保费补贴政策认知特征

		传统小林农		新型林业经营主体	
		频数	占比	频数	占比
补贴政策认知度	不了解	24	6.28%	3	3.41%
	一般	114	29.84%	19	21.59%
	较为了解	203	53.14%	47	53.41%
	非常了解	41	10.74%	19	21.59%
	χ ² 检验	χ ² (3)=9.355; p=0.025			
补贴政策满意度	不满意	22	5.76%	2	2.27%
	一般	120	31.41%	6	6.82%
	较为满意	201	52.62%	57	64.77%
	非常满意	39	10.21%	23	26.14%
	χ ² 检验	χ ² (3)=33.532; p=0.000			

3.异质性营林主体的森林保险产品供给认知分析

异质性营林主体的森林保险产品供给认知如表3所示。第一，就森林保险责任认知评价而言，传统小林农与新型林业经营主体的保险责任认知评价均值分别为2.41与2.78。其中，新型林业经营主体整体评价相对更高，评价为满意及以上的有59个，占全部新型林业经营主体的67.04%，评价为不满意的仅占全部新型林业经营主体的6.82%。传统小林农评价为满意及以上的有162个，占全部小林农的42.41%，评价为不满意的占全部小林农的13.09%。由此可知，福建省森林综合保险责任覆盖面较广，涵盖了绝大部分自然灾害种类，两类营林主体对保险责任均较为满意。卡方检验在1%统计水平上显著拒绝原假设，表明新型林业经营主体对保险责任的评价显著高于传统小林农。

第二，就保障水平认知评价而言，新型林业经营主体整体评价偏低。其中，评价为很满意的新

林业经营主体数为 0, 评价为满意的仅有 6 个, 占全部新型林业经营主体的比重仅为 6.82%, 其余均为一般与不满意。传统小林农的评价比新型林业经营主体高, 其中, 评价为满意与很满意的有 194 个, 占全部小林农的比重为 50.78%。由此可知, 福建省目前每亩 700 元到 1080 元的保险金额能满足一部分小林农的风险保障需求, 但远不能满足新型林业经营主体的风险保障需求。根据调研, 目前福建省森林保险保障水平仅为营林主体生产总成本的 46.67%~66.67%, 虽较前几年有所提升, 但仍不能完全解决林业简单再生产的风险补偿问题, 更不能满足规模化新型经营主体的风险保障需要。卡方检验在 1% 统计水平上显著拒绝原假设, 表明小林农的保障水平评价显著高于新型林业经营主体。

第三, 就费率认知评价而言, 新型林业经营主体认知评价整体较高, 均值为 3.19。其中, 评价为满意及以上的有 70 个, 占全部新型林业经营主体的 79.55%, 评价为不满意的仅占全部新型林业经营主体的 7.95%。小林农的认知评价略低于新型林业经营主体, 均值为 2.79, 评价为满意与很满意的有 252 个, 占全部小林农的比重为 65.97%, 评价为不满意的占全部小林农的 11.52%。由此可知, 福建省目前 1.39%~2.15% 的费率水平 (每亩 1.5 元) 在大部分营林主体可负担的范围内, 尤其在财政高比例补贴后, 营林主体需支付的保费很低, 使得其对当前费率水平的满意度评价整体偏高。卡方检验在 1% 统计水平上显著拒绝原假设, 表明新型林业经营主体对费率水平的评价显著高于传统小林农。

第四, 就赔付认知评价而言, 新型林业经营主体的评价整体较高, 均值为 2.89。其中, 评价为很满意与满意的有 66 个, 占全部新型林业经营主体的比重为 75.00%, 评价为不满意的有 10 个, 占全部新型林业经营主体的比重仅为 11.36%。而小林农的评价低于新型林业经营主体, 均值为 2.40, 且“中间大, 两头小”, 大部分小林农的评价集中在一般与满意两个水平上, 占全部小林农的比重达 82.19%。福建省森林保险赔付没有绝对免赔规定, 仅有相对免赔率。当前以 100 亩为界的赔付规定更有利于规模较大的新型林业经营主体, 不利于林地经营面积偏小的传统小林农, 导致小林农的获赔满意度低于新型林业经营主体。卡方检验在 1% 统计水平上显著拒绝原假设, 表明新型林业经营主体的赔付评价显著高于传统小林农。

表 3 异质性营林主体森林保险产品供给评价特征

保险产品供给特征	传统小林农		新型林业经营主体		
	频数	占比	频数	占比	
保险责任认知	不满意	50	13.09%	6	6.82%
	一般	170	44.50%	23	26.14%
	满意	116	30.37%	43	48.86%
	很满意	46	12.04%	16	18.18%
	χ^2 检验		$\chi^2(3)=17.513, p=0.001$		
保障水平认知	不满意	78	20.42%	47	53.41%
	一般	110	28.80%	35	39.77%
	满意	158	41.36%	6	6.82%
	很满意	36	9.42%	0	0.00%
	χ^2 检验		$\chi^2(3)=88.544, p=0.000$		
费率认知	不满意	44	11.52%	7	7.95%

(续表3)

一般	86	22.51%	11	12.50%	
满意	160	41.89%	28	31.82%	
很满意	92	24.08%	42	47.73%	
χ^2 检验	$\chi^2(3)=20.148, p=0.000$				
赔付认知	不满意	48	12.57%	10	11.36%
	一般	154	40.31%	12	13.64%
	满意	160	41.88%	44	50.00%
	很满意	20	5.24%	22	25.00%
	χ^2 检验	$\chi^2(3)=46.847, p=0.000$			

四、实证检验与结果分析

(一) 森林保险保费补贴政策参保激励效应分析

表4给出了全样本营林主体的参保意愿回归结果。其中，方程1到方程3为运用 Oprobit 模型的回归结果，方程4到方程6为运用 Ologit 模型的回归结果，方程7为运用 OLS 模型的回归结果。方程1与方程4考察了森林保险保费补贴政策认知度对营林主体参保意愿的影响，方程2与方程5考察了森林保险保费补贴政策满意度对营林主体参保意愿的影响，方程3、方程6及方程7同时加入了森林保险保费补贴政策认知度和满意度两个核心解释变量。从估计结果来看，所有方程中森林保险保费补贴政策认知度与满意度两个核心解释变量均显著，且系数差异不大，回归结果稳健。

表4 森林保险保费补贴政策的参保激励效应检验结果

解释变量	Oprobit模型			Ologit模型			OLS回归
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	
补贴政策认知度	0.027* (0.012)		0.028* (0.012)	0.049* (0.024)		0.052* (0.024)	0.013* (0.008)
补贴政策满意度		0.191*** (0.039)	0.194*** (0.040)		0.367*** (0.074)	0.371*** (0.076)	0.102** (0.023)
保险责任认知评价	0.022* (0.024)	0.018* (0.023)	0.016* (0.024)	0.039* (0.045)	0.032* (0.041)	0.028* (0.047)	0.009* (0.014)
保障水平认知评价	0.257*** (0.070)	0.206*** (0.071)	0.234*** (0.071)	0.483*** (0.131)	0.406*** (0.133)	0.447*** (0.134)	0.125*** (0.038)
费率认知评价	0.003** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.005** (0.002)	0.003** (0.002)	0.003** (0.002)	0.001* (0.001)
赔付情况认知评价	0.019** (0.040)	0.023** (0.040)	0.020** (0.040)	0.032** (0.081)	0.041** (0.079)	0.035** (0.083)	0.011* (0.021)
是否有贷款需求	0.031** (0.083)	0.025** (0.082)	0.036** (0.083)	0.053** (0.163)	0.042** (0.162)	0.056** (0.163)	0.019* (0.045)
是否遭受灾害	0.024* (0.013)	0.020* (0.012)	0.022* (0.014)	0.042* (0.025)	0.036* (0.022)	0.039* (0.026)	0.013* (0.008)

(续表 4)

林地灾损程度	0.213*** (0.085)	0.163*** (0.084)	0.171*** (0.085)	0.375*** (0.159)	0.288*** (0.154)	0.304*** (0.161)	0.090*** (0.043)
年龄	-0.067 (0.009)	-0.046 (0.009)	-0.055 (0.009)	-0.113 (0.017)	-0.084 (0.016)	-0.098 (0.017)	-0.031 (0.005)
受教育程度	0.009** (0.029)	0.015** (0.030)	0.008** (0.030)	0.015** (0.055)	0.025** (0.058)	0.014** (0.058)	0.004* (0.016)
风险偏好程度	-0.011*** (0.008)	-0.023*** (0.007)	-0.016*** (0.008)	-0.017*** (0.014)	-0.038*** (0.012)	-0.030*** (0.014)	-0.008*** (0.004)
森林保险重要性	0.040* (0.041)	0.028* (0.040)	0.043* (0.041)	0.071* (0.076)	0.045* (0.075)	0.075* (0.078)	0.022* (0.025)
林地面积	0.016** (0.070)	0.008** (0.070)	0.012** (0.071)	0.025** (0.137)	0.014** (0.134)	0.020** (0.138)	0.006* (0.037)
林业收入占比	0.135*** (0.023)	0.106*** (0.023)	0.158*** (0.023)	0.256*** (0.043)	0.193*** (0.042)	0.282*** (0.043)	0.083*** (0.012)
切点 1 估计值	0.505 (0.361)	0.688 (0.511)	0.217 (0.241)	0.501 (0.612)	0.682 (0.802)	0.215 (0.389)	
切点 2 估计值	1.126 (0.364)	1.309 (0.513)	1.064 (0.245)	2.025 (0.618)	2.293 (0.810)	1.856 (0.392)	
县域地区变量	已控制						
准R ² 或R ²	0.082	0.105	0.107	0.093	0.121	0.124	0.256
N				470			

注: ①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号内为标准误。

根据表 4 的估计结果, 补贴政策认知度在 10% 统计水平上显著正向影响营林主体的森林保险参与意愿, 表明营林主体的补贴政策认知度越高, 其参保意愿越强烈, 即了解森林保险保费补贴政策有助于激励营林主体参保。除方程 7 外, 补贴政策满意度在 1% 统计水平上显著正向影响营林主体的森林保险参与意愿, 表明营林主体的补贴政策满意度越高, 其参保意愿越强烈, 即补贴政策越能满足营林主体的期望, 越有助于激励其参保。由此可知, 森林保险保费补贴政策的实施有效激励了营林主体参保, 验证了研究假说 H₁。

Oprobit 模型的回归系数没有实际意义, 只能反映显著性与符号方向。为反映森林保险保费补贴政策对营林主体参保意愿的影响效应, 笔者进一步计算了补贴政策认知度与满意度在均值处的边际效应, 结果如表 5 所示。根据表 5 的计算结果, 保费补贴政策认知度与满意度增加时, 营林主体无参与意愿的概率均有所降低, 较高参与意愿概率均有所增加, 这进一步反映了森林保险保费补贴政策可以有效提升营林主体的参保意愿, 具有参保激励效应。随着森林保险保费补贴政策的完善以及政府部门的推广与宣传, 营林主体对森林保险及保费补贴政策的认知更深入, 对政府参保优惠政策以及参保的重要性有更全面的认识, 从而激励了营林主体参保。同时, 当前保费补贴政策, 包括补贴方式、补贴力度以及补贴标准等, 越能满足营林主体的期望, 保费补贴政策对营林主体的参保激励作用越强。

表 5 森林保险保费补贴政策对参保意愿的边际效应分析

	无参与意愿	一般	较高参与意愿
补贴政策认知度	-0.0018*	-0.0030*	0.0039*
补贴政策满意度	-0.0027**	-0.0051***	0.0074***

注: ***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

从森林保险产品供给特征看,森林保险责任认知评价、保障水平认知评价、费率认知评价、赔付认知评价均显著正向影响营林主体森林保险参与意愿,表明营林主体对森林保险责任、保障水平、费率以及赔付的评价越高,其参保意愿越强烈。这也反映出改善森林保险产品供给质量,提高营林主体对森林保险产品的满意度,可有效提升其参保意愿。结合营林主体对森林保险产品供给的评价可知,营林主体对森林保险费率水平和保险责任比较满意,但对保障水平与赔付的满意度偏低,尤其是保障水平。因此,进一步提升补贴政策的参保激励效果,需要在提高保障水平与优化赔付规定等方面完善森林保险产品供给。在其他控制变量方面,是否有贷款需求、是否遭受灾害、林地灾损程度、林地面积、林业收入占比、受教育程度以及森林保险重要性均在不同统计水平上正向影响营林主体的参保意愿,表明林业信贷需求越强烈、遭受过林业灾害或灾损程度越大、林地经营规模越大、林业收入占比越高、越重视森林保险,营林主体的参保意愿越强烈。风险偏好程度在 1% 统计水平上显著负向影响营林主体的参保意愿,表明风险规避度越高,营林主体越倾向于通过参保来规避林业生产风险。

(二) 异质性营林主体参保激励效应分析

表 6 给出了两类异质性营林主体的森林保险保费补贴政策参保激励效应估计结果。其中,方程 1 到方程 3 为参保激励效应异质性模型回归结果,回归中加入了森林保险保费补贴政策认知度和满意度与营林主体类型的交互项。其中,方程 1、方程 2、方程 3 分别为运用 Oprobit 模型、Ologit 模型及 OLS 估计的回归结果。方程 4 为针对传统小林农的补贴政策参保激励效应回归结果,方程 5 为针对新型林业经营主体的补贴政策参保激励效应回归结果。

表 6 小林农与新型林业经营主体参保激励效应回归结果

	异质性营林主体激励差异性			传统小林农	新型林业经营主体
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5
	Oprobit	Ologit	OLS	Oprobit	Oprobit
补贴政策认知度	0.021* (0.017)	0.040* (0.031)	0.009* (0.009)	0.026** (0.082)	0.005* (0.074)
补贴政策认知度×营林主体类型	0.015* (0.008)	0.029* (0.012)	0.007* (0.002)		
补贴政策满意度	0.142*** (0.046)	0.275*** (0.080)	0.064** (0.025)	0.156** (0.080)	0.114** (0.073)
补贴政策满意度×营林主体类型	0.098*** (0.016)	0.194** (0.040)	0.055*** (0.011)		
保险责任认知评价	0.013* (0.028)	0.023* (0.052)	0.006* (0.017)	0.009 (0.066)	0.261* (0.054)

(续表 6)

保障水平认知评价	0.189*** (0.075)	0.344*** (0.141)	0.086*** (0.042)	0.166*** (0.167)	0.278** (0.148)
费率认知评价	0.001** (0.005)	0.002** (0.009)	0.001* (0.003)	0.001** (0.110)	0.001 (0.018)
赔付情况认知评价	0.014** (0.044)	0.026** (0.087)	0.005* (0.028)	0.009** (0.129)	0.063* (0.091)
切点 1 估计值	0.295 (0.531)	0.291 (0.866)		0.317 (0.392)	0.545 (0.258)
切点 2 估计值	1.127 (0.539)	2.042 (0.870)		1.416 (0.396)	1.118 (0.262)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整R ² 或准R ²	0.125	0.137	0.082	0.114	0.101
N	470	470	470	382	88

注: ①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号内为标准误; ③因篇幅限制, 表中仅汇报核心解释变量的回归结果, 其他控制变量同表 4。

根据表 6, 方程 1 中保费补贴政策认知度和营林主体类型交互项、保费补贴政策满意度与营林主体类型交互项分别在 10%、1% 统计水平上显著, 且系数均为正, 说明两类营林主体的补贴政策参保激励效应存在显著差异, 当前森林保险保费补贴政策对传统小林农参保意愿的影响要高于新型林业经营主体。同时, 方程 2 和方程 3 估计结果同样表明两类营林主体的补贴政策参保激励效应存在显著差异。因此, 研究假说 H₂ 得到验证。为进一步分析两类营林主体补贴政策参保激励效应的差异, 笔者分别计算了两类营林主体的森林保险保费补贴政策认知度与满意度在均值处的边际效应, 结果见表 7。

表 7 两类营林主体的边际效应分析

		无参与意愿	一般	较高参与意愿
补贴政策认知度	传统小林农	-0.0024*	-0.0035*	0.0047*
	新型林业经营主体	-0.0013*	-0.0021*	0.0027*
补贴政策满意度	传统小林农	-0.0035**	-0.0058***	0.0086***
	新型林业经营主体	-0.0019**	-0.0042***	0.0049***

注: ***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

根据表 7 的估计结果, 森林保险保费补贴政策认知度和满意度增加时, 传统小林农与新型林业经营主体的无参与意愿的概率均有所降低, 较高参与意愿概率均有所增加。从边际效应值看, 现行保费补贴政策对新型林业经营主体的参保激励效应弱于传统小林农, 进一步验证了研究假说 H₂。这可能是由于两类营林主体在基本特征、森林保险产品偏好等方面的不同。新型林业经营主体通常是大林场或林业企业等, 风险与保险意识高, 受到林业风险的影响相对较大, 灾害损失也相应较大, 对风险管理与保障需求较高。而在当前“低保障”补贴政策下, 森林保险产品不能满足部分新型林业经营主体的风险管理需求, 即使在政府高比例保费补贴下, 补贴政策的参保激励作用仍相对较小。传统小林农林

业生产规模较小，风险与灾害损失相对较低。同时，小林农收入水平较低，保险购买力弱，对保险价格而非风险管理更加看重。因此，当前“低保费、高补贴”的森林保险保费补贴政策对小林农参保意愿的影响较大，参保激励作用更强。

表 8 不同保障水平下异质性营林主体的森林保险参与意愿特征

		1500 元/亩			2000 元/亩			2500 元/亩		
		无意愿	一般	高意愿	无意愿	一般	高意愿	无意愿	一般	高意愿
传统 小林农	频数	16	69	297	46	117	219	95	143	144
	参保率	4.19%	18.06%	77.75%	12.04%	30.63%	57.33%	24.87%	37.43%	37.70%
新型林业 经营主体	频数	9	23	56	3	16	69	1	9	78
	投保率	10.23%	26.13%	63.64%	3.41%	18.18%	78.41%	1.14%	10.23%	88.64%
卡方检验		$\chi^2(2)=9.182, p=0.010$			$\chi^2(2)=14.215, p=0.001$			$\chi^2(2)=75.386, p=0.000$		

注：受限于篇幅，未列出 1000 元/亩保障水平下营林主体的森林保险参与意愿特征。

进一步地，笔者在现有森林保险保障水平基础上分别提高 50%、100%、150%（即 1500 元/亩、2000 元/亩、2500 元/亩），按当前的保费补贴比例与费率水平给出各保障水平下所需支付的保费，受访营林主体根据保障水平与保费等确定其参保意愿，具体如表 8 所示。根据表 8，新型林业经营主体的参保意愿随保障水平的提高而上升。森林保险覆盖林木再植成本并不能完全满足新型林业经营主体风险管理需求，“保价值”“保收入”等更高保障水平的森林保险会更吸引新型林业经营主体参保，这反映了低保障水平是阻碍保费补贴政策对新型林业经营主体的参保激励效应发挥的最主要因素。传统小林农的参保意愿随保障水平的提高而先上升再下降，呈“倒 U 型”。保障水平超过林木再植成本后，小林农的参保意愿反而会下降，说明覆盖林木再植成本基本可以满足大部分小林农的风险管理需求，继续提高保障水平并不会提高小林农的参保意愿。这可能是由于过高的保障水平会导致保费过高，给小林农带来较大经济负担。因此，在当前较低的保障水平下，保费补贴政策对小林农的参保激励更大，对新型林业经营主体的参保激励相对较小。

（三）内生性检验

营林主体的参保意愿在理论上受到森林保险保费补贴政策认知度和满意度的影响，但具有参保意愿的营林主体很可能会更积极主动去了解补贴政策和保险产品，具有参保意愿的营林主体也更容易对森林保险保费补贴政策与保险产品给出高评价，从而导致模型可能存在内生性问题。因此，笔者采用工具变量法来纠正内生性问题。本文两个关键内生解释变量不是连续型变量，不能直接采用工具变量法。相较于 Ivoprobit_MLE 估计，Ivoprobit_CMP 估计对内生解释变量的要求更宽松，即可为连续变量，也可为非连续变量。因此，本文运用 Ivoprobit_CMP 估计法进行回归，并同时列出 Ivoprobit_MLE 估计的回归结果，以进一步检验结果的稳健性。

1. 工具变量选择

其一，引入新农保政策认知度作为森林保险保费补贴政策认知度的工具变量。新农保政策和森林保险保费补贴政策均为财政惠农政策，且了解新农保政策的营林主体更具有保险意识，更有意愿通过参保来进行风险管理，因此，新农保政策认知度与森林保险保费补贴政策认知度预计存在高相关性。

同时，新农保政策认知度与营林主体是否购买森林保险不直接相关。其二，引入造林补贴政策满意度作为森林保险保费补贴政策满意度的工具变量。造林补贴政策与森林保险保费补贴政策均为财政惠农政策，政策实施至今均逾 10 年，且造林是营林主体林业生产经营的起点，营林主体对造林补贴政策的满意度可在一定程度上反映其对森林保险保费补贴政策的满意度。同时，造林补贴政策满意度与营林主体是否购买森林保险不直接相关。因此，笔者选择新农保政策认知度与造林补贴政策满意度作为工具变量。

笔者对工具变量依次进行弱工具变量检验、外生性检验、过度识别检验以及内生性检验以判断其有效性。首先，由第一阶段回归结果可知，新农保政策认知度与森林保险保费补贴政策认知度、造林补贴政策满意度与森林保险保费补贴政策满意度分别在 1%、5% 统计水平上显著相关，表明工具变量满足与内生变量相关的要求。联合显著性检验 F 值均大于 10，表明不存在弱工具变量问题。其次，Sargan 检验 p 值与 Basman 检验 p 值均大于 0.05，表明无法拒绝工具变量符合外生性条件的原假设。再次，Hansen J 统计量等于 0，说明工具变量恰好识别。最后，内生性 Hausman 检验的 p 值为 0.047，在 5% 统计水平上显著拒绝了所有变量均为外生的原假设，表明运用工具变量法是合理的。因此，新农保政策认知度与造林补贴政策满意度满足工具变量的基本要求。

2. 内生性检验

表 9 报告了全样本营林主体的森林保险保费补贴政策参保激励效应的再估计结果。其中，方程 1 为 Ivoprobit_CMP 估计的回归结果，方程 2 为 Ivoprobit_MLE 估计的回归结果。

表 9 全样本森林保险保费补贴政策参保激励效应的再估计

模型	方程 1		方程 2	
	Ivoprobit_CMP		Ivoprobit_MLE	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
补贴政策认知度		0.060*** (4.84)		0.075*** (4.21)
补贴政策满意度		0.208* (2.91)		0.191* (3.17)
新农保政策认知度	1.077*** (9.13)		1.136*** (8.97)	
造林补贴政策满意度		2.362** (9.39)		2.155** (9.52)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
N	470	470	470	470

注：①***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；②括号内为经稳健标准误校正过的 t 统计量；③因篇幅限制，表中仅汇报核心解释变量的回归结果，其他控制变量同表 4。

根据表 9 的估计结果，方程 1 和方程 2 中核心解释变量的回归结果并无明显变化，说明考虑内生性后，森林保险保费补贴政策认知度与满意度均显著正向影响营林主体的参保意愿，这再次验证了森林保险保费补贴政策具有参保激励效应的结论。表 10 报告了两类营林主体的森林保险保费补贴政策

参保激励效应再估计的结果。其中，方程 1、方程 2 为针对传统小林农分别运用 Ivoprobit_CMP 估计与 Ivoprobit_MLE 估计的回归结果，方程 3、方程 4 为针对新型林业经营主体分别运用 Ivoprobit_CMP 估计与 Ivoprobit_MLE 估计的回归结果。

表 10 两类营林主体的森林保险保费补贴政策参保激励效应的再估计

	传统小林农								新型林业经营主体							
	方程 1				方程 2				方程 3				方程 4			
	Ivoprobit_CMP		Ivoprobit_MLE		Ivoprobit_CMP		Ivoprobit_MLE		Ivoprobit_CMP		Ivoprobit_MLE		Ivoprobit_CMP		Ivoprobit_MLE	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
补贴政策认知度			0.106*** (3.13)		0.094*** (4.28)		0.043** (2.36)		0.040** (2.79)							
补贴政策满意度			0.257** (3.95)		0.232** (2.72)		0.128* (5.38)		0.119* (5.84)							
新农保政策认知度	1.241*** (8.34)		1.163*** (8.51)		0.804** (7.62)		0.775** (8.56)									
造林补贴政策满意度	3.062** (9.67)		3.108** (9.45)		2.079** (14.75)		2.212** (9.48)									
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	382	382	382	382	88	88	88	88								

注：①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；②括号内为经稳健标准误校正过的 t 统计量；③因篇幅限制，各方程第一阶段工具变量的回归结果均放在同一列；④因篇幅限制，表中仅汇报核心解释变量的回归结果，其他控制变量同表 4。

根据表 10 的估计结果，所有方程中森林保险保费补贴政策认知度与满意度均显著，且系数为正，说明考虑内生性后，森林保险保费补贴政策对两类营林主体均具有参保激励效应。同时，方程 1 中保费补贴政策认知度与满意度分别在 1%、5% 统计水平上显著，系数分别为 0.106、0.257，方程 3 中保费补贴政策认知度与满意度分别在 5%、10% 统计水平上显著，系数分别为 0.043、0.128，说明考虑内生性后，森林保险保费补贴政策对传统小林农参保意愿的影响要高于新型林业经营主体，这再次验证了森林保险保费补贴政策参保激励效应存在主体异质性的结论。

（四）稳健性检验

本文通过删除极端样本和替换核心变量来进行稳健性检验，估计结果参见表 11。首先，笔者删除林地经营规模最大 1% 和最小 1% 的营林主体，重新进行回归。方程 1、方程 3、方程 5 分别为删除极端样本后全部营林主体、传统小林农、新型林业经营主体的回归结果。其次，笔者将森林保险保费补贴政策认知度替换为是否知道森林保险保费补贴比例（知道森林保险保费补贴比例=1，不知道森林保险保费补贴比例=0）重新进行回归。方程 2、方程 4、方程 6 分别为替换核心解释变量后全部营林主体、传统小林农、新型林业经营主体的回归结果。

表 11

稳健性检验

变量	稳健性检验					
	全样本营林主体		传统小林农		新型林业经营主体	
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
补贴政策认知度	0.235** (0.076)		0.364* (0.141)		0.027* (0.152)	
是否知道森林保险保费补贴比例		0.055* (0.063)		0.361* (0.049)		0.031* (0.187)
补贴政策满意度	0.282*** (0.103)	0.187*** (0.137)	0.216*** (0.162)	0.227** (0.091)	0.208** (0.149)	0.015** (0.084)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本数	470		382		88	

注: ①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号内为标准误; ③因篇幅限制, 表中仅汇报核心解释变量的回归结果, 其他控制变量同表 4。

在剔除掉极端规模的营林主体和替换核心解释变量后, 全样本营林主体、传统小林农及新型林业经营主体的估计结果均无明显变化, 表明回归结果是稳健的。

五、结论与政策启示

本文基于森林保险参保理论与参保机理分析, 在考虑内生性问题的基础上, 运用 Oprobit 模型与 Ivoprobit_CMP 估计法, 分析了森林保险保费补贴政策参保激励效应, 并探究传统小林农与新型林业经营主体两类营林主体的补贴政策激励差异性。研究发现: 首先, 异质性营林主体的森林保险保费补贴政策认知评价存在显著差异, 且在不同保障水平下的参保意愿、森林保险产品供给评价也存在显著差异。其次, 森林保险保费补贴政策具有对营林主体的参保激励效应。营林主体对补贴政策的认知度越高, 其参保意愿越强烈; 营林主体对补贴政策的满意度越高, 其参保意愿越强烈。再次, 森林保险保费补贴政策对两类营林主体的参保激励效应存在显著差异, 当前“低保障”的保费补贴政策对传统小林农的参保激励效应要明显高于新型林业经营主体。最后, 森林保险产品供给特征, 包括保险责任、保障水平、费率及赔付规定等, 均为影响营林主体森林保险参与意愿的重要因素。

本文结论可以得出几点政策启示。首先, 要科学测算补贴规模。避免一味提高保费补贴比例, 应在市场化原则下, 将森林保险产品体系完善与财政补贴体系改进结合起来。在扩展保险责任覆盖、科学厘定费率、逐步提高保障水平的基础上, 基于供给方费率水平与需求方支付水平科学测算补贴规模。其次, 合理设置差异化补贴水平。应根据保障水平的不同, 设计差异化保费补贴比例, 补贴比例随着保障水平的提升而逐渐减低, 以避免营林主体低效率生产。最后, 增强补贴资金指向性。一方面, 加大中央财政对经济发展相对落后地区及森林资源丰富地区的财政补贴力度, 降低这类地区县级财政的配套补贴比例, 减轻县级财政的补贴负担, 提高这类地区营林主体的参保意愿; 另一方面, 考虑不同营林主体森林保险需求的差异性, 有效区分需求弹性较低与需求弹性较高的营林主体, 加大对需求弹性较高的新型林业经营主体的补贴力度, 提高补贴资金使用效率, 增强补贴资金的指向性与精准性。

参考文献

- 1.李彧挥、颜哲、王雨濛, 2014: 《政策性森林保险市场供需研究》, 《中国人口·资源与环境》第3期, 第138-144页。
- 2.富丽莎、秦涛、潘焕学, 2020: 《森林保险制度体系重塑与运行机制优化》, 《浙江农业学报》第6期, 第1112-1122页。
- 3.郑春继、余国新、赵向豪, 2017: 《农户禀赋、风险偏好与农户参保决策行为差异性——基于新疆棉区农户的实地调查》, 《农村经济》第10期, 第104-111页。
- 4.刘海巍、陈珂, 2020: 《非农就业如何影响农户的森林保险需求?——基于林地确权的调节效应》, 《商业研究》第3期, 第85-93页。
- 5.贺娟, 2020: 《我国农业保险参保现状及应对措施——基于行为经济学视角》, 《保险研究》第11期, 第19-31页。
- 6.曹兰芳、彭城、文彩云、曾玉林, 2020: 《集体林区异质性农户森林保险需求及差异研究——基于湖南省500户农户面板数据》, 《农业技术经济》第5期, 第82-92页。
- 7.李猛、覃彬雍、胡继亮, 2019: 《关于政策性农业保险错配的研究——基于湖北省微观数据》, 《农村经济》第7期, 第80-88页。
- 8.牛浩、陈盛伟、安康、孟光辉, 2020: 《农业保险满足新型农业经营主体的保障需求了吗?——基于山东省422家省级示范家庭农场的证据》, 《保险研究》第6期, 第58-68页。
- 9.任天驰、杨汭华, 2020: 《小农户衔接现代农业生产:农业保险的要素配置作用——来自第三次全国农业普查的微观证据》, 《财经科学》第7期, 第41-53页。
- 10.秦涛、顾雪松、邓晶、王源, 2014: 《林业企业的森林保险参与意愿与决策行为研究——基于福建省林业企业的调研》, 《农业经济问题》第10期, 第95-102页、第112页。
- 11.苏毅清、秦明、王亚华, 2020: 《劳动力外流背景下土地流转对农村集体行动能力的影响——基于社会生态系统(SES)框架的研究》, 《管理世界》第7期, 第185-198页。
- 12.庹国柱, 2019: 《我国农业保险政策及其可能走向分析》, 《保险研究》第1期, 第3-14页。
- 13.曾玉林、贾玉杰、欧阳朔斯, 2020: 《政策性森林保险农户投保意愿关键影响因素分析——基于合作博弈理论与湖南省7年农户监测数据》, 《林业经济》第11期, 第36-48页。
- 14.张伟、黄颖、李长春、陈宇靖, 2018: 《收入分化、需求演变与农业保险供给侧改革》, 《农业经济问题》第11期, 第123-134页。
- 15.祝仲坤、冷晨昕, 2018: 《互联网使用对居民幸福感的影响——来自CSS2013的经验证据》, 《经济评论》第1期, 第78-90页。
- 16.祝仲坤, 2017: 《住房公积金与新生代农民工留城意愿——基于流动人口动态监测调查的实证分析》, 《中国农村经济》第12期, 第33-48页。
- 17.Cipollaro, M., and S. Sacchello, 2018, "Demand and Potential Subsidy Level for Forest Insurance Market in Demand and Potential Subsidy Level for Forest Insurance Market in Italy", 2018 Seventh AIEAA Conference Working Paper 275647,

<https://ideas.repec.org/p/ags/aiea18/275647.html>.

18. Casaburi, L., and J. Willis, 2018, “Time Versus State in Insurance: Experimental Evidence from Contract Farming in Kenya”, *American Economic Review*, 108(12): 3778-3813.
19. Andersson, M., and P. Gong, 2010, “Risk Preferences, Risk Perceptions and Timber Harvest Decisions-An Empirical Study of Nonindustrial Private Forest Owners in Northern Sweden”, *Forest Policy and Economics*, 12(5):330-339.
20. Ferrer-I-Carbonell, A., and P. Frijters, 2004, “How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?”, *Economic Journal*, 114(497): 641-659.

(作者单位: ¹ 中国人民大学农业与农村发展学院;

² 中国人民大学中国扶贫研究院;

³ 北京林业大学经济管理学院)

(责任编辑: 光 明)

The Incentive Effect of Forest Insurance Premium Subsidy Policy in China: An Analysis from the Perspective of Heterogeneous Forest Operators

FU Lisha WANG Sangui QIN Tao ZHANG Xi

Abstract: On the basis of theoretical analysis of the insurance participation mechanism of forest management subjects, this article takes as the research object two types of heterogeneous forest management subjects, namely, traditional small forest farmers and new forest management subjects. It uses Oprobit model and Ivoprobit CMP estimation method to empirically analyze the insurance incentive effect of forest insurance premium subsidy policy and the insurance incentive difference between heterogeneous forest management subjects. The results show that, firstly, there are significant differences in the willingness to participate in insurance, the cognitive evaluation of subsidy policy and the supply evaluation of forest insurance products. Secondly, the forest insurance premium subsidy policy has an insurance incentive effect on small forest farmers and new forestry operators. The higher the awareness and satisfaction of the subsidy policy, the stronger the insurance incentive effect. Moreover, the supply characteristics of forest insurance products, including the cognitive evaluation of insurance liability, guarantee level, premium rate and compensation, are important factors affecting forest operators' willingness to participate in forest insurance. Finally, there are significant differences in the insurance incentive effects of the premium subsidy policy on the two types of forest operators. The current subsidy policy based on “low security” has a higher incentive effect on the insurance participation of traditional small forest farmers. Therefore, on the basis of considering the actual needs of heterogeneous forest operators, we need to further enhance the incentive effect of subsidy policy by scientifically calculating subsidy scale, reasonably identifying differentiated subsidy level and enhancing the directivity of subsidy funds.

