

# 新型农业经营主体融合发展与农户多维生计提升

## ——基于政策势能集聚分析框架的实证研究

吴军民<sup>1</sup> 段宜嘉<sup>1, 21</sup>

(1. 江西财经大学 财税与公共管理学院, 中国江西 南昌 330013;

2. 湖南财政经济学院 湖南省经济地理研究所, 中国湖南 长沙 410205)

**【摘要】:** 有效提升农户多维生计水平是脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的必然要求。文章在建构政策势能集聚分析框架基础上提出新型农业经营主体融合发展典型样态和相关假设, 利用问卷调查数据并应用二元 Logistic、多元线性回归加以检验。结果表明: (1) 新型农业经营主体融合发展对农户多维生计提升作用限于一般农户和建档立卡脱贫经营户, 而在脱贫非经营户中并没有发现其显著作用。(2) 与新型农业经营主体建立组织化联结者多为脱贫农户或脱贫非经营户, 建立要素化联结者多为一般农户或脱贫经营户, 并且不论是组织化还是要素化集聚都向一般农户或脱贫经营户倾斜。(3) 相较于组织化政策势能联结, 要素化政策势能联结对脱贫户多维生计提升有着更为一致的效应。(4) 多维生计剥夺指数与组织化势能联结指向性成正比, 而与要素化势能集聚性成反比。研究认为, 在脱贫攻坚与乡村振兴进程中尽管可能存在路径依赖式的政策对象选择倾向, 但通过提升农户与新型农业经营主体势能联结的组织化、要素化水平, 可以实现新型农业经营主体多元融合发展与农户多维生计提升的理想格局。

**【关键词】:** 新型农业经营主体 融合发展 政策势能集聚 多维生计提升 社会网络

**【中图分类号】:** F302.2 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462 (2022) 08-0174-10

近年来, 国家大力推动脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接, 家庭农场、农民专业合作社、农业企业等新型农业经营主体融合发展与农户生计提升, 成为新时代“三农”研究中的重要议题。2017年5月, 中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于加快构建政策体系培育新型农业经营主体的意见》, 要求加快形成立体式复合型现代农业经营体系, 引导新型农业经营主体多元融合发展。党的十九大作出实施乡村振兴战略的决策部署, 把培育新型农业经营主体作为构建现代农业产业体系、生产体系与经营体系的重要举措。2021年“中央一号”文件进一步强调推进现代农业经营体系建设, 突出抓好家庭农场和农民合作社两类经营主体。截至2020年底, 全国登记的农民专业合作社225.1万家, 县级以上农业产业化龙头企业超过9万家, 家庭农场超过300万家<sup>[1]</sup>; 新型农业经营主体覆盖50%左右的农户, 385.1万个建档立卡贫困户加入了农民专业合作社<sup>[2]</sup>。这些都表明新型农业经营主体是激发农村经济发展新动能的引擎, 新型农业经营主体多元融合发展成为乡村振兴的重要抓手。

当前, 我国农业农村发展进入脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的关键时期, 扶贫开发从精准扶贫向乡村振兴、从消除绝对贫困向提升生计水平转变。这一重大转变客观上对农业农村政策转化质量与水平提出了新的要求, 要求在创新政策手段的同时充分

**作者简介:** 吴军民 (1974—), 男, 福建光泽人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为公共管理与公共政策。E-mail: futunxi@163.com; 段宜嘉 (1987—), 男, 湖南衡南人, 博士研究生, 助理研究员, 研究方向为经济地理、农村与区域发展、公共政策。E-mail: 254477246@qq.com

**基金项目:** 国家自然科学基金地区基金项目 (71864014); 国家社会科学基金一般项目 (18BGL225)

---

集聚政策潜（势）能、提升政策执行的转化效率。所谓政策势能，本文借鉴物理学的位置势能概念，将之定义为在某一时期特定地域内相较于同一参照系，政策执行过程中因国家政策目标瞄准差异所产生的系统状态量。较早的研究认为，政策势能是区位优势能中的一种类型，是特定地域内因国家政策向不同地点的倾斜所形成的差别程度，这种差别程度将决定其吸引新的人口和社会经济活动的强度差异<sup>[3]</sup>。新近的研究则将政策势能纳入政治势能范畴，认为它是公共政策发文的位阶所展示出不同强弱的政治信号，是中国共产党核心理念的政治表达，在内容上包括“党的领导在场”“构建权势”和“借势成事”，在概念测量上可以用“政策变现”来加以更精准的描述<sup>[4]</sup>。实际上，政策势能除了受政策发文机关的位阶、政治意识形态等抽象因素影响外，还与特定地域内具体的人口分布、资源环境、社会网络等因素及其组合密切相关，因素组合不同政策势能的数值也不相同。同时，政策势能不为单独的对象、个体或组织所有，是为相互作用的因素所共有，但这并不意味着它在政策对象和政策网络上的分布是均匀的，而是存在高度密集分布的情势即政策势能集聚。

