

村民返乡参与乡村振兴意愿的影响因素及效应研究

罗敏 陈宝玲¹

【摘要】为探究影响村民返乡参与乡村振兴意愿的影响因素及效应大小，以湖南省攸县莲塘坳镇 312 份村民调查数据，构建了村民返乡参与乡村振兴意愿影响因素的结构方程模型。研究表明：村民的乡土情结、政府政策感知和社会责任感 3 个维度是刻画影响村民返乡参与乡村振兴意愿的核心变量；“乡土情结”不仅对“参与意愿”有直接效应，还可以通过“政府政策感知”对村民参与意愿起作用，但“乡土情结”对村民参与意愿影响作用最大；政府政策推动对村民参与意愿具有显著性的直接效应；而在乡村振兴初级阶段，村民的社会责任感并不强烈，对于是否返乡参与乡村振兴处于观望状态，其对村民返乡参与乡村振兴意愿的影响较弱。作为乡村振兴的主导者和推动者，政府应该增强对村民的情感维系和政策帮扶，加强乡村振兴相关政策的宣传和落地，并强化村民社会责任感的培育。

【关键词】村民返乡 乡村振兴 乡土情结 参与意愿 结构方程模型

【中图分类号】:F323.6 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1009-5675 (2020) 06-069-10

一、研究的缘起

2020 年中国将全面完成脱贫攻坚任务消除绝对贫困，由精准扶贫迈向乡村振兴的后扶贫时代，乡村振兴将成为后扶贫时代乡村建设和发展的主旋律。党的十九大报告中对乡村振兴战略进行了总结和概括，明确提出“要坚持农业农村优先发展，按照产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕的总要求，建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系，加快推进农业农村现代化”。^[1]2020 年既是中国全面建成小康社会目标的关键之年，又是全面完成脱贫攻坚任务消除绝对贫困走向后扶贫时代的收官之年，还是乡村由精准扶贫迈向全面振兴的衔接之年。乡村振兴战略作为后扶贫时代乡村建设和发展的主旋律，是解决城乡发展不平衡和农村发展不充分的重要行动。然而，实施乡村振兴战略的首要难题是要解决依靠谁的问题，要明确谁才是实施乡村振兴战略的主体。毋庸置疑，村民自然是实施乡村振兴的主体，理应在乡村振兴战略中“唱主角戏”，而政府和其他社会参与者则应该充当好“配角”的身份，引导和助力乡村振兴，多元主体共同作用才能“好戏连连”。2019 年中央一号文件《中共中央国务院关于坚持农业农村优先发展做好“三农”工作的若干意见》指出，要坚持农业农村优先发展总方针，以实施乡村振兴战略为总抓手，充分发挥好村民主体性作用，激发和调动村民群众积极性主动性。^[2]乡村振兴作为一个非常复杂的系统工程，要遵循乡村建设和发展的规律，充分尊重广大村民意愿，有效发挥村民主体作用，从而激发广大村民参与乡村振兴的积极性、主动性和创造性。^[3]可见，培养和造就一批以“有文化、懂技术、会经营”为主要特征的新型农民^[4]便成为了乡村振兴的当务之急。但现实的情况是，一方面伴随务工经济发展，农村青壮年村民持续外流，在外流村民群体中那些文化素质较高、能力较强的精英群体占据了多数，造成了农村劳动力的严重短缺，这不仅影响了正常的农村建设和发展，还造成了乡村振兴诸多方面工作的疲软与衰落。^[5]另一方面村级组织将原子化、个体化的村民有效地联结在一起，是村民表达利益需求最直接、最重要的组织依托，肩负着乡村振兴的重任^[6]，这对村级组织的主要负责人提出了更高的要求。基于此，本文以湖南省莲塘坳镇 312 份村民调查数据

基金项目：国家社会科学基金项目：“西南民族地区县级政府社会治理能力困境与提升机制研究”（编号：18XZZ006）；湖南省教育厅优秀青年项目：“精准扶贫视域下湖南贫困地区农村基层社会治理机制创新研究”（编号：17B068）。