Keywords: Forest Insurance; Premium Subsidy; Insurance Incentive; Heterogeneous Forestry Management Subject; Ivoprobit CMP Regression

社会组织嵌入韧性乡村建设的逻辑与路径*

李南枢 何荣山

摘要：韧性乡村建设是促进乡村振兴的重要内容，要求对不同空间与时间维度加以把握，以提高乡村面对风险时回应、恢复与适应能力。传统的公权治理与私权自治模式在韧性乡村建设中均面临不同程度的困境，而社会组织嵌入能更好地提升韧性乡村建设效率与满足农民需求，确保乡村善治的可持续性。但目前韧性乡村建设中社会组织存在公共性、专业性、内生性不足等困境。世界各国通过明确角色定位、构建多元途径、完善制度保障等方式推动社会组织嵌入韧性乡村建设。在分析实践与总结各国韧性乡村建设经验基础上，未来应提升社会组织嵌入韧性乡村建设制度化、专业化、内生化水平，实现社会组织嵌入的成本最小化与收益最大化，从而调动最广泛社会资源参与韧性乡村建设。

关键词：社会组织 韧性乡村 乡村振兴 社会共治 数字乡村

中图分类号：D922.4 C916 **文献标识码：**A

一、引言

“十四五”规划明确要求“坚持农业农村优先发展，全面推进乡村振兴”。近年来，自然灾害等突发性事件频发，并伴随人口老龄化等社会经济问题，使得乡村在风险冲击下更显脆弱。特别是本次新冠肺炎疫情应对中，农村地区卫生服务设施不足、专业人员稀缺导致了防疫筛查、传染源阻断、病患救治等方面能力有限，暴露了应急能力的薄弱性（曹舒和米乐平，2020）。韧性思想即面对不确定性扰动，主动探索适应性调整途径，避免风险扩大并降低耗损，增强风险应对的弹性与恢复能力（曼耶纳等，2015）。然而，现有韧性研究与实践多围绕城市展开，如各地“十四五”规划仅提出建设韧性城市，忽视了对韧性乡村建设的规划。事实上，乡村面临基础设施薄弱、人口外流严重、多元思潮冲击等诸多困境，对抵御风险冲击与事后恢复的需求更加迫切。同时，研究发现，相较于自上而下的传统干预策略，社会组织^①嵌入更能提升韧性乡村建设效率与满足农民需求（Salvia and Quaranta, 2017）。

*本文系国家社会科学基金青年项目“农村集体非经营性资产运行法律机制研究”（项目编号：20CFX039）、中央高校基本科研经费项目“全面推进依法治国的前沿问题研究”（项目编号：2021CDSKXYFX009）、重庆市研究生科研创新项目“西部开发新格局中促进建筑绿色转型法律机制研究”（项目编号：CYB20057）的阶段性成果。

^①本文所指的社会组织是在县级以上民政部门登记的社会团体、行业协会、基金会、社会服务机构等，具有特定组织目标、一定数量的组织成员及制度化的组织结构与行为规范。

应当明确，面对严峻的内外形势，社会组织嵌入能更好地巩固脱贫攻坚成果，完善韧性乡村治理体系，促进乡村振兴。因此，本文以社会组织嵌入韧性乡村建设为视角，尝试构建系统分析框架并实现路径优化，以期为中国韧性乡村建设提供有益参考。

二、韧性乡村的概念厘定与建设内容

韧性思想为应对自然灾害与社会经济衰退等问题提供了理论指导与解决方案。近年来，随着乡村振兴战略的推进，将韧性思想与乡村发展相结合的研究日益增多，如基于经济韧性视角推动城乡融合发展（李玉恒等，2021）及农村人居环境整治中的韧性治理（鄂施璇，2021）等。然而，相较于逐渐明确的韧性城市建设，韧性乡村的概念仍存争议，其建设内容亦未厘清，难以高效推动韧性乡村建设的深层创新与普及。

（一）韧性乡村的概念厘定

韧性（Resilience）一词来自拉丁语“Resilio”，即“回归本来”。19世纪中叶，伴随着西方工业发展，韧性一词被广泛应用于机械学，用以描述金属在外力作用下形变后的复原能力。20世纪以来，为解决现代社会面临的不确定性扰动，韧性概念被广泛应用于社会科学研究，形成工程韧性、生态韧性、演化韧性三种观念。其中，工程韧性是指系统遭受危机后能维持自身稳定并恢复至初始状态的能力，强调建设坚固的物质系统以抵御自然灾害（Pendall et al., 2009）。而加拿大生态学家 Holling（1973）将生态学知识引入韧性概念，认为韧性系统是由多元主体构成的自组织复杂体，摒弃了工程韧性的单一性，形成生态韧性思想。但工程韧性与生态韧性皆认为存在均衡的系统，即以系统在遭受破坏后回归原始状态为追求。随着研究的深入，演化韧性理论指出，并不存在永恒的均衡状态，韧性系统在动态过程中会不断产生变化，因风险充满不连续性与不确定性，韧性亦具有复杂与非线性的特征，韧性系统并不必然回归初始状态。该理论强调系统的适应与改变能力以应对外部环境变化（Walker et al., 2004）。

20世纪80年代以来，伴随着去工业化、逆城镇化等趋势，乡村地区呈现社会多元化与经济非农化等态势，所面临的风险与日俱增。Adger（2000）首次将韧性概念引入乡村社会领域，强调乡村抵御外部扰动的能力，成为韧性乡村研究的肇始。但Adger（2000）认为，乡村具有自然资源依赖性，在经历自然灾害扰动时，韧性思想要求乡村基本功能结构不发生重大变化。申言之，Adger（2000）应用“扰动一回应”的工程韧性逻辑解释乡村与外部环境间复杂的交互过程。韧性乡村受到自然资源、经济基础、工程设施等客观条件的影响与限制，理应关注风险发生时的被动反应能力，如基础设施不发生重大变化并恢复原有稳定状态的能力（Firdhous and Karuratane, 2018）。受此影响，部分学者认为韧性乡村即指在风险冲击下拥有保持功能正常和结构完整能力的乡村（Wilson, 2010）。随着研究的深入，被动回应模式受到质疑，被认为过于依赖以自然科学为基础的工程学而忽略主体的能动性，难以完整反映乡村应对风险的真实过程与能力（Imperiale and Vanclay, 2016）。事实上，乡村是一定数量主体居住的区域，韧性乡村建设更需要关注主体的主观能动性，即韧性乡村是社会—生态系统的组成部分，需要发挥社会主体功能以实现乡村基本功能结构在风险应对中保持稳定（Perz et al., 2012）。

由此，有学者认为韧性乡村是特定地理空间内社会系统的总和，依靠乡村居民集体与个体的能力抵御风险（Markantoni et al., 2019）。Wilson（2012）首次将演化韧性理论置于韧性乡村建设中，质疑乡村在受到风险冲击后是否必须回到初始状态，强调非均衡与非线性的演化思维。由此，有学者提出韧性乡村是指乡村在遭遇风险后能够通过集体协作转变为更具韧性的新系统，而非执着于回归原有功能结构（张诚，2021）。

总体而言，尽管不同研究对韧性乡村定义不同，但都承认风险的不确定性并重视乡村应对风险的能力。区别只在于关注不同的能力与效果，如工程韧性强调乡村的被动反应能力，生态韧性重视乡村主体的主动应对能力，演化韧性则注重乡村适应性，期待乡村转变为更具韧性的新系统。事实上，风险冲击不仅破坏原有物质环境，亦会影响原生社会关系网络，且乡村社会结构不同于城市，它具有更强的宗族血缘关系，主体性是乡村应对风险的重要维度。并且，主体在风险应对中会呈现复杂变化，不同主体出于自身需求与认知的差异，互动时会存在非线性等特征，即主体间相互作用，使得整体不再是简单的部分相加之和，而是出现不同于“线性叠加”的增益或亏损。因此，回归初始状态仅是一种最初的理想，实践中会呈现螺旋式的系统改进。结合相关研究，本文将韧性乡村定义为风险冲击背景下，具有通过发挥主客观功能不断调整自身结构，使系统沿着恢复路径达到新平衡状态，以提高面对风险时回应、恢复与适应能力的乡村。

（二）韧性乡村的建设内容

在厘定韧性乡村概念后，需明确其建设内容以指导实践。现有的韧性乡村建设研究多集中于应对自然灾害的韧性建设（例如颜文涛和卢江林，2017）。从韧性乡村概念可知，韧性建设的目的是抵御风险，而自然灾害仅是风险之一，由单一自然灾害视角转为综合风险视角更符合韧性乡村建设的需要。同时应当明确，任何实践都无法脱离时空关系而存在，乡村风险实质是乡村社会经济实践中各领域的不确定性所导致的破坏性状态（宋宗宇和李南枢，2021）。在物理学中，时间与空间都是表现物质运动变化的概念，空间是物质运动的方位性概念，而时间则是物质运动的早晚顺序（荣朝和，2014）。自20世纪80年代以来，社会学研究不断取得时空结构的相关成果，其中以吉登斯最为典型。吉登斯（1998）强调任何社会实践与主体互动均在一定的时空范围内发生，人类交往与互动模式必须与时间、空间融合起来考察。因此，韧性乡村建设需充分考虑时空因素带来的影响。

从时间维度看，风险是未来存在的不确定因素，但不确定性并不意味着只有在风险发生时才能采取行动，在风险发生前亦可通过资源整合实现风险规避。因此，学者将采取行动的时间维度划分为两种：一是常规时期，即风险还未发生的稳定状态，此时需要通过规范化、标准化的行动来提升资源整合效率；二是非常规时期，即风险即将或正在发生，此时则需要强调适应性以规避损失（王杰和曹兹纲，2021）。然而，传统韧性实践的研究文献多数关注系统突发的、大型的灾害事件，而忽略了系统渐进的、微小的、积累的变化（颜文涛和卢江林，2017）。因此，韧性乡村建设不仅应关注非常规时期的突发事件应对，更需要增强常规时期的治理能力，通过对乡村居民的适应性培育、创造力培育及社会网络建构等，实现渐进式的韧性建设，确保乡村善治的可持续。

从空间维度看，风险必然在一定空间中产生，带有明显的空间特质，具有空间基因（宋宗宇和李

南枢, 2021)。同时, 空间概念早已突破由长宽高组成的客观形态, 随着传统单一、封闭的乡村空间结构被打破, 多元、流动的乡村空间亦会增加风险的多样性。以风险发生的可能场所为标准, 韧性乡村建设的空间维度可划分为宏观与微观两类: 一是宏观维度, 其又可划分为物理空间与虚拟空间。物理空间即能够看到且触摸到的场所, 传统的地震、洪涝等常规自然灾害均发生在物理空间。而人工智能、大数据等数字技术的兴起塑造了独立于物理空间的虚拟空间, 其亦存在数据安全、数字鸿沟等风险, 为韧性乡村建设带来新考验。二是微观维度, 可以分为生产空间与生活空间, 其存在于物理空间与虚拟空间中, 构成乡村生产生活的空间载体。生产空间是乡村各经济要素流动、配置与整合的空间集合体, 但乡村亦存在土地资源粗放利用等客观短板, 加之农业经济固有的脆弱性, 生产空间仍面临可持续发展的严峻挑战(王成等, 2021)。生活空间是乡村居民居住生活的区域, 但在户籍制度改革及人民对美好生活的向往的双重作用下, 乡村生活空间亦面临人口流失严重、利益冲突加剧等困境, 增加社会治理风险。

将时间维度与空间维度融合观察, 可以大体总结出韧性乡村建设的基本内容。在常规时期, 需要增强不同空间的风险预防建设, 有效处理乡村社会经济问题, 完善公共服务, 确保乡村善治的可持续。物理空间中, 已有研究显示, 中国农村基础设施仍存在较大缺口, 城乡基础设施存在严重差距, 如农村交通基础设施仍有待完善, 全国仅有21.5%的乡镇有高速公路出入口, 8.6%的乡镇有火车站(陈宗胜和朱琳, 2021)。面对生态危机、自然灾害等风险, 要求乡村加强绿色建筑、生命线工程等韧性基础设施建设以增强风险应对能力。虚拟空间中, 自2019年中央发布《数字乡村发展战略纲要》以来, 数字技术融入韧性乡村建设引发关注, 如数据分析能预测灾害发生概率。面对数据安全、数字鸿沟等风险和压力, 应进一步加强数字乡村建设。同时, 虚拟空间亦依赖物理空间中5G基站、大数据中心等“新基建”建设。生产空间中, 为避免乡村经济风险, 需要通过特色旅游业、特色手工业、电商等多种方式促进乡村经济发展, 提升乡村经济韧性。生活空间中, 乡村是基于血缘与地缘的熟人社会。乡村居民拥有较强的归属感与凝聚力, 在社会治理难度加大的背景下, 通过构建乡村社会网络能将乡村社会整合为更具韧性的整体。在常规时期的韧性建设基础上, 风险发生时的非常规时期亦需增强韧性建设以最大化发挥不同空间的功能, 避免风险扩大并通过风险应对增强主体的恢复与适应能力, 使乡村在回归常规时期后能转变为更具韧性的新系统。例如, 物理空间的基础设施能有效抵御自然灾害风险扩大, 虚拟空间的大数据预测能确保乡村防灾救灾系统快速启动、降低次生灾害发生的概率, 生产空间的经济韧性能推动复工复产, 恢复经济发展, 生活空间的社会网络构建将增强个体间联系, 有助于组织乡村群众参与社会救援。

可见, 韧性乡村建设需要对不同空间与时间维度加以把握, 通过相应措施增强乡村的时空韧性, 方能保障乡村在风险应对中的回应、恢复与适应能力不断提升。

三、韧性乡村建设与社会组织嵌入的逻辑耦合

“嵌入”概念最早由波兰尼(2007)提出, 用以分析经济与社会活动。格兰诺维特(2007)进一步发展了嵌入理论, 认为个人行为紧密嵌入人际关系网络, 并指出在分析社会与经济行为时, 需要考

虑行动者在社会、文化与制度上的嵌入性。嵌入最初是用来形容政府与社会相连接，即政府通过与私人部门保持联系与互动从而重新整合与组织社会力量，实现新的社会治理规则构建。近年来，因社会组织多在由行政主导的公共服务或社会管理框架内开展专业服务，嵌入性已成为考察社会组织行动力的重要因素，但此种嵌入应是多方面的，包括制度层面、服务行动层面等。申言之，社会组织嵌入韧性乡村建设不是简单参与，而是具有空间性与时间性的范畴，是社会组织在物理空间、虚拟空间、生产空间、生活空间及常规时期与非常规时期范畴的完整深度嵌入，并将其予以制度化。

（一）公权治理模式与私权自治模式的不足

在没有社会组织嵌入的语境下，依据行政权介入程度强弱不同，韧性乡村建设可以划分为公权治理与私权自治两种模式。

1.公权治理模式。公权治理模式即政府运用公众赋予的权力主导韧性乡村建设。物理空间中，绿色建筑、生命线工程等韧性基础设施的高标准依赖高技术支撑，最终带来高成本。而传统乡村基础设施建设以农民自筹资金为主，若缺乏公权介入将极大增加农民经济负担。并且，韧性基础设施具有正外部性特征，因市场中的“经济人”在韧性乡村建设中仅关注个人利益最大化而忽视整体利益，易出现“搭便车”等投机行为，存在“市场失灵”问题。英国经济学家庇古主张当市场力量无法满足社会公共需要时，由政府进行管制或转移支付，如通过确立政府作为监控者与惩罚者，运用强制力矫正个体理性产生的集体非理性，就能有效抑制机会主义行为，从而使生产真实成本与社会总成本达到均衡（柯武刚等，2018）。然而，公权治理模式亦存在不足。如在生活空间中，因公权由公众委托政府行使，双方形成法理上的委托人与代理人关系，但信息壁垒、授权不明等因素易诱发代理人风险，双方可能缺乏互信并落入“囚徒困境”。驻村干部的频繁调换就易导致委托效果的不连续性，且驻村干部多不具有原住民的身份认可，难以深入乡村生活空间。同时，公权治理虽然具有较强的监控与惩戒能力，但易产生极高的协调、组织、服从等成本，而随着农业税取消、乡镇国库撤销等农村改革的深化，乡镇政府难以承担高额成本以延续单一化管理（杜智民和康芳，2021）。并且，由于韧性乡村建设绩效的测量难度较高，特别是中国地域辽阔，不同类型乡村存在多元化的建设需求与价值观念，韧性乡村建设难以明确为具体的考核指标，地方政府作为理性行动者，同样存在“政府失灵”的可能。

2.私权自治模式。自主治理理论认为，在特定制度供给保障的基础上，相互依赖的委托人可以自行组织公共资源的调度而非交由代理人管理，从而实现自主治理并取得长期共同收益（曾哲和周泽中，2018）。乡村社会多是血缘与地缘交织的熟人社会，较之城市拥有更为密切的人际关系，具有更强的群体归属感与凝聚力，在应对外部扰动时具有共同协作的先天优势，与自主治理理论相契合。并且，利益相关者理论认为，共同利益是韧性乡村建设的内生动能（王成等，2021）。防灾减灾、恢复重建等韧性需求依赖乡村社会主观意愿的配合，而利益相关者能通过对韧性乡村外部环境变化做出积极响应，有效提升建设效率。农民是韧性乡村的直接利益相关者，因而，可通过发挥农民主观能动性培育更多社会资本，从而提高乡村抵御风险能力。但是，韧性乡村建设的私权自治模式亦存在缺陷。实际上，私权自治中因不同主体获取、传递与甄别信息的能力存在差异，客观上存在信息不对称问题，即通常由具有信息优势的一方向信息劣势方传递信息。然而，信息劣势方对信息内容的问题难以确定，

导致信息优势方更愿用威胁信号达成“合作”，即借各方间力量对比迫使对方选择自己的行动策略。例如，传统农产品的市场流通会经过生产者、经销商、批发市场、超市等多个中间环节，而多数农产品存在区域性、季节性与易腐性等特征，农民为快速回收生产成本，在市场流通中往往因信息不对称而利益受损（王胜等，2021）。并且，因此种合作并非基于由共识产生的社会规则，而各方力量在发展过程中是不断变动的，合作具有极强的不稳定性。简言之，只有在各方实力相对均衡时合作的稳定性才能得以保障。但个体禀赋天然存在不均衡性，需要将丛林状态下的私人“威胁”转变为真正的合作共识，而纯粹的私权自治显然难以实现。

（二）社会组织嵌入——第三方协同治理的逻辑耦合

公权治理与私权自治在韧性乡村建设中均面临不同程度的困境，二者仍停留在工程韧性与生态韧性的主客体视角。事实上，韧性乡村建设产生的效益属于非竞争性和非排他性的公共物品，难以明确权利主体，使得私权与公权双重失灵的状态时有存在，仅靠特定的单一主体难以可持续推进。随着公民团体不断壮大，贝克的风险社会理论认为，面对风险的危害性与突发性，“有组织的不负责任”问题需通过共治形式“再造政府”加以解决，即引入第三方力量推动公权与私权的合作（芦恒，2019）。概言之，韧性乡村建设不能依靠单一的公权治理或私权自治，而需社会组织嵌入以实现社会共治，即在韧性乡村中弥合公权与私权间的断裂，形成“政府—社会组织—农民”的联动网络，引导各自优势发挥。党的十八大以来，一系列中央政策都明文指出，社会组织是中国社会治理的重要力量，《乡村振兴促进法》亦要求支持、规范和引导农村社会组织发展，为社会组织嵌入韧性乡村建设提供正当性。

一方面，社会组织嵌入具有内在动力。韧性乡村建设中各主体作为理性行动者，其合作本质上是为了较高收益而做出的行为选择，但因“搭便车”等机会主义行为存在，个体缺乏参与韧性乡村建设的利益动力。相较于政府官僚制层级的效率低下，社会组织扁平化的结构与立足基层的现状使其在风险应对中能更为灵活高效地贯彻政策意图，通过非对抗式的社会网络或强或弱地将不同农民个体联结起来，在风险应对中加强主体共同行动与集体决策的能力，并作为桥梁与纽带实现政府、企业、农民等不同主体的良性互动，推动各主体通过协商对话及签署协议等形式建立信任，最终实现整体共同利益。并且，社会组织与其他参与主体通过博弈制定相关规则，规范韧性乡村建设中各主体的行动，从而实现自主治理的可预测性与稳定性。同时，社会组织受志愿者精神的推动，在韧性乡村政策的制定、执行和监督中具有道德优势，可以有效避免“集体行动困境”与“囚徒困境”的产生，最大化保障公共利益。

另一方面，社会组织嵌入具有外部优势。韧性乡村建设不仅是治理问题，也是技术问题，不同空间与时间的韧性建设要求参与者拥有较高的知识储备。如物理空间的韧性基础设施建设需要参与者掌握相关专业知识，农民个体难以达到，政府亦非万能，而社会组织通常具有较好的专业素养，可以集中不同主体的优势以弥补单一主体资源不足的局限，以更好地兼顾韧性乡村建设的科学性与民主性。例如，中国台湾南投县桃米村在1999年的地震中80%的房屋被摧毁，台湾新故乡文教基金会等社会组织在物理空间帮助灾民重建房屋，并在自主营建过程中不断加强因灾害冲击分散的社区凝聚力，推动生产空间与生活空间的重建，形成灾后更具韧性的乡村（岳经纶和陈泳欣，2016）。同样，社会组

织嵌入亦是“枫桥经验”的重要内容。枫桥现有村镇两级社会组织 280 余家，并分为公益慈善、纠纷调解、文化教育、行业协会、社会治安五大类，通过提供公共服务有效化解社会矛盾与维护社会治安，在韧性乡村建设中发挥了关键作用（王杰和曹兹纲，2021）。

可见，社会组织嵌入是韧性乡村建设得以实现的重要保障，且韧性乡村建设的内容要求不同社会组织发挥专业功能，提供专业服务。根据社会组织的不同功能，可以将社会组织划分为三种：经济型社会组织，包括行业协会、商会、基金会等，其为韧性乡村建设提供物质资源，如在物理空间、虚拟空间韧性建设中提供资金等；文化型社会组织，包括教育组织、医疗卫生组织、科研组织等，其为韧性乡村建设提供专业咨询、志愿服务等文化资源，如在生产空间、生活空间建设中提供技术、组织协商等；社团型社会组织，包括妇联、工会、科协等，其为韧性乡村建设提供规范资源，如确保经济型社会组织与文化型社会组织嵌入的稳定性。结合韧性乡村建设内容，可以大致梳理出社会组织嵌入韧性乡村的基本框架（见图 1）。

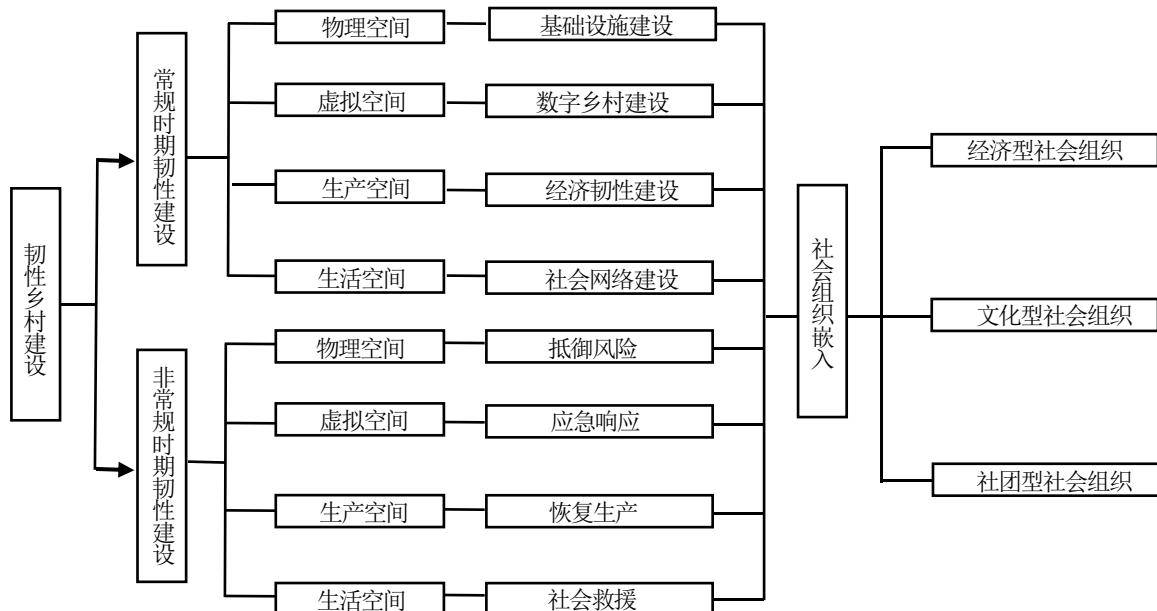


图 1 社会组织嵌入韧性乡村建设框架

四、社会组织嵌入韧性乡村建设的现实困境

《中国社会组织报告（2020）》显示，截至 2019 年底，全国共有社会组织 86.63 万个（黄晓勇，2020）。不可否认，各类社会组织在推进乡村善治进程中发挥了积极作用，是公共服务的提供者与社会利益的倡导者。但研究显示，韧性乡村建设中成熟完善的多元治理格局尚未形成（王薇然和杜海峰，2021），社会组织嵌入仍存在公共性、专业性、内生性不足等困境。

（一）社会组织嵌入的公共性不足

公共性包含公共利益等内涵。社会组织是社会自组织的重要形式及社会力量的重要载体，其具有

表达公共利益、提供公共服务等功能，公共性是社会组织的根本属性（韩小凤和苗红培，2016）。韧性乡村建设本是乡村在风险冲击下完成自我重建与适应新状态的过程，特别是常规时期韧性建设中的社会网络建构，将培育乡村中不同主体的互惠共生关系，调节乡村居民行为方式与重塑社会系统，是韧性乡村建设的核心要素。社会组织因其公共性可以充分联结乡村居民，是社会网络建构中的关键主体。如桃米村韧性建设中社会组织有效协调了居民社会网络，增强了乡村生命力，完成了乡村在风险冲击后的再组织与创造式转变（颜文涛和卢江林，2017）。然而，当前社会组织嵌入韧性乡村建设存在政府的权力边界模糊的问题，突出表现为政府公权力扩张，社会组织难以保持自主性与独立性，嵌入领域与边界亦由公共利益导向变为政府权力指派。公共性不足将导致社会组织缺乏活力，无法有效实现嵌入目标。

一方面，社会组织资源获取上存在政府路径依赖。资源依赖理论将组织之间的联系描述为一组由于资源交换而产生的双向关系，当一个组织需要从另一个组织获取生存资源时，前者便对后者产生了依赖（卢素文和艾斌，2021）。在公共服务的多中心供给机制中，社会组织与政府理应是平等互利、独立自主的关系。但在“强政府，弱社会”模式下，政府与社会组织事实上形成“非对称依赖”，即社会组织对政府的依赖大于政府对社会组织的依赖。例如，研究显示，社会组织最主要的收入来源即政府资助，该项来源在多数社会组织全部收入来源中占到一半左右，在各类资金来源中排名第一（孙发锋，2019）。社会组织在接受政府资源支持的同时，亦会牺牲社会组织的部分自主性与独立性，催生社会组织官僚化，延缓社会组织去行政化改革的步伐，进而限制和束缚韧性乡村建设工作的开展。

另一方面，社会组织在嵌入范围上受到政府权力制约。国内不同层级政府间通常采取“层层发包”模式运行，基层政府面临上级指标考核压力，在考量社会组织公共服务能力后愿意鼓励社会组织嵌入以解决韧性乡村建设中政府自身面临的困境，形成“借道”机制，具有明显的工具主义倾向（黄晓春和周黎安，2017）。但基层政府既希望发挥社会组织的协助治理功能，又担心社会组织在改善公共服务格局的同时挑战政治权威，影响社会稳定。由此，基层政府试图采取“平衡主义”加强管制，其与社会组织形成事实上的不平等关系。例如，在新冠肺炎疫情应对中，武汉市慈善总会将接收的社会捐款上缴市财政，由政府统一用于疫情防控^①。虽然为保障风险应对效率，由政府统一分配与使用社会捐赠资金具有一定合理性，但社会组织并非政府部门，且政府本身是第二次分配的主体，而民间捐赠、慈善事业等是第三次分配的重要内容，是对第二次分配的有益补充，由政府作为主体直接分配将导致政府既当裁判员又做运动员的局面出现。

（二）社会组织嵌入的专业性不足

面对政府资源依赖与政府权力边界模糊导致的社会组织公共性不足问题，学者强调突破瓶颈的关键是权力下放，不断提高社会组织自治权，形成鼓励发展的政策框架（周庆智，2016）。但即便更为宽松的制度环境出现，韧性乡村建设中社会组织嵌入问题也未迎刃而解。究其原因，当前社会组织的专业性亦存在诸多问题。专业性体现为社会组织充分利用社会资源向特定目标提供产品和服务的素质。

^①王亦君、韩颋，2020：《武汉慈善总会回应“捐赠善款上缴财政”质疑》，《中国青年报》2月13日001版。

其一，社会组织自身专业服务能力有待加强。韧性乡村建设需要广泛运用现代技术提升风险抵御的精度与强度。无论是物理空间的基础设施、虚拟空间的数字乡村、生产空间的经济韧性还是生活空间的社会网络建设，都需要社会组织拥有专业的知识与技能，形成全链条式的嵌入网络与结构。但社会组织嵌入面临以下困境：一是社会组织服务意识不强。当前多数社会组织仍处于低水平发展阶段，对如何在韧性乡村建设中自主、有效发挥自身功能缺乏研究与探索，社会责任意识、社会公益意识、自我发展意识均有所局限，如青田县农村卫生协会门诊部使用假药，严重威胁人民生命健康安全^①。二是社会组织专业技能不足。社会组织专业人才培养机制不健全，相应的奖惩、晋升等一系列管理措施不完善，致使组织体系不健全、职责不明确、分工不合理，也造成频繁的人员流动，严重削弱了社会组织嵌入能力（陈成文和陈建平，2020）。

其二，社会组织提供服务的制度供给不足。制度是社会组织嵌入的重要保障，如桃米村韧性建设中当地政府通过制定“社区营造条例”来保障社会组织嵌入的相关权利（颜文涛和卢江林，2017）。但当前制度供给总体不足，旧有的《社会团体等级管理条例》等规范已难以适应韧性乡村建设需求。一是社会组织嵌入缺乏可操作性。现行制度规定多为原则性表述，如五部（委、局）乡村振兴相关文件中提到“支持社会组织提供专业化服务”^②，但具体操作细则一直缺位。二是社会组织参与缺乏标准指引。例如，对于作为韧性基础设施的农村绿色建筑，目前仍仅有2013年住房与城乡建设部发布的《农村居住建筑节能设计标准》和《绿色农房建设导则（试行）》两份标准文件，缺乏地域性考量，易导致社会组织嵌入呈现盲目性与随意性，在技术选取上步入“高”“新”“尖”堆砌误区，造成资源浪费并与农民实际需求脱节。三是社会组织监管机制不完善。根据民政部《2020年民政事业发展统计公报》，2020年全年共查处社会组织违法违规案件6935起，行政处罚6707起。应当明确，社会组织嵌入需要有效监督以防止偏离公益性宗旨，但当前组织内部缺乏自律机制，外部的社会监督机制尚未形成，政府管理部门亦因人员不足监督有限。

（三）社会组织嵌入的内生性不足

理解乡村特征、内化农民需求是社会组织嵌入韧性乡村建设的重要助力，内生性能促进乡村社会互动与信息共享，是社会网络构建的关键。然而，现有社会组织多是乡村建设中的外生性力量。由此，鼓励社会组织吸纳农民参与，是提高农民群体凝聚力，推动社会组织嵌入的重要方式。但改革开放后乡村社会中个体利益地位凸显，并日益与集体利益相分化，乡村社会呈现关系陌生化、个体原子化等趋势，进一步加剧社会组织嵌入的难度。

其一，农民韧性需求多样。当前中国正处于传统型乡村向现代乡村深度转型的变革期。例如，乡

^①参见青田县农村卫生协会门诊部使用假药通草案（青市监案字〔2015〕237号），<https://www.pkulaw.com/apy/9445d6e6deb7c9d2544e0b2d2ba7598ad5a43fd6b87e96d6bdfb.html>。

^②参见《人力资源社会保障部 国家发展改革委 财政部 农业农村部 国家乡村振兴局关于切实加强就业帮扶巩固拓展脱贫攻坚成果助力乡村振兴的指导意见》（人社部发〔2021〕26号），http://www.mohrss.gov.cn/xxgk2020/fdzdgknr/zcfg/gfxwj/jy/202105/t20210507_414215.html。

村生产模式已由传统的家庭农耕向多渠道就业转型，数字乡村建设亦使得乡村价值观经历巨大转变。但风险与发展并存，转型为乡村带来全新的挑战，伴随着原有内生型产业和就业体系的瓦解与多元文化的冲击，乡村生产生活空间面临更大的韧性需求。现有韧性乡村建设中社会组织类型单一，功能主要集中在乡村文化娱乐供给与救援物资保障上，能满足韧性乡村多元化需求的社会组织较为缺乏（陈承新，2019）。同时，现有制度环境亦对社会组织嵌入有所限制，更难以适应农民多样韧性需求，如《传染病防治法》第九条将社会组织参与方式限制为“宣传教育、疫情报告、志愿服务和捐赠活动”。

其二，农民组织程度减弱。随着改革开放的深入，农民对乡村的经济依附性逐渐降低，乡村社会流动性日益加剧，农民个体力量难以被有效整合。一方面，部分地区乡村自身吸引力不足使得劳动力外流。国家统计局公布的《2020年农民工监测调查报告》显示，2020年外出农民工达1.69亿人，跨省流动农民工亦达7052万人^①。大规模人口外流使得农民个体与乡村社会网络脱嵌，进一步降低了农民组织化程度。另一方面，计划生育政策使得传统的乡村大家庭与家族网络趋向于“三口之家”的小家庭模式，传统乡村社会以家族为支撑的组织结构的松散亦削弱了农民组织程度。由此，当前乡村社会面临利益整合艰巨、集体行动困难等问题，加剧了社会组织嵌入难度。

其三，农民共识形成困难。共识即为达到一定预设目的而有意识地形成的共同观念与认识，其生成必须依赖于多数个体的参与。然而在农民组织程度减弱的背景下，年轻人不断外流，乡村形成以老人儿童为主的人口结构，致使意见表达渠道难以畅通。并且，与强调普遍主义的科学理性不同，农民的理性是地方化的，建立在对现实生活的密切观察和反复思考之上，农民的理性使他们在一些公共事务中选择规避。农村基层自治组织在职能履行上更像基层政府的下级机构，使得公共产品供给不够精准，农民在韧性乡村建设中缺乏获得感。同时，乡村精英虽可能是农民共识的代表者，但其更具有宗族、家庭等特殊利益，造成信任撕裂并加剧农民共识形成难度。由此，社会组织嵌入韧性乡村建设难以寻得准确的农民共识。

五、社会组织嵌入韧性乡村建设的国际经验

近年来，韧性乡村建设愈发受到重视，世界各国通过鼓励社会组织嵌入以增强乡村风险抵御能力。如英国支持社会组织促进乡村经济多元化发展与风险适应能力提升以增强乡村韧性（Roberts et al., 2017）。由此，世界各国在社会组织嵌入韧性乡村建设的实践中积累了丰富经验，在符合中国国情前提下值得选择性借鉴。

（一）明确社会组织嵌入韧性乡村建设的角色定位

国外研究普遍认为社会组织是多中心社会治理的关键环节，如涂尔干（2000）在《社会分工论》中指出，社会组织等次级群体是构成社会结构的基本要素。特别是因韧性乡村具有“正外部性”，难以实现市场“经济人”主体的利益最大化要求，存在“市场失灵”问题，信息不对称与内生性不足亦使政府面临“政府失灵”困境。而社会组织通过将个体吸收至群体活动中，不仅搭建了政府与个人间

^①参见《2020年农民工监测调查报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-04/30/content_5604232.htm。

的联系，更打通了韧性乡村建设的“最后一公里”。由此，世界各国均强调社会组织具有联结个体与公共生活的作用，能推动多主体就共同关注的问题展开讨论与行动，以此实现农民个体的整合并发挥协同效应。明确社会组织角色定位，通过制度化将社会组织嵌入乡村治理网络，是保障社会组织嵌入动力，推动公共资源合理配置的重要前提，将在韧性乡村建设中起到“四两拨千斤”之效果。纵览世界各国，社会组织嵌入韧性乡村建设的角色定位主要表现为三种模式（安姗姗和蓝煜昕，2019）：

一是美国的代理模式，即社会组织是政府在社会治理中部分领域的代表。美国本身是建立在各州自治基础上的联邦制国家，这种历史背景赋予社会组织嵌入韧性建设更大权利且易被社会认可与接受。“9·11”事件后美国成立国土安全部以突出政府角色，但因与美国传统不符而招致学界批判。在之后的风险应对中，美国逐渐恢复强调政府外力量的重要性，尝试以更加弹性的合作框架将社会组织纳入韧性建设管理（Waugh and Streib，2006）。

二是欧洲的共生模式，即政府与社会组织在社会治理中是平等关系，二者相互影响。如欧洲农业农村发展基金（EAFRD）在资源匮乏、风险应对能力较弱的小规模村庄发起“应对变化能力”项目，旨在提升乡村个体和集体层面主动应对风险的能力，政府在其中亦扮演合作者的重要角色，如提供资金支持等（Steiner and Markantoni，2013）。

三是日本的互补模式，即社会组织功能主要是填补政府在社会治理中的公共服务缺失，具有补充性质。日本社会组织通过参与紧急救援、环境保护、社会福利、社区营造和国际事务等领域的活动弥补日本政府部门的失灵，而日本政府则通过政府购买服务为日本社会组织提供资金保障（张豪和张向前，2017）。

（二）构建社会组织嵌入韧性乡村建设的多元途径

尽管定位存在区别，但社会组织嵌入是世界各国韧性治理研究的共识，要求在平衡多方利益的基础上促成韧性乡村建设中政府、社会组织与农民的有效互动与合作，为此需构建嵌入的多元途径。

其一，整体性嵌入途径。整体性嵌入要求社会组织不拘泥于部分环节与领域，实现无缝衔接的全链条式嵌入，即实现物理、虚拟、生产、生活的全空间与常规时期和非常规时期的全周期嵌入。由此，各国韧性乡村建设中社会组织嵌入不再局限于物资供给等领域。如美国政府在绿色建筑等乡村韧性基础设施建设中鼓励社会组织参与监督、认证与评价，通过发挥其专业性与民间性实现利益相关者沟通，极大提高建设效率（住房和城乡建设部科技与产业化发展中心等，2014）。同时，各国亦不再将社会组织嵌入集中在事后救援与恢复阶段。以美国为例，其倡导“减灾、准备、响应、恢复”四阶段参与，因各阶段目标措施有别，鼓励不同类型与功能的社会组织共同行动，以应对风险的复杂性（孔娜娜和王超兴，2016）。

其二，适应性嵌入途径。乡土文化是在一定历史、地域、环境下世代居民的生活状态、生存方式、思维模式的整体凝结。乡土文化维系着农民生活习俗与社会伦理关系，并影响与制约着韧性乡村建设实践。为此，世界各国认识到社会组织提供公共服务时不能忽略乡村需求，应把农民看作公共服务的“顾客”，需转变自身角色，采取更具适应性的方式应对风险，真正释放韧性乡村效能（Janssen and Voort，2016）。例如，欧洲各层级的社会组织在乡村建设规划制定中，通过为农民利益表达和有效参与提供

组织化途径，激发农民参与决策的积极性并提升农民的组织化程度，建立起社会组织与乡村的密切联系（赵静和冀晶娟，2017）。

其三，技术性嵌入途径。面对乡村组织程度减弱等困境，数字乡村建设中的数字技术应用是社会组织嵌入韧性乡村建设的重要手段。数字技术能有效缓解社会组织嵌入的规模和场地限制，拉近社会组织与农民的距离，如在韧性乡村建设中通过网络展开协商，能提供更为便捷的协商流程与召集渠道。同时，通过数据采集、分析、评估与反馈等方式能有效填补韧性乡村信息空白地带，提高信息精度，扩大搜集范围，避免产生较大误差，并通过风险实时监控与信息及时发布，确保相关主体根据风险实情做出准确判断。国际上社会组织嵌入中数字技术的应用被高度重视，如截至2018年，97%的欧洲社会组织拥有自己的网站，其中86%兼容移动设备，59%接受在线捐赠并通过消息应用与捐赠者沟通^①。

（三）完善社会组织嵌入韧性乡村建设的制度保障

以Coase（1998）为代表的新制度经济学家认为，解释社会现象或行为必须研究对其产生影响、支配或约束作用的制度安排，且社会组织嵌入本身具有制度化需求。因此，在韧性乡村建设的过程中，完善的制度将助力各要素耦合交织，保证发展不脱离正确轨道。

首先，构建完善的社会组织规范体系。英国是最早以立法形式给予社会组织制度保障的国家。早在1601年英国便制定了《慈善用途法》与《济贫法》鼓励发展民间慈善事业。此后，英国更是通过《公司法》《行业与储蓄互助会法》《友谊社法》《入户筹款法》《慈善筹款法令》《街边筹款条例》等一系列法律规范社会组织行为。日本亦早在1896年的《民法》中便制定了社会组织基本法律框架。在此基础上，日本构建了《特定非营利活动促进法》《中间法人法》《关于公益社团法人以及公益财团法人认定法》《关于一般社团法人以及一般财团法人法》等法律组成的规范体系。

其次，制定丰富的社会组织激励措施。韧性乡村建设具有正外部性，激励措施旨在优化资源配置以促进社会组织嵌入。过去以政府财政补贴为主的激励措施会加大政府负担且易形成路径依赖，削弱社会组织嵌入的公共性。同时，社会组织因具有异质性而存在不同激励需求。鉴于此，各国制定了丰富的激励措施以保障激励的可持续性。例如，美国长期实施激励性税收制度以促进社会组织发展。同时，美国鼓励社会组织建立市场化资金筹集机制，如社会组织与企业签订合作协议，社会组织通过承诺提供产品支持、专业指导、义务宣传等方式换取企业捐款（陈成文和黄开腾，2018）。

最后，形成系统的社会组织约束措施。各国也认识到社会组织并不能完全确保社会资源的公平分配，其亦面临违法可能。因此，强化监管是回应社会期望与改善嵌入环境的必然要求。除社会组织的自我监督外，英国为保障社会资源用于既定目的，构建了普遍性监督—合法性监督—专门化监督—理事会监督相互衔接的四层次监督体系。日本亦形成以政府、公民与第三部门为主体的监督机制，政府通过资格审查、法人登记等途径监督社会组织，公民可以查阅社会组织事业报告书与调研报告等并评价社会组织服务优劣，第三部门^②通过对不同领域社会组织进行专项监督，以保障社会组织行为符合

^①参见《2018年全球非政府组织技术报告》，<https://max.book118.com/html/2018/0303/155636094.shtml>。

^②日本的第三部门是指由地方政府与社会资本共同出资设立的以提供公共服务为目的的企业法人。

公益认定标准（陈成文和黄开腾，2018）。

六、社会组织嵌入韧性乡村建设的路径优化

面对现实困境，在吸收国际有益经验基础上，应当坚持因地制宜，有针对性地增加社会组织嵌入的广度与深度，通过提升制度化、专业化、内生化水平，实现社会组织嵌入的成本最小化与收益最大化，从而调动最广泛社会资源参与韧性乡村建设。

（一）实现社会组织嵌入韧性乡村建设制度化

制度化是增强社会组织嵌入公共性的关键。公共性不足使得社会组织嵌入面临哈贝马斯所称的“合法性危机”，即缺乏秩序认可，导致农民对社会组织的接受度与认可度不足。可见，仅有形式上的参与远远不够，更需刚性的制度支撑与保障。为此，应加快制定《社会组织法》并完善地方规范与韧性建设标准，维护社会组织的合法权益，实现信息可观测与行为可预期，进而提升嵌入的公共性。