现有文献关于新型农业经营主体融合发展与农户多维生计改善的实证研究多集中在国家政策扶贫的系统性效应、农户要素收益分配等方面<sup>[5,6]</sup>。国家支持和鼓励家庭农场发展成为有效的新型农业产业化组织，实施了卓有成效的工业反哺农业的一系列政策与改革，如强制性反哺即政府层面的制度反哺、政策反哺和收入支持以解决收入分配问题<sup>[7,8,9,10,11,12]</sup>。以新型农业经营主体与农户在生产经营、产品流通、技术服务等领域的合作与联合，产生了“公司+农户”“合作社+农户”“政府+合作社+农户”等新型农业经营主体组织化融合形态，相应地形成了各具特点的收益分配机制<sup>[13,14,15,16]</sup>。不过，尽管研究者们普遍注意到政策引导下不同经营主体与农户建立利益联结之于生计改善的意义，但对政策本身所蕴含势能及其作用下不同经营主体融合发展的比较优势与农户多维生计改善间的关系探讨仍然是初步的。基于此，本文从政策势能集聚视角分析新型农业经营主体融合发展所带动的农户生计效应，揭示新型农业经营主体融合发展与农户间多维生计改善间的关系机制。

## 1 研究设计与假设

大体上，政策势能集聚的载体途径有两种。一种是组织化。任何个体都存在于特定的组织中，而组织是由人构成的，他们是一个为达成共同目标而相互协作的系统，这一系统同时也是高度的目标具体化和结构形式化的结合<sup>[17]</sup>，它内在地刻画出政策势能集聚的组织化特质。组织通过提供政治化、管理化和制度化的价值来推进社会管理与公共服务的有效供给和治理<sup>[18,19]</sup>。另一种是土地、劳动力等资源要素化。资源是组织生存、发展的基础，为了生存组织需要同外部环境中的行动者进行互动或交换，生存因此建立在一个组织控制它与其它组织关系的能力基础之上<sup>[20]</sup>。资源配置是政府的一项基本职能，资源配置过程也是政府同组织、团体和个人资源交换的过程，但由于组织、团体、个人与政府的交换关系以及对交换关系控制的能力并不相同，因而他们在资源配置上存在不同程度的差异。

如果说组织化与要素化为政策势能集聚提供了载体途径的话，那么社会网络则为政策势能集聚转化为组织融合发展的动能提供了条件与机会。嵌入性理论认为，市场嵌入并缠结于经济与非经济的制度之中，企业交易既与政策行动者意图相联系，也与规范的正式化程度紧密相关<sup>[21,22]</sup>。倘若政策与行为规范传达的正式化程度越高，那么社会经济中非人格化的交易辐射范围越广，市场的效率越高；反之，政策与行为规范传达的正式化程度越低，人格化的关系交易比重越大，市场的效率越低<sup>[23]</sup>。非人格化的交易以正式契约为依据，而人格化的交易则以“人情”“利害”等非正式契约为考量<sup>[24,25]</sup>。作为人格化与非人格化交易复合体的新型农业经营主体，其信任力、组织力会随着超越地域的认同度、熟稔度的增加而提高，因而更倾向于从政策网络中获取资源、目标实现和组织强制<sup>[26]</sup>。但是，由于资源的稀缺性以及由此导致的经营主体与政府的帕累托最优选择，新型农业经营主体的努力方向是争取和继续在政府与农户之间某种垄断代表性，这种垄断代表性虽可经由法律上的强制性规定获得，但继续垄断代表性并使之具有生机和活力则非法律所能左右，它更多地凭籍新型农业经营主体在农户与政府之间的“结构洞”地位，“结构洞”越丰富，其垄断代表性越强。

由是，当我们从政策势能和社会网络两个维度审视市场经营主体融合发展在脱贫攻坚与乡村振兴中的衔接效应时，可以发现一个经营主体在规范与交换上越是接近于政府—市场结构的关键位置时，政策对这个经营主体的关注就会被动员起来，带动政策性资源投入进而改善经营主体所联系的脱贫对象的福利；反之，一个经营主体变得不那么接近政府—市场结构的关键位置

时，政策对它的关注就会减弱，相应地会减少乃至限制政策性资源投入甚至可能影响经营主体所联系的脱贫对象的福利。因此，本文的第 1 个假设是：在脱贫攻坚与乡村振兴衔接中，人们更易发现新型农业经营主体融合发展的政策势能联结向脱贫农户倾斜。

在上述假设场景基础上，本文从政策势能集聚途径和网络联结两个维度，构建新型农业经营主体融合发展与农户多维生计提升关系的四种理想样态（图 1），并基于这些理想样态提出新型农业经营主体融合发展与农户多维生计改善的其它假设。