作者简介：罗敏，厦门大学公共事务学院博士研究生，福建厦门，361005；
陈宝玲，厦门大学公共事务学院博士研究生，福建厦门，361005。

为样本,旨在探究影响村民返乡参与乡村振兴意愿的影响因素及效应大小,从而有针对性地提出增强村民返乡参与乡村振兴意愿的政策建议,为进一步推动村民返乡参与乡村振兴提供可能的理论支撑。

二、文献回顾与研究假设

当前学界关于村民返乡参与乡村振兴的研究主要涉及村民的乡土情结、村民心理感知和村民行为态度等方面。中国是一个有数千年传统的农耕社会,“乡土性”具有极其的特殊性^[7],从基层上看去,中国社会是乡土性的。^[8]对于农本社会而言,“乡土情结”究其内容主要包含两方面:一是“土地情结”;二是“家情结”。^[9]另外,老乡作为中国文化中一种特有的心理现象,也会促使积极的情感卷入和趋同倾向^[10],即产生“老乡情结”。赵月枝等认为乡土经济精英返乡参与乡村振兴既有主观愿望,也有返乡建设家乡的乡土情结。^[11]宋燕金认为乡村振兴要明确农村建设的方向,让乡村民众望得见山、看得见水,以深切的乡土情结增强居民对乡村的依赖感、归属感和认同感。^[12]从村民心理感知出发,村民参与乡村振兴主要受其对国家或政府政策、社会责任和个人意愿等三个方面的影响。^[13]事实上,从20世纪90年代开始的乡村变迁在消解乡土社会,经济成为社会的中心,与乡土社会相适应的价值、规范迅速地趋于瓦解,重构了传统中国乡土社会的治理结构^[14],国家的行政力量透过村庄直接作用于村民,来自政府财政的项目、补贴和政策对村民生活产生了越来越大的影响。^[15]这也充分说明,只有村民知晓了党和政府的农村工作政策,感受到了党和政府的温暖,才能积极参与乡村振兴的实践中,党和政府的政策意图才得到充分实现。^[16]伴随着农村精神文明建设的推进,农村文化生活也正式进入到惠农政策和乡村全面振兴的实践中,以社区为组织载体的文化活动也逐渐丰富起来,越来越多的村民乐于参与到乡村振兴的大潮中。^[17]结合法律宣传教育,推进乡村诚信体系建设,强化村民的社会责任意识、规则意识和契约精神^[18],都是农村精神文明建设的应有之义,也是驱动村民返乡参与乡村振兴战略的重要因素。综上可见,村民返乡参与乡村振兴意愿的影响因素具有多样性,目前学界关于村民返乡参与乡村振兴的意愿的影响维度主要集中在以下几个方面:

(一) 乡土情结

人情关系成为中国政治经济运行的基石,无论是上层社会还是平民百姓都在人情构建的关系网内活动。^[19]乡土情结是村民对家乡的一种特殊记忆和情感依恋。村民的生活大部分时间是在庭院中度过的,院落是村民吃、喝、住、娱乐和民俗活动的重要空间,满足着村民们生活中对物质和精神的需求。^[20]乡村文化振兴意味着要以凝练农民乡土情结鼓舞回报桑梓热忱,以农民的乡情自觉来激发乡村振兴的内生动力。^[21]杨郁等认为山清水秀、空气清新是农村田园生活极具吸引力的地方,也是村民乡土情结所在,引导村民进行身份认同、共同体认同,需要国家权力通过文化建设、舆论引导强化乡土情结和集体意识,将村民带出精神空白区,以丰富多样的宣传形式并借助不同的媒介传播新乡土文化,增强村民对村庄的归属感和认同感。^[22]徐苑琳认为当外出打工者在城市的打拼中积累了一定的经济能力后,基于恋土、恋家的“乡土情结”而愿意返乡就业或返乡创业;而青年一代村民更倾向于在城镇里生活与就业,“乡土情结”相对较淡,他们中的一些人认为,乡村固有的生存形式是过时的,这反映出他们对古老乡土情结、血缘宗族观念等方面的认同度偏低,自发参与乡村振兴的主体意识较为淡薄^[23],如果能力和条件允许,其更愿意在城镇定居和生活。^[24]王崇杰等认为精英回流的情感动机是基于对乡土情结维系与成就感提升,同时也想为美丽乡村建设贡献自己的力量。^[25]在乡村振兴实践中,由于人地关系和乡土情结,他们对关注政府对农村建设和发展的相关政策,乡村规划实施后的人居空间对于当地村民而言几乎是唯一的居住选择,所以他们也会更为积极和迫切地参与到乡村规划的制定中。^[26]可见,村民的乡土情结可能影响其关注政府对于农村建设和发展的相关政策,因而乡土情结与村民参与乡村振兴意愿有相关关系。