首先，明确社会组织嵌入的角色定位。韧性乡村建设具有典型的公私协作特征，任一主体的关系变动都将影响整体的治理行动，必须明确韧性乡村建设中的主体边界。结合国际经验，根据社会组织嵌入强度不同，社会组织嵌入的类型可分为三种：一是辅助性嵌入，即建设主体仍是政府，社会组织嵌入是为提升政府公共服务提供的质量与效率。二是补充性嵌入，即在政府难以涉足的领域由社会组织主导提供公共服务以满足韧性乡村建设需求。三是协同性嵌入，即由政府与社会组织等主体在韧性建设领域开展协同合作，实现单一主体无法完成的韧性建设目标。应当明确，在非常规时期韧性建设中，因风险的突发性与广泛性，社会组织难以站在“全国一盘棋”的高度，此时仍应由政府主导，社会组织嵌入仅是辅助性嵌入。在常规时期韧性建设中，应避免政府的单一中心主义，在法律框架内赋予社会组织独立性与自主性。在生活空间建设中，社会网络构建因其复杂性与专业性难以全然由政府完成，需要社会组织补充性嵌入，而物理空间、虚拟空间与生产空间建设则需要社会组织协同性嵌入，共同增强乡村抵御风险的能力。

其次，增加社会组织嵌入的激励措施。韧性乡村建设需要完善的硬件设备与充足的专业人才，这均指向高昂的成本，给予社会组织资源支持具有合理性。一是经济支持。《社会救助暂行办法》规定了“财政补贴、税收优惠、费用减免”等激励措施，应进一步明确激励主体、程序、内容，同时可以建立保险机构参与的风险分摊机制，鼓励保险机构设计专门产品，形成多层次多类别的风险分担机制。二是精神支持。个体嵌入更广大的社会结构中，他人的评价具有至关重要的影响，可对积极参与韧性乡村建设的社会组织给予优秀社会组织表彰等荣誉肯定，提升其获得感与社会影响力。三是政治支持。对于具有突出表现的社会组织负责人及成员，可邀请参与政策制定并将其推荐为人大代表、政协委员候选人等。四是宣传支持。社会组织资源有限导致宣传不足，应鼓励各类媒体大力宣传社会组织，特别是利用社会化媒体便利性与灵活性优势，建立面向基层的宣传网络。

最后，完善社会组织嵌入的约束措施。社会组织嵌入韧性乡村建设可能因可期待利益不足而出现目标异化。社会组织内部应建立纠纷调解机制，志愿者、捐助人、受益人等利益相关者通过该机制与组织沟通，提出意见、建议等，以期实现矛盾的内部消化。利益相关人亦可向主管行政机关投诉、检

举、揭发，由行政机关基于法律规定对违规社会组织给予必要行政处罚，如予以取缔、没收违法所得等。同时，权利受侵害者可依据相关法律规定对社会组织提起民事诉讼，如社会组织以相应目标进行宣传吸引捐赠人提供资源，但后续对资源的使用并未依照目标履行，若无法律规定的正当理由，捐赠人应享有取得民事赔偿的权利。此外，政府应颁行社会组织嵌入的操作细则，对嵌入的不同领域颁行标准指引，如针对物理空间中的韧性基础设施，结合不同地理环境与社会风俗制定建设标准以规范社会组织行为。

（二）促进社会组织嵌入韧性乡村建设专业化

在解决公共性问题基础上，各类社会组织还需提升专业化能力，在韧性乡村建设的总目标下“认领”自身应该采取行动的分目标，发挥各自功能实现优势互补与深度参与，以最优效率推动韧性乡村建设的集体行动。

其一，经济型社会组织。经济型社会组织需发挥多渠道资金筹集能力，降低社会组织的政府路径依赖，如企业支持社会组织嵌入能获得品牌的正面宣传，向企业获取资源支持具有可行性。并且，企业支持不仅可以有效解决社会组织的资金缺口，亦能为其提供组织运营、财务管理等技术支持，也将增强社会的公益氛围，激励企业履行社会责任。同时，经济型社会组织需在韧性乡村建设中发挥其专业性优势，如在虚拟空间建设中，推动城乡数字技术对接，搭建高效数字化平台，完善乡村数字化信息的采集、整合与更新，通过网络、北斗定位服务等技术对乡村三维空间进行精确计算，在风险发生时能精准监测农民与资源现状，确保防灾救灾系统快速启动，减少灾害链式反应。此外，数字化平台亦能推动社会组织自身成长，使得社会组织管理不再依赖年检，而是通过实时数据分析评估社会组织的发展状况，不仅能降低评估的人力成本，更能有效提升评估的可信度和效率，通过治理模式、手段与效能创新，推动社会组织健康发展。

其二，文化型社会组织。韧性乡村建设最终需依赖乡村社会深层结构和关系的调整，提升农民个体的风险应对能力是其中的关键。如桃米村营建过程中社会组织为乡村居民提供了自主学习以改造环境的机会，通过对房屋进行个性化重建重塑了乡村物理空间（颜文涛和卢江林，2017）。以虚拟空间建设为例，乡村中部分老年人因网络诈骗、技术门槛等问题对数字技术有畏难情绪，需要文化型社会组织对其进行适当培训以消除数字鸿沟。并且，虚拟空间的数字乡村建设需要数字技术人才支撑，文化型社会组织可以通过高校、科研院所等与乡村居民保持联系，实现产学研协同发展，为乡村定向培育掌握数字技术的专门人才。此外，在风险冲击后，韧性乡村除鼓励经济型社会组织参与生产生活秩序重建外，同样需要文化型社会组织开展农民心理疏导与援助，并为政府提供政策规划咨询，扮演“民间智库”角色。

其三，社团型社会组织。社团型社会组织需进一步增强规范建构并协调不同社会组织行动，为社会组织嵌入降低成本与提升效率。在组织运行上，应当建立健全社会组织公开、诚信、自律等机制，定期开展社会组织运行评估，并完善惩戒与退出机制。在组织服务上，搭建应急专业社会组织孵化平台，开展成员业务指导、培训，提高社会组织专业技能，增强针对性与时效性。在组织协同上，注重培育枢纽型行业机构，建立专门协会，力求实现韧性乡村建设的全行业全链条式参与。同时，在风险

应对中，社团型社会组织需与政府间实现双向信息交流并保障公众的表达权与知情权，实现社会资源的高效管理，包括秩序维护、村民安置等，并以监督者身份确保政府权力的合理合法行使，尽可能遏制与消除风险发生的现实诱因，从而实现风险规避。

（三）推动社会组织嵌入韧性乡村建设内生化

斯科特（2012）认为，国家尝试运用清晰且简化的正式制度实现既定目标，但现实往往是复杂多元的，若罔顾农村社会性质和文化网络，可能导致治理失灵与资源浪费。过去社会组织嵌入中农民是被动的接受者，致使社会组织内生性不足。现实来看，社会组织不可能掌握治理对象的所有信息，在有限知识的背景下需要深入乡村并提供有别于常规“科层治理”的有益变异，即“适应性治理”（王辉，2021）。同时，风险的主动应对亦要求韧性乡村不能过于依赖外部资源，社会组织嵌入不仅是进入乡村，更要融入乡村，形成“内外相融合”的韧性乡村建设道路。

其一，社会组织嵌入生产空间的内生化。良好的生产结构是保障乡村抵御风险的经济基础。相较于城市，乡村具有独特的生产要素与消费文化，实现乡村产业内涵式发展，能有效提升乡村经济韧性。一是发展乡村特色产业。社会组织应根据乡村实际情况，帮助农民充分运用乡村资源禀赋发展特色优势产业，形成规模化、集约化发展格局，并探索一二三产业融合发展模式。二是提供精准服务。社会组织根据乡村产业发展需求，精准配置生产性服务设施，避免公共资源浪费。同时引导外部企业与乡村内生力量互动，加强二者分工合作以分散经济风险。三是培育本土企业家。社会组织应加强对乡村各经营主体的培训，提升其经营管理能力，帮助其掌握新技术新方法，使其成为乡村经济韧性的中坚力量。

其二，社会组织嵌入生活空间的内生化。社会网络建构是生活空间韧性建设的重要内容，但当前农民组织程度减弱且共识形成困难。社会组织应充分尊重农民对韧性乡村建设的决定权、控制权和享有权，针对具体问题或政策与农民群体反复对话、协商与合作，最终平衡各主体利益，形成集体行动。同时，为降低协调成本，应建立更多本地社会组织，如孵化乡村公益组织等，努力动员实现农民的再组织化，培育韧性乡村的内在动力。应当明确，价值认同的实现将伴随角色转换，是物质形态与意识形态的双重变革过程，将“客体化”的农民重新置于主体地位，形成对韧性乡村建设的目标感与归属感，最终将完善乡村应对风险的社会网络，促进农民在风险应对中的互帮互助。

其三，社会组织嵌入物理空间的内生化。物理空间同样要求社会组织嵌入的内生化。自然灾害等风险冲击将破坏原有乡村物理设施，若社会组织以精英身份居高临下，完全照搬城市建设思维，不仅不符合乡村建设实际，亦与农民需求脱节。以乡村建筑为例，乡村建筑不仅是农民安身立命与生产生活的基础，更承载乡土气息、民族特色与传统文化。中国幅员辽阔，存在荆楚、徽派、岭南、巴渝等多种地域建筑形式，若缺乏针对性设计，将使得传统建筑文化无法延续。因此，乡村物理设施不仅具有抵御风险的功能，更是乡村文化肌理与地域文明的传承与发展，需要社会组织予以充分重视。

其四，社会组织嵌入虚拟空间的内生化。虚拟空间建设能有效拓宽农民利益表达与监督渠道，推动信息公开与共享，打破过去信息壁垒，促进农民对社会组织的信任与认可，扩大社会组织与农民互动的方式与途径，实现不同农民主体从线下到线上的直接交流互动，提升农民组织化程度，激发农民

关心韧性乡村的热情，培育韧性乡村建设共识，增进韧性乡村建设中农民的参与感与获得感，是增强社会组织嵌入内生化的重要内容。社会组织应针对乡村特点，研发适合乡村环境的数字产品，让更多乡村居民享受数字乡村的便利性。

七、结语

构筑科学合理的社会组织嵌入韧性乡村建设路径，是风险社会中高效配置资源、保障人民利益的必然要求。在以人民为中心理念指导下，社会组织嵌入韧性乡村建设的制度化、专业化与内化的目的均是构筑韧性乡村建设共同体，做到“补短板、堵漏洞、强弱项”。因此，韧性乡村建设需要政府、农民与社会组织三者的共同参与，以实现公平与效率的帕累托最优。但亦应认识到，韧性乡村建设更需做到因地制宜，即对处于不同发展阶段的乡村应采取不同韧性提升措施，方能实现建设成本最小化与收益最大化。以经济韧性为例，在以农业为主导的乡村，应提升经济多样性以保障其在经济风险发生后的恢复能力；在工业化程度较高的乡村，则应建立完善的市场竞争机制。应当明确，社会组织是弥补公权与私权不足的关键，需要增加其嵌入韧性乡村建设的广度与深度，调动最广泛社会资源参与，方能确保乡村善治的可持续，推动中国之治步入更高阶段。

参考文献

1. 埃米尔·涂尔干, 2000: 《社会分工论》，渠东译，北京：生活·读书·新知三联书店，第40页。
2. 安东尼·吉登斯, 1998: 《社会的构成》，李康、李猛译，北京：生活·读书·新知三联书店，第195-196页。
3. 安姗姗、蓝煜昕, 2019: 《国际发展援助中非政府组织如何协同建构国家软实力——来自发达国家的经验》，《国外社会科学》第5期，第68-76页。
4. 曹舒、米乐平, 2020: 《农村应对突发公共卫生事件的多重困境与优化治理——基于典型案例的分析》，《中国农村观察》第3期，第2-15页。
5. 陈成文、陈建平, 2020: 《论社会组织参与市域社会治理的制度建设》，《湖湘论坛》第1期，第122-130页。
6. 陈成文、黄开腾, 2018: 《制度环境与社会组织发展：国外经验及其政策借鉴意义》，《探索》第1期，第144-152页。
7. 陈承新, 2019: 《乡村振兴战略下的社会组织》，载黄晓勇（主编）《中国社会组织报告（2019）》，北京：社会科学文献出版社，第68-93页。
8. 陈宗胜、朱琳, 2021: 《论完善传统基础设施与乡村振兴的关系》，《兰州大学学报（社会科学版）》第5期，第28-39页。
9. 杜智民、康芳, 2021: 《乡村多元主体协同共治的路径构建》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第4期，第63-70页。
10. 鄂施璇, 2021: 《韧性视角下农村人居环境整治绩效评估》，《资源开发与市场》第9期，第1053-1058页。
11. 韩小凤、苗红培, 2016: 《我国社会组织的公共性困境及其治理》，《探索》第6期，第136-141页。
12. 黄晓春、周黎安, 2017: 《政府治理机制转型与社会组织发展》，《中国社会科学》第11期，第118-138页、第206-207页。

- 13.黄晓勇, 2020: 《新中国 70 年中国特色社会组织创新发展报告》, 载黄晓勇(主编)《中国社会组织报告(2020)》, 北京: 社会科学文献出版社, 第 16-60 页。
- 14.卡尔·波兰尼, 2007: 《大转型: 我们时代的政治与经济起源》, 冯钢、刘阳译, 杭州: 浙江人民出版社, 第 15 页。
- 15.柯武刚、史漫飞、贝彼得, 2018: 《制度经济学: 财产、竞争、政策》, 柏克、韩朝华译, 北京: 商务印书馆, 第 234-236 页。
- 16.孔娜娜、王超兴, 2016: 《社会组织参与突发事件治理的边界及其实现: 基于类型和阶段的分新》, 《社会主义研究》第 4 期, 第 98-105 页。
- 17.李玉恒、黄惠倩、王晟业, 2021: 《基于乡村经济韧性的传统农区城乡融合发展路径研究——以河北省典型县域为例》, 《经济地理》第 8 期, 第 28-33 页、第 44 页。
- 18.卢素文、艾斌, 2021: 《资源依赖与精英权威: 农村社会组织与基层政府的双向依赖和监督》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 50-66 页。
- 19.芦恒, 2019: 《“抗逆力”视野下农村风险管理创新与乡村振兴》, 《吉林大学社会科学学报》第 1 期, 第 101-110 页、第 221-222 页。
- 20.马克·格兰诺维特, 2007: 《镶嵌: 社会网与经济行动》, 罗家德译, 北京: 社会科学文献出版社, 第 29 页。
- 21.荣朝和, 2014: 《论时空分析在经济研究中的基础性作用》, 《北京交通大学学报》(社会科学版)第 4 期, 第 1-11 页。
- 22.孙发锋, 2019: 《依附换资源: 我国社会组织的策略性生存方式》, 《河南社会科学》第 5 期, 第 18-24 页。
- 23.宋宗宇、李南枢, 2021: 《基于复合空间视角的超大城市韧性建设路径思考》, 《北京行政学院学报》第 6 期, 第 49-57 页。
- 24.王成、任梅菁、胡秋云、李琴, 2021: 《乡村生产空间系统韧性的科学认知及其研究域》, 《地理科学进展》第 1 期, 第 85-94 页。
- 25.王辉, 2021: 《韧性生存: 多重逻辑下农村社会组织的行动策略——基于农村老年协会个案》, 《南京社会科学》第 9 期, 第 53-63 页。
- 26.王杰、曹兹纲, 2021: 《韧性乡村建设: 概念内涵与逻辑进路》, 《学术交流》第 1 期, 第 140-151 页。
- 27.王胜、余娜、付锐, 2021: 《数字乡村建设: 作用机理、现实挑战与实施策略》, 《改革》第 4 期, 第 45-59 页。
- 28.王薇然、杜海峰, 2021: 《基于多元治理主体的乡村韧性比较研究》, 《公共行政评论》第 4 期, 第 4-24 页、第 196 页。
- 29.西亚姆巴拉拉·伯纳德·曼耶纳、张益章、刘海龙, 2015: 《韧性概念的重新审视》, 《国际城市规划》第 2 期, 第 13-21 页。
- 30.颜文涛、卢江林, 2017: 《乡村社区复兴的两种模式: 韧性视角下的启示与思考》, 《国际城市规划》第 4 期, 第 22-28 页。
- 31.岳经纶、陈泳欣, 2016: 《社会精英如何推动农村社区治理?——来自台湾桃米社区的经验》, 《南京社会科学》第 5 期, 第 69-75 页。
- 32.詹姆斯·C. 斯科特, 2012: 《国家的视角: 那些试图改善人类状况的项目是如何失败的》, 王晓毅译, 北京:

社会科学文献出版社, 第 6 页。

33.张豪、张向前, 2017: 《日本政府购买服务、社会资本合作与社会组织发展》, 《现代日本经济》第 1 期, 第 15-26 页。

34.张诚, 2021: 《韧性治理: 农村环境治理的方向与路径》, 《现代经济探讨》第 4 期, 第 119-125 页。

35.住房和城乡建设部科技与产业化发展中心、清华大学、中国建筑设计研究院, 2014: 《世界绿色建筑政策法规及评价体系 2014》, 北京: 中国建筑工业出版社, 第 34 页。

36.赵静、冀晶娟, 2017: 《欧洲农村运动及其对我国农村治理创新的启示》, 《山东大学学报》(哲学社会科学版)第 2 期, 第 57-64 页。

37.周庆智, 2016: 《基层社会自治与社会治理现代转型》, 《政治学研究》第 4 期, 第 70-80 页, 第 127 页。

38.曾哲、周泽中, 2018: 《多元主体联动合作的社会共治——以“枫桥经验”之基层治理实践为切入点》, 《求实》第 5 期, 第 41-51 页、第 110-111 页。

39. Adger, W. N., 2000, “Social and Ecological Resilience: Are They Related?”, *Progress in Human Geography*, 24(3): 347-364.

40. Coase, R., 1998, “The New Institutional Economics”, *The American Economic Review*, 88(2): 72-74.

41. Firdhous, M. F. M., and P. M. Karuratane, 2018, “A Model for Enhancing the Role of Information and Communication Technologies for Improving the Resilience of Rural Communities to Disasters”, *Procedia Engineering*, 212: 707-714.

42. Holling, C. S., 1973, “Resilience and Stability of Ecological Systems”, *Annual Review of Ecology and Systematics*, 4: 1-23.

43. Imperiale, A. J., and F. Vanclay, 2016, “Experiencing Local Community Resilience in Action: Learning from Post-disaster Communities”, *Journal of Rural Studies*, 47: 2014-2219.

44. Janssen, M., and H. van der Voort, 2016, “Adaptive Governance: Towards a Stable, Accountable and Responsive Government”, *Government Information Quarterly*, 33(1): 1-5.

45. Markantoni, M., A. A. Steiner, and J. E. Meador, 2019, “Can Community Interventions Change Resilience? Fostering Perceptions of Individual and Community Resilience in Rural Places”, *Community Development*, 50(2): 238-255.

46. Pendall, R., K. A. Foster, and M. Cowell, 2009, “Resilience and Regions: Building Understanding of the Metaphor”, *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 3(1): 71-84.

47. Perz, S. G., L. Cabrera, L. A. Carvalho, J. Castillo, R. Chacacanta, R. E. Cossio, Y. F. Solano, J. Hoelle, L. M. Perales, I. Puerta, D. R. Céspedes, I. R. Camacho, and A. C. Silva, 2012, “Regional Integration and Local Change: Road Paving, Community Connectivity, and Social-ecological Resilience in a Tri-national Frontier, Southwestern Amazonia”, *Regional Environmental Change*, 12(1): 35-53.

48. Roberts, E., B. A. Anderson, S. Sarah, and J. Farrington, 2017, “A Review of the Rural-digital Policy Agenda from a Community Resilience Perspective”, *Journal of Rural Studies*, 54: 285-372.

49. Salvia, R., and G. Quaranta, 2017, “Place-based Rural Development and Resilience: A Lesson from a Small Community”, *Sustainability*, 9(6): 889.

50. Steiner, A. A., and M. Markantoni, 2013, “Unpacking Community Resilience through Capacity for Change”, *Community*

Development Journal, 49(3): 407-425.

51. Walker, B., C. S. Hollin, S. R. Carpenter, and A. Kinzig, 2004, "Resilience, Adaptability and Transformability in Social-ecological Systems", *Ecology and Society*, 9(2): 5.

52. Waugh, W. L., and G. Streib, 2006, "Collaboration and Leadership for Effective Emergency Management", *Public Administration Review*, 66: 131-140.

53. Wilson, G., 2010, "Multifunctional 'Quality' and Rural Community Resilience", *Transactions of the Institute of British Geographers*, 35(3): 364-381.

54. Wilson, G., 2012, "Community Resilience, Globalization, and Transitional Pathways of Decision-making", *Geoforum*, 43(6): 1218-1231.

(作者单位: 重庆大学法学院)

(责任编辑: 王 藻)

The Logic and Path of Social Organizations' Participation in the Construction of Resilient Villages

LI Nanshu HE Rongshan

Abstract: Resilient village construction is an important element to promote rural revitalization, which requires grasping different spatial and temporal dimensions in order to improve the response, recovery and adaptation capacity of villages in the face of risks. Thus, the traditional public governance and private autonomy models face different degrees of difficulties in resilient rural construction, while social organizations can better enhance the efficiency of resilient rural construction and meet the needs of farmers, so as to ensure the sustainability of good rural governance. However, social organizations in the construction of resilient villages are plagued with public, professional and endogenous problems. Countries around the world promote the embeddedness of social organizations in the construction of resilient villages by clarifying their roles, building diversified ways and improving institutional protection. Based on the analysis of practice and summary of the experience of resilient rural construction in various countries, it proposes to improve the level of institutionalization, professionalization and endogenization of social organizations participating in resilient rural construction in the future, to minimize the cost and maximize the benefits of social organizations' participation, so as to mobilize the widest range of social resources to participate in the construction of resilient villages.

Keywords: Social Organization; Resilient Village; Rural Revitalization; Social Co-governance; Digital Village

“可治理的民主”何以兑现：基层公共事务 治理民主的实现路径* ——以广东省横沥镇为例

高新宇¹ 武永超²

摘要：作为一个极具包容性和开放性的理论范式，“可治理的民主”推动了公共事务治理结构革命性变革，逐渐得到学界的认可，然而在实践中却遭遇了各种挑战。本文基于广东省横沥镇基层公共事务治理实践具体案例，借助后现代公共行政话语理论，试图构建一个具有操作性的分析框架来阐释可治理民主的实现路径。本文认为，基层公共事务治理民主的实现路径包括倡导“部分人对话”的理念路径、构建“公共能量场”的技术路径、确保“话语正当性”的制度路径。上述路径涉及多元主体不断互动的建构过程。本文的研究发现不仅验证了后现代公共行政话语理论在中国场景的适用性，也诠释了治理民主的现实应用路径，对当下的基层治理实践具有重要的启示意义。

关键词：后现代公共行政话语理论 治理民主 公共事务 新型城镇化

中图分类号：D630 **文献标识码：**A

一、问题的提出

一个国家治理体系和治理能力的现代化水平很大程度上体现在基层^①。近年来，伴随着国家治理体系和治理能力现代化的不断深入，基层公共事务治理越来越重视内涵式发展，对治理质量要求的提高使得既有的治理模式面临巨大挑战。在以往学界对基层公共事务治理之道的探求中，大致有三种治理模式被先后提出并被广泛应用于实践：第一种是基于政府威权的理性视角，以韦伯科层制为支点，提出的政府管理模式（周庆智，2016）；第二种是基于基层自主的社会基础，借用奥斯特罗姆的公共

*本文系国家社会科学基金青年项目“地方政府智慧型环境治理的驱动机制与优化路径研究”（项目编号：20CSH077）、安徽高校优秀青年人才支持计划项目的阶段性成果。本文涉及的所有调查资料和相关数据均来自笔者针对东莞市社会治理建设专题开展的田野调查，在此要特别感谢东莞市政法委、市委办以及相关镇街对笔者资料搜集和调研工作的帮助。感谢外审专家的宝贵意见，文责自负。

^①参见《吉林之行，习近平这五句话涵义极其深刻》，http://www.xinhuanet.com/politics/xxjxs/2020-07/26/c_1126286928.htm。

池塘理论，创设的公共事务自治治理模式（Bell and Hindmoor, 2010）；第三种是基于多元主体比较优势，借用多中心治理理论，构建的政府、市场、社会合作协同的治理模式（刘红等, 2018）。这三种治理模式都曾在中国基层治理实践中发挥了重要作用，时至今日，依然深刻影响着基层社会治理。但不可避免的是，以上三种模式分别面临着政府失灵、社会失灵与合作失灵的困境，三种治理模式基于“国家与社会二分法”的治理思路，也在一定程度上割裂了国家与社会的关系（De Zwart, 2002）。

面对上述困局，治理民主的异军突起可谓提供了一个解决问题的全新视角。所谓治理民主，意为“可治理的民主”（governable democracy），是民主与治理融合的产物，是实现民主价值理念的实践模式（杨光斌, 2013）。西方学者认为，现代公共事务的日益复杂化和多样化、政府在社会事务领域介入范围的不断扩大，使得传统民主体制的功能发生了重大变化，以制约权力和保护自由为制度安排核心原则的“保护型民主”正逐渐转化为“可治理型民主”，民主越来越被视为一种公共事务的治理模式，而不再仅仅是从结果上对公民自由权利进行保护（赵成根, 2000）。治理民主的提出，不仅使得民主的社会治理和公共服务的功能属性被极大地发掘出来，也为构建具有本土特色的治理民主体系、实现“善治”目标提供了一个全新的发展思路（何显明, 2012）。在治理内容上，治理民主强调国家与社会、民主与治理、公平与效率的有机统一，既注重发扬多元自主治理的民主活力，又主张汲取政府行政治理的高效和秩序，使公共事务治理呈现充满活力而有序的均衡状态（唐兴霖和马亭亭, 2014）。这些优势促使治理民主被当作一种有效的治理技术和治理机制应用到公共事务领域（周直, 2016）。

中国新型城镇化进程的演进为治理民主模式推广应用到基层公共事务场景提供了难得的历史契机。任何一种治理总是在特定环境中运作并深受环境影响的，新型城镇化进程重构了基层治理环境。这种环境变化使得基层社区呈现开放化、多样化、智慧化等重要特征，基层社区治理与传统城乡割裂的二元社会治理结构体制产生巨大张力，导致基层治理面临一系列困境：一是基层社区定位不清诱发无序化治理。陌生人社会的价值基础缺失使得联结社区成员的新的社会基础和关系纽带无法有效建立起来，而以政府为代表的治理主体不能很好地从治理环境独特性出发做出具有针对性的制度安排。二是对基层民众的需求识别不准造成治理偏误。民众需求的日益增长和分化使得对需求的识别存在极大难度，加之传统需求识别普遍依赖领导个人经验和主观判断，由此可能会造成政府提供的服务与真实需求不相适配的问题。这就直接导致对需求的识别陷入对长官意志的依赖，并由此产生了形式多样的“被需求”的问题。三是基层民主治理能力相对薄弱使得治理面临失灵的风险。新型城镇化进程中涌现的城乡融合等方面的治理任务都需要强有力的治理资源和人才支持，而有些治理任务超出了现有基层民主治理能力的范围。上述治理任务以及新型城镇化建设奉行的“以人为本”的价值理念，都推动着治理民主的实践发展。在这一现实场景下，治理民主的内涵被进一步延展，不但包括“将民主寓于治理”，还包含“对民主进行治理”，借由国家治理手段形塑有序、规范、有力的民主（杨光斌, 2013）。治理民主概念所体现出的强大解释力，使其逐渐成为解决基层公共事务治理困境的一个重要思路。

然而，作为一种治理范式，治理民主在基层公共事务治理实践中究竟如何兑现？实现它的路径到底是什么？目前学术界和实务界对此知之尚少，这也成为治理民主范式推广道路上一个不容忽视的障碍和缺憾。令人欣慰的是，后现代公共行政话语理论的提出和成熟，为治理民主在现实层面的落地提

供了一个可供探讨的框架。后现代公共行政话语理论与治理民主在理念追求上的一致性，使得前者对后者具有较好的适配性。鉴于上述分析，本文尝试借助后现代公共行政话语理论，构建起适用于中国本土基层公共事务治理民主的解释分析框架，并基于具体案例的分析，为新型城镇化背景下基层公共事务治理民主实践提供参考。

二、后现代公共行政话语理论：一个操作性的理论分析框架

伴随着 20 世纪 80 年代以来社会上以碎片化、差异化、多样化等为特征的后现代文化思潮的兴起以及西方规范伦理学说的强力张扬，承继了亚里士多德到阿伦特一脉政治哲学衣钵、秉持着古希腊民主实践核心价值主张的后现代公共行政话语理论逐渐受到更为广泛的关注，成为全球治理民主理论的一个重要转向。这一理论最初是由福克斯和米勒（2002）在《后现代公共行政：话语指向》一书中率先提出并发展的，是一套以对后工业时代多元主义文化困境深彻反思和对传统官僚制元叙事颠覆性批判为基础而形成的替代方案。它将治理视为一种对话机制，以西方传统话语理论、社群主义、结构化理论为理论基础，力图突破封闭式政府结构的治理限度，开拓性地对传统官僚行政文化进行全面解构，重构现代政府与民众沟通的平等对话与合作机制，以此推进社会对公共利益共识的达成，消除社会分歧（颜昌武，2018）。

后现代公共行政话语理论发展至今，业已形成一个成熟的理论框架，并表现出强大的理论解释力。有学者认为，作为实现“可治理的民主”目标的一个重要实践框架，后现代公共行政话语理论使得主流民主理论视野之外的社会生活的微观民主一跃成为丰富民主内容、拓展民主渠道的关键途径（何显明，2012）。它打通了体制内外的对话壁垒，以广泛的参与协商来弥合传统程序民主的体制缺陷，重塑了政府与公民的关系，适应了公共权力资源分散化、事务需求多样化和个性化的治理现实（井敏，2006）。而基于这一理论路径，国内学者开始尝试在具体实践环节将后现代公共行政话语理论操作化应用，如在社区层面转变传统单向度的话语惯习，鼓励外部自主性表达实践，建立有效对话机制和平台，推动公共对话参与，完善参与规则和参与手段以确保对话的正当性。上述建议对基层公共事务治理民主产生了启示意义，具有理论上的路径自治性。

作为实现基层公共事务治理民主的一种操作化理论，后现代公共行政话语理论的核心在于寻求政府与社会在平等合作的协商和对话中实现基层政府系统的开放化和民主化，以及以基层社区为基本组织单位的社会系统的组织化。因此，如何建构政府与社会之间的互动与依存机制，如何提升基层民众参与的组织化程度，成为后现代公共行政话语理论所要探寻的重大议题。为了回应这一重大议题，福克斯和米勒创造性地提出三个关键命题假设，描绘了一个将治理民主操作化的理论分析框架（如图 1 所示）。

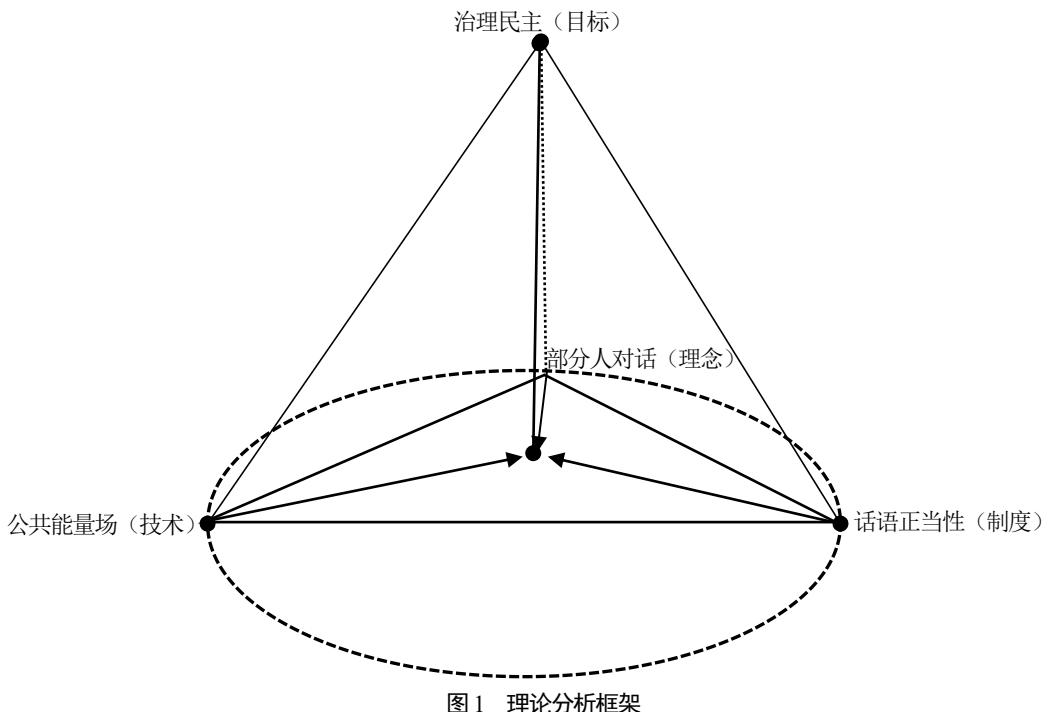


图1 理论分析框架

首先，倡导“部分人对话”是实现基层公共事务治理民主效能的理念先导。部分人对话源于福克斯和米勒在吸纳哈贝马斯的交流理论、话语补正理论等理论精华的前提下，对传统封闭治理模式的纠偏和革新。在话语理论的对话连续谱中，官僚制“独白式对话”和无政府主义“多数人对话”处在连续谱的两个极端。前者因主张少数统治精英对话语权的操纵把持而饱受诟病，后者则因热衷过度参与和个性化的盲目批判，缺乏实质贡献而备受指摘。在福克斯和米勒看来，这两种对话模式都不能实现真正的治理民主，亦非公民所期待和追求的。只有位于这两个极端之间带有折中色彩的“部分人对话”才是民众渴望建立的理想对话模式，它既克服了“独白式对话”中政府与官僚独享治理权的弊端，又能防止“多数人对话”可能导致的参与性危机。基层公共事务治理中的“部分人对话”本质上是一种极具主体包容性的政策网络机制和利益表达机制，涉及主要参与主体“独白式对话”思维的转变和“一些人对话”意识的形塑。

其次，构建“公共能量场”是保证基层公共事务治理民主运作的技术支撑。作为后现代公共行政话语理论的核心术语，“公共能量场”概念借用和混合了阿伦特与哈贝马斯的公共领域理论以及卢因的场理论，是现象学和现代物理学相互修正的产物。公共事务治理中的公共能量场是涵盖了情境、语境和历史性的对话场所或平台，是对传统官僚体制下与环境分离、官员“独白式对话”的超越。在这个真实而恰当的时空场域内，政府和公民进行有意义的交流，借助彼此间开放互动和平等对话达成一致性协定，为治理民主目标的执行提供更多的共识基础，确保公共政策得以制定和修订。通常意义上，基层公共事务治理民主的公共能量场的建构，需要借助平台创设和虚拟技术赋能才会最大限度地实现。

最后，确保“话语正当性”是提升基层公共事务治理民主质量的制度保证。治理民主中的很多失

衡是话语正当性丧失造成的，为了避免政策话语表达陷入虚假陈述和无政府主义的窠臼，应对话语意义的真实性做出严格的规定。为此，福克斯和米勒提出确保对话的正当性和合法性的四个规则：真诚、切合情境的意向性、自主参与以及具有实质性贡献。真诚的对话规则要求参与者双方建立信任机制，除此之外还强调对不信任情形进行规避和惩戒。切合情境的意向性要求参与主体对具体政策情境做出细致规划和切实反应，具有鲜明的目的导向，始终明确下一步需要完成的目标和任务。自主参与要求参与主体保持积极主动的参与精神，在充分尊重和接纳他人合理观点的基础上，密切把握政策对话进程。实质性贡献要求参与主体切实提升参与对话所必备的技能和能力，同时不排斥新兴力量参与，懂得权力共享，确保治理民主真正落地。

三、案例呈现：横沥镇基层公共事务治理民主实践

横沥镇地处广东省东莞市东部，是东莞市管辖的32个镇（街道）之一，辖区面积44.76平方千米，常住人口20.81万人，户籍人口4.9万人，下辖16个村和1个社区，各类住宅小区40个，是中国著名的模具制造基地，2019年更是跻身全国综合实力千强镇前100名，是中国“外向型城镇化”发展模式极具代表性的地区之一。

随着新型城镇化的推进，作为传统的经济大镇和人口倒挂大镇，横沥镇始终面临外来流动人口多、出租屋多和企业多的“三多”治理压力。这给横沥镇的基层公共事务治理带来了较大挑战。一方面，近年来，伴随着权力下放和基层改革，各项事由逐级加码后，压力传导到基层，使得基层尤其是社区（村）一级工作负担较重，难免超出其承受能力，呈现“小马拉大车”的状况。与之形成鲜明对比的是，横沥镇的基层治理能力长期处于疲软状态，社区（村）干部治理能力弱，整体学历不高，工作积极性和素质有待提升。与此同时，部门联动能力欠缺，部门和社区仍存在“大门一闭、自成体系”的“单兵作战”思维，缺乏有效的协调对话机制。治理能力与治理需求之间巨大的张力使得基层公共事务治理民主陷入危机。另一方面，社会力量介入基层公共事务治理程度不够，更使得上述矛盾愈加凸显。受传统观念、知识水平以及政府“独白式对话”等因素制约，社会力量参与治理对话的热情不高、民主意识不强、对话能力不足，加之本地人口与外来流动人口之间较强的文化异质性，致使跨群体对话往往存在不可通约性，群众对公共事务普遍持“事不关己，高高挂起”的态度，让基层公共事务治理民主实践更加举步维艰。除此之外，相关制度和标准以及技术平台的缺失，限制了治理效能的发挥，更是给原本就已困难重重的基层公共事务治理民主实践蒙上了一层浓重的阴影。

面对基层公共事务治理民主出现的难题，横沥镇开始寻求突破，试图探索出一种具有地方特色且切实有效的基层公共事务治理模式。2014年，横沥镇开始在全镇试点社会治理协同创新工程，将政府的支持引导、社会组织的活力、专业人才的思维理念以及群众的需求真正整合对接起来，探索多元合作对话的新路径。2017年，横沥镇社会治理协同创新中心投入试运营，以“多元协同、共治善治”为理念，坚持问题导向和需求导向，按照培养社会治理人才、为社会组织增能、对接社会资源和创新治理项目的工作思路，努力营造共建共治共享的社会治理新格局，积极对标群众实际需求，不断创新治理民主方式。2018年，镇政府制定了以“社区营造”助推乡村振兴工作方案，将公共服务资源下沉到

最基层，通过社区营造理念充分调动多元主体进入基层公共事务治理的“能量场”。2019年，镇党委印发《横沥镇关于营造共建共治共享社会治理格局的意见》，提出“健全党领导下的基层治理体系”“健全村（社区）民主自治体系”“健全农村集体资产监管体系”“健全社会治理多元参与体系”“健全社会服务管理体系”“健全基层依法治理体系”“健全公共服务供给体系”等七项重点任务，全面助力“人人有责、人人尽责、人人享有”的社会治理共同体形成。

