

再中心化：社交媒介与农村政策传播的重塑

尹子伊^{1,2}, 陶建杰³

- 广东外语外贸大学新闻与传播学院, 广东广州 510006;
- 广州城市舆情治理与国际形象传播研究中心, 广东广州 510006;
- 复旦大学新闻学院, 上海 200433)

摘要: 文章基于对中西部六省农村居民的问卷调查, 测量和比较农村居民的政策认知水平, 聚焦基层组织传播行为, 考察影响农村居民政策认知的传播因素。研究发现, 农村居民的政策认知在主客观层面、不同群体间皆存在分化, 他们对具体政策内容的自我认知评价和掌握水平不容乐观。相比经济因素, 智识因素的影响更大。基层信息机构的数量和服务质量发挥着重要作用; 传统组织传播渠道有局限性, 从去中心化到再中心化, 社交媒介能为组织传播赋能; 人际传播渠道在一定程度上会消解组织传播渠道在社交媒介上的传播效果。研究结果说明, 基层政府和村级自治组织要提升对农信息服务能力, 优化农村信息环境, 利用政务社群加强互动, 并推动不同传播渠道形成合力。

关键词: 农村居民; 政策认知; 组织传播; 社交媒介; 人际传播

中图分类号: G206 **文献标识码:** A **文章编号:** 2096-8418 (2024) 05-0079-12

从取消农业税到精准扶贫、乡村振兴, 中央出台一系列惠农政策推动公共资源向农村倾斜。政策传播是政策下乡的关键。农村居民政策认知水平越高, 越能明确权利和义务, 加深对政策目标和意义的理解, 把握发展机会, 积极配合相关工作。因此, 政策传播渠道畅通是政策有效执行、惠及农村居民的重要前提条件。

政府不同部门间及政府与其他社会组织、群体间的互动和关系共同构成了政策传播网络, 政府处于核心地位, 因此政策传播首先是一种组织行为。^[1] 基层政府和村级自治组织在中央到地方的纵向政策传播体系中承上启下, 既是政策的接收者, 也是直接面向村民的传播者、解释者。^[2] 聚焦政策传播的“最后一公里”, 本研究关注的组织传播指基层政府和村级自治组织面向农村居民, 依靠系统性力量所开展的有领导、有秩序、有目的的信息传播活动^[3], 是狭义层面组织对个体的传播实践。

现阶段, 数字媒介深刻影响着农村信息环境, 改变了农村居民获取和传播信息的方式。村民间人际交往频率下降, 社会联系减弱, 农村空心化现象凸显。在政策传播的媒介环境和社会环境都发生变化的背景下, 组织传播如何影响农村居民的政策认知水平? 社交媒介运用于组织传播时如何贡献效能? 村民间的人际传播又会对基层组织传播效能产生怎样的影响? 本文旨在通过实证研究重点回答上述三个问题, 关注社交媒介应用于组织传播后对农村政策传播格局的重塑。

一、文献回顾与研究问题

(一) 农村居民政策认知的重要性及现实情况

在政策实践的具体情境中, 农村居民的政策认知会影响他们对待政策的观念和行动。在观念层面,

农村居民越了解政策,对政府工作的参与度、满意度、支持度越高。^{[4][5]}在行动层面,农村居民政策认知水平越高,越配合政府工作。一项针对土地流转政策执行情况的研究显示,政策认知能显著激励农户的土地流转决策行为。^[6]另有研究发现,政策传播能显著提升农户对农业保险的认知度和外界舆论感知度,并对农业保险购买行为产生积极影响。^[7]

在生产和生活场景中,农村居民的政策认知同样重要。例如,农村居民对环境保护类政策的认知水平越高,越愿意采纳保护环境、节约劳动力的农业技术^[8],使用化肥和农药的倾向会越低,有利于保护生态环境^[9]。在职业规划方面,越了解“一村一名大学生工程”政策的农村居民成为职业农民的意愿更强烈。^[10]政策认知还会影响农村居民的抗风险能力。研究发现,对健康扶贫政策的认知度较低可能增加农村居民心理层面的疾病风险负担。^[11]

总之,农村居民的政策认知关系着对农政策执行的效率及他们从政策获益的程度。但前人研究发现,受基层工作不到位、干群关系疏离、意见领袖影响力减弱等因素的影响^[12],农村居民政策认知水平较低,且不同群体间水平不均衡,对农政策传播存在信息不对等、受众理解偏误等问题^[13]。此外,从中央到地方,国家主流化的一元模型在地方微观政策实践中分离出差异,导致很多农村居民虽然对中央政策的评价很高,但不信任基层传播的信息。^[14]农村居民对政策的评价并非基于政策文本表达,而是政策文本同政策实践之间的“距离”,距离越小评价越高,传播则是影响距离的中介因素。^[15]因此,通过实证研究考察影响农村居民政策认知的传播因素对于提高政策实践效能有重要意义。

(二) 组织传播对农村居民政策认知的影响:变化与问题

中国共产党有悠久的“宣传下乡”历史,通过动员将分散的农民组织化,将政党和国家意志带入乡村社会。^[16]文件、会议、标语口号等代表性组织传播手段能形塑政治认同、营造舆论氛围、引导农村公众。基层情况多变且复杂,从分包土地、分配生产任务到村级村务公开、民主选举,再到对农补贴、合作帮扶、医保社保等,各项政策都要通过组织传播渠道宣传。