(二) 政府政策感知

为解决农村人口外迁特别是青年劳动力外流问题,欧盟农业政策改革通过新的直接支付框架挂钩支持青年村民和小农户,采取重组和更新农场等措施,为青年村民提供创业援助,建立农场咨询服务系统和培训、创新项目等^[27],这些政府政策对村民返乡参与乡村振兴具有积极的作用。在中国,各项支农惠农强农的现代农业政策执行都是为了村民,村民通过参与知识培训,自身素质得到发展与提高,对国家和政府农业政策有了一定水平的接受能力和理解能力,就能为乡村振兴战略全面执行畅通道路。

^[28]相反,由于文化程度不高、对法律和政府政策的不了解等客观原因,村民在乡村振兴项目需要农地流转过程中往往成为弱势群体,即使不愿意流转、不满意报酬,也会在“这是上边政府的规定”搪塞中无奈参与农地流转。^[29]另外,在推动乡村振兴战略过程中,贫困乡村集体资源少,更多需要国家政策资源支持^[30],政府政策对村民经济决策的制约与村民自发动机形成了村民经济决策的两大关键性因素,并且在一定意义上,可以将这两者理解为村民理性与政府政策的互动博弈过程。^[31]因而,地方政府需要改变政策思路,将村民作为政府政策扶持对象,而不是帮助工商资本来击败村民^[32],这样才能让村民成为乡村振兴真正的主人。可见,村民对政府政策的感知可能影响其参与乡村振兴的意愿。

(三) 社会责任感知

社会责任通常是指组织承担的高于组织自己目标的社会义务。当代青年参与乡村振兴的具体行动,既是市场理性选择的结果,也充满了文化乡愁的朴实情感和社会责任维度的理想抱负。^[33]因此,乡村振兴战略是一项复杂的系统工程,既要“塑形”,更要“铸魂”。一方面,要重塑乡村振兴主体——村民的精神,提升文化道德素养,不仅在于村民个体文化教育水平的提升,也需要培育公民精神,强化村民的社会责任意识、规则意识、集体意识、主人翁意识;另一方面,要改变乡村社会涣散、一盘散沙的局面,重建乡村伦理和秩序,恢复邻里守望相助等社会关系,凝聚起乡村振兴的精神力量,为乡村产业振兴,实现和谐发展,推进乡村治理体系和治理能力现代化奠定基础。^[34]在乡村振兴实践中,要兼顾经济效益和社会效益,更加强调企业等经济主体的社会责任^[35],引导农业龙头企业在生产经营过程中主动履行社会责任^[36],强调返乡村民创业实践中的社会责任,如强化并鼓励返乡村民通过创业带动村庄留守人口就业,通过发展农村商业提高贫困户精准脱贫的意识。^[37]总之,推动乡村振兴是村民应当承担的社会责任^[38],在乡村振兴中需凝聚人心,充分尊重村民意愿,切实发挥村民在乡村振兴中的主体作用,调动他们的积极性,强化村民的社会责任意识。^[39]由此可见,村民对社会责任的感知态度会激发其返乡参与家乡建设和发展的热情,进而可能影响村民返乡参与乡村振兴的意愿。

实际上,村民返乡参与乡村振兴的意愿有非常强的主观性特征,受诸多方面因素的影响,比如乡村振兴的资源禀赋、乡村人口分布结构等都可能影响村民返乡参与乡村振兴的意愿。为了研究的合理性和科学性,本文在借鉴学界已有研究成果的基础上,将影响村民返乡参与乡村振兴意愿的因素主要归结于村民的乡土情结、政府政策感知和社会责任感知三个方面,并试图以此为切入点构建本文的理论研究框架。

基于此,本研究提出以下研究假设:

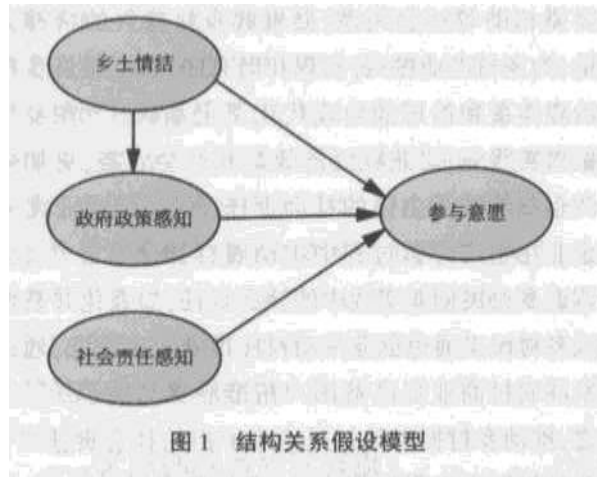
假设 1: 乡土情结与村民对政府政策感知有正相关关系

假设 2: 乡土情结与村民返乡参与乡村振兴意愿有正相关关系

假设 3: 村民对政府政策感知与村民返乡参与乡村振兴意愿有正相关关系

假设 4: 村民对社会责任感知与村民返乡参与乡村振兴意愿有正相关关系

根据以上假设,本研究构建了关于村民返乡参与乡村振兴意愿的结构关系模型(如图 1 所示),该理论模型包含 4 个潜变量,即“乡土情结”“政府政策感知”“社会责任感知”和“参与意愿”,其中“参与意愿”是因变量,他由其他三个自变量引起变化,进而又影响因变量的变化。



三、研究设计与方法

（一）调查区域

本文以湖南省莲塘坳镇外出村民为研究对象,对其返乡参与乡村振兴意愿进行研究。需要特别说明的是,本文研究对象村民主要包括:外地经商的企业家、个体户、农民工以及外地务工的大学生等群体。莲塘坳镇位于攸县东南部,土地总面积约为 270 平方公里,耕地面积 3.4 万亩,林地面积 29.5 万余亩,其与东城相距仅 1.7 公里,区位条件优越,自然资源丰富,现已探明蕴藏铁、锰、钨、石灰石、石英石等 10 余种矿产资源。此外,莲塘坳镇旅游资源丰富,以阳升观为中心,聚集了皇帝敕建的千年古观、凤凰鸣涧、金溪仙迹、银塘温泉、古楠木、罗汉松、巨樟群、百里竹海、千阶石梯等几十处景观。在特色产业方面,目前莲塘坳镇约有 10 万亩楠竹、1 万亩油茶、2 万亩用材林、1 万亩花卉、3000 亩无公害蔬菜、10 万头生猪养殖等五大农产品基地,并引进了一大批项目产业,诸如风力发电企业、苗木产业、烟花厂、水电站、康养特色小镇等特色产业。目前,莲塘坳镇下辖 4 个社区、16 个村,279 个村(居)民小组,户籍总人口约 4.8 万人,但外出打工的村民占 60%以上,属于典型的以人力资本输出为主导的农耕城镇,乡村振兴尚处于初级阶段。但近些年来,莲塘坳镇持续开展“迎老乡、回故乡、建家乡”等招商活动,实施“温暖企业”行动,全面落实利企便企政策,引进龙头企业、税源企业和成长型企业参与乡村振兴,这对村民返乡参与乡村振兴具有重要的激励作用和示范效应。

（二）问卷设计与调查

根据上文构建的结构关系模型,并结合莲塘坳镇村民参与乡村振兴的实际情况,本文从 4 个维度设计问卷,问卷包含 12 个观察变量,具体为:

1. “乡土情结”维度: x1 我离不开我在农村的朋友;x2 我离不开我的家庭;x3 我离不开我在农村的土地;
2. “政府政策感知”维度: x4 我非常满意政府对乡村振兴相关政策的宣传;x5 我非常了解政府关于乡村振兴的惠民政策;x6 我非常满意政府实施乡村振兴的相关政策;
3. “社会责任感知”维度: x7 返乡参与乡村振兴能够改善农村的生活环境;x8 返乡参与乡村振兴能够推动和谐乡村的建设;x9 返乡参与乡村振兴能够带动村民共同致富;
4. “参与意愿”维度: x10 我总是怀念在农村的生活;x11 我总是为我所在的农村感到自豪;x12 我总是乐意向身边的人讲述