		社会网络	
		紧密	稀疏
政策势能	组织化	I	II
	要素化	III	IV

图 1 基于政策势能与社会网络的新型农业经营主体融合发展样态

样态 I 和样态 II 是政策势能集聚的组织化途径分别与农户社会网络组合所形成的新型农业经营主体融合样态，其典型实践形式分别是“公司+农户”（样态 I）、“合作社+农户”（样态 II）。政策干预是我国农业农村发展的鲜明特征。随着现代农业对生产经营的组织化及规模化、农产品贸易自由和技术附加值的需求日益凸显，建立新型农业经营主体与农户尤其是贫困农户的经济联结成为政策干预的重要内容。在以农民家庭为单位的农业生产经营模式中通过政策干预引入新的经济要素，不仅在技术上而且在组织上实现更具效率的制度安排与创新。比如，一些研究者发现，在“龙头企业+农户”“公司+合作社+农户”模式中，政策取向的强化以及利益纽带的复杂化会诱发新型农业经营主体与农户间的联结由松散型逐渐走向半紧密型、紧密型<sup>[27, 28]</sup>。而在这一过程中，政策势导下的公司企业、合作社以契约或非契约形式与农户“结对子”，通过盘活自然资源、土地流转等途径开展资产收益扶贫，企业与合作社在获得一定利润的同时承担更多的社会责任，而政策脱贫对象则成为新型农业经营主体社会责任溢出的直接受益者<sup>[29]</sup>。因此，本文提出的第 2 个假设是：在脱贫攻坚与乡村振兴衔接中，与新型农业经营主体建立组织化势能联结的脱贫农户多维生计水平更低，但紧密的组织化势能联结有助于提升多维生计。

样态 III 和样态 IV 是政策势能集聚的要素化途径与农户社会网络联结所构成的理想样态，其典型实践形式分别为“土地流转+农户”（样态 III）和“劳动力流动+农户”（样态 IV）。我国市场化取向的改革既为直接生产者提供了强有力的激励，也从根本上改变了权力和特权的来源，导致了新的以市场为核心的机会结构，进而改变结构性约束影响社会主义经济结果的方式。就农村市场来说，结构性约束影响方式的改变至少表现在两个方面：一是劳动力要素有序流动，大量剩余人口在政策引导下从农业转移到非农产业、从农村流动到城市，农民通过跨地区流动寻找非农产业就业机会<sup>[30]</sup>；另一是土地向经济要素回归，土地经营权逐渐突破家庭承包经营限制，形成所有权、经营权与承包权三权分置、经营权流转的新格局。但是，由于以放宽落户甚或取消农业与非农业户口为形式的户籍制度改革没有完全剥离附着于户籍上的福利，而以“三权分置”改革为突破的农村集体土地制度创新也没有彻底解决产权主体虚化与土地碎片化的痼疾，导致新型城镇化与农业产业化对劳动力和土地要素的需求仍深刻依赖于政府政策调配。因此，本文提出的第 3 个假设是：在脱贫攻坚与乡村振兴衔接中，与新型农业经营主体建立要素化势能联结的脱贫农户多维生计水平更低，但丰富的要素化势能联结有助于提升多维生计。

## 2 研究方法、数据来源与变量选取

## 2.1 研究方法

①二元 Logistic 模型。二元 Logistic 模型基本形式如下：

$$P = F(y = 1 | X_i) = \frac{1}{1 + e^{-y}} \quad (1)$$

式中：y 代表是否为政策脱贫对象，y=1 表示是政策脱贫对象，y=0 表示不是政策脱贫对象；P 代表为政策脱贫对象的概率； $x_i (i=1, 2, \dots, n)$  被定义为可能影响政策脱贫对象的因素。公式 (1) 中，y 是变量  $x_i (i=1, 2, \dots, n)$  的线性组合，即：

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i x_i \quad (2)$$

式中： $b_i (i=1, 2, \dots, n)$  为第 i 个解释变量的回归系数， $b_i$  为正，表示第 i 个因素正向影响政策脱贫对象；反之，则表示第 i 个因素负向影响政策脱贫对象。对式 (1) 和式 (2) 进行变换，得到以发生比表示的 Logistic 模型形式如下：

$$\ln \frac{P}{1-P} = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i x_i + \varepsilon \quad (3)$$

式中： $b_0$  为常数项； $\varepsilon$  为随机误差。

②多元线性回归。在研究解释变量( $X_1, X_2, \dots, X_k$ )与被解释变量 Y 之间的线性关系时，可建立回归函数关系式  $Y = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_j + \mu$ 。