大众传播媒介在农村普及后扩大了政策辐射范围,拓展了从中央到地方的纵向传播关系,实现了“直达式横向传播”,在唤醒农民自主性、增强农民对国家心理认同的同时,有可能削弱基层组织传播效能。^[17]组织传播也面临着自上而下的“科层制困境”,等级化的传播模式带来政策信息流失和传播效率下降,传播过程也易受到私交关系等人格化因素的影响,造成政策信息“精英俘获”现象,影响政策传播的公平性。^[18]总之,基层政府和村级自治组织在政策传播等级秩序中的权威被大众媒介动摇,组织传播渠道部分功能缺失,对农政策传播的“去中心化”特征明显。^[19]

互联网的介入让政策传播的运行图景更为离散化和扁平化,传受关系趋向融合,政策信息不再只沿着特定路径流动。^[20]新媒介形态引发新权力中心的诞生,会改变原有的信息传播秩序。^[21]与面对大众传播媒介时处于被动地位不同,在全媒体传播体系赋能国家治理体系和治理能力现代化的背景下,基层政府和村级自治组织对社交媒介的利用更加主动。微信等社交媒介不仅是村民间信息交流的重要渠道,也被内化为开展行政事务、村民动员、村务协调的社会控制和管理手段。^{[22][23]}组织传播和网络传播不是非此即彼的替代关系,而是你中有我、我中有你的共生关系。^[24]据此,提出如下研究问题:

RQ1:互联网时代,政策下乡过程中传统组织传播渠道发挥着怎样的作用?

RQ2:社交媒介运用于政策组织传播时如何贡献效能?

针对RQ2,现有关于媒介和乡村治理的研究主要围绕干群关系和公共空间建设两方面展开。过去,村干部身兼“国家代理人”与“农民当家人”的双重角色。取消农业税后,基层政权与农村的关系逐渐松散^[25],村干部面临着权威消解、信任危机等问题^[26]。但有研究发现,社交媒介以凸显性在场、信息交互的方式建立起干群关系外的类“亲属”关系,能维系干群情感。^[27]此外,社交媒介在“实体型

公共空间”外开辟了“虚拟型公共空间”,通过村民共同在场的虚拟交往行为,将分散在村庄内外的人群重新聚合,强化了正在萎缩、衰败的乡村空间。^[28]作为基层治理的增量要素,微信群能促进村民间形成信任、互惠、合作的机制,将在线公共讨论和信息分享扩展到现实社会行动中,有助于增强情感共鸣,引导农民关注共同利益。^{[29][30]}因此,进一步提出研究假设:

H1: 村政人员与农村居民的微信联系,对组织传播效能有显著正向贡献。

H2: 村政人员与农村居民的社群互动,对组织传播效能有显著正向贡献。

人际传播对组织传播效能的影响也值得重视。不同于干群交流,亲朋好友间的人际传播活动尽管没有特定的传播目标和固定的传播频率与形式,但也是政策传播重要的非正式渠道。干部需要利用人际关系动员群众,乡村精英的再阐释在村民内部也会产生影响,两者如果无法形成合力反而相互消解,可能带来农村居民对基层组织的不信任。^[31]伴随着劳动力转移规模的扩大,农村互惠关系异化,信任关系弱化^[32],依托于人际交往的社会互助功能减弱,人情式微^[33]。但移动传播网络嵌入农村社会后,农村居民能成为信息的主动实践者^[34],社交媒介能提高人际交往质量,使他们重获传播的主体性^[35]。面对上述复杂变化,提出第三个研究问题:

RQ3: 在基于社交媒介的政策传播实践中,人际传播对组织传播效能产生了怎样的影响?