横沥镇一系列基层治理协同创新的探索实践在基层公共事务治理民主方面发挥了巨大功用。一是基层公共能量场的建立从体制机制层面打破了部门各自为政的局面，同时又为外部力量参与治理提供了现实载体，增强了基层公共事务协同共治的合力。二是基层公共事务治理中传统对话模式实现转型，话语权下放使得资源被有效激活，借助“平台+项目”的治理形式，一切可资利用的资源被有效调动起来，并实现广泛下沉和精准对接，这极大提升了治理资源的配置率和转化率，增强了基层公共事务治理效能。三是基层公共事务治理的正当性得到极大巩固，群众参与热情被极大激发，制度愈加健全，安全稳定、公平民主、法治优良的社会环境逐渐形成，群众的获得感、幸福感、安全感大幅提升，对当地的认同感和归属感不断增强，治理红利持续释放，有力促进了横沥镇的平安、和谐、稳定。

四、部分人对话、公共能量场、话语正当性：基层公共事务治理民主的实现路径

（一）倡导部分人对话：实现基层公共事务治理民主的理念路径

1. 转变“独白式对话”话语思维，打破“话语霸权”。在后现代公共行政学者看来，权力与话语存在着紧密的关联，权力控制了话语，话语不仅是交流沟通的工具，更是权力的言语陈述形式，是话语者权力的自然流露，是特定场域内权力结构的具象和利益表达的手段。受制于传统体制的惯性效应，以往的基层公共事务场域内，基层政府拥有强大的话语权，强势的话语地位往往令基层公共事务治理成为政府的“独角戏”，政府与公众对话互动程度不足，损伤了治理民主。

为了扭转政府在基层公共事务治理中的“独白式对话”局面，横沥镇近年来进行了一系列尝试，奉行“改革事业，思想先行”的思路，在体制机制改革铺开之前率先对干部队伍进行了一场深刻的思想洗礼，提升了干部的觉悟和素质。首先，借助系统内教育培训提升政府治理队伍的素质和认知。如横沥镇在2019年3~4月按照《广东省加强党的基层组织建设三年行动计划（2018—2020年）》精神，委托深圳经济特区社会工作学院开展“头雁工程培训班”，该培训以行动学习为理念，采取“集中授课+工作坊+外拓学习+小组研习分享”方式，针对基层治理专业化思维不足、对治理缺乏清晰明确思路等问题，以“怎么想”“怎么说”“怎么做”为三大训练板块，对参训干部进行精准的引导和培训，使其思想观念得到升华，杜绝官僚作风，强化“以人为本”的执政理念，深化其作为基层干部的责任感和使命感。这一举措对改善干部对话思维起到了一定促进作用。其次，依托经验学习方式促进观念快速升级。如2018年2月和12月，横沥镇镇委副书记带队先后到深圳市凤凰社区和佛山市黄连社区参观学习社区营造经验；2018年4月，镇总工会组织到深圳市上围艺术村和鳌湖艺术村学习边角花园打造经验，同期，镇政法办组织分别到寮步镇良平社区和佛山市大沥镇学习住宅小区治理和协商共治经验，之后还召开专题座谈会组织集体学习。一系列外出考察学习举措，不仅让干部及时掌握先

进地区的治理经验，更重要的是，基层治理民主新价值观念的引入可对干部的思想产生潜移默化的影响，使其思想境界得到较大提升。除上述举措外，上级政府和主要领导对横沥镇推动治理民主做法的批示和指导（如东莞市委书记2018年专门批示和2019年实地指导等行为）通过传递出“领导重视”的支持信号，形塑和提升了横沥镇基层干部的治理民主观念。

2. 倡导“部分人对话”治理理念，消除“政治冷漠”。毋庸置疑，基层公共事务治理民主对于基层公共事务发展的规范意义以及该如何实践，都必须基于一种民主的意志形成过程。因此，后现代公共行政话语理论推崇开放性的思维方式。在后现代公共行政学者看来，日益复杂的、动态的和多元的治理环境和治理需求，对于政府治理能力是巨大的挑战和考验。而要防止矛盾积压的一个有效途径即是广开言路，通过与社会上积极参与公共事务且有创见的力量进行有价值和有秩序的交流与互动以凝聚共识，形成理性话语来实现治理民主。

近年来，横沥镇为达成这一目标，积极创设条件与社会力量展开交流对话。首先，以“邀请式”经验交流的方式，打破了政府与社会力量之间的对话壁垒。比如，横沥镇政府依托自身区位优势和社会资源禀赋，于2017年5月采取“走出去，请进来”的策略，先后与镇台商投资协会、镇外商投资协会、镇太极功夫协会、镇女企业家协会、香港东莞社团总会妇女委员会、东莞理工学院以及其他东莞市内外公益机构等展开交流，消除分歧、增进共识。其次，以完善社区（村）议事规则为突破口，在干部与群众之间建立对话通道。一方面，在社区层面，以横沥镇恒泉社区2017年推行的“萝卜规则”^①民生议事会为例，该议事会由社区共治示范点建设项目组牵头，围绕社情民意调研组和恒泉共治协会收集回来的需要解决的民生实事问题，组织社区居民通过共同议事等方式参与社区治理。与会人员包括居委会代表、热心居民和社工等有参与能力的群体，各方开展广泛交流和实质性商讨，有力助推了社区问题的妥善化解。另一方面，在村级层面，全面落实重大事项决策“四议两公开”^②，制定协商事项清单，切实推进民主协商和民主决策。这些举措都在一定程度上改善了民众的政治淡漠感。最后，借助资源对接和扶持手段提高公共事务能力。横沥镇2019年12月注册成立的全市首个社区发展基金会较好地承担了这一职责，政府借助基金会通过社区公共服务项目的资源对接等途径无形之中将话语权赋予“一部分”有能力、有热情的社会力量，顺利完成了权力让渡和权力交接，这些社群和民众因此也实现了公共事务治理的角色切换，逐渐对基层公共事务治理拥有充分的话语表达权甚至主导权。而政府则从其中抽离出来，完成了由基层公共事务统管者到协调者的角色转型。

^① “萝卜规则”是“罗伯特议事规则”在中国的俗称。该规则最早于1876年由美国将领亨利·马丁·罗伯特提出，将讨论问题的基本原则归纳为12条，其精神就是权力制约、充分辩论、一事一议、多数裁决，其特点就是对事不对人、不无限上纲道德问题、不预设立场、绝对中立。

^② “四议两公开”又称“4+2”工作法，是指村党组织领导下对村级事务进行民主决策的一套基本工作程序。“四议”是指村党支部会提议、村“两委”会商议、党员大会审议、村民代表会议或村民会议决议；“两公开”是指决议公开、实施结果公开。

（二）构建公共能量场：实现基层公共事务治理民主的技术路径

1. 建立公共能量场式平台。治理民主目标的实现基于这样一个前提，即除了治理理念上的突破，还需要治理技术的创新。如果缺少治理技术的推动，治理民主就很可能沦为乌托邦式的幻想。而治理技术的一个关键要素就是平台，它为实现治理可操作化提供了必要的环境和条件（欧黎明和朱秦，2009）。在治理平台这个空间维度的场域内，各种治理资源和力量被整合和使用，治理理念被具体化为真实的活动或行为。然而，在后现代公共行政学者看来，传统平台往往被那些控制着媒介组织或能够购买到广告权的人掌握着，其结果并不能促进对话程度的提高（福克斯和米勒，2002）。对此，福克斯和米勒提出了“公共能量场”的创新性构想，意欲凭借技术上的优化来弥补现有治理方面存在的不足，实现治理主体对话效度的最大化。

回归到横沥镇自身的治理实践，在推动基层公共事务治理民主的过程中也能看到构建公共能量场的实践。横沥镇于2017年开始运营社会治理协同创新中心，以其为平台载体，打造公共事务治理民主的“公共能量场”。作为多中心、互动式、开放型的治理平台，该中心依托“三个子中心、四个平台”^①的架构设计，给社会力量提供公共对话的场所，用多元对话方式推进公共事务治理共识的达成。除此之外，在实体平台建设的同时，基于网络技术搭设的社会资源对接系统平台使得对话更是突破了时空限制，提升了对话的精准性和实时性。在虚实结合的公共场域内集合了五大结构性“能量体”：以镇社工委、镇政法办、镇司法公安为代表的官方力量，以恩派公益组织发展中心、普惠社会工作服务中心为代表的社会组织力量，以深圳经济特区社会工作学院、华东理工大学为代表的高校力量，以镇台商投资协会、捷荣集团为代表的企业力量，以村（社区）退休干部、乡贤能人、活跃居民组成的公民力量。各“能量体”彼此之间话语地位平等，可以就某些公共议题自由发表看法，充分阐释自己的主张。“公共能量场”为治理主体增能赋权的方式，在某种程度上改变了传统的单向度的自上而下的权力运作模式，并创设出一种上下互动、多元协同的治理关系，有效解决了公共事务自主治理的核心问题，即相互依赖的委托人如何才能把自己组织起来，进行自主治理，从而能够在所有人都面对搭便车、规避责任或其他机会主义行为诱惑的情况下，取得持久的共同收益（奥斯特罗姆，2000），进而保证公共事务治理效能。

2. 发挥项目制“助推器”作用。福克斯和米勒（2002）指出，只有恰当的机制驱动，才能使得公共能量场高效运转起来。如前文所述，本质上，公共能量场是带有机械色彩的治理结构，需要灌注“动力燃料”，生成动能，这样才会源源不断生产出治理产品，满足治理需求。治理者需要根据历史情势和社会条件，选择适合本地区的治理运行机制。近年来，项目制已经渗透到中国经济生活的方方面面（渠敬东，2012）。究其原因，主要在于项目制具有天然的资源整合性和适度约束性，能够有效衔接和汇聚资源，并在这个过程中起到一定权力监督约束作用。而这又恰与公共能量场的结构特性相契合，二者具有良好的适配性。

^① “三个子中心”即智慧中心、资源中心、枢纽中心，“四个平台”即社会治理人才培养平台、社会组织培育增能平台、社会资源整合对接平台、创新社会治理项目平台。

回顾横沥镇的治理创新，它基本上也能体现上述机制。在横沥镇基层公共事务治理创新过程中，六成以上都是依托社会治理协同创新中心平台，以项目制的方式推进，基本形成了“平台建设+项目运作”的治理技术格局。以几大典型的治理创新项目为例，“公益咖啡学院”项目实现了以镇社工委为代表的政府与以捷荣集团为代表的企业之间的对话与合作；“汇丰社区伙伴计划”项目促成了以汇丰银行（中国）有限公司为代表的企业、以恩派公益组织发展中心为代表的社会组织、以镇社工委为代表的政府、有参与意愿的公民等四方力量的对话；“公益导师库”项目通过导师资源对接和下沉的形式，打通了个人参与治理对话的途径，推动了公益服务进村、进社区、进工业园区，有效促进了政府、企业、公民、志愿者组织等“能量体”的深度融合与互动；“瑞康花园小区党建”项目通过建立以基层党组织为核心的多元协同治理体系，提升了外来人口的话语权，强化了居委会、物业公司、社工机构、常住居民等“能量体”参与社区公共事务治理的对话能力。总之，横沥镇在基层公共事务治理中广泛使用项目制的方式，不仅显著提升了横沥镇社会治理协同创新中心这一“公共能量场”的效能，更借助不同能量体之间实质性的互动与业务合作，升级了对话的品质。

（三）确保话语正当性：实现基层公共事务治理民主的制度路径

与“部分人对话”和“公共能量场”相同，探讨“话语正当性”也是在寻找实现治理民主的方法。所不同的是，基于真诚、切合情境的意向性、自主参与以及具有实质性贡献的话语正当性更多寻求的是一种治理民主在制度层面的实现路径。后现代公共行政话语理论指出，治理民主中的很多失衡是话语正当性丧失造成的，因此，对话和治理应当遵循参与的制度化以及理性商讨的原则。福克斯和米勒（2002）将制度定义为被资源配置和规则所维持的“重复性实践”。在他们看来，治理民主的过程就是各种话语对抗性交流的过程，也是不同意向性话语在某个实践语境中为获取意义而相互斗争的过程，如何引导这个过程并使之最终呈现有序、稳定且具有活力的状态，则需要制度来实现。鉴于此，托马斯（2005）指出，公共管理者面对的真正问题是力图将公民参与制度化。横沥镇的治理创新实践在某种程度上同样体现了这一制度路径。

1. 以信任制度来确保治理主体真诚对话。区别于传统熟人社会中基于文化延续和伦理本位表现出的强人际信任关系，新型城镇化进程中，半熟人社会更多地表现出基于契约的强制度信任和弱人际信任关系，这也使得通过制度建设来建立信任关系成为横沥镇实现基层公共事务治理民主的必由之路。以横沥镇推行的“社区共融”项目为例，一方面，借助社工力量组织社区居民签订自治公约，协助社区制定安全防范管理制度，强化治理主体依靠特定制度进行真诚对话沟通的意识；另一方面，以社区网格化为基础，推进完善诚信档案管理系统，探索以出租屋管理、信用商圈评价、住宅小区社会信用、园区行业信用为核心内容的信用标准制度建设，将信用标准应用到基层公共事务的各个领域，逐步形成守信激励与失信惩戒机制，促使治理主体在遵守制度的同时，形成了对制度的信任感。

2. 以规划制度来强化公共对话的目标导向。通俗地讲，切合情境的意向性原则就是在阐释这样一个问题：下一步我们应该做什么？在公共对话场域内，倘若治理主体没有围绕一个可持续的目标展开交流，那么这种交流就可能滑向“多数人对话”的深渊，成为无意义之战。而要摆脱这个困境，一个行之有效的方式就是建立规划制度。横沥镇广泛引入智力支持，借助政校合作的方式，强化顶层规划

对公共对话的方向引领。2015年横沥镇就与华东理工大学合作，瞄准现实治理诉求，进行了情境式调研论证，最终形成《横沥镇社会建设与社会治理中长期规划（2017—2020年）》，明确了规划期内公共事务治理民主的工作路线和具体任务及其目标，使得各类对话者都能把关注力聚焦到有意义的议题上，降低了无效对话的概率。

3.以激励制度增强对话者的自主参与精神。后现代公共行政话语理论将自主参与表达为一种“积极主动甚至热情参与”的精神。同大多数精神表达一样，自主参与精神的生成，既受到自发性因素的影响，也需要外部刺激的诱致。一般来讲，前者对应的是以公民意识自觉性参与的表现形式，后者则对应的是以正向激励诱发性参与的表现形式。梳理横沥镇的治理创新实践，主要在后者上下足功夫。以横沥镇“社区发展基金会”项目和“公益导师库”项目为例。在“社区发展基金会”项目中，组织方通过对诸如“文明家园”计划等社区治理项目的资金扶持，借由资金激励的撬动作用，最大限度地激发公共对话者的参与意愿。而在“公益导师库”项目中，通过为受聘导师颁发证书、协助其成为志愿者，将导师志愿服务计时作为其子女升学、就业、晋升、贷款、评优的重要参考依据，充分调动了这一群体参与公共事务的积极性。总的来说，激励制度对参与的促进作用较为明显，更重要的是，上述正向激励无形之中也培育和提升了公民的自觉意识，为公民参与精神的养成打下了基础。

4.以培训制度促使对话者产生实质性贡献。后现代公共行政学者认为，话语正当性的获得需要借助个体贴近现实的知识和能力的支持，在他们看来，“没有知识领域的相关构成就没有权力及其权力运作中各种技术的使用”（福克斯和米勒，2002），参与者想要在公共对话中实现平等交流，对公共事务做出实质性贡献，自身就必须具备一定的素质和能力。目前，横沥镇在这一方面的探索主要集中在对社会组织和治理人才的培育增能。一方面，横沥镇与东莞理工学院、深圳经济特区社会工作学院等专业院校合作，对社工和志愿者群体开展社区管理、项目策划、人际沟通等专题培训，提升这些对话者的参与能力；另一方面，借助大讲堂和主题沙龙等形式，围绕社区营造、社会工作服务、基层维稳、依法行政、外来人口社会融入等主题为镇街社区干部、社工、志愿者等开展专题培训。截至2019年底，培训已覆盖全镇镇村干部队伍，累计培训人次达到618人次。应当说，横沥镇对于社会组织和治理人才的培育增能，一定程度上增强了特定群体的对话技能，可为后续公共事务治理共识的达成做出实质性贡献。

综上，基层公共事务治理民主借助“理念+技术+制度”的路径支持得以实现，三重路径之间渐次关联，呈现动态化的运作图景（如图2所示）。

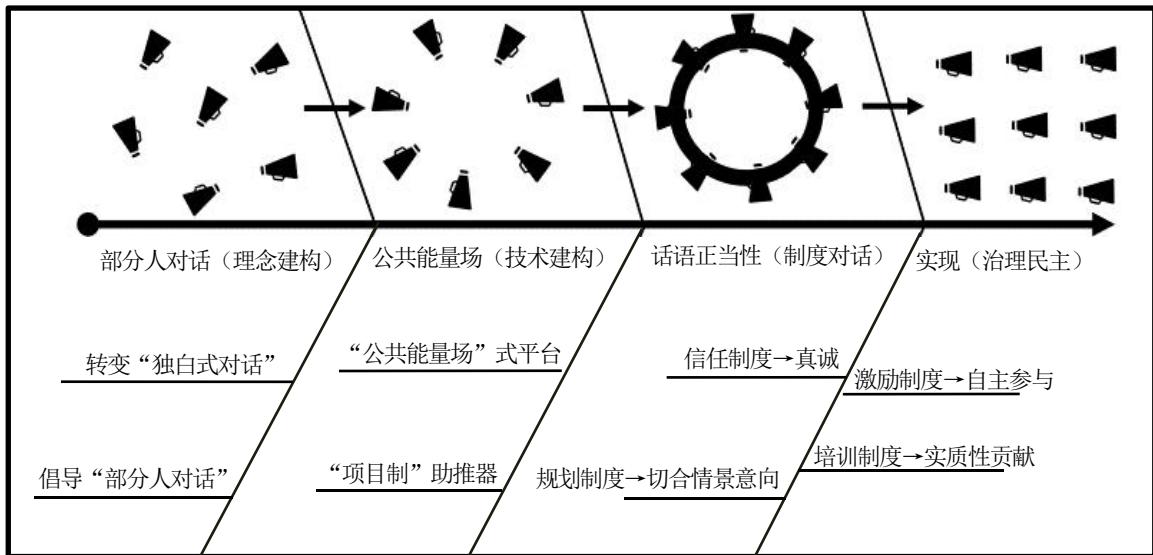


图2 基层公共事务治理民主的实现路径

五、结论与启示

当前，中国已进入城镇化建设提质增效的关键时期，大规模的人口迁移冲击了传统的社会形态，给基层公共事务治理带来了新的挑战。有效激发不同身份的群体参与基层公共事务治理是推动基层治理民主建设的关键，也是缓解基层过度行政化的途径。本文借助后现代公共行政话语理论，构建了一个适用于中国本土基层治理民主的分析框架，以东莞市横沥镇社会治理创新实践为例，系统剖析了基层公共事务治理民主的实现路径。本文的研究显示，横沥镇的基层公共事务治理民主作为中国众多基层社会治理实践的一个案例，其治理民主目标是基于倡导“部分人对话”的理念路径、构建“公共能量场”的技术路径、确保“话语正当性”的制度路径这三重路径实现的。本文的研究发现不仅验证了后现代公共行政话语理论在中国场景的适用性，也诠释了治理民主的现实应用路径。

除此之外，本文相关研究发现也对当下的基层公共事务治理民主实践具有重要的启示意义，具体表现在以下几个方面：

第一，基层公共事务治理民主实践要把官僚系统理念革新放在优先位置考虑。横沥镇治理实践经验的一个重要启示就是理念是一切改革行动的先导，一定的发展实践都是由一定的发展理念指导的，治理理念很大程度上决定了治理者的行动思维和行为方式。对比中国基层公共事务治理民主实践，拥有相似资源禀赋的地区为什么最后治理民主实践效果大相径庭，梳理其间症结可以发现，基层干部持何种治理理念发挥了关键性的作用。换个角度讲，能否在改革中推动治理民主的实现，不仅取决于技术和制度的更新，还须依赖思想观念的同步升级，且后者要被放在优先地位予以考虑。而理念优先落到操作层面，一方面，要将“以人为本”和“共建共治共享”为核心的治理理念建设视为一项系统工程重视起来，制定具有针对性的方案持续推进；另一方面，在新理念的引入上要坚持扬弃思维，充分评估新治理理念的场景适用性。

第二，基层公共事务治理民主实践要注重平台载体的打造。要素齐备的平台载体是实现民主对话、确保治理民主走向成功的关键因子。为此，要重视对话平台载体的建设和利用。首先，加大对平台载体建设经费的投入力度，对平台载体的地位和功能要做好统筹规划布局，确保平台载体定位清晰、指向明确。其次，强化平台载体的日常管理，配备专门管理团队进行运营，保证平台载体高效运行。再次，加强平台载体的立体化建设，充分利用科技智能手段，构建“线上线下、虚实结合”的立体化平台载体，实现线上线下无缝衔接，实时联动。最后，发挥好对话平台的桥梁作用，做好平台推广和传播工作，使其成为保障不同身份公民民主权利、实现公共对话和群体融合、提升基层自治水平的重要载体。

第三，基层公共事务治理民主实践要重视发挥制度效力。制度建设是确保民主对话走向规范化、程序化、科学化的重要抓手，要借助制度建设把制度优势更好地转化为基层公共事务治理的效能（陆聂海，2019）。而要做到这些，至少需要关注以下几点：其一，制度建设要遵循一定的原则，这些原则包括内容的正义性、实施成本的低廉性、运行的协调性、设计的可操作性等。其二，高度重视反向制度预设。任何制度都有缺陷。要完善配套制度以抑制负面效应的发生，避免对公共对话造成损伤。其三，在强化制度刚性的同时，也要注意增进制度韧性。要注意制度的合理性并给予对话者必要的回旋余地和自由裁量权。其四，注重制度的动态更新。制度运用要做到与时俱进，在尊重地方实际情况不照搬照抄的前提下，不断借鉴反思、兼收并蓄，以提高制度的质量和效能。

值得注意的是，基于后现代公共行政话语理论建构的基层公共事务治理民主框架作为实现“可治理的民主”目标的一条可能路径，究竟能在多广范围或到多大程度上真正被复制推广？在推进以人为核心的新型城镇化进程中，这一问题还有待大量实践来检验。但从横沥镇基层公共事务治理民主实践来看，完全有理由期待这种带有浓厚直接民主色彩的治理形式在未来中国“末梢治理”中的发展潜力。

参考文献

1. 埃莉诺·奥斯特罗姆，2000：《公共事物的治理之道——集体行动制度的演进》，余逊达、陈旭东译，上海：上海三联书店，第51页。
2. 查尔斯·J. 福克斯、休·T. 米勒，2002：《后现代公共行政：话语指向》，楚艳红、曹沁颖、吴巧林译，北京：中国人民大学出版社，第1-3页、第56-80页、第82-115页。
3. 何显明，2012：《治理民主：一种可能的复合民主范式》，《社会科学战线》第10期，第157-164页。
4. 井敏，2006：《公共行政的新思维——后现代公共行政理论的理论贡献》，《行政论坛》第3期，第5-7页。
5. 刘红、张洪雨、王娟，2018：《多中心治理理论视角下的村改居社区治理研究》，《理论与改革》第5期，第153-162页。
6. 陆聂海，2019：《治理民主：内在机理、表现维度和实现基础》，《海南大学学报(人文社会科学版)》第2期，第37-43页。
7. 欧黎明、朱秦，2009：《社会协同治理：信任关系与平台建设》，《中国行政管理》第5期，第118-121页。
8. 渠敬东，2012：《项目制：一种新的国家治理体制》，《中国社会科学》第5期，第113-130页、第207页。

- 9.唐兴霖、马亭亭, 2014: 《效率与公共性的平衡: 治理民主的视角》, 《理论探讨》第5期, 第154-159页。
- 10.颜昌武, 2018: 《公共行政学中的后现代主义: 一个理论述评》, 《南京社会科学》第9期, 第86-90页。
- 11.杨光斌, 2013: 《超越自由民主: “治理民主”通论》, 《国外社会科学》第4期, 第9-18页。
- 12.约翰·克莱顿·托马斯, 2005: 《公共决策中的公民参与: 公共管理者的新技能与新策略》, 孙柏瑛等译, 北京: 中国人民大学出版社, 第25页。
- 13.赵成根, 2000: 《民主与公共决策研究》, 哈尔滨: 黑龙江人民出版社, 第16-31页。
- 14.周庆智, 2016: 《论中国社区治理——从威权式治理到参与式治理的转型》, 《学习与探索》第6期, 第38-47页、第159页。
- 15.周直, 2016: 《以治理民主推进更高程度的社会公平》, 《南京社会科学》第9期, 第73-79页。
- 16.Bell, S., and A. Hindmoor, 2010, “The Governance of Public Affairs”, *Journal of Public Affairs*, 9(2): 149-159.
- 17.De Zwart, F., 2002, “Administrative Practice and Rational Inquiry in Postmodern Public Administration Theory”, *Administration & Society*, 34(5): 482-498.

(作者单位: ¹安徽财经大学财政与公共管理学院;

²华南理工大学公共管理学院)

(责任编辑: 王 藻)

How to Realize “Governable Democracy”? The Realization Path of Democracy in Governance of Grassroots Public Affairs Based on Case Study from Hengli Town, Guangdong Province

GAO Xinyu WU Yongchao

Abstract: As a very inclusive and open theoretical paradigm, “governable democracy” has promoted the revolutionary reform of the governance structure of public affairs. It has gradually been recognized and accepted by the academic circle. However, it has encountered various challenges in practice. Based on the analysis of concrete cases of grassroots public affairs governance in Hengli Town, Guangdong Province, this article attempts to construct an operational framework of analysis to explain the realization path of governable democracy with the help of postmodern public administrative discourse theory. The research points out that the realization path of grassroots public affairs governance democracy includes the idea path of advocating “partial dialogue”, the technical path of constructing “public energy field”, and the institutional path of “ensuring the legitimacy of discourse”. The above path involves the construction process of the constant interaction of multiple subjects. The research findings not only verify the applicability of postmodern public administrative discourse theory in the Chinese scene, but also explain the practical application path of governable democracy, which has important enlightenment significance for the current grassroots governance practice.

Keywords: Postmodern Public Administrative Discourse Theory; Governable Democracy; Public Affairs; New Urbanization

动态系统论下农村集体经济组织成员 身份取得的立法范式转型*

吴昭军

摘要：集体经济组织成员身份取得认定的试点实践复杂多样，须通过立法范式转型破解法律刚性与实践弹性冲突的难题。对此，应引入动态系统论，采取“因素—效果”立法模式取代“要件—效果”立法模式，即列举出影响成员身份确认的因素，并按照重要性进行排序。在立法时应首先厘清成员身份背后的一般原理，即财产权逻辑、社会保障逻辑、团体自治逻辑，然后根据这三个逻辑将成员身份取得分为初始取得、法定取得和申请取得三种类型。初始取得以财产与劳动投入作为身份取得的依据。对于法定取得的标准，可将是否以集体土地作为基本生存保障列为首要因素，将血缘关系、地缘关系、婚姻关系作为次之因素，将户籍列为后顺位因素。申请取得遵循团体自治逻辑，标准亦应由团体决议确定。

关键词：集体经济组织 成员身份 动态系统论

中图分类号： D912.3 **文献标识码：** A

一、问题的提出

农村集体产权制度改革在全国全面铺开，农村集体经济组织立法工作也已启动，立法中的难点和重点问题之一是如何选择和表达集体经济组织成员身份确认的标准。在农村集体产权制度改革试点中，各地通过地方法规、司法裁判、村民自治规约等多种形式进行了探索，但认定标准不统一，欠缺科学性、严谨性。梳理现有文献，已有大量论著对成员身份认定的方式与标准进行了阐述，有学者主张将社会保障作为强制性实质标准（肖新喜，2020），有观点认为户籍是确认成员身份的基本因素（何宝玉，2021），也有观点认为应以财产投入作为认定标准（刘竞元，2019），还有观点认为应以户籍和形成固定的生产生活关系作为形式标准，以社会保障作为实质标准（许中缘和范朝霞，2020），等等。诸多文献围绕社会保障、户籍、血缘等集体经济组织成员身份认定标准进行讨论，但并未形成一个具有普遍共识的标准，导致在农村集体经济组织立法过程中，难以拟定出一条能够定分止争的关于成员

* 本文是国家社会科学基金一般项目“集体产权制度改革中农村集体经济组织立法问题研究”（项目编号：19BFX147）的阶段性研究成果。

身份认定标准的条文。

当前研究的症结与不足主要在于两点：第一，现有研究就制度论制度，对户籍、生活保障、地缘、分配承包地等标准的审视，仍停留在表面，未深入挖掘集体经济组织成员身份背后的原理。成员身份认定的标准复杂多样，仅在制度层面分析各标准之优劣，必然缺失法理根基，陷入互相难以说服对方的逻辑怪圈。第二，在方法论上，现有文献大多停留于传统法学的概念思维，试图对集体经济组织成员身份给出一个标准化的抽象定义，进而在法律推论中得出“是”或“否”的法律后果判断。这种思维方式面对成员身份认定的多样化已经明显捉襟见肘，难以为立法工作提供有效的理论指导。在集体经济组织立法过程和地方立法实践中，通过法律条文列举成员身份取得的数种情形的做法已经面临逻辑不周延、法理不充分的问题。例如农业农村部2020年印发的《农村集体经济组织示范章程（试行）》第9条和2020年新修订的《浙江省村经济合作社组织条例》第17条都将户籍纳入成员的概念界定之中，将户籍作为取得成员身份的必备要件之一。但此种条文规定范式过于僵化，在共时层面无法满足农村不同情形的需求，在历时层面无法适应社会的发展变化，与实践中逐渐弱化户籍作用的趋势以及户籍制度改革方向不符。质言之，立法很难就基于民众的朴素认知、观念的历史惯性、各地的丰富做法等形成的多种认定标准作出完全否定或完全肯定的评判。然而，概念法学指导下的传统立法范式追求建立清晰的成员概念与确认标准，进而根据概念与确认标准作出明确选择和评判。而且在该范式形成的法律条文中，文字仅能反映出评判结果，无法反映出评判过程，即条文内容正当化的过程是缺失的。这就导致法律条文在列举可以取得成员身份的情形时，不管是否列入某种情形，可能都会遭致诟病。法律是理性化的产物，集体经济组织立法不仅要拟定出成员身份取得的条文，还要实现其正当化，使人信服。对此，需要寻找新的立法思路破题。

发端于奥地利的动态系统论，旨在矫正概念法学不足，克服概念逻辑的僵化性，强调在特定领域中存在诸多要素或因素共同发挥作用，各因素的数量、强度等会相应影响法律效果，其中某一因素的缺失不会必然导致法律效果的“全无”，更适应复杂多样的农村实际情况。动态系统论通过明确诸种因素，展现各因素与法律效果之间的动态逻辑关系、影响作用，从而实现法律规范正当化（解亘和班天可，2017）。基于此，笔者尝试综合运用动态系统论和类型思维的法学方法，探究集体经济组织成员身份取得的背后逻辑，并在类型化的基础之上，探索转变立法范式，以因素评价的方式改变“要件—效果”的传统法律规则结构，分析农村集体经济组织成员身份取得在立法表达上的可行方案^①。

二、不同制度逻辑下成员身份取得方式的类型区分

（一）成员身份背后的制度逻辑

在立法上要破解农村集体经济组织成员身份取得标准的选择困境，首先必须要找到制度背后的基本原理。纵览中国农村集体经济组织的形成与演变历史，结合近现代团体制度基本理论，笔者认为，

^① 广义的成员身份取得还包括确认程序、动态管理与静态管理等问题，囿于篇幅，本文对这些问题不作探讨，重点关注成员身份取得的标准。

农村集体经济组织成员身份的认定，应遵循三大逻辑：经济逻辑、政治逻辑以及组织逻辑。

第一，经济逻辑，或称财产权逻辑，对此分析应回到集体经济组织的原点。中华人民共和国成立后，国家实行土地改革，农民获得分配的土地，1950年《中华人民共和国土地改革法》和1954年《中华人民共和国宪法》承认并规定了农民的土地所有权。后来，经由初级社、高级社、人民公社三个阶段，土地逐步由农民私有转变为集体所有，农民则作为社员享有集体所有权。因此，不是农民的土地权利来源于集体，而是集体的土地权利来源于农民（刘竞元，2019）。农民之所以成为社员，具有集体经济组织成员身份，源于其“带地入社”，这些土地形成了集体的“原始资本”，然后社员通过劳动不断积累集体资产。农民对集体土地享有的权利绝非是“天赋权利”。集体经济组织形成的基础是土地等主要生产资料的集体所有，所以该组织是建立在财产之上的，按照近现代团体法理论，集体经济组织具有明显的资合性。成员权意味着成员享有团体的财产权利，成员身份的根据是对团体财产的形成具有贡献。所以，集体经济组织成员身份的基础便是对集体资产的形成和积累有贡献，“成员身份与产权关系紧密相连，只有与集体存在财产关系、对集体积累做过贡献的人员才能被确认为集体经济组织成员。”（黄延信和王刚，2016）与集体财产的形成与积累没有财产权关系的人员，则不具备享有成员身份的基础。

第二，政治逻辑，或称社会保障逻辑，对此分析则要审视城乡二元体制下土地的功能。和城市国有土地不同，农村土地不是单纯承担生产或经济功能，其政治、社会功能远远超越了经济属性。与社会主义的政治制度和平均地权的政治理想相适应，农村地权设计的最主要目标是解决数亿人的生存问题而非培育土地市场。地权结构的封闭性与土地的生存保障功能达成逻辑与价值的双重合一。换言之，土地功能设计仅限于维持农民温饱的基本目标定位，弱化了农村土地的经济功能，使农村土地权利不能自由地进行市场流通。在社会保障尚无力覆盖全社会的背景下，农村土地成为了农民社会保障的替代和补充。从这一意义上讲，国家、集体、农民三者之间基于土地而产生的关系是政治性的而非经济性的和市场化的：农民通过土地获得基本生存保障，国家获得稳定与发展，在此基础上逐步实现共同富裕（刘云生，2016）。按照“集体经济组织成员身份—享有农村土地权利”的逻辑关系，成员身份意味着获得农村土地生存保障，所以未享受城镇基本社会保障就成为取得集体经济组织成员身份的另一基础依据（童列春，2015）。需要强调的是，农村土地本身不是社会保障，其作为社会保障的替代和补充，是具有阶段性的，是由现阶段中国城乡二元体制和社会保障尚未全面覆盖的国情所决定的。随着城乡社会保障一体化的推进，社会保障和集体经济组织成员身份的对接关系也将逐步消解。

第三，组织逻辑，或称团体自治逻辑。农村集体经济组织不同于村民委员会，在政经分离的改革方向下，农村集体经济组织不享有行政权力，是民法上的一种私主体（张先贵，2021）。作为民法上的一种团体，农村集体经济组织首先是建立在自愿基础上的“人的联合”，是“人们为一定目的自由地共同联合建立的”，自然人有权利选择是否加入团体，除法律特别规定之外，团体也有同意和拒绝的权利（拉伦茨，2003a）。在农村集体经济组织产生初期，初级农业生产合作社和高级农业生产合作社均允许农民自由入社和退社，例如《农业生产合作社示范章程》规定集体经济组织是“按照自愿和互利的原则组织起来的”，《高级农业生产合作社示范章程》第11条规定“社员有退社的自由。”后

来经过人民公社化运动，农村形成政社合一的体制，农民被强制赋予集体成员身份。但是该状态终究不是现代团体法中的常态。《中华人民共和国民法典》（以下简称《民法典》）赋予农村集体经济组织民事法人地位，《关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》《深化农村改革综合性实施方案》强调明确集体经济组织的市场主体地位、倡导“政经分开”，因此应允许农村集体经济组织对是否接受申请入社成为成员享有一定自治的权利（高圣平，2020）。当然，这种自治应是有限度的，在特定情形下，法律可以基于前述两大逻辑或其他因素，限制集体经济组织拒绝某些人成为成员的权利。

（二）基于三种逻辑的类型划分

集体经济组织成员身份背后的这三大逻辑在理论依据、产生时间、运用环节等方面存在差异，这就决定了在进行成员身份认定制度设计时，应将这三种逻辑分开讨论，不能混为一谈。传统的法律思维追求概念和抽象化，在面对成员身份背后同时存在三种逻辑以及身份认定的丰富实践做法时，难免捉襟见肘。试图通过制定法律条文确立一个放之四海皆准、能够适用于各种情形的成员身份认定标准的路径几乎是行不通的，基于成员身份背后的法理逻辑采取类型化的规范模式更为可行。正如拉伦茨（2003b）指出，如果抽象概念及法律逻辑体系难以“掌握生活现象的多样表现形态”，“类型”则是优先的思考形式。

1. 试点实践中成员身份取得分类的不足

从试点地区实践和司法裁判看，各地在成员身份认定时采取的标准各异，侧重亦有所不同。试点地区关于成员身份取得的规范模式可分罗列式与类型式。部分地区如山西省长治市潞城区、江苏省南通市海门区、湖南省资兴市等，将可认定取得成员身份的多种情形全部罗列予以规定，未加分类。部分地区如四川省、安徽省、贵州省湄潭县、湖南省长沙县等，则将成员身份取得的诸种情形予以类型化，尝试对不同类型分开进行规定。试点地区的分类方式各异，大体有以下三种模式：

第一，分为原始取得、法定取得和申请取得三种类型。在此分类模式下，各地的具体规定存差异。以四川省成都市、广元市为例，原始取得主要包括三种：原农业生产合作社或农业生产队以及社级集体经济组织的社员；复员士兵；回原籍的大中专院校学生。法定取得主要包括婚姻取得、收养取得、移民取得。申请取得主要针对申请加入集体经济组织的新增人员，是否通过申请需要经集体经济组织民主决议确定。湖南省长沙县则将原始取得限定于出生，即出生的子女依父母乃至祖辈长期固定生活关系而自然取得成员身份；法定取得包括依血缘、婚姻、收养、投靠等关系取得和政策移民取得。其中，依血缘关系取得与原始取得存在交叉，逻辑界限不清。四川省自贡市则采用初始认定、依法认定（依出生、婚姻、收养、政策、投靠等关系）、申请认定的表述，初始认定主要是指最初实行家庭联产承包责任制时依法享有土地承包经营权并满足户籍要求的人员。贵州省湄潭县采用罗列方式，取得方式包括原始取得、婚姻取得、收养取得、移民取得、申请取得。

第二，分为自然取得和法定取得两种类型。安徽省高级人民法院将成员身份取得划分为自然取得和法定取得^①。前者指因出生而取得，后者指因婚姻、收养、遗赠扶养协议、行政命令等取得。

^① 参见《安徽省高级人民法院关于处理农村土地纠纷案件的指导意见》。

第三，分为原始取得和加入取得两种类型。天津市高级人民法院指出，原始取得的主要表现形式是出生，加入取得主要包括基于婚姻、收养关系而取得以及政策性迁入取得和协商取得^①。