其中， $\beta_j$  为回归系数， $\mu$  为随机干扰项。假设回归函数满足解释变量无完全多重共线性，随机干扰项具有条件同方差及不存在序列相关性，且服从正态分布，即  $\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$  的基本假设。为了估计出回归系数  $\beta_j$ ，需要从总体中获取一组观测值  $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik}, Y_i (i=1, 2, \dots, n)$ ，进而得到估计模型： $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{i1} + \hat{\beta}_2 X_{i2} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ik}$ 。最小二乘法是常用的模型估计方法，根据估计值的偏差平方和  $\sigma^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$  最小原则来求解回归系数，即最优的回归模型应该满足估计值与观测值之差的平方和最小。

## 2.2 数据来源

2017 年寒假和 2018 年暑假，课题组在江西、福建两省部分县（市、区）农村开展入户问卷调查。两省在土地流转、新型农业经营主体治理、社会管理与服务发展等方面的经验、做法以及呈现出的问题等在全国极具典型性。调查采取“判断抽样+简单随机抽样”方式进行，即在县（市、区）一乡镇一村层面采取判断抽样，但县（市、区）一乡镇一行政村的人口规模大小不等。入村后利用村干部提供的全村农户和建档立卡贫困农户名单形成抽样框，根据这一抽样框采用简单随机抽样进行入户调查，入户调查的受访对象要求是 18 周岁以上的成年人。调查地区涉及福建 4 县（市、区）6 乡镇、江西 6 县（市、区）17 乡镇，每个乡镇各 1 个行政村，共计 17 个行政村、1092 户农民家庭，有效样本 1033 户。

## 2.3 变量选取

本文的被解释变量有两个，一个是政策脱贫对象，另一个是多维生计。前者涉及政策目标指向群体，一般农户和建档立卡贫困户都是脱贫攻坚与乡村振兴的主要主体，本文通过考察比较他们与新型农业经营主体的政策性联结差异来获得有关脱贫攻坚

与乡村振兴衔接场域的基本认识。后者借鉴 Alkire 和 Foste 开发的多维贫困测度方法（简称 A-F 法）间接测量<sup>[31]</sup>，从生产经营、资产、健康、收入、生活水平、教育、社会保障和社会关系等 8 个维度来测量农户多维生计剥夺情况，所有维度的权重相等，其值大于 1/8 则认为农户存在多维生计剥夺，值越大剥夺程度越高，亦即多维生计水平越低；在每一维度下有 1~4 个指标，同一维度下的指标权重亦相等。

从单维生计或单维剥夺来看，除了生活水平剥夺（样本发生率为 9.90%）外，其它 7 个维度的样本发生率均分别接近或超过 50.0%，有 88.2% 的被调查农户存在社会保障剥夺，有 82.3% 的存在社会关系剥夺，有 63.3% 的存在收入剥夺，有 62.2% 的存在教育剥夺，有 57.0% 的存在健康剥夺，有 56.1% 的存在资产剥夺，有 47.0% 的存在生产经营剥夺。而从多维生计或多维剥夺来看，当  $K \geq 2$  时（即 8 个维度中同时存在任意 2 个维度剥夺的农户），有 96.8% 的被调查农户同时存在 2 个及以上维度剥夺，多维生计指数（MPI）平均值为 0.3411（标准差 0.1062）。分省来看，福建省的 MPI 均值为 0.2932（标准差 0.0908），江西省的 MPI 均值为 0.3392（标准差 0.1042），江西省略高于福建省。分县（市、区）来看，龙海市和光泽县的 MPI 均值最高，为 0.3956（标准差 0.1092），其次是修水县，MPI 值为 0.3895（标准差为 0.1084），MPI 值最小的是邵武市，其值为 0.2932（标准差 0.0908）。

本文的解释变量是政策势能。与其它能量一样，政策势能也是一种标量，而标量是没有方向的，但它可以在特定的载体或对象上富集，人们可以通过政策执行过程中政策使用状况或“政策含金量”来间接观察政策势能集聚现象。基于政策目标瞄准和效应载体把政策势能集聚分为两个维度，一是组织化政策势能集聚，二是要素化政策势能集聚。前者操作化为农户与新型农业经营主体建立的经济联系和所获得的经营服务，具体指标有：①与农业企业有无经济联系，系二分变量；②与农业企业经济联系形式，由农户与农业企业经济联系形式加总而来；③有无获得农合社经营服务，系二分变量；④获得农合社经营服务项目量，由脱贫农户接受农民专业合作社服务项目的数量加总得到；⑤与新型农业经营主体纠纷处理途径，将双方协商、中间人调解、村委会调解、乡镇政府调解到法院打官司等调处途径分别赋值为 1~5 的数值，反映脱贫户与新型农业经营主体纠纷调处组织化途径中所蕴含政策势能程度由低到高的分布。后者操作化为农户家庭耕地流转、劳动力就业等情况，具体指标包括：①有无获得新型农业经营主体就业服务，为二分变量；②农户家庭新型农业经营主体就业人数，包括在家庭农场、农民专业合作社、农业企业长期就业和短期务工的家庭成员人数；③耕地有否流转给新型农业经营主体，系二分变量；④流转给新型农业经营主体的耕地面积。其中，所有二分变量作为政策目标瞄准差异或政策导向差异的间接测量（本文称之为政策势能联结指向性），加总连续型变量反映农户与新型农业经营主体组织化或要素化政策势能联结的紧密性或集聚性程度。