本文的理论研究模型如图1所示。

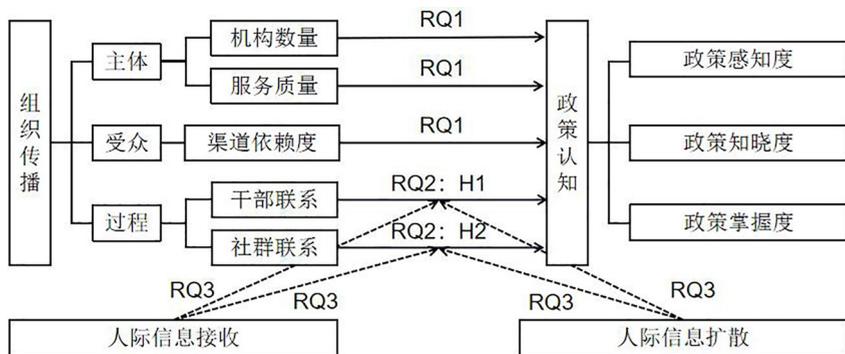


图1 理论研究模型

二、数据、变量与模型

(一) 数据来源及基本情况

本文的研究对象农村居民指长期生活且户籍在农村、从事农业生产或非农业生产的人员,不包括长期在外工作、大部分时间未在农村生活的农民工群体,以及在农村生活但户籍不在农村的人员。在调研地选择上,相较东部省份,中西部省份农村发展水平更低,政策扶持力度也更大;人口外流趋势更突出,更易面临乡村生活衰落的威胁;信息贫困程度也更深,有更紧迫的信息化发展和传播效能提升需求。因此在中西部省份调研更具典型性。2019年8月至2020年1月,课题组在湖南省衡阳市蒸湘区、常德市汉寿县和桃源县,安徽省六安市金寨县、黄山市歙县,河南省许昌市鄢陵县、南阳市方城县,宁夏回族自治区固原市原州区和西吉县,贵州省遵义市红花岗区,西藏自治区林芝市巴宜区的农村地区开展问卷调查,以多阶段立意抽样的方式在各区县确定2个乡镇,各乡镇确定2—3个行政村,各区县发放问卷150—200份,共回收有效问卷1284份。中部省份占56.78%,西部省份占43.22%;男性占60.82%,女性占39.18%;学历为小学及以下占20.36%,初中占36.93%,高中/中专/技校占27.26%,大专及以上占15.45%;年龄18岁以下占5.20%,18岁至30岁占12.25%,31岁至40岁占

26.42%，41岁至50岁占33.79%，51岁至60岁占15.77%，61岁及以上占6.57%。

(二) 变量

政策信息是基层对农传播最主要的信息类型，因此农村居民的政策认知水平能用来测量组织传播的效果。^[1] 本文以扶贫政策为例原因有三：第一，公共政策实践有动态过程性，政策传播成效难以在短期内兑现。自2013年底习近平总书记提出精准扶贫论述至2020年底我国脱贫攻坚战取得全面胜利，扶贫是全国农村的重点工作。问卷收集时期扶贫工作进入尾声，政策传播成效已趋稳定。第二，扶贫政策是一系列涉及多行业、多主体的综合性政策，动员了全社会的力量，极具代表性。第三，扶贫政策宣传面向所有村民，相比其他政策具有空前的受众广度、深度和强度。综上，以扶贫政策为例检验政策认知水平符合政策传播规律，较为理想、科学。

前人研究多从政策了解度、参与度^[4]、评价度、认同度^[5]、关心度、感知度^[10]等方面考察政策认知，但这些测量方式只能反映受访者自我评估的主观情况，而非客观的政策信息掌握水平。为突破上述限制，本文设计了三个因变量：(1)“政策感知度”，即受访者认为自己有多了解政策；(2)“政策知晓度”，列举了八种代表性帮扶政策，询问受访者知晓多少政策名目；(3)“政策掌握度”，通过十道包含政策内容的判断题计算总分。前两个变量是主观评价，第三个变量是客观测量。综合上述指标，以期真实全面地反映政策传播效果。

自变量方面，从主体、受众、过程三方面考察组织传播特征。主体特征包括“主体数量”和“服务质量”，受众特征采用“组织渠道依赖度”测量受访者通过传统组织传播渠道获取信息的情况，过程特征重点考察社交媒体在组织传播中的运用，包括“村政干部联系”和“村政社群联系”。参考苑春荟等编制的农民信息素质量表，通过“人际信息接收”“人际信息扩散”测量受访者的的人际传播情况。^[36] 性别、年龄、受教育水平、家庭社会经济水平（是否贫困户）作为控制变量也纳入模型，如表1所示。

表1 变量具体含义和描述性统计

变量名称	操作化定义	均值
因变量		
政策感知度	受访者对扶贫政策的了解程度，1=不知道，2=只听说过但不了解，3=比较了解，4=很了解	2.63
政策知晓度	干部驻村帮扶、教育扶贫、异地搬迁扶贫、健康扶贫等8种帮扶政策，了解一项得1分；加总最低=0，最高=8	3.00
政策掌握度	10道判断题：如“‘两不愁、三保障’中的‘三保障’指：义务教育、基本医疗、就业有保障”，答对得1分；加总最低=0，最高=10	3.15
自变量		
控制变量		
性别	女性=0，男性=1	0.61
年龄	受访时的实际年龄（周岁）	41.72
受教育水平	小学及以下=1，初中=2，高中/中专/技校=3，大专及以上=4	2.38
贫困户	从来不是贫困户=0，是或曾经是贫困户=1	0.22

续表

变量名称	操作化定义	均值
组织传播主体变量		
主体数量	居住地周边信息机构的数量, 包括图书室、农村专业技术协会等 6 项, 最低=0, 最高=6	1.53
服务质量	周边信息机构提供信息的种类, 包括政策信息、市场信息等 6 项, 最低=0, 最高=6	1.56
组织传播受众变量		
组织渠道依赖度	是否主要从传统组织传播渠道处获取信息, 包括讲座培训、村委村干部、信息机构等 3 项, 最低=0, 最高=3	0.55
组织传播过程变量		
村政干部联系	微信好友中是否有扶贫干部, 否=0, 是=1	0.46
村政社群联系	是否加入了扶贫相关微信群, 否=0, 是=1	0.41
人际传播变量		
人际信息接收	是否主要从亲朋好友处获取信息, 否=0, 是=1	0.39
人际信息扩散	“别人因为我提供的消息得到过好处”“我曾经教会过别人某项技能”两项, 1=完全不同意, 2=比较不同意, 3=一般, 4=比较同意, 5=完全同意, 两项加总求均值。	3.46