这三种分类方法各有其合理性，反映出试点地区已经注意到，在不同情形下，成员身份认定的背后的逻辑、依据是不同的，但是这些分类模式均存在一定的法律逻辑问题。依民法概念体系，原始取得与继受取得为一组对应概念，法定取得与意定取得为一组对应概念。因集体经济组织成员身份具有身份性，尚不得转让、继承，故而成员身份不存在继受取得的情形，原始取得也便无意义（拉伦茨，2003a），未来立法不宜采用“原始取得”的概念表述。法定取得与意定取得以取得依据作为分类标准，在特别法人定位的背景下，集体经济组织不完全依契约设立、运行，同时负担多种社会职能，故而依法律规定取得和依当事人意思自治取得应为未来主要的资格取得方式。“自然取得”含义不明，实际上是以出生之事实取得成员身份，在逻辑上可纳入法定取得范畴。“初始认定”“依法认定”“申请认定”的概念表述存在歧义，亦不宜在立法中使用。

2. 成员身份取得方式的类型设计

笔者认为应立足于集体经济组织成员身份的三大逻辑，在制度设计上宜将身份取得划分为初始取得和加入取得两种类型，前者是指在家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制和集体经济组织最初建立时的第一批成员，其初始取得成员身份，组建集体经济组织，后续增加的成员均属加入取得。初始取得是在特定历史时期基于国家重大政策调整而取得成员身份。原人民公社、生产大队、生产队的成员转变为集体经济组织的成员，并依照法律和各地政策缴纳农业税和“三提五统”等。农民的土地及其他财产经由土改、人民公社化运动等一系列变革，最终成为集体资产。初始取得是指集体经济组织成员以其财产投入或劳动投入而获得成员身份，这一成员身份及集体股份是其财产权的历史转化（刘竞元，2019）。这反映的是成员身份的第一种逻辑，即财产权逻辑。基于财产权逻辑，该类成员不论之后是否保留农业户口、是否仍长期稳定在集体经济组织生产生活、是否以集体土地为基本生活保障、是否取得城镇居民社会保障等，均不能违背成员意愿而剥夺其成员身份。

初始取得成员身份的逻辑、依据等都是明确的、无疑义的，相较之下，加入取得成员资格更为复杂。结合试点地区实践做法，可以根据取得方式的不同将加入取得细分为申请取得和法定取得两种子类型。申请取得是指自然人依照法律规定和集体经济组织章程，自愿申请加入集体经济组织并经民主决议通过后取得成员身份。法定取得是指由法律明确规定在一定情形下取得集体经济组织成员身份。前者尊重特别法人之团体自治，后者则体现法律对特定群体的利益补偿。对于不同类型的取得方式，身份确认标准亦有不同。

在农村集体经济组织为民事主体的定位下，申请取得理应成为加入取得成员身份的一种方式，使集体经济组织真正实现向私法主体的转变（戴威，2016）。这反映的是成员身份的第三种逻辑，即近现代私法中团体自治的理念和制度逻辑。既然属于团体自治范畴，申请取得的资格认定标准自应由集体决议确定（杨一介，2015）。成都市温江区等地便已经探索了外来人员以“投资”和“人才引进”

^① 参见《天津市高级人民法院关于农村集体经济组织成员身份确认问题的意见》。

等方式，通过“个人申请—集体决议”的程序确认成员身份。

法定取得实质上是基于现阶段城乡二元等具体国情，由法律对部分群体进行利益补偿所做出的倾斜性认定。法定取得在实践中主要表现为与本集体经济组织成员存在子女关系、拟制血亲或婚姻关系，或者具有本集体所在地户籍，或者在本集体经济组织形成较为固定的生产生活关系等。此外，法定取得尚包括法律规定的特殊情形，例如政策性移民等（马翠萍和郜亮亮，2019）。法定取得中的这些情形，正是司法实践中争议最大、矛盾最为突出的地方，也是目前集体经济组织立法中最为棘手、难度最大的问题。需要强调的是，不同于基于财产权逻辑的初始取得，也不同于基于团体自治逻辑的申请取得，法定取得更侧重于成员身份的第二种逻辑，即政治逻辑，是基于社会保障、政治制度等因素的考量，立足于时代背景所做出的法律特别规定，故而应随着时代发展、社会变迁而动态调整。

严格来讲，对于法定取得中的一些情形，例如与本集体成员存在血缘关系或婚姻关系，在部分地区实践中，当事人提出申请后才能取得成员身份。这里之所以将法定取得和申请取得相互独立，是因为在这些情形中，将成员身份认定完全交由村民决定的法律效果并不好，甚至可能诱发社会秩序隐患。就制度机制而言，集体资产的有限性与成员身份获得的“无偿性”，会导致“僧多粥少”的利益分配格局，村民必然倾向于减少成员数量，以获得更多的个体收益，而这显然违背集体所有权制度价值，以致实践中诉讼激增（戴威，2016）。法律制度的应然设计既要防止村委会的权力恣意，也要防止村民民主自治的“多数人暴政”。在乡村实践中，由于经济利益驱动、传统思想与陈旧观念影响等，村民往往会对部分群体设置限制性条件，如外嫁女、入赘婿、外来户等，损害基本公民权利和财产权益（管洪彦，2012）。立法若回避成员身份标准问题，则无法定分止争、解决社会矛盾，甚至引发上访和群体性事件。此外，更为现实的一个因素是，在现阶段城乡社会保障制度尚未一体化、均等化的背景下，集体经济组织成员身份认定关乎公共资源分配和农民主生存保障，也关乎农村治理秩序稳定，这就决定了成员身份的认定不是一个纯粹“私”的问题，而涉足了“公”的领域。完全交由村民决定成员身份不仅不符合中国集体经济组织形成的历史逻辑，也会因自治的失灵与限度而直接危及部分群体的最后生存保障。因此，成员身份的“他致性”决定了法律、公共政策介入身份认定的必要性。相较于村民自治，法律作为正式、稳定、长效的社会调整工具，能够超越个人的自利性、利益的局限性，更有助于保障弱势群体权利，保障村民内部的公平和社会的整体福利。所以，集体成员身份的认定不能完全由村民自治组织、农村集体经济组织自我认定，而应当在允许团体自治决定认定成员之外，设置“法定取得”的类型，依循法律规定确认成员身份。接下来，本文将围绕这一类型的成员身份认定，分析在立法上如何进行规范和表达，包括选取何种认定标准、在法律条文中如何进行表述等。

三、动态系统论的引入：成员身份法定取得的立法范式革新

在农村集体经济组织立法过程中，成员身份法定取得面临的难题是，难以用法条列举出应赋予成员身份的所有情形、所有标准，这些情形和标准在全国难以统一适用。在目前各地试点实践做法不一、认定标准差异较大的背景下，该立法问题需要新的破题思路。

（一）由要件型转变为因素型法律规范模式

以概念法学为基础的传统大陆法学强调以概念和逻辑构成严谨的规范，进行周密的规定，从而生成“要件—效果”或“条件—后果”的评判路径。这种构成要件论认为，构成要件是导致法律后果的必要充分条件，要件全部满足一定会导致法律上的该种后果，要件不能全部满足则不会发生该种法律后果。在法律适用时，司法部门只需要将案件事实和法律规则进行三段论的演绎就能够推出结论。构成要件论追求准确和逻辑，能够有效防止执法和司法的恣意，但同时具有僵化和机械的缺点，在要件满足上的“全有或全无”逻辑无法适应多样的生活场景。在很多实践情形中，影响案件结果的要件往往难以全部满足或全部不满足，而是处于“或多或少”的状态，一概将这些情形认定为完全不发生法律后果有违公平（杨晓蓉，2018）。维尔伯格（2015）提出的动态系统论认为，在具体的法律关系中，规范应包含多个因素，不同规范所需要的因素除数量、强度会存在差异，这些因素构成一个动态的系统。所以在判定法律责任时，应综合考量这些因素。动态系统论摒弃了构成要件论“全有或全无”的逻辑模式，强调对各因素进行评价，根据影响因素的数量、强度，判断是否发生特定的法律后果。

动态系统论在中国司法实践中已有一些初步的运用，多见于最高人民法院的一些司法解释，指导法官在裁判某类案件时参考哪些因素，但是在立法中仍较少运用，学界将其提取抽象为一种理论的研究也有待加深。同时，动态系统论应用逐渐由司法领域扩大至立法领域，在立法活动中开始得到一些运用，例如欧洲《共同参考框架草案》（DCFR，又译作《欧洲示范民法典草案》）^①以及中国《民法典》^②。在立法中采用系统动态论，需要在条文中列明影响法律后果的因素，并对各因素进行位阶上的排序，引导执法者和司法者关注这些因素的满足程度。这既是法律本身明确性的要求，也是对法官自由裁量权的赋予与一定限制。在此法律思维下，法律规范的构成由传统的“要件—效果”结构，逐渐转变为“因素—效果”的新结构。

以概念法学为基础的传统概念思维和以评价法学为基础的动态系统论，产生了两种不同的法律规范立法模式：要件型和因素型。前者重点在于概念和定义，在集体经济组织成员认定上，主要体现为采取“……是（属于）……”的表达结构。因素型的立法模式则是在条文中不明确规定成员身份认定的具体要件或条件，而是列出诸多影响因素，指导法律适用。在中国地方立法实践中，2013年修订的《广东省农村集体经济组织管理规定》第15条^③、2020年修订的《浙江省村经济合作社组织条例》第

^① 如欧洲《共同参考框架草案》（DCFR）第六卷第VI—2: 101条第3款规定：“在判断赋予损害赔偿或预防损害的权利是否公平且合理时，应参考归责基础、损害或有发生之虞的损害的性质和近因、已遭受或即将遭受损害之人的合理期待以及公共政策考虑。”

^② 如《民法典》第998条规定：“认定行为人承担侵害除生命权、身体权和健康权外的人格权的民事责任，应当考虑行为人和受害人的职业、影响范围、过错程度，以及行为的目的、方式、后果等因素。”

^③ 《广东省农村集体经济组织管理规定》第15条规定：“原人民公社、生产大队、生产队的成员，户口保留在农村集体经济组织所在地，履行法律法规和组织章程规定义务的，属于农村集体经济组织的成员。实行以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制时起，集体经济组织成员所生的子女，户口在集体经济组织所在地，并履行法律法规和组织章程规定义务的，属于农村集体经济组织的成员。”

17 条^①等，便是以传统概念思维为指导，将构成成员身份的要件全部列出，满足就属于成员，不满足就不属于成员。《四川省农村集体经济组织条例》第 9 条^②和《黑龙江省农村集体经济组织条例》第 9 条^③将认定成员身份的各因素举例列出，由相关主体依据该条文进行执行和适用，在一定程度上体现了动态系统论的立法思维。

相较之下，要件型的规范立法模式更为明确清晰，能够在法律层面对集体经济组织成员身份认定分分止争，但是也存在不足之处，即难以兼顾不同地区的复杂情形。例如，采取要件型模式的地方立法，往往把“父母双方或者一方为本村经济合作社社员”（即所谓“出生取得成员身份”）和“政策性移民落户”等情形列为取得成员身份的要件之一。实际上，出生取得、婚姻取得和政策性移民取得等，均欠缺法理基础，且不同地区有不同的处理方式。在试点中，部分地区如广州市、厦门市翔安区、成都市温江区、石狮市鸿山镇邱下村等，探索成员身份确认基准日之后的固化管理，即在基准日之后，成员身份不随人口的变化而变化，出生和婚姻不再是新增人口自动取得成员身份的充分条件。在经济学和法学理论中，成员权兼具财产和身份性质，取得财产的方式主要有法律行为和事实行为，前者如转让、赠与，后者如拾得遗失物、继承等，出生和婚姻并不是获得财产权利的方式。有观点就指出，“成员权并非与生俱来，父母是成员不意味子女天然就是成员”（黄延信和王刚，2016）。笔者查阅法律规范和中央政策文件，亦未找到集体经济组织成员的子女、配偶因出生和婚姻自动成为成员的依据。追溯至高级合作社和人民公社时期，在规范层面，《高级农业生产合作社示范章程》规定社员须是“年满十六岁的男女劳动农民和能够参加社内劳动的其他劳动者”，1962 年《农村人民公社工作条例修正草案》也强调生产队和生产大队的主要职能是组织生产，社员按劳分配、同工同酬，亦是在表达社员是指具有劳动能力的劳动者。从集体经济组织早期的这些规范来看，新出生的子女不具有劳动能力，并不是社员。

政策性移民一般指由于国家重大工程建设、生态搬迁、扶贫等原因将原住居民迁到其他地方安置。基于中国人地关系普遍紧张的状态，迁入地的本地居民和迁入居民往往在土地利益分配上产生“主客

^① 《浙江省村经济合作社组织条例》第 17 条规定：“户籍在本村，符合下列条件之一，且遵守村经济合作社章程的农村居民，为本村经济合作社社员：（一）开始实行农村双层经营体制时原生产大队成员；（二）父母双方或者一方为本村经济合作社社员的；（三）与本社社员有合法婚姻关系落户的；（四）因社员依法收养落户的；（五）政策性移民落户的；（六）符合法律、法规、规章、章程和国家、省有关规定的其他人员。”

^② 《四川省农村集体经济组织条例》第 9 条规定：“农村集体经济组织成员身份，应当依据法律、法规，按照尊重历史、兼顾现实、程序规范、群众认可的原则，统筹考虑农村土地承包关系、户籍关系，可以兼顾对集体积累的贡献等因素，通过民主程序进行确认。农村集体经济组织成立前其成员身份由村民会议确认，成立后其成员身份的取得或者丧失由成员大会决定。”

^③ 《黑龙江省农村集体经济组织条例》第 9 条规定：“农村集体经济组织应当依据有关法律、法规，按照尊重历史、兼顾现实、程序规范、群众认可的原则，统筹考虑户籍关系、土地承包关系、与集体经济组织利益关系等因素，在民主讨论的基础上，对本集体经济组织成员的身份进行确认。已经完成成员身份确认的，不再重新确认。”

矛盾”，迁入居民的成员身份和土地利益很难得到真正落实。为了解决政策性移民的生活保障问题，各地政府一般通过行政命令等方式强制要求迁入地集体经济组织承认政策性移民的成员身份，并提供一定的土地用于安置。在立法中将政策性移民列为成员身份取得的充分条件，确实有利于保障该类群体的利益，但是却扭曲了基本的法律逻辑。政策性移民相关政策的逻辑起点是提升社会的公共福祉，政府应通过公共财政和国有土地对移民进行安置和补偿，而不是要求迁入地的集体经济组织用自身的集体土地以及其他集体财产来安置移民，所以政策性移民并不是取得迁入地集体经济组织成员身份的当然、充分条件。由此来看，在地方实践以及法理上，血缘、婚姻、政策性移民等情形不会必然带来成员身份。这些在全国不具有普遍适用性的情形就不宜直接在法律条文中列明，否则法律的刚性将会冲击地方实践。

根据前述分析，关于成员身份的认定，要件型的规范立法模式面临极大困境，已无力化解法律的普遍性与各地状况的多样性、规范的刚性与实践的弹性之间的矛盾。农村集体经济组织相关法律作为全国统一适用的法律，不宜采用要件型的立法模式规定成员身份认定。以动态系统论为基础的因素型立法模式则能有效化解这一问题，其不直接规定取得成员身份的诸种情形，而是列举出影响成员身份确认的因素，既避免了无法穷尽现实情形的弊端，也缓和了法律的刚性。仅列举影响因素是否会导致实践中农村集体经济组织和法官裁量空间过大？不可否认的是，因素型立法模式本身确实具有一定的不明确性，需要在司法实践中具体把握，这同时也为实践预留了弹性空间，不同地区可以根据本地情况予以调适，通过地方法规等进一步细化。为防止法律条文过于模糊、适用时裁量空间过大，可以采取两种解决方式：其一，在执行和适用法律时，所依据和考虑的因素应是法律条文所明确的这些因素，不得随意增减；其二，法律不仅要明确各项因素，还要对其重要性进行排序，因素“排列越靠前，则越要重点考虑。”（王利明，2020）动态系统论强调各因素之间的位阶，不同因素在对法律后果确定的影响上是具有不同权重的。通过明确因素与位阶排序，动态系统论能够在一定程度上克服规范不确定的问题，在要件型的固定规则和模糊的一般条款之间找到平衡点，规制司法的随意性。也许动态系统论下的因素型立法范式不是最好的，但却是目前更合理的选择，因为相较之下，面对当前成员身份确认的复杂情形，要件型的立法范式会导致更难以令人满意的结果。

（二）因素型立法：因素的选取与排序

在实践中，各地认定成员身份的标准或者考虑因素比较多样，例如户籍、是否享受城镇社保、是否有承包地、是否为成员子女等（江晓华，2017）。在动态系统论中，诸项因素不是平等地被考虑，而是可以相互比较并确定各自不同的权重。部分地方法院在司法实践中已尝试对这些因素进行排序，例如重庆市高级人民法院将“是否形成较为固定的生产、生活，是否依赖于农村集体土地作为生活保障”列为基本条件，户籍作为结合考虑的因素^①。有学者尝试从中确立一个主要标准或实质标准，例如户籍或者社会保障标准，将其他因素均列为综合考虑因素（秦静云，2020）。立法既是理性构建的产物，也是对利益进行评价和平衡的产物，为了克服法律制定和实施中的恣意，在进行利益衡量时必

^① 参见2007年《重庆市高级人民法院关于当前民事审判若干法律问题的指导意见》。

须遵循一定的层次或顺序（梁上上，2021）。所以，农村集体经济组织立法也应当对这些因素进行选取和排序，确定不同的权重，先于司法进行“第一次利益衡量”。

1. 基本生存保障需求应为首要考量因素

在试点改革与司法实践中，将是否以集体土地为基本生存保障作为认定集体经济组织成员的实质标准或基本原则，已越来越广泛地被接受。笔者认为该标准具有现阶段的合理性，也是集体经济组织成员身份背后的第二大逻辑的体现，可以列为成员身份认定的第一顺位考量因素。

首先，以生存保障作为首要因素在当下具有现实合理性。中国城乡二元制度将生产要素、社会保障等进行城乡划分，集体经济组织成员是在这种二元区隔下形成的身份，集体土地是其生产生活的依赖，也是基本“社会保障”的主要来源。任何一个在城乡区隔制度下不能享受城镇社会保障待遇的个体，理应以集体土地作为其最后的生存保障。故而有学者指出，判定某人是不是集体经济组织成员，就看“是否依赖集体土地为其基本的生存保障”（韩松，2005）。这一点体现在天津市高院和重庆市高院关于集体经济组织成员身份界定的内部指导文件中^①。

但需要强调的是，从长远和深层次看，以生存保障作为成员身份确认的实质标准欠缺制度正义和长远性。依赖集体土地作为基本生活保障抑或社会保障是城乡二元区隔下的制度蔽障。社会保障是国家或社会对社会成员依法提供基本生活保障的社会安全制度，其“本质是一种政府的义务、公民的权利”，而农村土地制度“仅仅是帮助农民锁定从事农业经营的风险，本身没有分散风险的机制。”（王勇和付时鸣，2006）即便是土地所承载的就业保障功能也仅意味着提供就业机会，而非失业救助，与失业保险制度差之千里。土地实际上是给农民提供就业机会和间接的养老、医疗等生活保障，是农民家庭的自我保障，而非社会保障（贺书霞，2011）。农民分得土地是因为其为土地集体所有权人的一份子，承包经营权与宅基地使用权均为所有权运行的结果，不是公法层面的社会福利抑或保障（高圣平，2014）。循此逻辑，不宜因农民已办理城镇社会保险而否定其集体经济组织成员身份，否则将背离制度正义，这种做法实质上将城镇居民社会保障与集体经济组织成员截然两立，强化城乡二元分离歧径。

法律制度所追求的利益既是历史的也是现实的，与社会状况紧密相关，在不同的历史状态下，某一利益对法律制度的重要性是不同的（梁上上，2021）。目前中国农村社会保障制度已经逐步建立，城乡统筹也在不断推进过程中。从未来发展看，以社会保障、基本生存保障等作为认定集体经济组织成员身份的标准缺乏长远性。因此，基于当下社会保障制度城乡二元区隔的现状，法律可将社会保障、基本生存保障等作为单向的认定考察因素。即若未取得城镇居民社会保险，自然人依赖集体土地作为基本生存保障，则可认定具有成员身份；但不能反向倒推，不能因自然人享有城镇居民社会保险而否定或取消其成员身份。

^① 参见2007年《天津市高级人民法院关于农村集体经济组织成员资格确认问题的意见》、2007年《重庆市高级人民法院关于当前民事审判若干法律问题的指导意见》。

2. 血缘、地缘或婚姻关系为重要考量因素

血缘关系、地缘关系、婚姻关系可以作为成员身份认定的重要因素，列在生存保障因素之后。理由有二：其一，这符合农村集体经济组织的历史习惯与现实特征。“集体成员的资格是集体范围内的自然人因其居住于社区集体，与集体土地世代相传的自然关系以及因伦理习惯决定的与社区集体的生活联系而取得的”（韩松，2005），背后隐含的正是血缘关系、地缘关系。在实践中，血缘关系主要表现为出生事实、拟制血亲，其和婚姻关系是形成家庭的主要纽带。以此为认定标准，既符合传统乡村习惯，也符合试点实践和司法裁判中基于出生、收养、婚姻关系而认定具有成员身份的现实状况。地缘关系主要表现为在本集体经济组织中形成较为稳定的生产生活关系，即依民法上的住所制度，住所为本集体经济组织所在地。这是履行村集体义务的重要前提，也是实际承包经营土地的主要表现。农民进城务工若在城市未形成长期稳定的生产生活关系，在农村与城市之间往返，则属于“候鸟式”人群，应认定其仍与集体经济组织存在较为固定的生产生活关系。其二，这契合家庭联产承包责任制和成员自治制度。以血缘关系、婚姻关系作为认定标准，使农户家庭成员享有集体经济组织成员身份，与现行立法将农户作为土地承包经营权和宅基地使用权的主体相吻合，能够保障家庭承包经营的稳定性和持续性。以地缘关系作为标准，既可防止空挂户等问题，也有利于实现乡村治理、村民自治，由真正在集体经济组织内生产生活的居民依法自我治理。

需要注意的是，如前文分析，血缘（或拟制血亲）关系、婚姻关系和地缘关系不意味着该自然人当然具有成员身份。在法学和经济学上，出生、婚姻、长期居住等事实都不是获得财产权利的方式，一个自然人也就不能依靠这些方式天然地获得集体土地所有权、成员身份以及由此产生的一系列财产权利。不过在当下，成员身份的认定不完全是逻辑和理论上的，还要考量民众的普遍认知和朴素感情，尊重乡村习惯、村规民约。中央对成员身份认定提出的“兼顾现实”“群众认可”原则便有此意。目前大多数地区将血缘关系、婚姻关系、地缘关系等作为成员身份取得的依据，而部分地方实行成员固化的静态管理，在基准日之后，具有血缘关系、婚姻关系、地缘关系的新增人员不能取得成员身份。综合这些实践差异，立法宜将血缘关系、婚姻关系、地缘关系列为重点考量因素，不做出必然有或没有成员身份的刚性规定，而是交由地方具体分析。此外，法律难以就自然人是否在本集体所在地形成较为稳定的生产生活关系给出明确的尺度，地方相关部门需要在地方规范和实践中进一步细化与裁量相关规定。

3. 户籍应为后位的考量因素

在集体经济组织成立最初，集体经济组织成员与户籍相吻合，此后，成员与户籍逐渐出现偏差，但仍基本保持制度稳定性。户籍具有明确性和公示性，便于查询，在实践中成为身份认定的主要依据（高飞，2019）。但户籍不宜成为当下乃至未来认定集体经济组织成员的主要标准，更非唯一、最佳标准，只能作为后顺位的考虑因素。户籍乃是公安机关进行行政管理的载体，集体经济组织作为集体所有权的行使人着重于私法财产关系，户籍与成员身份在法律属性上存在差异。在城镇化发展、人口流动的社会背景下，具有农民身份的自然人已在职业或生活来源上出现分化，“名义农民”“下乡市民”已十分常见（韩松，2020）。在深化改革的现阶段，推动农村产权制度回归私法是集体产权制度

改革的应有之义，不宜将行政管理手段继续嵌套于私法主体身份界定之中。而且，中国正逐步推进户籍制度改革，部分地区已经探索统一城乡户籍，所以已不宜继续将户籍和成员身份挂钩。

此外，是否承包土地不宜作为集体经济组织成员身份确认的标准，因为该标准的设定存在逻辑悖反问题。承包土地、参与集体收益分配不是界定集体成员身份的标准，而是集体成员资格确认后的结果。而且在“以户为单位承包土地”的制度下，判定是否享有承包地权益存在一定模糊性。所以，立法不宜将是否承包土地列为成员身份确认的考量因素。

四、结论

农村集体经济组织立法工作已经启动，成员身份认定作为其中的难点、重点，须协调不同地区的差异，回应不同群体的多元诉求，处理好法律规定与团体自治之间、法律刚性与实践弹性之间的关系。集体经济组织成员身份认定的试点实践复杂多样，在立法时需要在各种认定样态下抽丝剥茧，找到成员身份背后的一般原理。集体经济组织成员身份背后存在三大逻辑：财产权逻辑，即通过财产与劳动投入形成集体财产而成为成员；社会保障逻辑，即在城乡二元体制下，未获得城镇基本社会保障的农民需要依靠成员身份将集体土地作为最后的生存保障；团体自治逻辑，即在私法人的定位下，集体经济组织有权通过集体决议，决定是否接受个人入社申请成为成员。在法律制度设计时，需要根据这三大逻辑对成员身份取得进行类型区分，不能混为一谈，否则必然导致认定标准缺乏统一逻辑。对此，宜将成员身份取得分为初始取得和加入取得两种类型，初始取得以财产权逻辑为基础，以财产与劳动投入作为成员身份取得的依据。加入取得可以进一步分为申请取得和法定取得，前者建立在团体自治逻辑之上，成员身份取得的标准亦应由团体决议决定；后者建立在社会保障逻辑之上，是基于现阶段城乡二元体制等具体国情，由法律对部分群体进行利益保护所做出的倾斜性认定。立法过程中的难点在于如何通过条文规定和表达成员身份法定取得的标准。

在传统概念法学思维下，法律规范结构为“要件—效果”模式。关于成员身份的认定，要件型的规范立法模式面临极大困境，无力化解法律的一般性与各地状况的多样性之间的矛盾。这给立法工作带来挑战，应通过立法范式转变寻求出路。建立在评价法学基础上的动态系统论扬弃了构成要件，主张法律规范应包含多个因素，根据不同因素的影响程度判定法律效果，在立法上采取“因素—效果”规范模式。要件型规范模式在具有明确性的同时也具有强烈的刚性，因素型立法规范模式虽然存在一定的模糊性，但是能够为下位法和地方实践预留空间。相较之下，农村集体经济组织相关法律采用因素型规范模式更为适宜，以发挥全国统一适用的指导作用。在成员身份立法中，应引入动态系统论，即不直接对集体经济组织成员进行概念界定，也不直接规定取得成员身份的诸种情形，而是列举出影响成员身份确认的因素，并按照重要性进行排序。可将是否以集体土地作为基本生存保障列为首要因素，将与集体成员存在血缘（或拟制血亲）关系、婚姻关系，或具有地缘关系（即长期在本地生产生活）作为次之的考量因素，将户籍列为后顺位的考量因素。各地可以根据本地农村实际情况，通过制定地方法规等进一步细化成员身份认定规则（何宝玉，2021）。整体观之，成员身份认定是集体土地所有权行使与实现的关键环节，应在尊重产权，遵循经济学、法学基本规律的前提下，寻找成员身份

背后的一般原理，并创新思路，探寻更佳的立法规范模式，以达成更多的共识，推进立法进程。

参考文献

- 1.戴威, 2016: 《农村集体经济组织成员资格制度研究》, 《法商研究》第6期, 第83-94页。
- 2.高飞, 2019: 《农村集体经济组织成员资格认定的立法抉择》, 《苏州大学学报(哲学社会科学版)》第2期, 第37-45页、第191页。
- 3.高圣平, 2014: 《农地金融化的法律困境及出路》, 《中国社会科学》第8期, 第147-166页、第208页。
- 4.高圣平, 2020: 《<民法典>与农村土地权利体系: 从归属到利用》, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》第6期, 第143-154页。
- 5.管洪彦, 2012: 《村规民约认定农民集体成员资格的成因、局限与司法审查》, 《政法论丛》第5期, 第117-122页。
- 6.海尔穆特·库齐奥、张玉东, 2013: 《动态系统论导论》, 《甘肃政法学院学报》第4期, 第40-47页。
- 7.韩松, 2005: 《论成员集体与集体成员——集体所有权的主体》, 《法学》第8期, 第41-50页。
- 8.韩松, 2020: 《城镇化对农民集体土地所有权制度的影响及其应对》, 《江西社会科学》第2期, 第5-14页、第254页。
- 9.何宝玉, 2021: 《我国农村集体经济组织的历史沿革、基本内涵与成员确认》, 《法律适用》第10期, 第9-21页。
- 10.贺书霞, 2011: 《土地保障功能及其转移路径》, 《农村经济》第4期, 第36-39页。
- 11.黄延信、王刚, 2016: 《关于农村集体产权制度改革几个重要问题的思考——赴四川省、广东省的调查报告》, 《农业经济与管理》第1期, 第5-10页。
- 12.江晓华, 2017: 《农村集体经济组织成员资格的司法认定——基于372份裁判文书的整理与研究》, 《中国农村观察》第6期, 第14-27页。
- 13.卡尔·拉伦茨, 2003a: 《德国民法通论》(上册), 王晓晔、邵建东、程建英、徐国建、谢怀栻译, 北京: 法律出版社, 第199页、第224-225页。
- 14.卡尔·拉伦茨, 2003b: 《法学方法论》, 陈爱娥译, 北京: 商务印书馆, 第337页。
- 15.梁上上, 2021: 《利益衡量论》(第三版), 北京: 北京大学出版社, 第121页、第163页。
- 16.刘竞元, 2019: 《农村集体经济组织成员资格界定的私法规范路径》, 《华东政法大学学报》第6期, 第151-162页。
- 17.刘云生, 2016: 《农村土地股权制改革: 现实表达与法律应对》, 北京: 中国法制出版社, 第72页。
- 18.马翠萍、郜亮亮, 2019: 《农村集体经济组织成员资格认定的理论与实践——以全国首批29个农村集体资产股份权能改革试点为例》, 《中国农村观察》第3期, 第25-38页。
- 19.秦静云, 2020: 《农村集体成员身份认定标准研究》, 《河北法学》第7期, 第159-176页。
- 20.童列春, 2015: 《论中国农民成员权》, 《浙江大学学报(人文社会科学版)》第2期, 第46-54页。
- 21.瓦尔特·维尔伯格、李昊, 2015: 《私法领域内动态体系的发展》, 《苏州大学学报(法学版)》第4期, 第107-116页。
- 22.王利明, 2020: 《民法典人格权编中动态系统论的采纳与运用》, 《法学家》第4期, 第1-12页、第191页。
- 23.王勇、付时鸣, 2006: 《我国农地制度具有“社会保障”功能吗》, 《经济学家》第1期, 第70-76页。

- 24.解亘、班天可, 2017: 《被误解和被高估的动态体系论》, 《法学研究》第2期, 第41-57页。
- 25.许中缘、范朝霞, 2020: 《农民集体成员资格认定的规范路径——以地方立法、司法实践为视角》, 《海南大学学报(人文社会科学版)》第5期, 第109-117页。
- 26.杨晓蓉, 2018: 《动态系统论视角下情势变更原则的适用——以建设工程合同为例》, 《学海》第3期, 第176-181页。
- 27.杨一介, 2015: 《我们需要什么样的农村集体经济组织?》, 《中国农村观察》第5期, 第11-18页、第30页。
- 28.张先贵, 2021: 《究竟如何理解农村集体经济组织特别法人》, 《暨南学报(哲学社会科学版)》第10期, 第14-24页。

(作者单位: 中国农业大学土地科学与技术学院)
(责任编辑: 光 明)

The Legislative Paradigm Transformation of Membership Acquisition of Rural Collective Economic Organizations under the Dynamic System Theory

WU Zhaojun

Abstract: The pilot practice of membership identification of collective economic organizations is complex and diverse, and the conflict between the rigidity of law and the flexibility of practice must be solved through the transformation of legislative paradigm. In this regard, there is a need to introduce the dynamic system theory and adopt the legislative model of "factor - effect" to replace the "element - effect" structure, that is, to list the factors affecting the confirmation of membership and rank them according to their importance. The general principles behind membership need to be found in legislation, namely, a property rights logic, a social security logic and a group autonomy logic. According to these three logics, legislation should distinguish the acquisition of membership into three types: initial acquisition, legal acquisition, and application acquisition. Initial acquisition is based on property and labor input. For the standard of legal acquisition, whether collective land is used as the basic survival guarantee can be listed as the primary factor, followed by blood relationship, geographical relationship and marriage relationship. The registered residence is listed as a factor of post ranking. Application acquisition follows the logic of group autonomy, and the standard shall be determined by group resolution.

Keywords: Collective Economic Organization; Membership; Dynamic System Theory

免费义务教育政策与农村教育机会公平^{*}

——基于教育代际流动性的实证分析

彭 骏 赵西亮

摘要:教育政策是保证教育机会公平的重要机制。本文使用2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,考察了免费义务教育政策对中国农村家庭教育代际流动性的影响。研究发现,免费义务教育政策显著提高了农村家庭教育代际流动性。异质性分析表明,相较于男性,免费义务教育政策对提高农村女性教育代际流动性的作用更显著;相较于东部地区和中部地区,该政策对提高西部地区农村教育代际流动性的作用更明显;相较于父代受教育水平在高中及以上家庭的孩子,免费义务教育政策显著提高了父代受教育水平在高中以下家庭的孩子的受教育年限。影响机制分析表明,免费义务教育政策通过缩小高低收入家庭子代的教育差距,提高了教育代际流动性。进一步的研究发现,免费义务教育政策的实施促进了父代受教育水平在高中以下家庭的孩子相对其父代的教育代际向上流动性。

关键词:免费义务教育政策 教育机会公平 教育代际流动性

中图分类号:F08 G40-054 **文献标识码:**A

一、引言

代际流动性描述一个家庭中子女的社会经济地位相对于父母的变化情况,反映了一个家庭经济社会地位的动态变化,是衡量机会公平的重要指标(秦雪征,2014)。健康合理的代际流动性不仅是人力资本积累和社会活力的保证,从长远看,也是实现创新驱动增长的保证(Maoz and Moav, 1999)。代际流动性通常体现为收入代际流动性或教育代际流动性。在现代社会发展过程中,教育是实现阶层向上流动的重要渠道。个体受教育水平通常能反映其社会经济地位,而教育代际流动性则反映了父代的受教育水平对子代受教育水平的影响程度,是衡量教育机会公平的重要指标。如果子代受教育水平更多地受到父代受教育水平的影响,教育代际流动性则较弱,家庭教育背景差异会导致较大的子女受教育水平差距,教育机会公平性也就较差。家庭教育背景差异导致的收入差距扩大会加剧社会阶层固化。反之,教育代际流动性越高,说明家庭教育背景差异导致的子女受教育水平差距就越小,教育越

^{*}本文是中央高校基本科研业务费项目“中国经济结构转型中若干问题探析”(编号:20720171027)、国家留学基金委项目“经济研究中的因果推断方法”(编号:201806315030)的阶段性研究成果。本文通讯作者:赵西亮。

相对公平，越有利于社会阶层流动（张建华和万千，2018）。因此，在收入差距较大的情况下，保证教育机会公平是促进代际流动并减少收入差距的重要途径。

改革开放以来，随着经济的高速增长，中国教育事业取得了长足的进步。然而，中国教育发展仍然存在一些不可忽视的结构性问题，教育机会不公平现象仍然突出，家庭背景对教育的代际影响逐渐显现（杨中超，2016；邹薇和马占利，2019）。为提高教育的公平程度，法律或公共教育政策的介入显得尤为重要。在中国，教育领域的相关法律和公共政策主要体现为1986年《中华人民共和国义务教育法》（以下简称《义务教育法》）、1999年的高校扩招政策以及21世纪初实施的免费义务教育政策，这些法律和政策对中国基础教育和高等教育的发展具有深远的影响。《义务教育法》强调九年制义务教育的强制性和普惠性，自1986年实施以来，适龄儿童接受义务教育的权利获得了保障，受教育的机会增加。然而，义务教育经费没有被纳入国家公共财政保障范围，主要由地方政府筹集，并且允许政府和学校将教育费用负担转移给家庭。在免费义务教育政策实施以前，家庭需要为子女接受义务教育支付学杂费。对收入水平相对较低的农村家庭而言，子女的学杂费构成了较重的经济负担，因而农村贫困家庭的孩子因无法支付学杂费而失学的现象并不少见（Yi et al., 2012）。此外，农村教育事业发展相对滞后这一根本问题仍未得到解决，教育为农村经济社会发展服务的能力需要加强（贾婧和柯睿，2020）。为推进农村义务教育经费保障机制改革，自2006年起，中国政府在全国范围内分城乡分地区逐步推行免费义务教育政策。根据国务院《关于深化农村义务教育经费保障机制改革的通知》（以下简称《通知》），西部地区的农村自2006年春季学期起实行免费义务教育政策，中部地区、东部地区的农村则从2007年春季学期起，逐步推行义务教育免费化改革，到2007年9月，免费义务教育政策实现了对农村地区的全覆盖。《通知》明确规定全部免除农村义务教育阶段学生学杂费，对贫困家庭学生免费提供教科书并补助寄宿生生活费。城市地区则从2008年秋季学期起开始全面实施免费义务教育政策。

免费义务教育政策降低了农村居民的受教育成本，促进了农村居民完成义务教育并接受更高层次教育，对农村教育发展和乡村振兴战略实施影响深远。自免费义务教育政策实施以来，大量文献考察了该政策对义务教育阶段入学率、人力资本积累、就业选择、农村青少年过早进入劳动力市场与城乡教育差距等方面的影响。尽管已有研究发现免费义务教育政策提高了农村地区小学升初中的入学率，对农村教育发展有正向影响（Chyi and Zhou, 2014; Shi, 2016; Xiao et al., 2017），但鲜有文献评估该政策对教育机会公平，尤其是对教育资源不足的农村地区的教育机会公平的影响。鉴于此，本文基于中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）的最新数据，从教育代际流动性的视角，考察免费义务教育政策对农村教育机会公平的影响。

二、文献综述与理论分析

（一）文献综述

公共教育政策对代际流动性有重要影响，尤其在收入差距较大的情况下，教育政策可以通过提供公平的教育机会，缓解社会中低收入群体的收入约束，使其获得基本的教育，从而降低未来代际收入

差距，提高教育代际流动性和收入代际流动性（Mayer and Lopoo, 2008; Li et al., 2014）。国外的大量研究考察了基础教育阶段的公共教育改革对教育代际流动性的影响，发现教育改革往往能够提高教育机会公平，促进教育代际流动性提高。例如，Bauer and Riphahn (2006) 发现瑞士的基础教育扩张政策提高了教育代际流动性，促进了社会公平。Pekkarinen et al. (2009) 考察了芬兰“综合性学校改革”对教育代际流动性的影响，发现教育改革提高了教育代际流动性。Iannelli (2011) 利用苏格兰的教育扩张政策进行了分析，发现尽管教育扩张政策实施后阶层教育差异仍然存在，但底层居民家庭子女向上流动的可能性得以增加。但是，Sturgis and Buscha (2015) 的研究发现，英格兰和威尔士的教育扩张政策反而拉大了贫富阶层子女的教育差距，降低了教育代际流动性。对发展中国家的研究基本支持基础教育支出增加有利于教育代际流动性提高的结论。例如，Al-Samarrai and Zaman (2007)、Talan et al. (2015) 对非洲国家的研究均发现，基础教育学费的取消可以提高入学率和教育代际流动性。但是，进一步的研究发现，政府增加公共教育支出并不会必然提高教育代际流动性，其取决于政府教育支出是否公平分配。Kotera and Seshadri (2017) 通过构建模型进行模拟分析，发现公共教育支出分配更加公平有利于提高教育代际流动性。