此外，本文所建构的模型还有两个控制变量，分别是问卷填答者年龄和家庭抚/赡养人口数。进入 1990 年代后，随着城市化、工业化的加速推进，农村人口尤其劳动力大量向城市、发达地区转移，留守农村的以老人、妇女与儿童居多，尤其以老人为主体。比如，此次问卷调查填答者有 1/4 强的（25.4%）为 60 岁以上老人，而他们的经济福利状况与其他年龄群体相比往往不尽如人意，因此有必要控制填答者年龄因素对多维生计的影响。同时，亦有必要控制家庭人口规模给予贫困带来的变量。

### 3 实证分析

基于二元 Logistic 模型的新型农业经营主体融合发展政策势能的农户差异结果。总模型 1 和分模型 2 中除了“流转给新型农业经营主体的耕地面积”（ $p > 0.05$ ）指标外，新型农业经营主体的组织化与要素化政策势能联结各项指标对政策脱贫对象的影响存在显著差异。在总模型 1 中，组织化势能联结中的“与农业企业有无经济联系”“有无获得农合社经营服务”和“与新型农业经营主体纠纷调处途径取向”等三个指标发生比分别为 0.298、0.430 和 1.331，显示与新型农业经营主体无组织化政策势能联结者相比，有联结者为非政策脱贫对象即一般农户的概率分别为 0.298、0.430，表明新型农业经营主体组织化政策势能联结更多地指向政策脱贫农户，而政策脱贫户则更多地选择低组织化政策势能的非正式调处途径（相反地，一般农户则更倾向于高组织化政策势能的正式调处途径）；另两个指标“与农业企业经济联系形式量”“获得农合社经营服务项目量”的发生比分别为 1.956、2.125，显示在控制其它变量影响效应的条件下，与农业企业经济联系、获得农合社经营服务项目量每增加 1 个单位，组织化政策势能联结向一般农户集聚的机率分别是脱贫农户的 1.956、2.125 和 1.331 倍，表明组织化政策势能集聚性更向一般农户倾斜。在要素化势能联结方面，“有无获得新型农业经营主体就业服务”“农户家庭新型农业经营主体就业人数”发生比分

别为 0.111、3.728，显示与未获得新型农业经营主体就业服务农户相比，获得服务者是一般农户的机率为 0.111，而农户家庭成员在新型农业经营主体就业人数每增加 1 个单位，要素化势能联结向一般农户集聚的机率是脱贫户的 3.728 倍；“耕地有否流转给新型农业经营主体”发生比为 1.382，显示与耕地未流转给新型农业经营主体者相比，耕地流转者为一般农户的机率是脱贫农户的 1.382 倍，表明就业服务更多指向脱贫农户，而耕地流转则更向一般农户集聚。

从总模型 1 的分析结果看，反映组织化、要素化政策势能指向性更与脱贫农户相联，而反映要素化政策势能集聚性则更倾向于一般农户。农户家庭是农业生产经营的基本单位，总模型 1 分析结果可能与政策脱贫对象是否从事农业生产经营有关，有必要对政策脱贫对象中经营户与非经营户的政策势能联结加以考察。在分模型 2 中，新型农业经营主体组织化政策势能联结的指向性指标如“与农业企业有无经济联系”（Odds=0.247）、“有无获得农合社经营服务”（Odds=0.303）和“与新型农业经营主体纠纷调处途径取向”（Odds=1.338）等前两者发生比显著小于 1、后者显著大于 1，而其集聚性联结指标如“与农业企业经济联系形式量”（Odds=2.164）、“获得农合社经营服务项目量”（Odds=2.171）发生比均大于 1，显示组织化政策势能联结对脱贫非经营户更具指向性，而其集聚性更多地向脱贫经营户倾斜。在要素化政策势能联结方面，与总模型 1 相似，指向性指标“有无获得新型农业经营主体就业服务”发生比为 0.079，而“耕地有否流转给新型农业经营主体”发生比为 5.852，集聚性指标“农户家庭新型农业经营主体就业人数”发生比为 1.382，表明在要素化政策势能联结方面，就业服务更多指向脱贫农户，而耕地流转则更向一般农户集聚。总之，在控制其它变量的条件下，可以发现政策势能集聚性变量指标在脱贫经营户个体上的倾斜。为此，假设 1 应当修正为：在脱贫攻坚与乡村振兴衔接中，人们更易发现新型农业经营主体融合发展的政策势能联结向脱贫对象倾斜。