注: 考虑到扶贫工作不只有村支两委, 还有驻村工作队、结对帮扶干部等参与, 因此用扶贫干部、扶贫相关微信群测量村政干部联系和社群联系更全面。

(三) 模型

本研究运用 Stata 14.0 分析数据, 且用聚类稳健标准误估计。正式分析前通过“coldiag2”命令得到的诊断系数为 17.67, 小于阈值 30, 自变量间不存在多重共线性。因变量政策感知度为有序分类变量, Brant 检验显示 $p < 0.001$, 未满足平行线假定, 采用无需满足平行线假定的广义有序 Logit 模型。该模型允许回归系数随因变量次序变化而变化^[37]。公式如下:

$$P(Y_i > j) = g(X\beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X\beta_j)}{1 + [\exp(\alpha_j + X\beta_j)]}, j = 1, 2, \dots, J - 1$$

因变量政策知晓度和政策掌握度是非连续计数数据, 即“0, 1, 2, ..., n”, 取值有明确范围, 且数据有一定数量的零值, 计量模型选择上需要判断两个标准: 第一, 数据是否存在过度离散, 若不存在使用泊松回归模型, 若存在使用负二项回归模型; 第二, 数据是否存在零膨胀, 若不存在使用标准模型, 若存在使用零膨胀模型^[38]。数据显示本例适合采用零膨胀泊松回归模型。公式如下:

$$\begin{cases} \Pr\{n_m = 0\} = \exp(-\theta) + [1 - \exp(-\theta)]\exp(-\lambda_m) \\ \Pr\{n_m = k\} = [1 - \exp(-\theta)] \frac{\exp(-\lambda_m) \lambda_m^k}{k!}, k = 1, 2, \dots, n \end{cases}$$

三、研究发现

(一) 农村居民政策认知现状及群体比较

因变量的均值及群体比较结果如表 2 所示。政策感知度均值为 2.63, 高于中值, 政策知晓度均值为 3.00, 政策掌握度为 3.15, 皆低于中值, 说明受访者的主客观水平存在差距。在政策感知度方面, 不同性别、年龄、受教育水平的受访者群体差异显著。男性 (2.73) 显著高于女性 (2.47), 高龄组 (2.81) 显著高于低龄组 (2.44), 高学历组 (2.83) 显著高于低学历组 (2.46)。在政策知晓度方面, 男性 (3.16) 显著高于女性 (2.75), 高龄组 (3.30) 显著高于低龄组 (2.72), 高学历组 (3.76) 显著高于低学历组 (2.45), 非贫困户 (3.10) 显著高于贫困户 (2.76)。在政策掌握度方面, 男性 (3.25) 显著高于女性 (2.99), 高龄组 (3.41) 显著高于低龄组 (2.92), 高学历组 (3.77) 显著高于低学历组 (2.69), 非贫困户 (3.29) 显著高于贫困户 (2.72)。

表 2 农村居民政策认知各指标均值及群体比较结果

组别		政策感知度	政策知晓度	政策掌握度	组间比较
总体		2.63 (n=1226)	3.00 (n=1231)	3.15 (n=1252)	
性别	女性	2.47 (n=473)	2.75 (n=481)	2.99 (n=490)	1***, 2**, 3*
	男性	2.73 (n=737)	3.16 (n=733)	3.25 (n=746)	
年龄	低龄组	2.44 (n=575)	2.72 (n=585)	2.92 (n=592)	1***, 2***, 3***
	高龄组	2.81 (n=621)	3.30 (n=615)	3.41 (n=628)	
受教育水平	低学历组	2.46 (n=689)	2.45 (n=693)	2.69 (n=706)	1***, 2***, 3***
	高学历组	2.83 (n=519)	3.76 (n=519)	3.77 (n=525)	
家庭性质	贫困户	2.68 (n=250)	2.76 (n=250)	2.72 (n=254)	1ns, 2*, 3***
	非贫困户	2.62 (n=896)	3.10 (n=898)	3.29 (n=912)	

注: ①以均值 41.7 岁为界将受访者分为高龄和低龄两组。②低学历包括小学及以下、初中, 高学历包括高中/中专/技校、大专及以上。③1, 2, 3 分别为感知度、知晓度和掌握度的比较。④* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (双尾检验)。

(二) 农村居民政策认知的影响因素分析

1. 政策感知度的影响因素

如表 3 所示, 在控制变量方面, 受教育水平、家庭性质对政策感知度次序类别间的影响效应相同, 年龄产生了不同的影响效应, 对政策感知度从“只听说过, 但不了解”向更高等级提升有显著的正向影响。在组织传播主体方面, 周边组织传播主体数量越多, 提供的信息服务越多样, 越能显著提高受访者的政策感知度。在受众方面, 组织渠道依赖度产生了不同效应, 仅对政策感知度从“比较了解”提升为“很了解”有显著正向影响。在过程方面, 村政干部联系和村政社群联系都有显著正向影响。在人际传播方面, 人际信息接收和人际信息扩散皆未达显著。