国内的研究主要关注政府公共支出或财政转移支付对代际流动性的影响。例如，周波和苏佳(2012)研究发现，增加县级教育支出可以提高收入代际流动性，对社会机会均等具有显著影响。李力行和周广肃 (2015) 利用市级基础教育支出数据研究发现，增加基础教育支出可以缓解贫困家庭因借贷约束导致的子代人力资本投资不足，提高收入和教育代际流动性；政府公共教育支出提高 1 个标准差，教育代际流动性提升近 16 个百分点。刘楠楠和段义德 (2017) 同样发现，增加基础教育阶段的财政支出能够降低家庭背景对子女升学的影响，进而促进教育代际流动性提高。宋旭光和何宗樾 (2018) 研究发现，提高义务教育阶段的财政支出能够弥补低收入家庭人力资本投资不足，削弱家庭初始禀赋不均等对个体收入的影响，进而提高代际流动性。范子英 (2020) 则考察了财政转移支付对教育代际流动性的影响，发现教育类转移支付能够有效提高教育代际流动性。杨娟等 (2015) 构建模型进行模拟分析，发现加大义务教育阶段的公共支出可以降低父母的预算约束，提高子女接受高等教育的可能性，从而提高教育代际流动性。

有少量文献将 1986 年实施《义务教育法》或 1999 年开始实施高校扩招政策作为“外生冲击”，研究相关法律或教育政策对教育代际流动性的影响。Guo et al. (2019) 发现《义务教育法》的实施并没有显著提高城镇或农村居民家庭的教育代际流动性，但陈斌开等 (2021) 认为《义务教育法》的颁布显著提高了中国社会的教育代际流动性。随着免费义务教育政策的实施，许多学者讨论了该政策对义务教育阶段入学率、人力资本积累、就业选择等方面的影响 (Chyi and Zhou, 2014; Shi, 2016; Xiao et al., 2017; 朱峰和蔡伟贤, 2019; 贾婧和柯睿, 2020; Tang et al., 2020; 林锦鸿, 2021)。免费义务教育政策不仅减少了农村家庭子女的教育费用，提高了义务教育阶段入学率 (Xiao et al., 2017)，还显著降低了农村家庭的孩子过早进入劳动力市场的概率，从而促进农村家庭的孩子接受更多的教育 (Tang et al., 2020)。但由于免费义务教育政策实施前城乡义务教育阶段入学率已经较高，该政策对义务教育阶段入学率的促进作用很小 (Chyi and Zhou, 2014; Shi, 2016)。从长期看，免费义务教育

政策的实施不仅有利于农村家庭的孩子接受高中及以上程度的教育，还能促进个体的认知能力、非认知能力与健康状况的提升（贾婧和柯睿，2020），因而提高了农村居民正规就业和获得充分就业保障的机会（朱峰和蔡伟贤，2019）。林锦鸿（2021）则考察了免费义务教育政策对城乡教育差距的影响，发现该政策的实施缩小了城乡教育差距，并且对缩小西部地区城乡教育差距的作用更加显著。

现有研究深入地考察了国内外的公共教育政策与政府教育支出对教育代际流动性的影响，对未来的研究具有很好的启示，但大多数文献未将免费义务教育政策与农村教育机会公平联系起来，因此，本文从教育代际流动性的研究视角，考察免费义务教育政策对农村教育机会公平的影响，进一步丰富现有研究。

（二）理论分析

Becker and Tomes（1979）最早将人力资本理论引入代际流动性的研究中，提出了人力资本投资影响收入代际流动性的均衡模型，并探讨了代际人力资本投资与能力禀赋遗传在代际传递过程中的重要作用，发现禀赋的代际继承程度越高，父代对子女人力资本投资的倾向越强，代际传递程度越高。Solon（2004）拓展了 Becker and Tomes（1979）的理论模型，将公共与私人教育投资纳入同一个分析框架中。根据该模型的推论，收入代际流动性随着公共教育支出的变化而变化，如果公共教育支出能够缩小不同收入水平家庭的人力资本投资差距，那么增加公共教育支出将提高收入代际流动性。Mayer and Lopoo（2008）则进一步将信贷约束引入代际流动模型，并利用美国统计调查数据实证分析了政府公共支出与收入代际流动性的关系，发现较高的公共支出有助于改善收入代际流动性，并且政府支出对提高低收入家庭子女未来收入所发挥的作用更大。

根据 Solon（2004）的模型推论，个体人力资本主要取决于三方面因素：先天禀赋、家庭教育投资与公共教育投资，三者均会影响教育代际流动性。教育政策从两方面影响教育代际流动性，一是改变个人天赋与个体教育成就的关联程度；二是通过改变个体家庭经济背景差异导致的教育投资差距，影响教育代际流动性。就个体天赋而言，基因遗传越强，代际天赋的关联性越高，教育代际流动性则越弱。父母受教育程度越高，越重视子女的教育，从而对子女的教育投资越多，教育代际相关性越强。公共教育投资可通过影响家庭教育投资与个人教育成就的相关性，改变教育代际流动性。如果父母受教育水平较低家庭的孩子能获得足够的公共教育投资，那么不同教育背景家庭间的教育投资差距将缩小。此外，公共教育投资能够在一定程度上弱化禀赋遗传对个体教育成就的影响，降低天赋与子代教育成就的相关性。因此，公共教育投资通过缩小家庭教育投资差距促进教育代际流动性提高。反之，若公共教育支出倾向于被父母受教育水平较高家庭的孩子获得，那么公共教育支出会进一步扩大家庭教育投资差距，教育代际向上流动性将会下降，向下流动性将会上升（Mayer and Lopoo, 2008; Li et al., 2014）。

笔者借鉴 Solon（2004）构建的人力资本投资模型，分析公共教育政策对教育代际流动性的影响。在不存在教育政策的情况下，子代人力资本形成主要取决于父母的人力资本投资，以及先天禀赋与自身努力等影响个体人力资本形成的因素。假定人力资本函数为 C—D 函数形式，本文构造人力资本函数如（1）式所示：

$$h_{i,t} = \theta [I(h_{i,t-1})]^\eta + e(h_{i,t-1}, e_{i,t-1}), \quad 0 < \eta < 1 \quad (1)$$

其中, $h_{i,t-1}$ 、 $h_{i,t}$ 分别代表家庭 i 的父母和子女的人力资本, 下标 $t-1$ 和 t 分别表示父代和子代。 $I(h_{i,t-1})$ 是父母对其子女的人力资本投资函数。父母的人力资本会影响自身收入, 进而影响其对子女的人力资本投资能力。父母的人力资本水平越高, 越有能力对子女进行人力资本投资, 因而 $I(h_{i,t-1})$ 是父母人力资本的增函数 (Mayer and Lopoo, 2008)。 η 是代际弹性系数, 该系数越大, 表明教育代际相关性越大, 教育代际流动性越小。 θ 表示个人的努力程度与其他因素。 $e(h_{i,t-1}, e_{i,t-1})$ 代表子代的先天禀赋。子代的先天禀赋不仅取决于父母的禀赋 (Becker and Tomes, 1979; Solon, 2004), 还受到父母人力资本的影响。父母的人力资本会通过先天禀赋渠道影响子女的人力资本, 体现为受教育水平较高的父母通过言传身教直接提升子女的人力资本 (秦雪征, 2014)。因此, 父代的人力资本 $h_{i,t-1}$ 和禀赋遗传 $e_{i,t-1}$ 均是影响子代先天禀赋的主要因素。如果没有教育政策的介入, 子代的人力资本主要取决于家庭的教育投资、先天禀赋与自身努力等。然而, 政府公共教育政策也是影响子代人力资本投资水平, 进而影响教育代际流动性的重要因素, 本文进一步将政府教育投入纳入人力资本函数:

$$h_{i,t} = \theta [I(h_{i,t-1}) + H(s_i)]^\eta + e(h_{i,t-1}, e_{i,t-1}) + x_{i,t} \quad (2)$$

其中, $H(s_i)$ 代表政府公共教育投资, 是 s_i 的增函数, s_i 既可以表示政府教育类公共服务支出占公共支出的比例, 也可以代表教育政策实施的年数。 s_i 越大, 政府教育投资就越多, 人力资本提升的可能性也就越大。 $x_{i,t}$ 表示影响个体人力资本积累的其他因素, 假定其是一个随机过程。因此, $\theta [I(h_{i,t-1}) + H(s_i)]^\eta$ 表示子代在政府与家庭共同进行人力资本投资情况下的人力资本积累。笔者将子代人力资本对父代人力资本 $h_{i,t-1}$ 求偏导, 得到:

$$\frac{\partial h_{i,t}}{\partial h_{i,t-1}} = \eta \theta [I(h_{i,t-1}) + H(s_i)]^{\eta-1} I'(h_{i,t-1}) + e_h'(h_{i,t-1}, e_{i,t-1}) \quad (3)$$

再对公共教育政策 s_i 求偏导, 得到:

$$\frac{\partial^2 h_{i,t}}{\partial h_{i,t-1} \partial s_i} = \eta(\eta-1) \theta [I(h_{i,t-1}) + H(s_i)]^{\eta-2} I'(h_{i,t-1}) H'(s_i) \quad (4)$$

很明显, $I'(h_{i,t-1}) > 0$, $H'(s_i) > 0$ 。理论上, 父母人力资本水平越高, 子代先天禀赋也越高, 因而 $e_h'(h_{i,t-1}, e_{i,t-1}) > 0$, 并且 $\eta-1 < 0$, 因此, (3) 式等号右边的符号为正, 而 (4) 式等号右边为负。学界通常用教育度量人力资本, 因而子代人力资本对父代人力资本的一阶偏导可以被理解为教育代际弹性。教育代际弹性对教育政策的偏导为负, 说明虽然子代人力资本与父代人力资本存在正相关性, 但政府公共教育政策弱化了这种相关关系, 进而提高了教育代际流动性。政府教育投资越多, 对教育

的支持力度越大，教育代际流动性越强。就免费义务教育政策而言，该政策的实施降低了贫困家庭孩子的入学成本，尤其对农村孩子完成义务教育阶段的学习产生了正向激励，提高其接受更高程度教育的可能性。因此，本文预计免费义务教育政策的实施将提高农村家庭的教育代际流动性。

三、数据、变量与模型设定

（一）数据来源与处理

本文使用北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）提供的中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行研究。CFPS 是一项全国性的大规模社会追踪调查项目，样本覆盖了除青海、新疆、西藏、宁夏、海南、内蒙古之外的 25 个省份，具有很好的全国代表性。样本规模为 16000 户，调查对象包含样本户中的所有成员，并且提供了社会经济环境、人口、教育、健康、家庭财产等信息。本文选取了 2018 年的调查数据，并选取样本户中出生于 1970 年至 2000 年的样本个体。将样本的出生年份上限定为 1970 年，是因为按照 1986 年《义务教育法》的规定，出生年份在 1970 年及之后的样本倾向于受到义务教育政策的影响^①，这样研究样本面临基本同质的教育体制。将出生年份下限定为 2000 年，是为了尽可能在 2018 年的 CFPS 数据中获得样本的最终受教育程度。

本文数据处理过程如下：第一，根据样本的受教育信息以及在调查时的工作与学习状态，仅保留已经完成了正式教育的个体；第二，根据 CFPS 数据中的个人代码，对样本与其父母的信息进行匹配，获得父代的教育、职业等家庭背景信息；第三，考虑到人口迁移的影响以及中国城乡教育存在较大差距的现实，为了保证“实验组”个体在义务教育阶段确实受到免费义务教育政策的影响，本文借鉴朱峰和蔡伟贤（2019）、林锦鸿（2021）的处理方法，选择了 12 岁时户籍为农业户口的样本个体。

中国免费义务教育政策主要在 2006 年到 2007 年分地区逐步推行，并首先在农村实施。免费义务教育政策分三阶段在农村地区逐步推行，因而不同省份以及不同出生年份的样本个体受到政策影响的时间，即政策影响强度，存在差异。本文借鉴 Xiao et al. (2017) 和 Tang et al. (2020) 的方法，使用样本个体受到免费义务教育政策影响的学期数度量政策影响强度。本文假设样本个体从 6 周岁开始接受义务教育，并以样本个体 12 岁时所在的省份作为确定其受政策影响年份的依据。在计算样本受政策影响的学期数时，笔者将出生在 9 月及之后的个体开始接受义务教育的年份推迟一年。

（二）模型设定与变量描述

为了考察免费义务教育政策对教育代际流动性的影响，本文借鉴相关文献的识别方法，在教育代际流动性基本模型中引入政策影响强度变量，使用交互项模型评估教育政策效应。构建的计量模型如

^①根据《义务教育法》的规定，年满 6 周岁的儿童都应该接受 9 年的义务教育，因而，从理论上说，儿童 6 岁入学，接受 9 年的义务教育，离开学校的最小年龄为 15 周岁。这意味着，《义务教育法》实施之后，年龄小于或等于 15 岁的孩子均受到了《义务教育法》的影响，年龄在 15 岁以上的孩子不受该法的影响。从全国来说，受到《义务教育法》影响的临界年份为 1971 年。但一些城市，如上海，早在 1985 年就出台了普及 9 年义务教育的地方法规，因而本文将样本出生年份上限定为 1970 年。

(5) 式所示:

$$\begin{aligned} educ_{ipt} = & \beta_0 + \beta_1 educ_i^o + \beta_2 freecel_{ipt} + \beta_3 educ_i^o \times freecel_{ipt} \\ & + \gamma X_i + \delta_p + \lambda_t + W_p \lambda_t + \varepsilon_{ipt} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $educ_{ipt}$ 代表个体 i 的受教育年限, 下标 p 表示个体 12 岁时所在的省份, t 表示个体 i 的出生年份; $educ_i^o$ 代表个体 i 父母的受教育年限 (上标 o 代表父母); $freecel_{ipt}$ 代表政策影响强度, 即个体 i 受免费义务教育政策影响的学期数; $educ_i^o \times freecel_{ipt}$ 是父母受教育年限与政策影响强度的交互项, 交互项的回归系数 β_3 表示免费义务教育政策对教育代际流动性的影响, 是本文关心的参数。 $\beta_3 > 0$ 表示政策实施后, 教育代际流动性下降; $\beta_3 < 0$ 说明政策实施改善了教育代际流动性。 X_i 代表一系列个人与家庭背景方面的控制变量, δ_p 、 λ_t 分别代表省份固定效应与子代出生年份固定效应, W_p 为省份层面的一系列特征变量, ε_{ipt} 为误差项。

本文使用子代 14 岁时父母的受教育年限衡量父母的受教育水平。为了进一步消除可能存在的遗漏变量偏误, 本文还在模型中加入以下控制变量。子代个体层面的变量包括: 性别、婚姻状况、民族、兄弟姐妹数等。在农村地区, 性别可能决定家庭对个体的教育投资数量; 在家庭经济资源有限的情况下, 兄弟姐妹数可能影响到分配给每个子女的教育资金规模, 从而影响其受教育机会。家庭背景层面的变量包括: 父母党员身份、父母是否担任行政或管理职务等。除此之外, 本文采用国际社会经济地位指数 (International Socio-Economic Index, ISEI) 衡量个人的社会经济地位。ISEI 是一种基于职业衡量个体社会经济地位的指标, 指数得分等于各种职业的平均收入和受教育水平分别乘以相应的权数再加总, 分数越高说明人们的综合社会经济地位越高 (阳义南和连玉君, 2015; 宋旭光和何宗樾, 2018)。CFPS 数据提供了调查对象 14 岁时父亲和母亲的国际标准职业分类代码 (International Standard Classification of Occupations, ISCO), 笔者根据 ISCO 计算了父亲和母亲职业的 ISEI 值, 得到的 ISEI 为取值介于 19~90 的连续型变量。

免费义务教育政策以省份为单位分批实施, 而各省的社会经济发展状况存在较大差异, 省份的可变特征可能产生省际趋势差异, 从而导致不同省份的个体的受教育程度发展趋势存在差异, 影响估计结果的准确程度。本文借鉴 Xiao et al. (2017)、朱峰和蔡伟贤 (2019)、贾婧和柯睿 (2020) 的处理方法, 在回归模型中加入了 2005 年省份层面的一系列特征变量与出生年份虚拟变量的交互项 $W_p \lambda_t$, 以控制省份可变特征所导致的趋势差异。这些特征变量包括各省 2005 年的地区生产总值、政府财政支出总额、教育财政支出占地区生产总值的比重、农村家庭人均纯收入、农村家庭文教娱乐消费占比、总人口、总人口中农村人口占比、初中及以上文化程度人口占 15 岁以上人口的比重。省份层面变量数据来源于 2006 年《中国统计年鉴》和国家统计局网站, 变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1

主要变量的描述性统计

变量名	变量定义与赋值	样本量	均值	标准差
子代受教育年限	子代在调查时的最终受教育年限	5800	8.72	4.29
父亲受教育年限	子女 14 岁时父亲的受教育年限	5752	5.56	4.06
母亲受教育年限	子女 14 岁时母亲的受教育年限	5781	3.53	3.90
父母受教育年限	父母双方受教育水平更高者的受教育年限	5686	6.05	4.07
政策影响强度	个体受免费义务教育政策影响的学期数	5894	2.36	4.96
年龄	样本个体年龄, 单位: 岁	5894	35.92	9.39
性别	男=1, 女=0	5885	0.46	0.50
婚姻状况	已婚=1, 未婚=0	5473	0.79	0.40
民族	少数民族=1, 汉族=0	5889	0.11	0.31
兄弟姐妹数	子代个体的兄弟姐妹数	5866	2.13	1.47
父亲 ISEI	父亲的国际社会经济地位指数	5894	28.40	12.36
母亲 ISEI	母亲的国际社会经济地位指数	5262	24.51	6.75
父亲党员身份	父亲是否是党员: 是=1, 否=0	5894	0.11	0.31
母亲党员身份	母亲是否是党员: 是=1, 否=0	5894	0.01	0.10
父母党员身份	父母双方是否至少有一位是党员: 是=1, 否=0	5894	0.11	0.31
父亲担任行政或管理职务	父亲是否担任行政或管理职务: 是=1, 否=0	5894	0.02	0.15
母亲担任行政或管理职务	母亲是否担任行政或管理职务: 是=1, 否=0	5894	0.004	0.06
父母担任行政或管理职务	父母至少有一位担任行政或管理职务: 是=1, 否=0	5894	0.03	0.16
地区生产总值	地区生产总值的对数, 原单位: 亿元	5890	8.72	0.77
政府财政支出	政府财政支出的对数, 原单位: 万元	5890	15.98	0.48
教育财政支出占比	教育财政支出占当年地区生产总值的比重, 单位: %	5890	2.33	0.88
总人口	个体所在省份总人口的对数, 原单位: 万人	5890	8.52	0.50
农村人口占比	农村人口占总人口的比重, 单位: %	5890	59.29	13.08
初中及以上文化程度者占比	15 岁以上人口中初中及以上文化程度者占比, 单位: %	5890	64.24	11.24
农村家庭人均纯收入	农村家庭人均纯收入的对数, 原单位: 元	5890	8.00	0.34
农村家庭文教娱乐消费占比	农村家庭文教娱乐支出占消费支出的比重, 单位: %	5890	11.83	2.01

注: ①父代与子代的受教育年限根据其受教育水平转换而来, 赋值方式是: 文盲或半文盲赋值为 0, 小学赋值为 6, 初中赋值为 9, 高中或中专赋值为 12, 大专赋值为 15, 本科赋值为 16, 硕士赋值为 19, 博士赋值为 22; ②地区生产总值、政府财政支出等省份层面变量皆为 2005 年个体所在省份的统计值。

四、计量回归结果分析

(一) 基于教育代际流动矩阵的初步分析

在正式进行实证分析之前, 本文通过教育代际流动矩阵分析免费义务教育政策实施前后教育代际流动性的基本特征。表 2 矩阵 A 和矩阵 B 分别显示了不受免费义务教育政策影响的子代(出生年份在 1970—1990 年之间)和受到该政策影响的子代(出生年份在 1990 年及之后)与其父代的学历分布。矩阵 C 是矩阵 A 和矩阵 B 之差, 反映了免费义务教育政策实施前后, 子女与父代学历的变动情况。

表2结果表明：首先，根据矩阵A和矩阵B最后一行的子代学历分布比重，免费义务教育政策实施后农村子代受教育程度有所提升。对于不受免费义务教育政策影响的群体，18.04%的子代个体没有上过学，23.37%的个体仅接受过小学教育；对于受到免费义务教育政策影响的群体，子代没受过教育和仅接受过小学教育的比例分别下降到6.21%和12.42%。同时，接受过高中及以上教育的子代的比例则有较大幅度的提高，尤其是接受过大专及以上教育的子代的比例从不到10%增加到超过25%，显示出农村人力资本积累的快速提升。

表2 教育代际流动矩阵 单位：%

矩阵A：子代未受到免费义务教育政策影响						
		子代学历				
父代 学历		小学以下	小学	初中	高中 或中专	大专 及以上
	小学以下	37.48	27.95	25.98	5.17	3.42
	小学	13.63	24.47	42.40	11.17	8.32
	初中	6.33	17.29	43.47	16.97	15.93
	高中或中专	6.48	11.77	39.25	17.24	25.26
	大专及以上	18.71	30.63	33.44	8.77	8.44
	不同学历子代占比	18.04	23.37	37.65	11.32	9.61
矩阵B：子代受到免费义务教育政策影响						
		子代学历				
父代 学历		小学以下	小学	初中	高中 或中专	大专 及以上
	小学以下	23.51	23.13	33.96	10.07	9.33
	小学	4.38	15.42	37.50	23.96	18.75
	初中	2.35	8.02	28.35	27.39	33.89
	高中或中专	1.86	6.21	21.12	30.43	40.37
	大专及以上	4.29	11.43	36.43	20.71	27.14
	不同学历子代占比	6.21	12.42	31.66	23.59	26.13
矩阵C：免费义务教育政策实施前后的变化情况						
父代 学历	小学以下	-13.97	-4.82	7.98	4.90	5.91
	小学	-9.25	-9.05	-4.90	12.79	10.43
	初中	-3.98	-9.27	-15.12	10.42	17.96
	高中或中专	-4.62	-5.56	-18.13	13.19	15.11
	大专及以上	-14.42	-19.20	2.99	11.94	18.70
	不同学历子代占比之差	-11.83	-10.95	-5.99	12.27	16.52
						0.00

注：父代学历为父母双方受教育水平更高者的学历水平。

其次，农村地区的教育代际流动性较强。当父代受教育程度为初中时，矩阵A中子代接受过高中及以上教育的比例为32.9%，而矩阵B中子代接受过高中及以上教育的比例在60%以上；当父代受教

育程度为高中或中专时,受到免费义务教育政策影响的子代接受大专及以上教育的比例高于没有受到该政策影响的子代;当父代受教育程度为大专及以上时,未受免费义务教育政策影响的子代没有接受过高中及以上教育的比例超过80%,超过70%的受到免费义务教育政策影响的子代的学历不如父代。

最后,免费义务教育政策实施后,农村教育代际流动性有所提升。矩阵主对角线上的数字表示给定父代学历,子代学历与父代学历相同的概率,对角线上数字的减小表示流动性的上升。对比矩阵A和矩阵B可以发现,农村教育代际流动性有所提升。矩阵C的下三角元素绝大多数为负值,说明子代学历不如父代的情况在免费义务教育政策实施后明显减少;矩阵C的上三角元素多数是正值,说明在该政策实施后子代受教育程度超过父代的情况有所增加。此外,矩阵C的倒数第二列和倒数第三列均为正值,表明无论父代学历处于哪一层次,子代接受高中及以上教育的比例在免费义务教育政策实施后都有所上升。因此,农村教育代际流动性在免费义务教育政策实施后不仅有所提升,而且是向“好”的方向变化。

(二) 基准回归结果

表3报告了基于(5)式的回归结果。方程1和方程2使用父亲及子女样本进行分析,方程1没有控制政策影响强度与父亲受教育年限的交互项,可以发现,父亲受教育年限与政策影响强度对子代受教育年限均有显著影响,父亲受教育年限每提高1年,子代受教育年限平均增加0.24年;受免费义务教育政策影响的时间每增加1学期,子代受教育年限平均增加0.27年。相较于不受政策影响的群体,受到免费义务教育政策影响的群体的受教育年限平均提高了2.7年左右(受到免费义务教育政策影响的群体的政策影响强度平均值为10)。方程2控制了政策影响强度与父亲受教育年限的交互项,结果显示,交互项在5%统计水平上显著,且系数为-0.0070,说明免费义务教育政策实施后,教育代际传递系数有所下降,父代子代的教育相关性降低了。方程3和方程4、方程5和方程6分别使用母亲及子女样本和父母及子女样本进行估计,结果基本一致,交互项显著,且系数为负。回归结果表明,免费义务教育政策的实施显著提高了农村教育代际流动性。以方程6为例,与不受免费义务教育政策影响的群体相比,受到免费义务教育政策影响的群体的教育代际弹性平均下降了约28.0%(0.0080×10/0.2853)。给定其他条件不变,受免费义务教育政策影响的时间越长,教育代际传递系数越小,教育代际流动性越高。这说明,免费义务教育政策改善了农村的教育机会公平。

免费义务教育政策提高了农村家庭的教育代际流动性,这可能是因为:免费义务教育政策缓解了低收入家庭在子代教育投入方面的资金约束,提高其子代的受教育水平;中国城乡收入差距较大,农村居民收入水平普遍低于城市居民,免费义务教育政策可能更有助于提高农村家庭子代的受教育水平,从而提高了农村家庭教育代际流动性;免费义务教育政策还能促进农村地区家庭子代的认知能力、非认知能力与健康状况等人力资本水平的提升,从而有助于提高其教育代际向上流动性。

表3 免费义务教育政策与教育代际流动性: 基准回归结果

	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
	父亲及子女	父亲及子女	母亲及子女	母亲及子女	父母及子女	父母及子女
父代受教育年限	0.2398***	0.2537***	0.2326***	0.2513***	0.2726***	0.2853***

(续表3)

	(0.0255)	(0.0292)	(0.0245)	(0.0305)	(0.0267)	(0.0286)
政策影响强度	0.2677** (0.1056)	0.2859** (0.1065)	0.2578** (0.1117)	0.2732** (0.1065)	0.3290*** (0.0900)	0.3566*** (0.0907)
父代受教育年限×政策影响强度		-0.0070** (0.0033)		-0.0082** (0.0037)		-0.0080* (0.0042)
性别	0.7574*** (0.2247)	0.7553*** (0.2217)	0.7851*** (0.2095)	0.7877*** (0.2092)	0.8449*** (0.2413)	0.8445*** (0.2383)
婚姻状况	-0.3872* (0.2079)	-0.4088* (0.2064)	-0.2880 (0.2048)	-0.3151 (0.1993)	-0.4017* (0.2236)	-0.4345* (0.2155)
民族	-1.4585 (0.9040)	-1.4719 (0.9101)	-1.4138 (0.9580)	-1.4224 (0.9718)	-1.5959* (0.9192)	-1.6205* (0.9292)
兄弟姐妹数	-0.2481** (0.1003)	-0.2426** (0.1011)	-0.2329** (0.1042)	-0.2251** (0.1059)	-0.2133** (0.0985)	-0.2065** (0.1000)
父代党员身份	0.5422*** (0.1357)	0.5354*** (0.1364)	0.8379 (0.6832)	0.8147 (0.6772)	0.6863*** (0.1607)	0.6767*** (0.1616)
父代担任行政或管理职务	-0.2141 (0.3668)	-0.2050 (0.3609)	-0.1201 (0.5562)	-0.0697 (0.5213)	-0.0284 (0.3242)	-0.0223 (0.3221)
父代ISEI	0.0225*** (0.0030)	0.0217*** (0.0031)	0.0393*** (0.0042)	0.0391*** (0.0042)	0.0136** (0.0056)	0.0148*** (0.0053)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5229	5229	5262	5262	4865	4865
拟合优度	0.358	0.359	0.353	0.354	0.374	0.375

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③省份特征变量包括地区生产总值、政府财政支出总额、教育财政支出占比、农村家庭人均纯收入、农村家庭文教娱乐消费占比、总人口、农村人口占比、初中及以上文化程度者比重；④基于母亲及子女样本的回归方程使用母亲受教育年限、母亲受教育年限与政策影响强度交互项、母亲党员身份、母亲担任行政或管理职务、母亲ISEI作为控制变量；基于父母及子女样本的回归方程则使用父母受教育年限、父母受教育年限与政策影响强度交互项、父母党员身份、父母担任行政或管理职务、父亲ISEI作为控制变量；其他控制变量与父亲及子女样本回归方程相同。

(三) 稳健性检验

针对上述基准估计结果，本文将从以下几方面进行稳健性检验。

1. 安慰剂检验。本文基于交互项模型估计出的是类似于双重差分模型（DID）的处理效应，为了保证基准回归结果不是由对城乡居民具有共同影响的其他“冲击”所造成的，本文使用12岁时户籍为非农业户口的样本进行分析。其次，本部分还进行共同趋势检验。本文借鉴Xiao et al. (2017)、林锦鸿(2021)的处理方法，将政策实施年份提前，使用没有受到免费义务教育政策影响的样本进行“反

事实”检验。如果基准回归结果只是单纯的统计相关关系，那么选取其他任何一年作为“假想”的受政策影响的“临界点”，出生在“临界点”之后的个体均可能受到政策实施的影响，这就进而说明基准回归结果并非是由免费义务教育政策的实施所引起。

表4报告了使用12岁时户籍为非农业户口的样本进行回归的结果，本部分同样使用父亲及子女样本、母亲及子女样本、父母及子女样本进行估计。根据方程2，政策影响强度变量的回归系数为负，政策影响强度与父亲受教育年限交互项回归系数为-0.0019，但并不显著。方程4与方程6的估计结果与方程2基本一致，表明免费义务教育政策对非农业户口居民教育代际流动性的影响并不显著，因而排除了其他“冲击”的影响。

表4 安慰剂检验：使用非农业户口样本

	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
	父亲及子女	父亲及子女	母亲及子女	母亲及子女	父母及子女	父母及子女
父代受教育年限	0.2081*** (0.0269)	0.2102*** (0.0361)	0.1872*** (0.0355)	0.2067*** (0.0417)	0.2591*** (0.0381)	0.2683*** (0.0469)
政策影响强度	-0.4247** (0.1680)	-0.4068 (0.2545)	-0.3471** (0.1642)	-0.2827 (0.1728)	-0.4129** (0.1734)	-0.3443 (0.2505)
父代受教育年限×政策影响强度		-0.0019 (0.0127)		-0.0096 (0.0073)		-0.0069 (0.0119)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	716	716	721	721	709	709
拟合优度	0.393	0.393	0.387	0.389	0.402	0.403

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③控制变量同表3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

对于第二项检验，本文分别假定政策实施年份比实际实施年份提前4年、6年、8年、10年、12年，与之对应，本文将样本出生年份的上限提前，分别使用出生于1966—1990年、1964—1990年、1962—1990年、1960—1990年、1958—1990年的样本进行检验，并根据个体12岁时所在的省份和出生年月构造相应的政策影响强度变量。根据表5的估计结果，所有方程的政策影响强度与父亲受教育年限交互项均不显著，说明在免费义务教育政策实施前，处理组和对照组的受教育年限不存在趋势差异，农村教育代际流动性的提高的确是由免费义务教育政策实施所引起的。因此，前文主要结论具有稳健性^①。

^① 表5使用父亲及子女样本，本文还使用母亲及子女样本、父母及子女样本进行了安慰剂检验，所得结论与表5一致，限于篇幅，没有报告相关回归结果，备索。

表 5

安慰剂检验：将政策实施时间提前

	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5
	提前4年	提前6年	提前8年	提前10年	提前12年
父亲受教育年限	0.2068*** (0.0203)	0.2112*** (0.0189)	0.2087*** (0.0158)	0.1992*** (0.0143)	0.1976*** (0.0134)
政策影响强度	0.3222** (0.1486)	0.3852*** (0.0823)	0.2294*** (0.0623)	0.2287*** (0.0590)	0.1273 (0.0790)
父亲受教育年限×政策影响强度	0.0083 (0.0167)	0.0023 (0.0070)	0.0025 (0.0042)	0.0038 (0.0031)	0.0041 (0.0027)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5497	6249	7019	7396	7854
拟合优度	0.313	0.304	0.288	0.279	0.273

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；③控制变量同表 3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

2. 考虑其他混杂因素的影响。本文选取在 1970—2000 年期间出生的子代样本，在较大程度上保证这部分群体处于基本同质的教育体制下。但是，在 1986 年《义务教育法》在全国实施前后，中国政府在 1982 年推行了计划生育政策，在 1999 年开始实施高校扩招政策。计划生育政策与高校扩招政策对出生在 1982 年以前的群体可能没有影响，或者影响程度很小。因此，为了使样本处于基本同质的社会经济环境中，尽量降低各种潜在混杂因素的影响，本文缩小样本的年龄跨度，将样本限制在 1982—2000 年期间出生的子代，进一步增加免费义务教育政策实施前后样本的可比性。此外，虽然考虑省份固定效应能在一定程度上控制省份层面因素的影响，但省份内部可能存在较多差异，并且“以县为主”的农村教育管理体制改革、“两免一补”政策等可能对不同出生年份群体产生差异化影响。因此，本文借鉴贾婧和柯睿（2020）的处理方法，在回归中进一步加入县级地区与出生队列的交互固定效应^①。表 6 报告了稳健性检验结果。本部分同样分别使用父亲及子女、母亲及子女、父母及子女样本进行分析，方程 1、方程 3 和方程 5 将样本的出生年份限制在 1982—2000 年之间，方程 2、方程 4 和方程 6

^① 21 世纪以来，政府逐渐确立了“由地方政府负责，分级管理，以县为主”的农村义务教育管理体制。在推行免费义务教育政策之前，政府在农村地区还推行过义务教育阶段“两免一补”政策，到 2005 年春覆盖了全国所有的国家级贫困县。虽然“两免一补”政策主要面向农村贫困地区，但控制县级层面的固定效应能够吸收掉这些县级层面的混杂因素的干扰，从而保证免费义务教育政策冲击的“干净”程度。出生队列为离散变量，其中，出生在 1970-1974 年的个体为“队列 1970”，赋值为 1；出生在 1975-1979 年的个体为“队列 1975”，赋值为 2；出生在 1980-1984 年的个体为“队列 1980”，赋值为 3；出生在 1985-1989 年的个体为“队列 1985”，赋值为 4；出生在 1990-1994 年的个体为“队列 1990”，赋值为 5；出生在 1995-2000 年的个体为“队列 1995”，赋值为 6。

控制县级地区与出生队列的交互固定效应。根据表 6, 所有方程的政策影响强度与父代受教育年限交互项均显著, 回归系数均为负。与不受免费义务教育政策影响的群体相比, 受到免费义务教育政策影响的群体的教育代际弹性平均下降了约 27.49% (以方程 6 为例)。这表明免费义务教育政策对农村教育代际流动性的影响是非常稳健的。

表 6 免费义务教育政策与教育代际流动性: 稳健性检验

	方程1 父亲及子女	方程2 父亲及子女	方程3 母亲及子女	方程4 母亲及子女	方程5 父母及子女	方程6 父母及子女
父代受教育年限	0.2617*** (0.0349)	0.2106*** (0.0177)	0.2710*** (0.0341)	0.1872*** (0.0158)	0.2959*** (0.0379)	0.2255*** (0.0171)
政策影响强度	0.1773 (0.1283)	0.0992 (0.0811)	0.2073* (0.1133)	0.0763 (0.0853)	0.1889 (0.1195)	0.1144 (0.0818)
父代受教育年限×政策影响强度	-0.0073** (0.0033)	-0.0058* (0.0029)	-0.0078** (0.0029)	-0.0072** (0.0029)	-0.0069* (0.0036)	-0.0062** (0.0025)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县级地区×出生队列	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
样本量	2633	5219	2463	4972	2608	5160
拟合优度	0.355	0.506	0.366	0.493	0.367	0.508

注: ①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误; ②***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ③控制变量同表 3, 限于篇幅, 仅报告核心解释变量的回归结果。

五、进一步分析

(一) 异质性分析

上面的分析表明, 免费义务教育政策的实施显著提高了农村教育代际流动性, 促进了教育机会公平。然而, 中国不同地区以及城乡教育发展存在较大差距, 因此免费义务教育政策可能只对部分群体有效, 或者对不同群体的效应存在差异。笔者根据子代性别以及东中西部地区, 进一步考察免费义务教育政策对教育代际流动性的异质性影响, 具体回归结果如表 7 所示。方程 1 和方程 2 为区分子代性别的分样本回归结果, 可以发现, 父亲受教育年限与政策影响强度的交互项在父亲及女儿分样本回归中显著, 且回归系数为-0.0093, 但在父亲及儿子分样本中不显著, 表明免费义务教育政策对农村家庭女性教育代际流动性具有显著的促进作用, 但对男性教育代际流动性没有显著影响。中国农村一直存在重男轻女现象, 当面临资金约束时, 农村家庭可能会优先供男孩读书, 导致女孩的教育投入更容易受到收入约束的影响 (林锦鸿, 2021)。因此, 免费义务教育政策的实施更有利通过减弱女孩教育受家庭收入约束的程度, 提高女性的受教育程度, 进而提高女性的教育代际流动性。

方程 3—方程 5 分别为分东中西部地区的估计结果, 可以发现, 父亲受教育年限与政策影响强度

交互项仅在西部地区分样本中显著，在东部地区、中部地区分样本中均不显著。这说明，与东部地区和中部地区相比，免费义务教育政策在西部地区的作用更加显著。这可能是因为：第一，相比于东部地区和中部地区，国家对西部地区基础教育的投入力度更大，免费义务教育政策实施对西部地区农村教育水平的影响更加显著。第二，相比于东部地区和中部地区，西部地区经济社会发展相对落后，从而有更多的家庭无力供其子女上学。免费义务教育政策降低了西部地区农村家庭的教育支出，尤其是对农村贫困家庭的帮助更大，因而对西部地区农村家庭教育代际流动性的影响更加显著^①。

表 7 免费义务教育政策与教育代际流动性：异质性分析一

	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5
	父亲及儿子	父亲及女儿	东部地区	中部地区	西部地区
父亲受教育年限	0.2105*** (0.0310)	0.2720*** (0.0217)	0.1458*** (0.0163)	0.2220*** (0.0191)	0.3134*** (0.0173)
政策影响强度	-0.0132 (0.1053)	-0.0882** (0.0368)	-0.0909 (0.1702)	-0.0907 (0.2358)	0.3599 (0.2265)
父亲受教育年限×政策影响强度	-0.0018 (0.0039)	-0.0093** (0.0043)	0.0058 (0.0056)	-0.0070 (0.0056)	-0.0101** (0.0032)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2427	2802	1989	1496	1744
拟合优度	0.334	0.393	0.313	0.342	0.411