结合总模型 1 和模型 2 分析结果看，新型农业经营主体融合发展之于脱贫农户政策势能的指向性与集聚性差异既与其政策身份直接相关也与经营方式紧密相联。家庭经营方式的组织化（产业化）、要素化是实现脱贫户从外部“输血”到自我“造血”乃至最终实现可持续生计的根本途径，也是观察脱贫攻坚成果巩固与乡村振兴有效衔接的一个重要面向。既然与新型农业经营主体融合发展相联系的脱贫农户尤其是脱贫经营户在脱贫攻坚与乡村振兴中有更高机率成为政策目标瞄准（政策势能倾斜）的对象，那么他们也应当会积极利用这种目标瞄准倾斜发展家庭经营进而改善家庭生计。如此，我们才能说假设 1 得到了足够的支持。因此，为检验新型农业经营主体融合发展与多维生计纾解间的效应关系，我们采用全回归方式建立了一个以脱贫农户多维生计指数为因变量、农户新型农业经营主体势能联结为自变量的 OLS 多元线性回归模型，以此检验有关新型农业经营主体融合发展与多维生计的相关假设。尽管模型整体解释力（AdjustedR<sup>2</sup> 值为 0.284）并不高，但残差项基本独立（D-W=1.487）并通过方差检验（F=31.004, P≤0.001），因变量与自变量间存在线性关系。此外，考虑到“龙头企业+合作社+农户”或“公司+合作社+农户”等模式中农民专业合作社的中介角色，农户获得合作社服务和农户与农业龙头企业建立经济联系两者之间可能存在高度自相关，因而有必要对模型进行多重共线性诊断。诊断结果表明，模型不存在严重多重共线性问题。

新型农业经营主体组织化政策势能联结指向性指标、集聚性指标对多维生计指数的作用有显著差异。从指向性指标看，“与农业企业有无经济联系”“有无获得农合社经营服务”和“与新型农业经营主体纠纷调处途径取向”的回归系数 B 值分别为 0.025(p≤0.05)、0.066(p≤0.001) 和 0.026(p≤0.001)，显示与新型农业经营主体无经济联系和未获得经营服务者相比，有经济联系和获得经营服务者的多维生计剥夺指数要分别高 0.025、0.066 个单位，同时与新型农业经营主体纠纷调处途径取向每上升 1 个单位，脱贫农户多维生计剥夺就上升 0.026 个单位，表明在控制其他变量影响条件下，新型农业经营主体融合发展组织化政策势能更指向多维生计剥夺指数高的脱贫农户。脱贫农户对与新型农业经营主体纠纷越倾向于正式调处途径反而不利于其多维生计水平提升，原因可能是个体选择正式调处途径的成本过高，而非正式调处途径的成本要低得多。从集聚性指标看，“获得农合社经营服务项目量”的回归系数 B 值分别为-0.026，显示获得农合社经营服务项目量与脱贫户多维生计剥夺指数成反比。也就是说，获得农合社经营服务项目量每增加 1 个单位，脱贫农户多维生计剥夺指数就要下降 0.026 个单位。这表明，在控制其他变量指标影响效应的条件下，脱贫农户的新型农业经营主体组织化政策势能集聚性有助于显著提升多维生计水平。不过，值得注意的是，“与农业企业经济联系形式量”的回归系数（B=-0.004）尽管为负，但并未通过显著性检验（p>0.05），可能在于本文只考察农业企业与脱贫经营户经济联系的形式规模，而未将经济联系的实质性内容如土地租赁、农产品收购、订单生产等的数量或金额纳入分析，加之与脱贫经营农户发生经济联系的农业企业数量有限，因而使得该指标在模型中的作用不显著。但总体而

言，假设 2 仍然是成立的。

新型农业经营主体要素化政策势能联结的 4 个指标均通过显著性检验，其指向性和集聚性指标对脱贫农户多维生计剥夺指数有着较为一致的作用。具体来看，在指向性指标方面，“有无获得新型农业经营主体就业服务”“耕地有否流转给新型农业经营主体”的回归系数 B 值分别为-0.034、-0.032，也就是说在控制其他变量条件下，与未获得新型农业经营主体就业服务和耕地没有流转给新型农业经营主体的脱贫农户相比，获得就业服务者和流转耕地者的多维生计剥夺指数要分别低 0.034、0.032 个单位。在集聚性指标方面，“农户家庭新型农业经营主体就业人数”和“流转给新型农业经营主体的耕地面积”的回归系数 B 值分别为-0.024 和-0.003，即在控制其他变量条件下，农户家庭在新型农业经营主体就业人数、流转给新型农业经营主体的耕地面积每增加 1 个单位，脱贫农户多维生计剥夺指数就分别下降 0.024 和 0.003 个单位。总之，不论是要素化政策势能联结指向性指标还是集聚性指标，都有助于显著提升脱贫农户多维生计水平。由是，假设 3 得到了支持。