表3 政策感知度影响因素分析结果

自变量 \ 因变量	政策感知度		
	1→2	2→3	3→4
男性 ¹	0.214 (0.136)		
年龄	0.004 (0.009)	0.032*** (0.007)	0.056*** (0.009)
受教育水平	0.357*** (0.074)		
贫困户 ²	0.375* (0.164)		
主体数量	0.212*** (0.056)		
服务质量	0.130** (0.043)		
组织渠道依赖度	0.120 (0.195)	0.010 (0.114)	0.420** (0.129)
有村政干部联系 ³	0.834*** (0.160)		
有村政社群联系 ⁴	0.875*** (0.158)		
依赖人际渠道接收 ⁵	-0.197 (0.134)		
高人际信息扩散力 ⁶	0.125 (0.135)		
常数项一	0.214 (0.463)		
常数项二	-3.302*** (0.387)		
常数项三	-7.028*** (0.513)		
Log pseudolikelihood	-1002.756		
Pseudo R ²	0.173		
样本数	953		
模型整体检验	***		

注: ①因变量1为“不知道”, 2为“只听说过, 但不了解”, 3为“比较了解”, 4为“很了解”。②自变量1的参考类别为“女性”, 2为“非贫困户”, 3为“无村政干部联系”, 4为“无村政社群联系”, 5为“不依赖人际渠道接收信息”, 6为“低人际信息扩散力”(以均值3.46为界)。③括号外为回归系数, 括号内为标准误。④* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (双尾检验)。

2. 政策知晓度的影响因素

政策知晓度影响因素的分析结果如表4所示。首先, 在控制变量方面, 政策知晓度随着年龄和受教育水平的提高而显著上升。在组织传播主体特征方面, 政策知晓度随组织传播主体数量的增加和它们所提供的信息服务质量的提高而上升。在受众特征方面, 受访者对组织传播渠道的依赖度越高, 越能显著强化其政策知晓度。在过程特征方面, 有村政干部微信和加入村政社群的受访者政策知晓水平显著更高。人际传播渠道方面的变量皆未达显著。

3. 政策掌握度的影响因素

政策掌握度影响因素的分析结果如表4所示。在控制变量方面, 年龄和受教育水平有显著的正向影响。在组织传播主体特征方面, 主体数量和服务质量同样发挥着显著的正向影响。在受众特征方面, 传统组织传播渠道依赖度只对主观层面的政策感知度和知晓度有显著正向影响, 对客观层面政策掌握

度的影响不再显著。在过程特征方面,有干部联系和社群联系的受访者政策掌握度显著更高。在人际传播渠道方面,高人际信息扩散能力的受访者的政策掌握度显著更高。

表 4 政策知晓度和政策掌握度影响因素分析结果

自变量 \ 因变量	政策知晓度	政策掌握度
男性 ¹	0.036 (0.040)	0.011 (0.039)
年龄	0.004** (0.002)	0.005** (0.002)
受教育水平	0.192*** (0.022)	0.137*** (0.021)
贫困户 ²	0.026 (0.051)	-0.055 (0.048)
主体数量	0.063*** (0.013)	0.027* (0.012)
服务质量	0.042*** (0.011)	0.040*** (0.010)
组织渠道依赖度	0.099*** (0.024)	0.037 (0.024)
有村政干部联系 ³	0.134* (0.053)	0.134* (0.052)
有村政社群联系 ⁴	0.155** (0.052)	0.237*** (0.049)
依赖人际渠道接收 ⁵	-0.016 (0.041)	-0.035 (0.038)
高人际信息扩散力 ⁶	0.042 (0.044)	0.107** (0.040)
常数项 (点模型)	0.127 (0.106)	0.317** (0.103)
常数项 (零膨胀模型)	-2.182*** (0.156)	-2.866*** (0.218)
样本数 (点模型)	790	853
样本数 (零膨胀模型)	164	114
Log pseudolikelihood	-1902.807	-1914.228
Nagelkerke R^2	0.328	0.279
模型整体检验	***	***

注:①自变量1的参考类别为“女性”,2为“非贫困户”,3为“无村政干部联系”,4为“无村政社群联系”,5为“不依赖人际渠道接收信息”,6为“低人际信息扩散力”。②括号外为回归系数,括号内为标准误。③* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (双尾检验)。

(三) 人际传播因素对组织传播效能的调节效应检验

如表5所示,在政策感知度方面,人际信息扩散在干部联系与政策感知度之间发挥正向调节效应 (coef. = 0.730, $p = 0.006$),又正向调节社群联系对政策感知度的影响 (coef. = 0.657, $p = 0.013$)。放宽标准,人际信息接收在社群联系和政策感知度之间也起着负向调节作用 (coef. = -0.439, $p = 0.088$)。在政策掌握度方面,人际信息接收与村政社群联系的交互项显著,且系数为负 (coef. = -0.167, $p = 0.031$),表明加入村政微信群对政策掌握度的影响会被人际传播渠道削弱。虽然人际信息接收与村政干部联系的交互项在 $p < 0.05$ 的水平上未达显著,但在 $p < 0.1$ 的水平上显著 (coef. = -0.143, $p = 0.061$),说明在一定程度上是否有干部微信对政策掌握度的作用会受到人际传播渠道的影响,且影响方向同样为负。在政策知晓度方面,人际传播方面的变量所起到的调节效应皆不显著。