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③方程1和方程2的控制变量不包括性别，其他控制变量同表3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

教育代际流动性的提高，可能来自于免费义务教育政策对父代受教育水平较低的群体的作用相对更大，从而使其子代受教育年限增加更快。鉴于此，本部分进一步按照父代的学历进行分组回归。笔者将父代受教育水平在高中及以上的家庭界定为高学历家庭，在高中以下的家庭界定为低学历家庭。表8报告了回归结果，方程1的回归结果显示，免费义务教育政策影响强度每增加1学期，低学历家庭子代的受教育年限平均提高了约0.27年；方程2的回归结果表明，免费义务教育政策没有显著提高高学历家庭子代的受教育年限。根据方程3，对低学历家庭的子代而言，父亲受教育年限与政策影响强度的交互项显著，且回归系数为-0.0066，说明免费义务教育政策显著提高了低学历家庭的教育代际流动性；根据方程4，免费义务教育政策没有提高高学历家庭的教育代际流动性。相较于高学历家庭，低学历家庭往往也是父代社会经济地位较低的家庭，对子女教育投资的能力明显更低。因此，免费义务教育政策对父代受教育水平、职业层次和收入水平较低家庭子代受教育年限的影响更大。

^① 表7使用父亲及子女样本进行分析，笔者还使用了母亲及子女样本和父母及子女样本进行估计，回归结果与表7基本一致，限于篇幅，没有报告相关回归结果，备索。

表 8

免费义务教育政策与教育代际流动性：异质性分析二

	方程1	方程2	方程3	方程4
	低学历家庭	高学历家庭	低学历家庭	高学历家庭
父亲受教育年限	0.2668*** (0.0273)	0.1204*** (0.0401)	0.2820*** (0.0315)	0.1353*** (0.0463)
政策影响强度	0.2693** (0.1105)	0.1137 (0.1346)	0.2891** (0.1105)	0.2489 (0.1553)
父亲受教育年限×政策影响强度			-0.0066* (0.0035)	-0.0177 (0.0152)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制
样本量	4549	680	4549	680
拟合优度	0.352	0.341	0.352	0.343

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；③控制变量同表 3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

（二）影响机制分析

前文的分析结果显示，免费义务教育政策显著提高了教育代际流动性，但教育政策影响代际流动性的具体机制还需要进一步分析。根据本文的理论分析，免费义务教育政策可能通过缩小高收入和低收入家庭的子女教育投资差距，削弱家庭经济背景对子女教育获得的影响，从而提高教育代际流动性。因此，笔者借鉴已有研究，在（5）式基础上添加家庭收入与政策影响强度的交互项。假如添加家庭收入与政策影响强度的交互项以后，父代受教育年限与政策影响强度的交互项不再显著，则家庭收入因素可以完全解释免费义务教育政策对教育代际流动性的作用；假如父代受教育年限与政策影响强度的交互项依然显著，但是系数绝对值变小，则家庭收入只能部分解释政策的作用。由于 CFPS 数据没有提供子代接受义务教育时的家庭收入信息，并且父母短期收入可能存在较大波动，并不适合作为家庭收入的可靠度量变量，因此，笔者使用根据父代的国际标准职业分类代码转换而来的 ISEI 作为衡量家庭收入的指标。由于母亲的职业信息存在较多缺失值，并且家庭中父亲的社会经济地位往往高于母亲，因此，本文使用父亲 ISEI 衡量家庭收入。

笔者在（5）式基础上增加父亲 ISEI 与政策影响强度的交互项，表 9 报告了回归结果。方程 1 没有控制父亲受教育年限与政策影响强度的交互项以及父亲 ISEI 与政策影响强度的交互项。回归结果显示，父亲 ISEI 在 1% 统计水平上显著，且回归系数为 0.0225，表明家庭收入对子女受教育年限存在正向影响，家庭收入越高，子女的受教育年限越长。方程 2 增加了父亲受教育年限与政策影响强度的交互项以及父亲 ISEI 与政策影响强度的交互项。根据方程 2，父亲受教育年限与政策影响强度的交互项显著，且系数为负，但与表 3 的基准回归结果相比，回归系数绝对值有所下降，从 0.0070 下降到 0.0061。

父亲 ISEI 与政策影响强度的交互项在 5% 统计水平上显著，且回归系数为 -0.0018，表明免费义务教育政策提高教育代际流动性的部分原因是政策缩小了高低收入家庭子代的教育差距。方程 3 和方程 4 分别使用母亲及子女样本、父母及子女样本进行估计，回归结果显示，母亲受教育年限、父母受教育年限与政策影响强度的交互项均显著，且回归系数为负；父亲 ISEI 与政策影响强度的交互项同样显著，且回归系数为负。这说明，免费义务教育政策能够削弱家庭经济背景在子女教育获得过程中的影响，缩小高低收入家庭子代的教育差距，提高教育代际流动性。

表 9 免费义务教育政策对教育代际流动性的影响机制：家庭收入的作用

	方程1	方程2	方程3	方程4
	父亲及子女	父亲及子女	母亲及子女	父母及子女
父代受教育年限	0.2398*** (0.0255)	0.2512*** (0.0161)	0.2498*** (0.0153)	0.2759*** (0.0163)
政策影响强度	0.2677** (0.1056)	0.3303*** (0.0889)	0.3456*** (0.0892)	0.3015*** (0.0887)
父亲 ISEI	0.0225*** (0.0030)	0.0240*** (0.0045)	0.0424*** (0.0041)	0.0230*** (0.0044)
父代受教育年限×政策影响强度		-0.0061** (0.0025)	-0.0074*** (0.0023)	-0.0050* (0.0026)
父亲 ISEI×政策影响强度		-0.0018** (0.0008)	-0.0029*** (0.0008)	-0.0020** (0.0008)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5229	5229	5262	4865
拟合优度	0.358	0.359	0.355	0.367

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；③控制变量同表 3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

（三）免费义务教育政策与教育代际向上流动性

以上分析主要从相对代际流动性的角度考察了免费义务教育政策对教育代际流动性的影响。相对代际流动性是代际流动性文献中的常用指标，但代际流动性还可以使用绝对代际流动性进行度量。与相对代际流动性不同，绝对代际流动性衡量的是来自某一受教育水平家庭的子代的预期受教育水平是多少（Chetty et al., 2014）。鉴于此，笔者从绝对代际流动性的角度进一步考察免费义务教育政策是否能够促进教育代际向上流动。参考 Guo et al. (2019) 的方法，笔者使用子代受教育水平是否超过父代受教育水平的虚拟变量作为被解释变量（子代受教育水平高于父代赋值为 1，子代受教育水平低于父代赋值为 0），并构造父代受教育水平在高中以下的虚拟变量（父代受教育水平为高中以下赋值为 1，父代受教育水平为高中及以上赋值为 0）与政策影响强度的交互项，其他设定与（5）式一致。笔者分

别使用线性概率模型（LPM）和 Probit 模型进行估计。根据表 10 的估计结果，父代受教育水平在高中以下与政策影响强度的交互项至少在 5% 统计水平上显著，且回归系数均为正，表明与父代受教育水平在高中及以上家庭的子代相比，免费义务教育政策的实施显著提高了父代受教育水平在高中以下家庭的子代的教育代际向上流动性。免费义务教育政策通过提高父代受教育水平在高中以下家庭的子代的受教育水平，促进这部分子代的受教育水平超过其父代，从而提高了教育代际流动性。

表 10 免费义务教育政策与教育代际向上流动性

	方程1	方程2	方程3	方程4
	LPM模型	Probit模型	Probit模型	Probit模型
	父亲及子女	父亲及子女	母亲及子女	父母及子女
父代受教育水平在高中以下	0.3836*** (0.0319)	1.1118*** (0.0752)	1.1637*** (0.0993)	0.9638*** (0.0669)
政策影响强度	-0.0058 (0.0126)	-0.0141 (0.0435)	0.0318 (0.0450)	-0.0071 (0.0414)
父代受教育水平在高中以下×政策影响强度	0.0146** (0.0054)	0.0500*** (0.0187)	0.0590** (0.0250)	0.0464*** (0.0166)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5229	5229	5262	4865
拟合优度	0.162	0.132	0.112	0.119

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；③方程 1 和方程 2、方程 3、方程 4 分别使用子代受教育水平超过父亲受教育水平、子代受教育水平超过母亲受教育水平、子代受教育水平超过父母受教育水平作为被解释变量，相应地，方程 1 和方程 2、方程 3、方程 4 分别使用父亲受教育水平在高中以下、母亲受教育水平在高中以下、父母受教育水平在高中以下作为解释变量；④控制变量同表 3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

六、结论与政策内涵

教育是实现社会流动的重要渠道，教育机会公平是保证社会流动渠道畅通的基本机制，也是缩小收入差距的重要手段与阻断贫困代际传递的治本之策。本文使用中国家庭追踪调查 2018 年数据，实证分析了免费义务教育政策对教育代际流动性的影响。研究发现：第一，免费义务教育政策显著提高了农村居民家庭的教育代际流动性，降低了父代与子代的教育代际相关性。一系列稳健性检验结果证明了这一研究结论的稳健有效性。第二，分性别估计结果显示，相较于男性，免费义务教育政策对提高农村女性教育代际流动性的作用更显著；分地区估计结果表明，与东部地区和中部地区相比，免费义务教育政策显著提高了西部地区农村的教育代际流动性；分学历估计结果显示，相较于高学历家庭，免费义务教育政策显著提高了低学历家庭子代的受教育水平，并提高其教育代际流动性。第三，影响

机制分析显示，免费义务教育政策能够提高农村家庭的教育代际流动性，部分原因是该政策削弱了家庭经济背景在子女教育获得过程中的影响，从而缩小了高低收入家庭子代的教育差距。免费义务教育政策通过提高父代受教育水平在高中以下家庭的子代的受教育水平，促进这部分子代的受教育水平超过其父代的受教育水平，从而提高了教育代际流动性。免费义务教育政策在促进农村教育事业发展以及实现教育机会公平方面发挥了积极作用。

上述研究结论的基本政策内涵包括：首先，基础教育投入应该继续向农村地区，尤其是相对落后的西部地区农村倾斜，加快推进城乡教育一体化发展。其次，政府应加大对农村地区的教育支持，保障农村家庭子女的受教育机会。最后，在中国社会经济快速发展以及对高素质人才需求越来越大的情况下，政府应延长义务教育年限，继续实施义务教育优质均衡发展战略，提高农村义务教育质量，从而促进农村适龄青少年接受高中及以上层次的教育，既满足经济社会发展对高素质劳动力的需求，也促进教育机会公平的实现。

参考文献

1. 陈斌开、张淑娟、申广军, 2021: 《义务教育能提高代际流动性吗?》, 《金融研究》第6期, 第76-94页。
2. 范子英, 2020: 《财政转移支付与人力资本的代际流动性》, 《中国社会科学》第9期, 第48-67, 205页。
3. 贾婧、柯睿, 2020: 《免费义务教育政策与农村人力资本积累——基于CFPS的实证研究》, 《教育与经济》第1期, 第19-30页。
4. 李力行、周广肃, 2015: 《家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性》, 《经济学(季刊)》第1期, 第65-82页。
5. 刘楠楠、段义德, 2017: 《财政支出对教育代际流动性的影响》, 《财经科学》第9期, 第35-45页。
6. 林锦鸿, 2021: 《免费义务教育政策与城乡教育差距》, 《中国农村观察》第3期, 第128-144页。
7. 秦雪征, 2014: 《代际流动性及其传导机制研究进展》, 《经济学动态》第9期, 第115-124页。
8. 宋旭光、何宗樾, 2018: 《义务教育财政支出对代际收入流动性的影响》, 《财政研究》第2期, 第64-76页。
9. 阳义南、连玉君, 2015: 《中国社会代际流动性的动态解析——CGSS与CLDS混合横截面数据的经验证据》, 《管理世界》第4期, 第79-91页。
10. 杨娟、赖德胜、邱牧远, 2015: 《如何通过教育缓解收入不平等?》, 《经济研究》第9期, 第86-99页。
11. 杨中超, 2016: 《教育扩招促进了代际流动?》, 《社会》第6期, 第180-208页。
12. 朱峰、蔡伟贤, 2019: 《义务教育免费化改变了农村居民的就业选择吗?》, 《经济科学》第6期, 第117-128页。
13. 张建华、万千, 2018: 《高校扩招与教育代际传递》, 《世界经济》第4期, 第168-192页。
14. 周波、苏佳, 2012: 《财政教育支出与代际收入流动性》, 《世界经济》第12期, 第41-61页。
15. 邹薇、马占利, 2019: 《家庭背景、代际传递与教育不平等》, 《中国工业经济》第2期, 第80-98页。
16. Al-Samarrai, S., and H. Zaman, 2007, "Abolishing School Fees in Malawi: The Impact on Education Access and Equity", *Education Economics*, 15(3):359-375.

- 17.Bauer,P., and R.T. Riphahn,2006,“Timing of School Tracking as a Determinant of Intergenerational Transmission of Education”, *Economics Letters*, 91(1):90-97.
- 18.Becker, G.S., and N. Tomes,1979, “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility”, *Journal of Political Economy*, 87(6):1153-1189.
- 19.Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez,2014, “Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States”, *Quarterly Journal of Economics*, 129(4):1553-1623.
- 20.Chyi, H., and B. Zhou,2014, “The Effects of Tuition Reforms on School Enrollment in Rural China” ,*Economics of Education Review*, 38(1):104-123.
- 21.Guo, Y., Y. Song, and Q.Chen,2019,“Impacts of Education Policies on Intergenerational Education Mobility in China”,*China Economic Review*, 55:124-142.
- 22.Iannelli, C.,2011,“Educational Expansion and Social Mobility:the Scottish Case”,*Social Policy and Society*, 10(2):251-264.
- 23.Kotera,T., and A. Seshadri,2017,“Educational Policy and Intergenerational Mobility”, *Review of Economic Dynamics*, 25:187-208.
- 24.Li, Z., L. Liu, and M. Wang, 2014, “Intergenerational Income Mobility and Public Education Spending: Evidence from China”, *Children and Youth Services Review*, 40:89-97.
- 25.Maoz, Y.D., and O. Moav,1999,“Intergenerational Mobility and the Process of Development”, *The Economic Journal*, 109(10):677-697.
- 26.Mayer, S.E., and L.M. Lopoo,2008, “Government Spending and Intergenerational Mobility”, *Journal of Public Economics*, 92(1):139-158.
- 27.Pekkarinen, T., R. Uusitalo, and S. Kerr, 2009, “School Tracking and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School reform ”,*Journal of Public Economics*, 93(7):965-973.
- 28.Shi, X.Z.,2016,“The Impact of Educational Fee Reduction Reform on School Enrollment in Rural China ”,*Journal of Development Studies*, 52(12):1791-1809.
- 29.Solon, G.,2004, “A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place”, in M. Corak (eds.) *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge, UK: Cambridge University Press,pp.38-47.
- 30.Sturgis, P., and F. Buscha,2015, “Increasing Intergenerational Social Mobility: is Educational Expansion the Answer?”, *The British Journal of Sociology*, 66(3):512-533.
- 31.Tang ,C., L. Zhao, and Z. Zhao, 2020, “Does Free Education Help Combat Child Labor? The Effect of a Free Compulsory Education Reform in Rural China” ,*Journal of Population Economics*, 33(2):601-631.
- 32.Talan, B. I., D. Rosenblum, and K. Tinker, 2015, “School Fees and Access to Primary Education: Assessing Four Decades of Policy in Sub-Saharan Africa”,*Journal of African Economies*,24(4):559-592.
- 33.Xiao, Y., L. Li, and L. Zhao,2017, “Education on the Cheap: the Long-Run Effects of a Free Compulsory Education Reform in Rural China”,*Journal of Comparative Economics*, 45(3):544-562.
- 34.Yi,H., L. Zhang, and R. Luo,2012,“Dropping Out: Why are Students Leaving Junior High in China’s Poor Rural Areas?”,

(作者单位: 厦门大学经济学院)

(责任编辑: 光 明)

Free Compulsory Education Policy and Equality of Educational Opportunity in Rural China: An Empirical Analysis from the Perspective of Intergenerational Mobility of Education

PENG Jun ZHAO Xiliang

Abstract: Educational policy is an important mechanism to ensure the equality of educational opportunity. Using the latest data from the CFPS dataset, this article empirically examines the effect of free compulsory education policy on the equality of educational opportunity in rural China from the perspective of intergenerational mobility of education. The results show that the implementation of the free compulsory education policy significantly increases the intergenerational mobility of education in rural China. The results of heterogeneity analysis suggest that, compared with males, the policy plays a more significant role in increasing the intergenerational mobility of education of females. Compared with Eastern and Central regions, the policy plays a more significant role in promoting the intergenerational mobility of education in Western regions of rural China. Compared with the children whose parents' education level is at high school and above, the policy obviously promotes education years of the children whose parents' education level is below high school. The influence mechanism analysis reveals that, the policy can weaken the role of family socioeconomic background in intergenerational education investment and narrow the education gap between the children of high and low-income families, thus promoting intergenerational mobility of education. Further analysis reveals that, the implementation of the policy promotes the intergenerational upward mobility of the children from families whose parents' education level is below high school.

Keywords: Free Compulsory Education Policy; Equality of Educational Opportunity; Intergenerational Mobility of Education

卫生服务可及性如何影响农民工 主观生活质量？* ——基于流动人口健康重点领域专题调查的证据

邓 睿

摘要：流入地卫生服务可及性不仅关乎农民工健康状况，还可能对其主观福利产生潜在影响。本文利用流动人口专题调查数据评估了卫生服务可及性对农民工主观生活质量的影响及作用机制。研究发现，在控制了潜在内生性后，卫生服务的可获得性、空间可达性、适切性对农民工主观生活质量的提升产生了强弱不一的作用。可获得性水平的提升可以使农民工拥有更高的生活满意度，并对其社会反馈行为产生正向影响；空间可达性和适切性水平的提升能够在一定程度上提高农民工社会反馈行为的积极性。机制检验证实，卫生服务可及性水平的提升可以使农民工卫生习惯趋同于城市居民，帮助农民工养成健康就诊行为，提高这一群体的主观生活质量。卫生服务可及性对农民工主观生活质量的影响存在一定的代际和性别异质性。此外，卫生服务可及性对农民工主观生活质量的提升并非完全来自患病农民工样本的“正向溢出效应”，但患病经历是卫生服务可及性正向影响农民工社会反馈行为的重要因素。

关键词：农民工 卫生服务可及性 主观生活质量 健康素养

中图分类号：C913.7 **文献标识码：**A

一、引言

农民工在非农部门就业时往往面临着“脏而重”的工种选择和“同工不同酬”的工资歧视，从而高比例地承担了经济增长的负外部性后果。尤其是作为流动人口主体的农民工在流入地的工作生活环境较差、健康素养较低且缺乏社会支持，成为易受传染病等风险威胁的群体（项飙，2020）。为此，

*本文是重庆市教委科技项目“健康权益可及性对农民工就业质量提升的多维影响及驱动机制研究”（编号：KJQN202000304）、重庆市教委科技项目“卫生服务可及性影响农民工可行能力的效应评估与机制识别研究”（编号：KJQN202100303）、重庆市自然科学基金面上项目“禀赋-理性生计资本范式下返乡农民工生计决策分类表征与驱动机制研究”（编号：cstc2021jcyj-msxm1505）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。文责自负。

《“健康中国 2030”规划纲要》强调做好流动人口基本公共卫生计生服务均等化工作，十四五规划更是将构建强大公共卫生体系、完善国民健康促进政策提到了新的高度。着力提升农民工在流入地的卫生服务可及性水平，改善农民工的健康素养，帮助这一群体增强融入城市的竞争力，进而提升其主观生活质量，对助力农民工共享全面建成小康社会成果、推动新型城镇化高质量发展具有重要意义。

农民工等流动人口的卫生服务状况自“非典”以后便成为公共政策的焦点。2003 年的“非典”较为明显地暴露了公共卫生体系为农民工等弱势群体提供卫生福利方面的缺陷，为此政府制定了一系列流动人口公共卫生服务政策，逐步为农民工提供社会保障和卫生福利。然而大量实证文献显示，针对农民工等流动人口的公共卫生政策在流入地尚未得到全面地执行（王健，2014）。农民工等流动人口因职业风险高和居住环境恶劣而遭受健康威胁的可能性更大，容易成为流入地免疫接种、传染病防控以及职业健康防护的盲点群体（Gransow, 2010），在常规医疗服务获取及医保福利惠及等方面也处于劣势（Wong et al., 2007）。部分学者进一步从卫生政策制定和执行、个体特征因素等方面剖析了流动人口公共卫生服务利用率低的关键诱因（陈秋霖和葛润，2018）。与现有研究关注农民工卫生服务利用现状及其影响因素相比，针对农民工卫生服务可及性的讨论与评估明显不足，且评估可及性作用的研究主要基于健康服务利用、劳动供给、可行能力等客观指标或城市融入意愿等单一的主观福利指标（孟颖颖和韩俊强，2019；邓睿，2019；祝仲坤等，2020），系统评估农民工卫生服务可及性的主观福利效应的研究尚不多见。全面厘清流入地卫生服务可及性对农民工主观福利的影响及其逻辑链条，不仅有助于刻画公共卫生服务均等化政策产生福利效应的路径和领域，还能够准确识别当前阶段对农民工起关键作用的卫生服务可及性类型，从而为属地政府合理配置流动人口卫生服务资源提供参考。

本文通过引入卫生服务可及性概念，构建农民工主观福利水平的显性测量指标——主观生活质量，系统评估农民工在流入地的卫生服务可及性对其主观生活质量的影响，并对影响机制及异质性展开进一步讨论。与既有研究相比，本文的边际贡献在于：一方面，本文将卫生服务可及性的作用领域由可行能力等客观福利范畴拓展到主观生活质量这一较为全面的主观福利范畴，为理解农民工城市心理融入层面的健康权益驱动因素提供一种新的视角。另一方面，在基准效应评估的基础上，本文从卫生习惯城市趋同化和健康就诊行为养成等健康素养层面，探索卫生服务可及性促进农民工主观生活质量提升的作用机制，为政策层面有效发挥流动人口公共卫生政策的健康促进效应提供理论参照和经验证据。

本文后续的结构如下：第二部分为文献简述与理论假说；第三部分介绍检验理论假说涉及的主要变量、估计策略和数据来源；第四部分基于流动人口健康重点领域专题调查数据，就卫生服务可及性对农民工主观生活质量的影响进行系统评估和稳健性检验；第五部分分析卫生服务可及性的主观福利效应的作用机制和异质性；第六部分为结论与讨论。

二、文献简述与理论假说

可及性在公共政策语境中具有广泛的适用性，其通常被界定为服务体系面向目标人群开放并满足其需要的程度（Cascetta et al., 2013），直观体现为实际发生的服务行为和结果，将随着政策价值、经济文化特性、目标人群特征以及服务需求水平的变化而动态调整（Goddard and Smith, 2001），且包

括数量价格、空间分布、输送方式、文化价值等空间性和非空间性服务资源指标 (Fargion et al., 2019)。对此, Penchansky and Thomas (1981) 提出的 5A 分析框架为可及性的测量提供了重要依据, 其包括可获得性(Availability)、空间可达性(Accessibility)、可负担性(Affordability)、适切性(Accommodation)、可接受性(Acceptability)。在本文中, 可获得性反映了卫生服务资源在数量上的充足性, 空间可达性指卫生服务资源的空间分布为目标人群获得服务所提供的便利程度, 可负担性反映了卫生服务价格为目标人群所接受的程度, 适切性侧重表达卫生服务的组织及输送方式是否适合目标人群的特征, 可接受性指目标人群对卫生服务提供主体的心理接受程度。其中, 可获得性、空间可达性、可负担性构成了卫生服务可及性的客观度量指标, 反映了卫生服务系统能够在适当地点以适当价格向适当人群提供适当数量和类型的服务项目; 适切性和可接受性构成了卫生服务可及性的主观度量指标, 将影响目标人群使用卫生服务的连续性 (Ma and Chi, 2005)。总体而言, 这一概念框架有助于捕捉卫生服务系统与目标人群之间的契合度, 多视角度量卫生服务的可及性水平 (马骁, 2020)。

对农民工卫生服务的探讨主要围绕这一群体的卫生服务利用状况展开。从实际效果看, 包括农民工在内的流动人口对卫生服务的知晓率和利用率, 与基本公共卫生服务均等化政策目标仍存在一定距离 (陈秋霖和葛润, 2018)。基于不同调查数据的研究均证实, 农民工在流入地不仅面临着居住环境较差、健康意识薄弱的现实困境, 而且在流入地建立健康档案和接受健康教育的比例相对较低 (邓睿, 2019), 过度劳动现象非常严重 (祝仲坤, 2020), 医疗设施可达性劣于户籍人口 (陶印华和申悦, 2018), 患病后的就诊率、住院率以及住院级别均较低 (岳经纶和李晓燕, 2014), 同时还陷入“非携带式”新农合覆盖不足和流入地各项社会保险参加率不高的双重困境 (贾男和马俊龙, 2015; 程名望和华汉阳, 2020)。一些文献进一步探讨了农民工等流动人口卫生服务利用率的影响因素。从公共服务政策本身来看, 卫生服务项目收费与否对卫生服务的覆盖范围、利用率及社会成本产生较为复杂的影响 (Ashraf et al., 2010)。从公共服务政策执行来看, 政府以常住人口为基数进行基本公共卫生服务筹资的惯性思路, 以及基层卫生机构在公共卫生服务宣传中的流动人口盲点, 导致农民工在流入地和流出地的卫生服务可及性水平都较低 (段丁强等, 2016)。从目标人群个体特征来看, 流动人口的性别、年龄、受教育程度、家庭收入、就业状况、流动范围等个体特征都会对其利用基本公共卫生服务产生潜在影响 (郭静等, 2016)。

与大量文献关注卫生服务利用状况及其影响因素相比, 针对卫生服务可及性的影响效应的研究相对较少。其中, 部分文献重点从宏观层面评估了公共服务投入的经济社会影响, 尤其是城市流入地公共服务的制度设计、价值立场以及供给质量对农民工迁移决策、地域流向以及市民化水平的潜在驱动效应 (夏怡然和陆铭, 2015; 刘金凤和魏后凯, 2019)。当把研究范畴聚焦到公共卫生服务领域, 部分文献关注了基本公共卫生服务的利用对农民工客观福利和劳动行为的影响, 普遍认为农民工在流入地建立健康档案、接受健康教育、被纳入城市医疗保障网将对其卫生服务利用和健康状况产生积极作用 (孟颖颖和韩俊强, 2019), 可以通过降低劳动强度、提高工资率等途径改善农民工的城市劳动供给水平 (邓睿, 2019), 同时也有助于从防护性保障、社会条件、经济条件等维度提升农民工的可行能力 (祝仲坤等, 2020)。当然, 公共医疗服务能否成为消除群体健康不平等和收入差距的重要手段,

关键取决于谁从公共医疗服务体系中受益（李永友和郑春荣，2016）。从本研究所掌握的文献来看，仅有极少数研究讨论了卫生服务可及性对农民工主观福利的影响，且主要是从幸福感、市民化意愿等单一维度进行评估，尽管如此，卫生服务可及性对主观福利的积极效应得到了一定的经验证实（程名望和华汉阳，2020；喻开志等，2020）。

如果经验判定卫生服务可及性对农民工主观福利的增进具有积极影响，那么这一影响的可能作用机制是什么？对此，需要考察提升流动人口卫生服务可及性的基本公共卫生服务均等化政策。2013年国家卫生和计划生育委员会（以下简称国家卫计委）出台了《流动人口卫生和计划生育基本公共服务均等化试点工作方案》，此后几年中央和地方出台了一系列旨在提高流动人口卫生服务可及性的支持政策，构成了基本公共卫生服务均等化政策工具包。基本公共卫生服务均等化政策实践具有典型的“行政发包制”特征（周黎安，2014），公共卫生政策由国家卫计委这一委托方设定政策目标，然后将细分政策任务逐级“发包”至下级政府卫计委等承包方，通过建立结果导向的考评问责机制，引导和激励承包方高质量完成政策任务，以此提高属地流动人口基本公共卫生服务均等化水平（王鸿儒等，2019）。但地方政府公共卫生等服务品供给市场并不具备完全竞争性，受众即便只享受到低水平的公共卫生服务，也很难像其他竞争性商品一样“退货”，甚至也无法轻易选择其他的公共服务提供主体（Costas, 2017）。这就决定了基本公共卫生服务均等化政策对农民工主观福利影响机制的研究，必须围绕农民工微观层面的个体特质展开。而其中极具显示度的一条作用路径可能在于，卫生服务可及性的提升有助于改善农民工的健康素养水平，从而提升农民工主观生活质量。健康素养主要表现为个体获取、理解、处理基本健康信息的能力，显著影响个体的自我保健意识、医疗服务使用以及与卫生体制的有效互动（Paasche-Orlow and Wolf, 2007）。同时，个体的健康素养直接反映在其卫生习惯、就诊态度等日常健康行为中，是影响个体身心健康和主观幸福感的重要因素（Martinez-Gonzalez, 2003）。具体来看，农民工健康素养水平的提升，一方面使其对不健康行为的后果以及健康行为的益处有着更加深刻的认知，加之城市社会卫生规范约束的外在压力，最终反映为农民工在日常卫生习惯上与本地居民的趋同（郭沁，2019）；另一方面使农民工更加注重疾病诊疗中的前置筛查、及时问诊和自我保健等工作，最终反映为农民工能够在遭遇疾病时选择积极、正确的诊疗方案（Berkman et al., 2011）。因此，流入地卫生服务可及性水平的提升，可以帮助农民工获取和吸收科学、可理解的医疗卫生知识，通过卫生习惯城市趋同化和健康就诊行为养成等方面提升农民工健康素养水平，进而对农民工的主观生活质量产生积极影响。

此外，公共卫生服务均等化是一个调节和平衡的过程，有助于实现公共卫生服务数量和质量在地区间、群体间的相对均等，但并非意味着每一个农民工个体都能够理解和利用公共卫生服务均等化政策实现自身福利最大化。相反，某些具有个体优势的农民工获取卫生服务信息的途径更多，理解卫生服务信息的能力更强，享受卫生服务资源的渠道更广，能够在流入地卫生服务普及过程中尽可能使用卫生政策红利（王鸿儒等，2019），从而为自身带来更为满意的主观生活质量。

基于此，本研究提出理论假说：流入地卫生服务可及性的提升可以帮助农民工通过卫生习惯城市趋同化和健康就诊行为养成等方面提高自身的健康素养水平，进而有助于提升农民工的主观生活质量。

同时，农民工卫生服务可及性的主观生活质量提升效应可能存在一定的个体异质性。

三、实证研究设计

（一）数据来源

本文使用的数据主要来自国家卫计委 2017 年流动人口健康重点领域专题调查。该次调查采用分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样法抽取流动人口样本，最终选择江苏省苏州市、山东省青岛市、河南省郑州市、湖南省长沙市、广东省广州市、重庆市九龙坡区、云南省西双版纳州、新疆自治区乌鲁木齐市 8 个城市作为抽样地，这些城市涵盖了东部、中部、西部三大区域，总样本量达到 14000 个，具有较好的代表性。结合本文的研究主题，笔者首先筛选出在流入地居住 6 个月以上，流动原因为务工、经商、随迁且目前处于工作状态的样本，然后在此基础上根据户籍属性筛选出农民工样本，最后剔除遗漏重要信息的样本，最终获得 8591 个有效分析样本。此外，地区生产总值增长率、失业率、通货膨胀率、城市规模等城市特征变量数据来源于 2017 年《中国城市统计年鉴》以及各城市《国民经济和社会发展统计公报》。

（二）核心变量设置

被解释变量为主观生活质量。农民工的主观生活质量不仅反映为这一群体对融入城市生活圈的认知和感受，也体现为其对城市生活环境的反馈意愿。借鉴林南（1987）和徐延辉（2017）的做法并考虑数据可得性，本文主要从生活满意度和社会反馈行为两个维度衡量农民工在流入地的主观生活质量^①。其中，生活满意度较好地契合了中国人的文化偏好和情感表达习惯（孙瑞琛等，2010），侧重反映个体在认知层面对生活状态的总体评价。该指标主要基于问卷中被访者生活感受的若干题项的分值进行因子分析得到。问卷包含“我喜欢我现在居住的城市或地方”“我关注我现在居住城市或地方的变化”“我很愿意融入本地人当中成为其中一员”“我觉得本地人愿意接受我成为其中一员”四个题项，相应的选项包括完全不同意、不同意、基本同意、完全同意，依次赋值为 1、2、3、4，分值越高代表被访者的生活体验越好。笔者对上述 4 个题项分值进行探索性因子分析，KMO 值为 0.784，Bartlett 球形度检验的 P 值为 0.000，说明采用因子分析法是合适的。以特征值大于 1 为标准保留 1 个因子（累积方差解释率达到 66.066%），本文使用该因子的综合因子得分作为农民工生活满意度的度量指标^②。社会反馈行为侧重反映个体在行为意愿层面对社会的善意表达，是其亲社会行为的重要表征，可以判别个体目前所处的生活环境是否足以激发其社会责任感，即个体是否会为没有利益关系的人或组织投入时间或捐赠金钱、物品等。本文使用问卷中“是否在本地参加过志愿者协会组织的活动”题项度量农民工社会反馈行为。

核心解释变量为卫生服务可及性。结合前述概念界定并考虑到数据可得性，本文从可获得性、空

^①理论上，生活质量还包括个体情感层面的精神健康水平，但调查问卷未设置专门的心理健康量表，故主观生活质量未包括精神健康因素。

^②因篇幅限制，因子旋转后农民工生活满意度的因子载荷矩阵表未列出，如有需要可联系作者索取。

间可达性和适切性三个方面度量农民工的卫生服务可及性水平。可获得性主要是可供农民工选择的卫生服务资源数量的充足性及类型的多样性。本文使用“健康档案建档与否”度量农民工卫生服务的可获得性，原因在于目前属地政府主要以健康档案为依托，开展流动人口基本健康管理、传染病防控、流动孕产妇和儿童保健管理等卫生服务项目，健康档案建档与否直接影响农民工享受卫生服务的类型和内容。空间可达性侧重反映农民工获得医疗服务的便利程度，体现为获得卫生服务所需克服的空间距离、所需花费的交通时间以及所需负担的经济成本。参考毛捷和赵金冉（2017）关于公共卫生投入的指标设置，本文使用“到达距离最近的医疗服务机构所需的时间”度量农民工卫生服务的空间可达性。该指标在问卷中被操作化为“从您居住地到最近的医疗服务机构（包括社区卫生服务中心、村居医务室、医院等）需要多长时间？（以自身最易获得的交通方式）”，选项依次为1小时以上、30分钟—1小时、15分钟—30分钟、15分钟以内。适切性集中表现为卫生服务提供是否契合了服务对象特征，这在很大程度上取决于农民工是否拥有足够的健康知识来理解卫生信息和使用卫生设施。本文使用“健康教育接受与否”度量农民工卫生服务的适切性，原因在于针对流动人口的健康教育和健康促进活动已成为提升农民工基本公共卫生计生服务利用水平、保障农民工生命安全和健康权益的重要途径。根据本文数据，在可获得性方面，农民工和本地户籍人口中建立健康档案的比例分别为29.47%和60.48%；在适切性方面，农民工和本地户籍人口中接受健康教育的比例分别为76.05%和90.48%；在空间可达性方面，到达最近医疗服务机构的时间在30分钟以内的农民工和本地户籍人口的比重都超过95%^①。总体而言，农民工卫生服务可及性水平相较于本地居民而言处于劣势。

作用机制变量。本文把健康素养视作卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的作用机制，并将健康素养水平细分为卫生习惯城市趋同化和健康就诊行为养成两个变量。其中，卫生习惯城市趋同化用问卷题项“我的卫生习惯与本地市民存在较大差别”来度量，选项包括完全同意、基本同意、不同意、完全不同意，依次赋值为1、2、3、4，分值越高代表越不认同这一观点。健康就诊行为养成用问卷题项“最近一年出现感冒病症时是否及时就诊”^②来度量，并选取最近一年出现感冒病症的农民工样本进行健康就诊行为养成机制的检验。

控制变量包括农民工的个体特征变量和所在城市特征变量。其中，个体特征变量主要包括性别、年龄、婚姻、受教育程度、健康状况、月收入水平、所在行业、单位性质、流动时间等。此外，本研究还控制了可能影响农民工卫生服务可及性和主观生活质量的城市特征变量，包括地区生产总值增长

^① 本地户籍人口的健康档案建档比例等数据来源于国家卫计委流动人口服务中心同期发布的2017年本地户籍人口动态监测调查。

^② 问卷病症题项表包括腹泻、发热、皮疹、黄疸、结膜红肿等多种病症，但感冒作为最为常见的一种疾病，相较于其他病症具有季节高发性和群体普遍性特征，出现过感冒症状的农民工占全部农民工的比重达到58.42%，以罹患感冒后的就诊行为表征农民工健康就诊行为养成具有较好的代表性。同时，笔者在对农民工感冒但未就诊的原因进行分析时发现，“以前得过或听说过有治疗经验”“病症不是很严重”“身体好能自愈”等原因占比较高，这些恰恰都是不正确的健康理念和行为方式，也从反面印证了使用健康就诊行为养成作为健康素养的度量指标具有一定的合理性。

率、失业率、通货膨胀率、城市规模等。各变量的定义及描述性统计结果见表 1。

表 1

主要变量定义及描述性统计结果

变量名	定义	均值	标准差
被解释变量: 主观生活质量			
生活满意度	通过对问卷中被访者生活感受题项分值进行因子分析得到的综合因子得分	0.0000	1.0000
社会反馈行为	是否在本地参加过志愿者协会组织的活动: 是=1, 否=0	0.0798	0.2710
核心解释变量: 卫生服务可及性			
可获得性	在务工地是否建立了健康档案: 是=1, 否=0	0.2947	0.4559
空间可达性	距离最近医疗服务机构的通勤时间: 1 小时以上=1, 30 分钟—1 小时=2, 15 分钟—30 分钟=3, 15 分钟以内=4	3.8194	0.4527
适切性	在务工地是否接受过健康教育: 是=1, 否=0	0.7605	0.4267
作用机制变量			
卫生习惯城市趋同化	自身卫生习惯与本地市民存在较大差别: 完全同意=1, 基本同意=2, 不同意=3, 完全不同意=4	3.0178	0.7163
健康就诊行为养成	最近一年出现感冒病症时是否及时就诊: 是=1, 否=0	0.3678	0.4822
个体特征变量			
性别	男性=1, 女性=0	0.5631	0.4960
年龄	年龄, 单位: 岁	35.3408	9.4402
婚姻	已婚=1, 未婚=0	0.8100	0.3922
受教育程度	小学及以下=1, 初中=2, 高中或中专=3, 大专=4, 本科及以上=5	2.4541	0.9888
健康状况	被访者对自身健康状况的评估: 生活不能自理=1, 不健康但生活能自理=2, 基本健康=3, 健康=4	2.8449	0.3945
月收入水平	被访者在本地平均月收入的对数, 原单位: 元	8.1941	0.5205
建筑行业	所在行业为建筑行业: 是=1, 否=0	0.0530	0.2242
制造行业	所在行业为制造行业: 是=1, 否=0	0.3134	0.4639
服务行业	所在行业为服务行业: 是=1, 否=0	0.6092	0.4879
其他行业	所在行业为其他行业: 是=1, 否=0	0.0242	0.1537
国有或集体企业	单位性质为国有或集体企业: 是=1, 否=0	0.0486	0.2151
私营企业	单位性质为私营企业: 是=1, 否=0	0.3419	0.4744
个体工商户	单位性质为个体工商户: 是=1, 否=0	0.4764	0.4994
其他性质企业	单位性质为其他性质企业: 是=1, 否=0	0.1329	0.3395
流动时间	流动到务工地的时间, 单位: 年	5.8269	5.4267
城市特征变量			
地区生产总值增长率	所在城市 2016 年的地区生产总值增长率, 单位: %	8.38	0.0083
失业率	所在城市 2016 年的城镇登记失业率, 单位: %	2.56	0.0045
通货膨胀率	所在城市 2016 年的 CPI 指数增长率, 单位: %	2.18	0.0047