## 4 结论与讨论

本文将新型农业经营主体融合发展与农户多维生计提升置于我国脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的转折性变化背景下进行研究，试图回答新型农业经营主体融合发展是否以及如何提升农户多维生计这一理论问题。在论证了脱贫攻坚与乡村振兴中多维生计提升途径可以操作化为微观上的农户个体与新型农业经营主体融合发展的政策势能联结后，运用多元统计方法考察了新型农业经营主体融合发展政策势能联结与政策脱贫对象之间的关系，并对组织化、要素化政策势能的指向性和集聚性影响效应作了详细分析。

结果表明，在脱贫攻坚与乡村振兴中，新型农业经营主体融合发展对农户多维生计提升作用限于特定的政策对象群体，即一般农户和建档立卡脱贫经营户，而在脱贫非经营户中并没有发现新型农业经营主体融合发展显著的多维生计改善效应。其背后的逻辑和因果机制可能是，农户基于生计需求和比较收益驱动与拥有企业化、垂直一体化或集体行动联盟优势的新型农业经营主体相联结能改善自身市场地位，提高自身收入和纾解贫困；同时，新型农业经营主体作为脱贫攻坚与乡村振兴抓手承接、转化农业农村经济政策资源，与农户的政策性联结在微观层面既促进了自身融合发展，也为脱贫攻坚与乡村振兴衔接提供了组织化、要素化政策势能下沉的有效途径。在脱贫攻坚与乡村振兴中，农户与新型农业经营主体是否在农业生产经营上的联结构成为政策落地转化的关键准则，可以被用于区分政策目标瞄准在不同农户个体上的差异：组织化政策势能联结更指向脱贫户或脱贫非经营户（如与农业企业、农合社建立组织化联结），而要素化势能联结因要素属性不同而不同，与新型农业经营主体建立就业服务联结者多为脱贫户或脱贫非经营户，耕地流转联结者更可能为一般农户或脱贫经营户；组织化、要素化政策势能联结都向一般农户或脱贫经营户倾斜，比如与农业企业经济联系形式量、获得农合社服务项目量、耕地流转面积等。

已有关于脱贫攻坚与乡村振兴中农户多维生计提升的研究虽然并未忽视新型农业经营主体融合发展作为一种组织化、要素化反贫困途径的意义，但它们几乎将政策潜能视为一种在组织上无区隔、对象上无差别的均质化存在，直接导致无法清晰地阐明农业农村政策投入、转化与落地的微观实现机制。长期以来，以国家干预、政府主导为特征的我国农业农村政策在促进农业发展、农民增收等方面都取得了持续显著进展，这一累积性持续进展的微观实现方式之一就是持续瞄准农业生产经营主体。于是，在实践中可以看到脱贫攻坚时期的建档立卡贫困户在乡村振兴阶段很多成为政策帮扶的对象，因为不论是对政府扶持部门还是承接政策任务与要求的新型农业经营主体来说，基于政策惯性和节省搜寻成本的考量都会选择那些具有组织化、要素化经营取向的建档立卡脱贫户，因而在脱贫攻坚与乡村振兴转型进程中就形成一种路径依赖式的政策对象选择倾向。

本研究还发现，相较于组织化政策势能联结，要素化政策势能联结对脱贫户多维生计有着更为一致的改善效应。在组织化政策势能联结方面，与农业企业有无经济联系、有无获得农合社服务、与新型农业经营主体纠纷调处途径取向等指向性指标与多维生计水平成反比，而农业企业经济联系形式量、获得农合社服务项目量等集聚性指标与多维生计成反比，即组织化政策势能指向性与集聚性对多维生计互为相反的作用。这进一步证实了前述有关新型农业经营主体融合发展对农户多维生计提升效应限于特定政策对象群体的结论，即新型农业经营主体融合发展组织化政策势能联结指向性以更低水平的多维生计为对象，而集聚性则

以提升更高水平的多维生计为具体内容。在要素化政策势能联结方面，不论是指向性（如有无获得新型农业经营主体就业服务、耕地是否流转给新型农业经营主体）还是集聚性指标（如农户家庭新型农业经营主体就业人数、流转给新型农业经营主体的耕地面积）都与脱贫农户多维生计指数成反比，表明要素化政策势能集聚具有显著的生计提升效应。

小农户是我国农业农村发展的基础力量，多元化小农户家庭经营将长期贯穿于我国农业现代化的全过程。现阶段我国小农户家庭经营有了根本性的变化，呈现出新的属性特征，如现代农业科学技术和农业机械广泛应用使得土地生产率极大提高、生产和销售两端在市场、农业生产收入占家庭收入比重显著降低、小而全的自给自足经营基本消失。小农户这些新属性为其与外部经营组织建立起联合、合作关系奠定了基础。新型农业经营主体融合发展反映了现代农业生产经营集约化、规模化、社会化要求，它们直接联结小农户，既有生产环节、劳动性的合作，也有生产要素、技术信息的融合，在传递市场信息、普及生产技术、提供社会服务以及规模化、订单化生产与销售等方面发挥着重要作用，为提高小农户经营组织化和资源要素化水平提供了有效途径。本研究表明，通过提升农户与新型农业经营主体势能联结的组织化、要素化水平，持续驱动政策落地转化效率改善，新型农业经营主体多元融合发展与农户多维生计提升的上述理想格局必将实现。