表 5 人际传播因素对组织传播效能的调节效应检验结果

调节效应路径		系数	标准误	95%置信区间
政策感知度	人际接收×干部联系→	-0.405	0.252	[-0.899, 0.088]
	人际接收×社群联系→	-0.439	0.257	[-0.944, 0.065]
	人际扩散×干部联系→	0.730**	0.265	[0.211, 1.249]
	人际扩散×社群联系→	0.657*	0.265	[0.137, 1.176]
政策知晓度	人际接收×干部联系→	-0.032	0.083	[-0.196, 0.131]
	人际接收×社群联系→	-0.114	0.081	[-0.273, 0.046]
	人际扩散×干部联系→	-0.057	0.086	[-0.226, 0.113]
	人际扩散×社群联系→	-0.003	0.084	[-0.168, 0.163]
政策掌握度	人际接收×干部联系→	-0.143	0.076	[-0.292, 0.007]
	人际接收×社群联系→	-0.167*	0.077	[-0.318, -0.015]
	人际扩散×干部联系→	0.011	0.078	[-0.143, 0.164]
	人际扩散×社群联系→	-0.020	0.077	[-0.170, 0.131]

如图 2a 和图 2b 所示, 对政策感知度而言, 在受访者人际扩散能力较强的情况下, 村政干部联系和社群联系的影响都强于在人际扩散能力较低情况下的影响。如图 2c 所示, 对政策掌握度而言, 在受访者依赖人际渠道获取信息的情况下, 村政社群联系的影响弱于不依赖人际渠道获取信息情况下的影响。

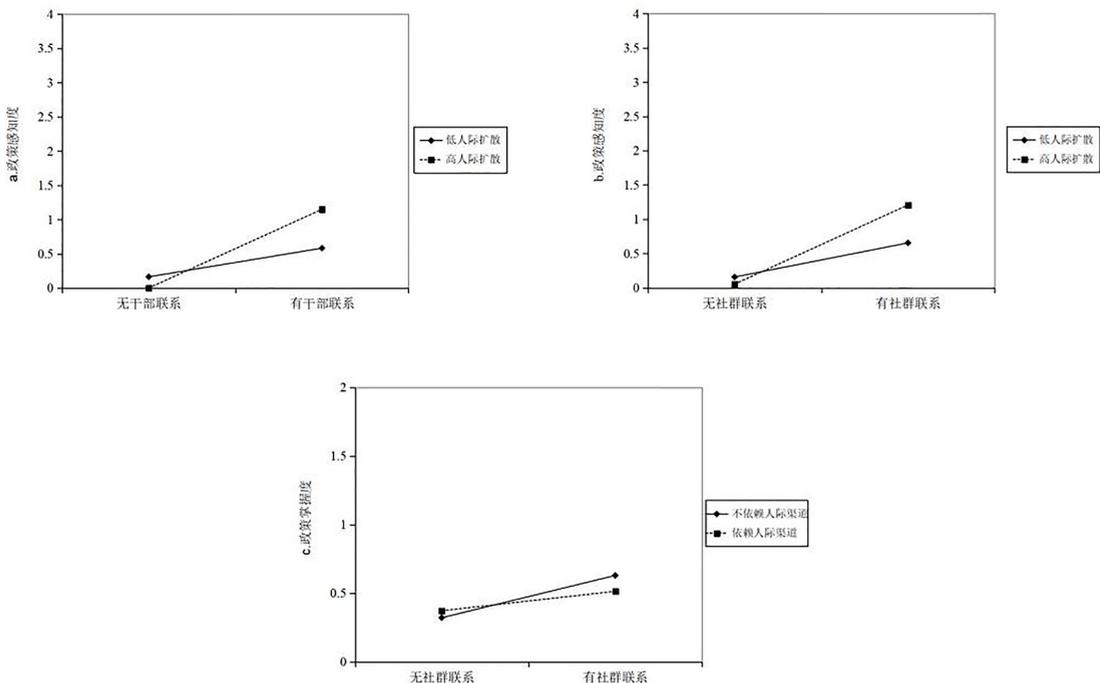


图 2 调节效应示意图

四、结论与政策启示

第一,农村居民的政策知晓度和掌握度有较大提升空间,要重视智识因素的影响。研究发现,受访者仅有政策感知度均值得分高于中值,作为客观指标的政策掌握度情况最差。传播效果是“感知—知晓—掌握”逐步深入的复杂过程。目前停留在“高感知度、低知晓度、低掌握度”阶段,说明仅解决政策信息到达的问题还不够,要从“量”向“质”转化。基层组织有许多值得细化的工作,如除宣教告知外,还要梳理和解读政策文件,帮助农村居民准确理解和运用政策信息。政策传播也要区分重点人群,因群施策。研究发现,女性、低龄、低学历人群在三个指标上的得分显著更低,尽管“贫困户”的概念随着脱贫攻坚战的全面胜利而进入历史,但其概念指征的相对弱势群体将长期存在。他们不仅是经济弱势群体,也是信息弱势群体,缺乏接触多样化信息渠道的能力和条件,信息理解和转化能力更弱,需要更多关注。

影响因素分析显示,相比经济因素,智识因素的影响始终显著。这意味着提高政策认知水平要跨越的不再是“经济鸿沟”而是“知识鸿沟”。这一点也与国家近年来提倡的“乡村振兴,教育先行”理念不谋而合。未来要进一步完善农村基础教育和素质教育,推进教育公平,只有识字和理解能力得到提升,农村居民才能更好地接收政策信息。