(续表1)

城市规模	所在城市 2016 年常住人口数的对数, 原单位: 万人	6.7263	0.7103
------	------------------------------	--------	--------

(三) 主要估计策略

本文构建如下回归方程评估卫生服务可及性对农民工主观生活质量的影响:

$$Life_quality_i = \alpha_0 + \alpha_1 Health_Service_i + \alpha_2 W_i + \alpha_3 City_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中, $Health_Service_i$ 表示农民工的卫生服务可及性, 包括卫生服务可获得性、空间可达性和适切性三个变量; W_i 表示农民工个体特征变量, $City_i$ 表示城市特征变量; α 为方程待估参数, ε_i 为随机扰动项; $Life_quality_i$ 表示农民工的主观生活质量。本文用以度量主观生活质量的变量包括生活满意度和社会反馈行为。其中, 生活满意度属于连续变量, 适合采用 OLS 模型进行估计; 社会反馈行为属于二元离散变量, 适合采用 Probit 模型进行估计。同时, 为进一步控制可能存在的选择偏差, 本研究也采用倾向得分匹配法构造反事实框架, 基于多种匹配估计思路评估卫生服务可及性对农民工主观生活质量的平均处理效应 (Average Treatment Effect on Treated, ATT), 进行稳健性检验。

当然, 上述基准回归还可能存在潜在的内生性。一方面, 个体对卫生服务可获得性的感知水平存在明显差异, 诸如能力、特质、观感等难以观测的因素可能同时影响农民工的卫生服务获得感和主观生活质量, 造成遗漏变量偏误; 另一方面, 农民工对主观生活质量评价的高低也可能直接影响其融入城市的信心和留城预期, 进而影响农民工在流入地利用卫生服务的积极性和能动性, 导致反向因果问题。工具变量法是解决内生性问题的常规手段, 这要求在 (1) 式估计之前构建卫生服务可及性与其工具变量的回归方程:

$$Health_Service_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 W_i + \beta_3 City_i + \mu_i \quad (2)$$

(2) 式中, Z_i 为工具变量, β 为待估参数, μ_i 为误差项。主观生活质量的度量指标包括连续变量和离散变量两类, 这意味着不同的回归方程存在不同响应类型的被解释变量, 而且卫生服务可及性这一潜在内生变量的部分度量指标为离散变量, 普通工具变量法并不完全适用于内生变量为离散变量的情形。为此, 本文引入能够拟合一系列多重方程、多级和条件递归混合过程估计量的条件混合过程估计法 (Conditional Mixed Process, CMP), 在统一的 CMP 框架内进行工具变量估计 (Roodman, 2011)。CMP 以似不相关回归为基础, 基于极大似然估计法构建递归方程组, 该方法需同时估计两个方程, (1) 式估计卫生服务可及性对农民工主观生活质量的影响, (2) 式选取卫生服务可及性的工具变量并检验两者的相关性。借助两个方程误差项的相关系数 $atanhrho$ 值可判断卫生服务可及性变量是否为内生变量, 若 $atanhrho$ 值显著异于 0, 则 CMP 估计结果优于基准回归结果。

为检验卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的作用机制, 本文设定如下方程:

$$Health_literacy_i = \chi_0 + \chi_1 Health_Service_i + \chi_2 W_i + \chi_3 City_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Life_quality_i = \gamma_0 + \gamma_1 Health_literacy_i + \gamma_2 W_i + \gamma_3 City_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, $Health_literacy_i$ 表示农民工健康素养作用机制变量, 包括卫生习惯城市趋同化和健康就诊行为养成, 其他变量含义同(1)式。健康素养作为一种卫生观念及行为, 易受个体特质、偏好等难以观测的因素的影响, 而且主观生活质量更高的农民工往往有更强烈的城市融入意愿, 更愿意通过提升健康素养以消除自身和城市居民的差别, 此时回归可能存在内生性。本文借鉴姚洋和钟宁桦(2008)的做法, 具体估计策略是: 如果能够找到卫生服务可及性的合适工具变量, 而卫生服务可及性又与健康素养变量相关(依赖(3)式估计结果), 可使用该工具变量对卫生服务可及性各变量进行回归(即(2)式估计结果), 剥离出与主观生活质量不相关的那部分卫生服务可及性变量, 再以这部分卫生服务可及性变量作为健康素养变量的工具变量, 估计健康素养对农民工主观生活质量的影响, 这样就克服了健康素养变量与主观生活质量之间的潜在内生性。笔者将(2)式至(4)式构成联立方程组进行三阶段最小二乘法回归, 即可实现上述机制检验。

四、实证结果分析

(一) 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的基准回归结果分析

表2汇报了卫生服务的可获得性、空间可达性、适切性影响农民工主观生活质量的基准回归结果。本文使用OLS方法评估卫生服务可及性对农民工生活满意度的影响。表2中方程1、方程2和方程3的估计结果显示, 在控制了个体特征变量及城市特征变量后, 卫生服务可及性的三个变量均在1%统计水平上显著, 且系数为正, 说明卫生服务的可获得性、空间可达性、适切性均能够明显提升农民工在务工地的生活满意度。本文使用Probit方法评估卫生服务可及性对农民工社会反馈行为的影响。方程4、方程5和方程6的估计结果显示, 卫生服务可及性的三个指标变量对农民工社会反馈行为同样具有显著的正向影响, 说明卫生服务的可获得性、空间可达性、适切性均能够激发农民工的亲社会行为。此外, 特征变量的估计结果在各方程中呈现出较好的稳健性, 不再一一赘述。需要注意的是, 卫生服务可及性和主观生活质量各变量的因果关系并不一定是真的, 内生性问题可能使上述回归结果存在偏误, 需进行进一步的计量检验。

表2 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的基准回归结果

变量	生活满意度			社会反馈行为		
	OLS 回归			Probit 回归		
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
可获得性	0.1874*** (0.0238)			0.6442*** (0.0432)		
空间可达性		0.1646*** (0.0238)			0.1313*** (0.0480)	
适切性			0.1124*** (0.0262)			0.8302*** (0.0726)
性别	-0.0205 (0.0221)	-0.0267 (0.0221)	-0.0241 (0.0222)	0.0508 (0.0436)	0.0385 (0.0422)	0.0432 (0.0432)

卫生服务可及性如何影响农民工主观生活质量?

(续表2)

年龄	0.0022 [*] (0.0014)	0.0022 [*] (0.0014)	0.0024 [*] (0.0014)	-0.0048 [*] (0.0028)	-0.0046 [*] (0.0027)	-0.0056 ^{**} (0.0027)
婚姻	-0.0129 (0.0311)	-0.0081 (0.0312)	-0.0131 (0.0312)	-0.1476 ^{***} (0.0577)	-0.1258 ^{**} (0.0564)	-0.1383 ^{**} (0.0573)
受教育程度	-0.0064 (0.0120)	-0.0058 (0.0120)	-0.0061 (0.0120)	-0.0450 ^{**} (0.0227)	-0.0400 [*] (0.0224)	-0.0438 ^{**} (0.0228)
健康状况	-0.0020 (0.0278)	-0.0020 (0.0279)	-0.0025 (0.0279)	-0.0932 [*] (0.0519)	-0.0801 [*] (0.0507)	-0.0901 [*] (0.0516)
月收入水平	0.0482 ^{**} (0.0219)	0.0476 ^{**} (0.0219)	0.0505 ^{**} (0.0220)	0.0156 (0.0429)	0.0172 (0.0414)	0.0219 (0.0427)
建筑行业	0.0304 (0.0833)	0.0325 (0.0838)	0.0212 (0.0837)	0.2598 [*] (0.1607)	0.2421 [*] (0.1545)	0.2453 [*] (0.1628)
制造行业	0.0297 (0.0717)	0.0228 (0.0720)	0.0169 (0.0720)	0.1904 (0.1523)	0.1527 (0.1468)	0.1557 (0.1498)
服务行业	0.0087 (0.0078)	0.0087 (0.0711)	-0.0014 (0.0711)	0.1973 (0.1496)	0.1766 (0.1443)	0.1694 (0.1475)
国有或集体企业	0.0576 (0.0578)	0.1139 ^{**} (0.0576)	0.0885 [*] (0.0571)	0.2456 ^{***} (0.0969)	0.3755 ^{***} (0.0938)	0.3412 ^{***} (0.0957)
私营企业	0.0032 (0.0360)	0.0174 (0.0361)	0.0097 (0.0362)	0.0779 (0.0663)	0.1229 ^{**} (0.0643)	0.0877 (0.0664)
个体工商户	-0.0467 [*] (0.0306)	-0.0355 (0.0347)	-0.0377 (0.0348)	-0.1543 ^{**} (0.0641)	-0.0855 (0.0622)	-0.1308 ^{**} (0.0643)
流动时间	-0.0023 (0.0020)	-0.0033 [*] (0.0020)	-0.0023 (0.0020)	0.0007 (0.0040)	-0.0006 (0.0039)	0.0012 (0.0040)
地区生产总值增长率	-0.1466 ^{***} (0.0159)	-0.1491 ^{***} (0.0159)	-0.1566 ^{***} (0.0159)	0.0339 (0.0298)	0.0159 (0.0296)	-0.0112 (0.0300)
失业率	0.5548 ^{***} (0.0268)	0.6052 ^{***} (0.0261)	0.5878 ^{***} (0.0266)	0.0938 [*] (0.0513)	0.2776 ^{***} (0.0474)	0.2021 ^{***} (0.0492)
通货膨胀率	-0.0025 (0.0322)	0.0118 (0.0321)	0.0078 (0.0322)	-0.2071 ^{***} (0.0640)	-0.1363 ^{**} (0.0632)	-0.1844 ^{***} (0.0629)
城市规模	0.0613 ^{***} (0.0220)	0.0387 [*] (0.0219)	0.0601 ^{***} (0.0221)	0.0543 (0.0375)	-0.0038 (0.0360)	0.0606 [*] (0.0374)
R ² 或Pseudo R ²	0.0709	0.0696	0.0664	0.0718	0.0262	0.0612
观测值	8591	8591	8591	8591	8591	8591

注: ①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号内汇报了稳健标准误。

(二) 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的多种匹配估计结果分析

基本公共卫生服务尽管具有普惠性, 但农民工群体的流动性以及内部分化特征, 可能使其在选择和接受流入地公共服务项目方面存在明显差异。本研究重新定义部分解释变量和替换计量方法, 借助

匹配估计思路构建反事实框架,进一步评估农民工卫生服务可及性的主观福利效应。在卫生服务可及性的三个度量指标中,空间可达性为定序变量,为便于进行样本匹配,笔者将到达距离最近的医疗服务机构所需的时间在15分钟以内、15分钟—30分钟、30分钟—1小时的定义为高空间可达性(赋值为1),在1小时以上的定义为低空间可达性(赋值为0),从而将空间可达性变量转换为二元离散变量。匹配思路是通过找到与卫生服务可及性好的农民工样本(处理组)在各方面特征都极为相似的卫生服务可及性差的农民工样本(控制组),计算匹配后样本处理组与控制组之间主观生活质量的平均差异。考虑到匹配可能导致样本损失量有所差异,本部分综合使用最近邻匹配($K=4$)、核匹配、熵均衡匹配进行匹配估计,以确保匹配结果足够稳健。表3中最近邻匹配法($K=4$)和核匹配法的结果显示,可获得性、空间可达性、适切性对农民工生活满意度和社会反馈行为均具有显著的正向影响,而且匹配后处理组和控制组倾向得分的概率分布趋向重合,说明倾向得分匹配效果较为理想^①。值得关注的是,最近邻匹配和核匹配在解决处理组和控制组协变量的均衡问题上存在一定局限,导致倾向得分估算并不精确。笔者进一步采用熵均衡匹配,对处理组和控制组样本协变量的一阶矩(均值)、二阶矩(方差)、三阶矩(偏度)进行调整,使两组样本协变量在各种矩约束条件下实现精确匹配(Hainmueller, 2012)。熵均衡匹配的结果显示,卫生服务可及性的三个变量均在1%统计水平上显著,且系数为正,与基准回归结果基本一致,说明前述估计过程并不存在明显的选择偏差问题。

表3 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的多种匹配估计结果

自变量	因变量	最近邻匹配($K=4$)	核匹配	熵均衡匹配
可获得性	生活满意度	0.1938*** (0.0274)	0.1895*** (0.0248)	0.1829*** (0.0251)
	社会反馈行为	0.0989*** (0.0083)	0.1045*** (0.0078)	0.1034*** (0.0080)
空间可达性	生活满意度	0.2294*** (0.0318)	0.2088*** (0.0297)	0.2018*** (0.0296)
	社会反馈行为	0.0256*** (0.0081)	0.0229*** (0.0076)	0.0251*** (0.0071)
适切性	生活满意度	0.0942*** (0.0307)	0.0968*** (0.0283)	0.1046*** (0.0295)
	社会反馈行为	0.0821*** (0.0051)	0.0812*** (0.0049)	0.0815*** (0.0050)
个体特征		控制	控制	控制
城市特征		控制	控制	控制
观测值		8591	8591	8591

注:①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;②括号内汇报了对应系数值的标准误,其中,最近邻匹

^①基于最近邻匹配($K=4$)的处理组和控制组匹配前后倾向得分的概率密度分布图因篇幅原因未列出,如有需要可联系作者索取。

配 (K=4) 和核匹配使用自助法获得标准误; ③个体特征、城市特征控制变量的选取同表 2, 受篇幅所限, 未报告控制变量的具体估计结果。

(三) 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的条件混合过程估计结果分析

为进一步控制潜在内生性, 笔者使用条件混合过程估计法 (CMP) 进行两阶段回归, 这一估计需要为卫生服务可及性变量寻找合适的工具变量。外来农民工群体在流入地公共卫生服务的可获得性、空间可达性以及适切性, 主要取决于属地政府为流动人口提供公共卫生服务的政策努力程度。国家卫计委于 2013 年底在全国 40 个城市启动了《流动人口卫生和计划生育基本公共服务均等化试点工作方案》, 旨在促进流动人口卫生信息共享与应用, 提高流动人口卫生和计划生育基本公共服务可及性水平, 重点工作涵盖了建立健全流动人口健康档案、开展流动人口健康教育、落实流动人口传染病防控、加强流动孕产妇和儿童保健管理等多个方面。理论上, 进行流动人口公共卫生服务均等化试点的城市需要在经费投入、信息整合、绩效考评等方面出台专项措施, 将有力提升这些城市流动人口的卫生服务可及性水平 (王鸿儒等, 2019), 而农民工务工城市是否入选试点, 一般不会直接影响农民工的主观生活体验。基于这一思路, 本研究利用国家卫计委 2013 年试点工作这一拟自然实验, 选取“公共卫生服务均等化试点”作为农民工卫生服务可及性水平的工具变量。其中, 样本调查城市中的苏州、青岛、郑州、长沙为试点城市, 赋值为 1; 广州、九龙坡、西双版纳、乌鲁木齐未入选试点城市, 赋值为 0。表 4 汇报了 CMP 第一阶段的回归结果, 可以发现, 卫生服务均等化试点对卫生服务可获得性、空间可达性、适切性均具有显著的正向影响, 满足工具变量相关性条件。

表 4 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的 CMP 第一阶段估计结果

变量	以生活满意度为第二阶段被解释变量			以社会反馈行为为第二阶段被解释变量		
	可获得性	空间可达性	适切性	可获得性	空间可达性	适切性
	CMP_Probit 第一阶段	CMP_OProbit 第一阶段	CMP_Probit 第一阶段	CMP_Probit 第一阶段	CMP_OProbit 第一阶段	CMP_Probit 第一阶段
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
卫生服务均等化试点	0.2556*** (0.0328)	0.2418*** (0.0367)	0.3020*** (0.0344)	0.2427*** (0.0337)	0.2523*** (0.0381)	0.3116*** (0.0357)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8591	8591	8591	8591	8591	8591

注: ①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号内汇报了稳健标准误; ③个体特征、城市特征控制变量的选取同表 2, 受篇幅所限, 未报告控制变量的具体估计结果。

表 5 汇报了 CMP 第二阶段的回归结果。从内生性检验结果来看, atanhrho_12 值在方程 7、方程 9、方程 10、方程 11、方程 12 中都至少在 10% 统计水平上显著, 拒绝了卫生服务可及性的三个变量是外生变量的原假设, 说明采用 CMP 估计法要优于前述基准回归估计方法; atanhrho_12 值在方程 8 中不显著, 说明可获得性变量在社会反馈行为方程中并不存在明显的内生性, 针对该方程的估计可直接参考前述基准回归结果。综合来看, 在考虑了潜在的内生偏误后, 务工地卫生服务可获得性水平的提升

可以使农民工拥有更高的生活满意度，并对其社会反馈行为产生积极作用。务工地卫生服务空间可达性水平的提升并未显著提高农民工的生活满意度，但对其社会反馈行为具有一定的正向影响；务工地卫生服务适切性水平的提升没有对农民工的生活满意度产生明显促进效应，但可以显著正向影响农民工的社会反馈行为。整体而言，卫生服务的可获得性对农民工生活满意度的积极作用比较显著，而适切性对农民工社会反馈行为的正向影响最显著。其可能的解释在于，卫生服务可获得性客观反映了城市公共卫生部门为农民工提供各类卫生服务项目的能力，农民工作为被动的服务接受主体，在便利享受城市基本公共卫生服务时往往会产生直接的心理获得感，极大提高农民工在务工地的生活满意度。卫生服务适切性的改善通常意味着农民工主观层面对健康信息的理解能力和健康知识的利用水平的提高，不仅有助于农民工增强自我保健意识，还将引导农民工根据城市社会卫生规范调整自身健康行为方式，强化农民工对亲社会行为的心理认同感，从而激发其做出积极的社会反馈行为。

表5 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的CMP第二阶段估计结果

变量	生活满意度 CMP_Cont 第二阶段	社会反馈行为 CMP_Probit 第二阶段	生活满意度 CMP_Cont 第二阶段	社会反馈行为 CMP_Probit 第二阶段	生活满意度 CMP_Cont 第二阶段	社会反馈行为 CMP_Probit 第二阶段
	方程7	方程8	方程9	方程10	方程11	方程12
可获得性	0.3306** (0.1485)	0.8865*** (0.2889)				
空间可达性			0.0087 (0.0927)	0.5336* (0.3307)		
适切性					0.0476 (0.1283)	1.6416*** (0.2805)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
atanhrho_12 值	0.3143*** (0.0842)	-0.1456 (0.1721)	0.1227** (0.0630)	-0.3041* (0.1820)	0.0974* (0.0562)	-0.5699** (0.2204)
观测值	8591	8591	8591	8591	8591	8591

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内汇报了稳健标准误；③个体特征、城市特征控制变量的选取同表2，受篇幅所限，未报告控制变量的具体估计结果。

五、机制讨论与异质性分析

（一）健康素养作用机制检验——卫生习惯城市趋同化和健康就诊行为养成

卫生习惯城市趋同化反映了健康素养提升给农民工带来的健康理念的转变，可能影响农民工的主观生活质量。表6的三阶段最小二乘法回归结果显示，在控制了潜在的内生性后，卫生服务可获得性、空间可达性、适切性都至少在5%统计水平上显著，且系数为正，说明卫生服务可及性对农民工卫生习惯城市趋同化具有显著的正向影响。同时，卫生习惯城市趋同化对农民工生活满意度和社会反馈行为也具有显著的正向影响。上述结果意味着卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的卫生习惯城市

趋同化机制得以证实。

表 6 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的卫生习惯城市趋同化机制检验结果

变量	卫生习惯城 市趋同化	生活 满意度	卫生习惯城 市趋同化	社会反 馈行为	卫生习惯城 市趋同化	社会反 馈行为	卫生习惯城 市趋同化	社会反 馈行为
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
可获得性	0.0674*** (0.0123)		0.0456*** (0.0100)					
空间可达 性					0.0273** (0.0135)			
适切性							0.0953*** (0.0179)	
卫生习惯城 市趋同化		2.4101* (1.4967)		2.2735* (1.3357)		0.7037*** (0.2117)		0.8219*** (0.1676)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8591	8591	8591	8591	8591	8591	8591	8591

注: ①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号内汇报了稳健标准误; ③个体特征、城市特征控制变量的选取同表 2, 受篇幅所限, 未报告控制变量的具体估计结果。

农民工在患病时选择积极的诊疗方案体现了健康素养提升给农民工带来的疾病就诊行为的转变, 同样可能对农民工的主观生活质量产生积极影响。表 7 的三阶段最小二乘法回归结果显示, 在控制个体特征和城市特征变量后, 卫生服务可获得性、空间可达性、适切性都至少在 5% 统计水平上显著, 且系数为正, 说明卫生服务可及性的提升有助于农民工养成健康的就诊行为。而在各主观生活质量回归方程中, 健康就诊行为对农民工生活满意度和社会反馈行为均具有显著的正向影响。至此, 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的健康就诊行为养成机制得以证实。

表 7 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的健康就诊行为养成机制检验结果

变量	健康就诊 行为养成	生活 满意度	健康就诊 行为养成	社会反 馈行为	健康就诊 行为养成	社会反 馈行为	健康就诊 行为养成	社会反 馈行为
	方程 9	方程 10	方程 11	方程 12	方程 13	方程 14	方程 15	方程 16
可获得性	0.0597*** (0.0131)		0.0795*** (0.0128)					
空间可达 性					0.0149** (0.0063)			
适切性							0.0969*** (0.0162)	
健康就诊 行为养成		3.2651*** (1.0103)		1.0488*** (0.3069)		1.1572* (0.6814)		0.5879*** (0.1355)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(续表 7)

观测值	5019	5019	5019	5019	5019	5019	5019	5019
-----	------	------	------	------	------	------	------	------

注: ①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号内汇报了稳健标准误; ③个体特征、城市特征控制变量的选取同表 2, 受篇幅所限, 未报告控制变量的具体估计结果。

(二) 基于农民工个体特征差异的分样本估计结果

理论上, 个体对公共卫生服务的利用能力和利用水平存在一定的差异, 这可能使卫生服务可及性对农民工主观生活质量的影响存在群内异质性。本部分通过区分第一代农民工和新生代农民工^①、男性农民工和女性农民工, 借助 CMP 方法分析卫生服务可及性对不同年代、不同性别农民工主观生活质量的差异化影响。表 8 结果显示, 可获得性对新生代、男性农民工的生活满意度和社会反馈行为具有更为显著的正向影响, 空间可达性对第一代、女性农民工的社会反馈行为的积极作用更为明显, 适切性对男性和女性、第一代和新生代农民工的社会反馈行为均表现出显著的促进效应。这一发现意味着不同年代、不同性别的农民工对卫生服务可获得性和空间可达性的重视程度和需求水平存在一定差异, 新生代、男性农民工更为看重务工地卫生服务资源数量及类型, 而第一代、女性农民工可能更看重卫生服务资源空间分布的便利性所带来的主观生活质量的提升, 这为属地政府分群体、分阶段进行公共卫生服务项目的精准供给提供了有价值的参考。

表 8 卫生服务可及性影响农民工主观生活质量的代际和性别异质性分析结果

	第一代农民工		新生代农民工		男性农民工		女性农民工	
	生活满意度	社会反馈行为	生活满意度	社会反馈行为	生活满意度	社会反馈行为	生活满意度	社会反馈行为
可获得性	0.2368 (0.2035)	0.7406 (0.5367)	0.4569*** (0.1755)	0.9281*** (0.3517)	0.4032*** (0.1367)	1.0961*** (0.3493)	0.4023 (0.3557)	0.4401 (0.5072)
空间可达性		0.7083* (0.4285)		0.3755 (0.4178)		0.2441 (0.4134)		0.8017*** (0.2281)
适切性		1.2253*** (0.4781)		1.9742*** (0.1449)		1.8150*** (0.2093)		1.6021*** (0.4082)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3280	3280	5311	5311	4838	4838	3753	3753

注: ①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号内汇报了稳健标准误; ③除年龄、性别未纳入相应估计方程外, 其他个体特征、城市特征控制变量的选取同表 2, 受篇幅所限, 未报告控制变量的具体估计结果。

(三) 基于农民工患病经历与否的再讨论

在控制了潜在选择偏差和内生偏误后, 卫生服务可及性对农民工主观生活质量的提升效应基本可以证实, 然而这一影响在患病农民工群体和未患病农民工群体中是否同时存在依然需要判别。一种可

^① 按照惯用做法, 本文将 1980 年以前出生的农民工界定为第一代农民工, 将 1980 年及以后出生的农民工界定为新生代农民工。

能的情形是，只有当农民工遭遇疾病并真切体验了流入地卫生服务可及性所带来的就诊好处时，卫生服务可及性才会对其主观生活质量产生积极作用；而在农民工未患病时，卫生服务可及性对其主观生活质量的影响并不显著。基于此，本文以“最近一年您本人是否有患病（负伤）或身体不适的情况”为划分标准，将总样本划分为近期有患病经历农民工和近期无患病经历农民工两个子样本，再次进行条件混合过程估计^①。表9中CMP第二阶段估计结果显示，可获得性对近期无患病经历农民工的生活满意度的正向影响相较于近期有患病经历农民工而言更为显著，这恰恰说明卫生服务可及性对农民工生活满意度的影响并非来自患病农民工样本的“正向溢出效应”^②。可获得性、空间可达性、适切性对近期有患病经历农民工的社会反馈行为的积极作用相较于近期无患病经历农民工而言都更为明显，这意味着卫生服务可及性对农民工社会反馈行为的影响在较大程度上来自患病农民工样本的“正向溢出效应”，也说明患病经历是卫生服务可及性正向影响农民工社会反馈行为的重要因素。

表9 区分患病经历与否的子样本 CMP 第二阶段估计结果

变量	近期有患病经历农民工样本		近期无患病经历农民工样本	
	生活满意度	社会反馈行为	生活满意度	社会反馈行为
可获得性	0.1276 (0.2383)	0.9601*** (0.3852)	0.6186*** (0.1670)	0.7820* (0.4175)
空间可达性		0.8853*** (0.2888)		0.4036 (0.4813)
适切性		1.8318*** (0.1975)		0.7244 (0.5430)
个体特征	控制	控制	控制	控制
城市特征	控制	控制	控制	控制
样本量	4932	4932	3659	3659

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内汇报了稳健标准误；③个体特征、城市特征控制变量的选取同表2，受篇幅所限，未报告控制变量的具体估计结果。

^①与患病经历相比，农民工是否选择在本地就医将更深层次地影响其对流入地卫生服务可及性的认知，并对其主观生活质量产生直接作用。笔者对患病农民工样本再次筛选发现，选择在本地社区卫生站（卫生服务中心或街道卫生院）、本地个体诊所、本地综合或专科医院、本地药店就医的农民工占全部农民工的比重达到82.17%，说明绝大多数患病农民工在流入地就医，通过农民工患病与否区分总样本已能够较好地反映农民工患病及就医行为差异所可能产生的主观生活质量差异。同时，基于本地就医农民工子样本的CMP第二阶段估计结果与基于近期有患病经历农民工子样本的估计结果基本吻合，因篇幅限制文章不再汇报。

^②尽管近期的患病经历可能会降低农民工的生活满意度，且笔者无法在经验层面完全捕捉可获得性对近期有患病经历农民工的生活满意度的影响，但可获得性对近期无患病经历农民工的生活满意度的显著正向影响已能够在很大程度上支持本文的推断。

六、结论与启示

流入地卫生服务可及性不仅关乎农民工的健康状况以及城市融入竞争力，同样可能对其主观福利水平产生潜在影响。本文从理论和实证层面较为系统地评估了卫生服务可及性对农民工主观生活质量的影响及作用机制。结果表明，在控制了可能存在的内生性偏误后，卫生服务的可获得性、空间可达性、适切性对农民工的主观生活质量产生了强弱不一的正向影响。具体来看，可获得性水平的提升可以使农民工拥有更高的生活满意度，并对其社会反馈行为产生积极作用；空间可达性水平的提升对农民工社会反馈行为具有一定的正向影响；适切性水平的提升可以显著提高农民工社会反馈行为的积极性。机制检验结果显示，卫生服务可及性水平的提升可以使农民工卫生习惯趋同于城市居民，帮助农民工养成健康就诊行为，进而提高这一群体的主观生活质量。同时，卫生服务可及性对农民工主观生活质量的影响存在一定的代际异质性和性别异质性，集中表现为可获得性对新生代、男性农民工的生活满意度和社会反馈行为存在更为显著的正向影响，而空间可达性对第一代、女性农民工的社会反馈行为的积极作用更为明显。此外，区分患病与否农民工样本的经验证据显示，卫生服务可及性对农民工主观生活质量的提升作用并非完全来自患病农民工样本的“正向溢出效应”，但患病经历是卫生服务可及性正向影响农民工社会反馈行为的重要因素。

为此，应从提升农民工卫生服务可及性着手，不断改善农民工的主观生活质量。其一，要通过压实流动人口基本公共卫生服务属地化管理责任，不断提高农民工对流入地卫生服务的可获得性。属地政府应严格履行卫生服务均等化职责，以健全流动人口健康档案信息登记管理制度为切入点，探索建立地区间和部门间流动人口健康信息共享机制，将农民工等流动人口纳入更具普惠特征的基本医疗卫生服务体系和疾病预防服务体系，通过改善卫生服务获得感提升农民工生活质量。其二，要通过优化医疗资源就地就近配置格局，不断提高农民工对流入地卫生服务的空间可达性。在配置流入地社区医疗服务机构的医疗资源时，要充分考虑流动人口的存量和增量态势，加大对社区卫生服务中心、村居医务室的软硬件投入力度，强化这些基层便民医疗卫生机构的服务能力，使其能够快速便捷地为农民工提供公平、合理、有效的疾病诊疗及预防服务，改善农民工的主观生活体验。其三，要通过强化流动人口健康教育普及力度，不断提高农民工对流入地卫生服务的适切性。属地政府应切实加强农民工等流动人口的健康促进工作，依托社区志愿者组织以及企业工会组织的宣传教育、网络自媒体平台的舆论引导、手机终端平台的信息推送等渠道，帮助农民工有效掌握健康素养基本常识，更好地学会科学合理使用流入地卫生服务，增强自身的卫生保健意识以及应对各类传播性疾病的自我保护能力，使农民工在提高卫生可行能力的同时实现自身主观福利的增进。

参考文献

- 1.程名望、华汉阳，2020:《购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗？——基于上海市2942个农民工生活满意度的实证分析》，《中国农村经济》第2期，第46-61页。
- 2.陈秋霖、葛润，2018:《个体特征对公共服务利用的影响——基于公共卫生服务的研究综述》，《劳动经济研究》

第6期,第116-127页。

3. 邓睿, 2019: 《健康权益可及性与农民工城市劳动供给——来自流动人口动态监测的证据》, 《中国农村经济》第4期, 第92-110页。

4. 段丁强、应亚珍、周靖, 2016: 《促进我国流动人口基本公共卫生服务均等化的筹资机制研究》, 《人口与经济》第4期, 第34-44页。

5. 郭静、邵飞、范慧、薛丽萍、吴亚琴, 2016: 《流动人口基本公共卫生服务可及性及影响因素分析》, 《中国卫生政策研究》第8期, 第75-82页。

6. 郭沁, 2019: 《健康行为的社会规范性影响和从众心理》, 《浙江大学学报(人文社会科学版)》第1期, 第80-92页。

7. 贾男、马俊龙, 2015: 《非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》, 《管理世界》第9期, 第82-91页。

8. 李永友、郑春荣, 2016: 《我国医疗服务受益归宿及其收入分配效应——基于入户调查数据的微观分析》, 《经济研究》第7期, 第132-146页。

9. 林南、王玲、潘允康、袁国华, 1987: 《生活质量的结构与指标——1985年天津千户户卷调查资料分析》, 《社会学研究》第6期, 第73-89页。

10. 刘金凤、魏后凯, 2019: 《城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响》, 《经济管理》第11期, 第20-37页。

11. 马骁, 2020: 《城市居家养老服务的“可及性”：理论框架与政策实践》, 《东岳论丛》第4期, 第105-113页。

12. 毛捷、赵金冉, 2017: 《政府公共卫生投入的经济效应——基于农村居民消费的检验》, 《中国社会科学》第10期, 第70-89页, 第206页。

13. 孟颖颖、韩俊强, 2019: 《医疗保险制度对流动人口卫生服务利用的影响》, 《中国人口科学》第5期, 第110-120页, 第128页。

14. 孙瑞琛、刘文婧、许燕, 2010: 《不同出生年代的中国人生活满意度的变化》, 《心理科学进展》第7期, 第1147-1154页。

15. 陶印华、申悦, 2018: 《医疗设施可达性空间差异及其影响因素——基于上海市户籍与流动人口的对比》, 《地理科学进展》第8期, 第1075-1085页。

16. 王鸿儒、成前、倪志良, 2019: 《卫生和计划生育基本公共服务均等化政策能否提高流动人口医疗服务利用》, 《财政研究》第4期, 第91-101页。

17. 王健、郑娟、王朋、齐力, 2014: 《中国的迁移与健康: 解决流动人口医疗卫生服务政策目标与现实的差距》, 《公共行政评论》第4期, 第29-45页, 第183页。

18. 夏怡然、陆铭, 2015: 《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》, 《管理世界》第10期, 第78-90页。

19. 项飙, 2020: 《“流动性聚集”和“陀螺式经济”假说: 通过“非典”和新冠肺炎疫情看中国社会的变化》, 《开放时代》第3期, 第53-60页, 第6页。

20. 徐延辉, 2017: 《外来人口的社会融入与其主观生活质量》, 《社会科学辑刊》第4期, 第74-82页。

- 21.姚洋、钟宁桦, 2008: 《工会是否提高了工人的福利?——来自 12 个城市的证据》, 《世界经济文汇》第 5 期, 第 5-29 页。
- 22.喻开志、屈毅、徐志向, 2020: 《健康权益可及性对农民工市民化意愿的影响——基于马克思市民社会理论的分析视角》, 《财经科学》第 8 期, 第 52-67 页。
- 23.岳经纶、李晓燕, 2014: 《社区视角下的流动人口健康意识与健康服务利用——基于珠三角的研究》, 《公共管理学报》第 4 期, 第 125-135 页, 第 144 页。
- 24.周黎安, 2014: 《行政发包制》, 《社会》第 6 期, 第 1-38 页。
- 25.祝仲坤、郑裕璇、冷晨昕、陶建平, 2020: 《城市公共卫生服务与农民工的可行能力——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》, 《经济评论》第 3 期, 第 54-68 页。
- 26.祝仲坤, 2020: 《过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”研究——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 108-130 页。
- 27.Ashraf, N., J. Berry, and J. Shapiro, 2010, “Can Higher Prices Stimulate Product Use? Evidence from A Field Experiment in Zambia”, *American Economic Review*, 100(5): 2383-2413.
- 28.Berkman, N. D., S. L. Sheridan, K. E. Donahue, D. J. Halpern, and K. Crotty, 2011, “Low Health Literacy and Health Outcomes: An Updated Systematic Review”, *Annals of Internal Medicine*, 155(2): 97-107.
- 29.Cascetta, E., A. Carteni, and M. Montanino, 2013, “A New Measure of Accessibility Based on Perceived Opportunities”, *Procedia—Social and Behavioral Sciences*, 87: 117-132.
- 30.Costa, M., 2017, “How Responsive are Political Elites? A Meta-Analysis of Experiments on Public Officials”, *Journal of Experimental Political Science*, 4(3): 241-254.
- 31.Fargion, S., A. Nagy, and E. Berger, 2019, “Access to Social Services as a Rite of Integration: Power, Rights, and Identity Life”, *Social Policy and Administration*, 53(5): 627-640.
- 32.Goddard, M., and P. Smith, 2001, “Equity of Access to Health Care Services: Theory and Evidence from the UK”, *Social Science and Medicine*, 53(9): 1149-1162.
- 33.Gransow, B., 2010, “Body as Armor: Health Risks and Health Consciousness among Rural Migrants in Urban China”, *Chinese History and Society*, 38: 9-27.
- 34.Hainmueller, J., 2012, “Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies”, *Political Analysis*, 20(1): 25-46.
- 35.Ma, A., and I. Chi, 2005, “Utilization and Accessibility of Social Services for Chinese Canadians”, *International Social Work*, 48(2): 148-160.
- 36.Martinez-Gonzalez, M., 2003, “Physical Activity and Psychological Well-Being”, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57(3): 231-232.
- 37.Paasche-Orlow, M. K., and M. S. Wolf, 2007, “The Causal Pathways Linking Health Literacy to Health Outcomes”, *American Journal of Health Behavior*, 31(S1): 19-26.
- 38.Penchansky, R., and J. W. Thomas, 1981, “The Concept of Access: Definition and Relationship to Consumer Satisfaction”,

Medical Care, 19(2): 127-140.

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

40.Wong, D. F. K., C. Y. Li, and H. X. Song, 2007, "Rural Migrant Workers in Urban China: Living A Marginalised Life", *International Journal of Social Welfare*, 16(1): 32-40.

(作者单位: 西南政法大学经济学院;

西南政法大学制度经济学研究中心)

(责任编辑: 光 明)

How Does the Accessibility to Health Services Affect the Subjective Life Quality of Migrant Workers? Evidence Based on Thematic Survey in Key Areas of Health of Migrant Population

DENG Rui

Abstract: The accessibility to health services in inflow areas is not only related to the health status of migrant workers, but may also have a potential impact on their subjective welfare. This study uses the thematic survey of migrant population to evaluate the impact and possibility mechanism of the accessibility to health services on the subjective quality of life of migrant workers. The study finds that after controlling the potential endogenous biases, the availability, spatial accessibility and appropriateness of health services may all have different effects on the improvement of the subjective quality of life of migrant workers. Specifically, the improvement of the level of availability can make migrant workers have higher life satisfaction and have a positive impact on their social feedback behavior. The improvement of spatial accessibility and appropriateness level can increase the enthusiasm of migrant workers to participate in social feedback behavior to a certain extent. The mechanism test confirms that the improvement of the accessibility to health services can accelerate the convergence of migrant workers and urban residents' health habits, help them develop healthy medical treatment behaviors, and improve their subjective quality of life. At the same time, there is a certain degree of intergenerational and gender heterogeneity in the impact of the accessibility to health services on migrant workers' subjective quality of life. In addition, the improvement of the subjective quality of life by the accessibility to health services is not entirely due to the "positive spillover effect" of the sample of sick migrant workers. However, the experience of illness still plays an important role for the impact of the accessibility to health services on the social feedback behavior of migrant workers.

Keywords: Migrant Worker; Accessibility to Health Service; Subjective Quality of Life; Health Literacy