### 参考文献:

- [1]高杨, 王军, 魏广成, 等. 2021 中国新型农业经营主体发展分析报告[N]. 农民日报, 2021-12-17.
- [2]农业农村部关于印发《新型农业经营主体和服务主体高质量发展规划(2020—2022 年)》的通知[R]. 中华人民共和国农业农村部公报, 2020(3):16-25.
- [3]屠俊勇, 成伟光. 政策势能对区域经济发展的作用[J]. 陕西师大学报: 自然科学版, 1994(3):4.
- [4]贺东航, 孔繁斌. 公共政策执行的中国经验[J]. 中国社会科学, 2011(5):61-80.
- [5]徐建国, 张勋. 农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展[J]. 管理世界, 2016(7):76-84.
- [6]李国祥. 论中国农业发展动能转变[J]. 中国农村经济, 2017(7):2-14.
- [7]马晓河, 蓝海涛, 黄汉权. 工业反哺农业的国际经验及我国的政策调整思路[J]. 管理世界, 2005(7):55-63.
- [8]简新华, 何志扬. 中国工业反哺农业的实现机制和路径选择[J]. 南京大学学报: 哲学社会科学版, 2006(5):28-35.
- [9]安同良, 卞加振, 陆国庆. 中国工业反哺农业的机制与模式: 微观行为主体的视角[J]. 经济研究, 2007(7):23-35.
- [10]洪银兴. 工业和城市反哺农业、农村的路径研究——长三角地区实践的理论思考[J]. 经济研究, 2007(8):13-20.
- [11]Jin S, Huang J, Hu R, et al. The creation and spread of technology and total factor productivity in China's agriculture[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2002, 84(4):916-930.
- [12]章元, 许庆, 郭璟璟. 一个农业人口大国的工业化之路: 中国降低农村贫困的经验[J]. 经济研究, 2012(11):76-87.
- [13]傅晨. “公司+农户”产业化经营的成功所在——基于广东温氏集团的案例研究[J]. 中国农村经济, 2000(2):41-45.

- 
- [14]杜吟裳.“公司+农户”模式初探——兼论其合理性与局限性[J].中国农村观察,2002(1):30-38.
- [15]孔祥智,史冰清,钟真,等.中国农民专业合作社运行机制与社会效应研究——百社千户调查[M].北京:中国农业出版社,2012.
- [16]苑鹏.“公司合作社农户”下的四种农业产业化经营模式探析——从农户福利改善的视角[J].中国农村经济,2013(4):71-78.
- [17]W·理查德·斯格特.组织理论:理性的、自然的与开放的系统[M].北京:华夏出版社,2002.
- [18]马俊达.社会管理视阈下的标准化问题研究[J].经济社会体制比较,2012(6):120-128.
- [19]郁建兴,秦上人.论基本公共服务的标准化[J].中国行政管理,2015(4):47-51.
- [20]Pfeffer J,Salancik G R.The external control of organizations:A resource dependence perspective[M].New York:Harper&Row,1978.
- [21]Granovetter M.Economic Action and Social Structure:The Problem of Embeddedness[J].American Journal of Sociology,1985,91(3):481-510.
- [22]White Harrison C.Markets from Networks:Socioeconomic Models of Production[M].Princeton:Princeton University Press,2002.
- [23]周业安,杨祜忻,毕新华.嵌入性与制度演化——一个关于制度演化理论的读书笔记[J].中国人民大学学报,2001(6):58-64.
- [24]黄光国.人情与面子[J].经济社会体制比较,1985(3):55-62.
- [25]杨国枢.中国人的社会取向:社会互动的观点[J].中国社会心理学评论,2005(1):21-54.
- [26]Gabbay S M,Leenders R.Social capital of organizations:From social structure to the management of corporate social capital[J].Research in the Sociology of Organizations,2001,18(1):1-20.
- [27]李世杰,刘琼,高健.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[J].中国农村经济,2018(2):33-48.
- [28]毛慧,周力,应瑞瑶.契约农业能改善农户的要素投入吗?——基于“龙头企业+农户”契约模式分析[J].南京农业大学学报:社会科学版,2019(4):147-156.
- [29]樊友斌.“公司+基层政府+农民”模式研究[J].中南财经大学学报,2000(2):52-54.
- [30]蔡昉,王美艳.从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战[J].经济研究,2016(5):16-28.

---

[31]Alkire S, Foster J. Counting and multidimensional poverty measurement[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(7-8):476-487.