第二,传统组织传播渠道的政策传播效果有局限性,要优化基层信息环境。以传播主体为例,信息机构数量和服务质量能显著正向影响农村居民的政策认知,但受访者对传统组织传播渠道的依赖度只对主观层面的政策感知度和知晓度有显著影响,无法显著提升政策掌握度。这一发现一方面证明前期工作的意义和价值,另一方面说明提升组织传播效能依然是今后政策实践的重点抓手。调研发现,各地对农信息服务机构发展仍存在诸多瓶颈。机构改革后,乡镇的农业技术推广站、农业机械化推广站、畜牧水产站等合并为农业服务中心,希望通过“一站式服务”提高办事效率,但存在与市场对接不够、信息供能有限等不足,难以精准满足农村居民的实际需求。组织传播主体也面临极大的不确定性,行政层级越低,能调动的传播资源越有限,也就面临越大压力。在农村内部,除政务服务中心外,益农信息社、农村淘宝站等机构也具备提供对农信息服务的潜力,但大多空有场所,缺乏人员、资金的持续性投入,难以发挥实际成效。各类信息服务平台的推广也面临阻力,民间信息服务组织发展不健全。因此,要增强乡镇一级农业服务中心的信息供给能力,推动信息服务机构真正进入生活场景。同时动员民间力量,优化基层信息环境,进而提升组织传播效能。

第三,从“去中心化”到“再中心化”,让社交媒体为组织传播赋能。在各层级的政策认知水平上,村政人员与农村居民的微信/微信群互动对组织传播效能都有显著正向影响,H1和H2得到了支持。前人研究发现,大众传播媒介对传统组织传播渠道的效果曾带来冲击。电视、报刊、广播的普及让农村居民能直接了解中央政策,影响了基层政府在政策传播中的权威,在一定程度上造成了“去中心化”。本研究发现,虽然传统组织传播渠道依赖度对政策认知水平的影响仍是有限的,但微信等社交媒体的兴起使政策传播的“再中心化”成为可能,基层政府和村级自治组织得以重获主动性。当然,赋能过程中的问题也不能忽视:如何突破微信群多数情况下的“单向通知”功能?如何鼓励农村居民利用互联网对各种公共事务进行既积极又理性的表达?如何让更多的“死群”活起来?如何推动信息化赋能乡村公共空间治理?这些既有赖于个人素质的提高,更需要引导、规划。

第四,重视抵御人际传播对组织传播效能的消解,推动不同传播渠道形成合力。研究发现,人际信

息接收会负向调节基于社交媒介的组织传播对农村居民政策掌握度的影响, 说明体制外的非正式渠道可能干扰组织传播效果, 尤其影响农村居民对具体政策内容的接收与理解。调研发现, 一些受访者对基层政府并不信任, 存有“抵抗式记忆”, 认为政策利好与他们无关, 还会不断向外扩散消极情绪。但人际传播并非只有负面影响, 受访者的人际信息扩散能力不仅能直接正向影响政策掌握度, 而且会正向调节基于社交媒介的组织传播对政策感知度的影响。这也提醒我们, 传播能力强、愿意分享信息的受访者有潜力成为民间意见领袖, 不可忽视“地方性知识”的重要性。组织传播主体需要有策略地借力人际关系, 加大针对意见领袖的政策宣传和解读力度, 并发挥他们在调解矛盾、纾解不满情绪方面的作用, 让非正式渠道和正式渠道形成合力而非此消彼长, 重塑同向并行的政策传播格局。

参考文献:

- [1] 张淑华. 政策网络视角下我国农村政策传播的效能问题研究 [J]. 现代传播 (中国传媒大学学报), 2020 (1): 47-52.
- [2] 蒋旭峰, 唐莉莉. 政策下乡的传播路径及其运作逻辑——一项基于江苏省J市10个乡镇的实证调查 [J]. 学海, 2011 (5): 89-96.
- [3] 吴飞. 火塘·教堂·电视——一个少数民族社区的社会传播网络研究 [M]. 北京: 光明日报出版社, 2008: 126.
- [4] 高名姿, 张雷, 陈东平. 政策认知、农地特征与土地确权工作农民满意度 [J]. 现代经济探讨, 2017 (10): 104-110.
- [5] 付文凤, 郭杰, 欧名豪, 等. 成本效益、政策认知与农村居民点整理农户补偿满意度研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017 (5): 138-145.
- [6] 彭开丽, 程贺. 决策行为视角下农地流转对农户收入的影响——来自湖北省东部9县(市/区)的证据 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2020 (5): 132-142.
- [7] 谭德凤, 陶建平, 贺娟. 政策传播视角下农业保险购买行为研究 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2023 (5): 66-76.
- [8] 曹慧, 赵凯. 农户非农就业、耕地保护政策认知与亲环境农业技术选择——基于产粮大县1422份调研数据 [J]. 农业技术经济, 2019 (5): 52-65.
- [9] 李琴英, 陈康, 陈力朋. 种植业保险参保行为对农户化学要素投入倾向的影响——基于不同政策认知情景的比较研究 [J]. 农林经济管理学报, 2020 (3): 280-287.
- [10] 郭如良, 刘子玉, 肖嘉琳, 等. 社会资本、政策认知与农民职业化意愿——基于江西省“一村一名大学生工程”调查数据的实证 [J]. 农林经济管理学报, 2019 (3): 337-346.
- [11] 韦艳, 张明健, 李美琪. 健康扶贫政策对贫困地区居民疾病风险认知的影响 [J]. 医学与社会, 2021 (8): 5-10.
- [12] 龚宏龄. 农村政策纵向扩散中的“悬浮”问题 [J]. 西北农林科技大学学报 (社会科学版), 2017 (2): 51-57.
- [13] 吕晓, 肖慧, 牛善栋. 农户的土地政策认知差异及其影响因素——基于山东省264户农户的调查数据 [J]. 农村经济, 2015 (2): 31-36.
- [14] 郎劲松, 樊攀. 政府认同差异化: 对农政策传播的新困境——基于湖北省S市实地调研的研究 [J]. 现代传播 (中国传媒大学学报), 2016 (11): 36-39.
- [15] 陈楚洁. 乡村治理中的政策传播效果分析 [EB/OL]. <https://www.zgxcfx.com/Article/20270.html>.
- [16] 徐勇. “宣传下乡”: 中国共产党对乡土社会的动员与整合 [J]. 中共党史研究, 2010 (10): 15-22.
- [17] 王越, 费爱华. 从组织传播到大众传播: 国家治理乡村社会的策略演进 [J]. 南京社会科学, 2012 (4): 117-123.
- [18] 陈雪琼, 刘建平. 惠农政策组织传播的科层困境与出路 [J]. 农村经济, 2012 (10): 13-17.
- [19] 郑欣, 朱玲. 乡村治理视角下的政治传播效果研究——以“两会”信息在淮南市H村的传播为例 [J]. 西南民族大学学报 (人文社会科学版), 2012 (2): 156-161.
- [20] 荆学民, 于淑婧. 自媒体时代的政治传播秩序及中国调适 [J]. 政治学研究, 2020 (2): 14-26.
- [21] [英] 詹姆斯·卡伦. 媒体与权力 [M]. 史安斌, 董关鹏, 译. 北京: 清华大学出版社, 2006: 74.

- [22] 李红艳, 韩芸. 以“一”贯之: 社会化媒体视野下乡村治理秩序的重构 [J]. 现代传播 (中国传媒大学学报), 2020 (3): 52-58.
- [23] 张微, 彭兰. 政策主导、建构日常与回归本土: 乡村互联网技术实践的三重路径 [J]. 传媒观察, 2023 (11): 13-21.
- [24] 杨君, 陈莹晶. 竞争还是共生? 政策传播渠道关系演变研究——基于 19 个城市的问卷调查数据分析 [J]. 政治学研究, 2020 (3): 26-38.
- [25] 贺雪峰. 行政还是自治: 村级治理向何处去 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2019 (6): 1-5.
- [26] 唐莉莉, 蒋旭峰. 政策传播中的村干部角色: 权威消解、重构与政策协商——基于对 JD 市农村的调查研究 [J]. 湖南大众传媒职业技术学院学报, 2011 (1): 22-25.
- [27] 李红艳, 宋佳杰. 微信里的类“亲属”关系: 基于贫困乡村社会联系视角的探讨 [J]. 新闻与写作, 2020 (4): 59-65.
- [28] 郭明. 虚拟型公共空间与乡村共同体再造 [J]. 华南农业大学学报 (社会科学版), 2019 (6): 130-138.
- [29] 牛耀红. 社区再造: 微信群与乡村秩序建构——基于公共传播分析框架 [J]. 新闻大学, 2018 (5): 84-93.
- [30] 冉华, 耿书培. 农村社会变迁中村落共同体的线上建构——对宁夏中部 Z 村的考察 [J]. 开放时代, 2021 (3): 180-192.
- [31] 闵阳. 西部农村政策信息传播有效性的影响因素分析 [J]. 新闻界, 2014 (11): 17-21.
- [32] 李佩, 罗必良. 劳动力转移如何影响农村熟人社会变迁? [J]. 农村经济, 2022 (6): 1-9.
- [33] 王向阳, 吕德文. “人情式微”: 近年来中国农村社会关系变迁研究——基于劳动力市场化视角的过程-机制分析 [J]. 学习与实践, 2022 (4): 101-112.
- [34] 李红艳, 牛畅, 汪璐蒙. 网络时代农民的信息获取与信息实践——基于对北京市郊区农民培训的调研 [J]. 新闻与传播研究, 2019 (4): 45-61.
- [35] 金恒江, 聂静虹, 张国良. 乡村居民社交网络使用与人际交往——基于中国 35 个乡镇的实证研究 [J]. 新闻与传播研究, 2020 (2): 77-96.
- [36] 苑春荟, 龚振炜, 陈文晶, 万岩. 农民信息素质量表编制及其信效度检验 [J]. 情报科学, 2014 (2): 26-30.
- [37] 王存同. 进阶回归分析 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2017: 188.
- [38] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用 (第二版) [M]. 北京: 高等教育出版社, 2014: 211-215.

[责任编辑: 谢薇娜]