我的农村生活。另外,本文按照李克特量表形式对问卷指标赋值,其中“1”代表“非常不同意”、“2”代表“不同意”、“3”代表“不清楚”、“4”代表“同意”、“5”表示“非常同意”。1~2.4(含2.4)表示反对,2.4~3.5(含3.5)表示中立,3.5~5(含5)表示赞同。

本文采取集中问卷和个别访谈的调查方式。综合考虑到样本的代表性和研究的有效性,同时结合研究区域的特殊性和人口结构分布等现实情况,笔者于2019年1月25日至2月3日大批村民返乡过春节期间,针对莲塘坳镇外地经商的企业家、个体户、农民工以及外地务工的大学生等群体进行问卷调查和访谈。本次调查共发放问卷420份,总共回收363份问卷,剔除空白、未正确填写等无效问卷51份,最终得到有效问卷312份,有效问卷率达85.95%。由于时间和人力成本局限性,再加上村民的文化教育水平的差异性,问卷采用自填问卷法进行资料收集,在进行问卷调查的过程中,笔者也会根据情况和返乡村民进行相关访谈,以便获取更多真实的数据信息,从而确保研究结果的可信性和科学性。

(三) 研究方法

村民返乡参与乡村振兴的意愿属于心理趋向的范畴,是难以用一般的方法直接测量得到结论的,并且存在不可避免的误差。本文运用结构方程模型可以较好地测量潜在的变量,并且将误差纳入模型之中进行分析,能够较为科学地测量出村民返乡参与乡村振兴意愿的影响因素及效应大小,直观地看出潜变量以及观察变量之间的关系。一般而言,结构方程模型由结构模型和测量模型两部分构成,其矩阵方程一般可以表示如下^[40]:

$$\begin{aligned} x &= \Lambda_x \xi + \delta \\ y &= \Lambda_y \eta + \varepsilon \end{aligned} \quad \begin{aligned} (1) \\ (2) \end{aligned}$$

式中: x 为外源潜变量的测量变量; y 为内在潜变量的测量变量; ξ 为外源潜变量; η 为内在潜变量; Λ_x 为外源潜变量与测量变量的关联系数矩阵; Λ_y 为内在潜变量与测量变量的关联系数矩阵; δ 必分别为 x 、 y 的测量误差变量。公式(1)、(2)为测量模型,反映潜在变量与测量变量之间的关系。

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (3)$$

式中: B 为内在潜变量间的关系; Γ 为外源潜变量对内在潜变量的影响; ζ 为结构方程的残差项,反映方程中未能被解释的部分。公式(3)为结构模型,反映潜在变量之间的关系。

四、模型拟合与分析

(一) 样本基本特征分析

从表1可知,接受问卷调查的村民年龄集中在31岁至50岁之间,占被调查总人数的84.6%,整体受教育程度适中,其中本科(含大专)及以上学历者占14.7%,家庭年收入集中在2万元至5万元之间,且以农民务工为主要家庭收入来源,这与莲塘坳镇居民家庭年收入基本情况相符。可见,上述样本基本信息能够客观地反映出调查区域的实际情况,保证了研究结果的真实性和可信性。

表1 样本村民基本特征

项目	类别	频数	百分比 (%)
性别	男	167	53.5
	女	145	46.5
年龄	30 岁及以下	30	9.6
	31 岁至 40 岁	141	45.2
	41 岁至 50 岁	123	39.4
	51 岁及以上	18	5.8
受教育程度	初中（含中专）及以下	63	20.2
	高中	203	65.1
	本科（含大专）及以上	46	14.7
家庭年收入	2 万以下	30	9.6
	2 万至 5 万	202	64.7
	5 万至 10 万	52	16.7
	10 万以上	28	9.0
家庭主要收入来源	企业家生意	10	3.2
	个体户买卖	44	14.1
	农民工务工	201	64.4
	大学生就业	57	18.3

在对样本基本特征进行描述性统计分析的基础上，本文使用 SPSS22.0 软件对研究中潜变量的观测变量的最小值、最大值、均值、方差、偏度及峰度等值进行计算，具体结果如表 2 所示。

从表 2 可以看出，x1 至 x12 所有题项的最小值和最大值为 1 和 5，说明问卷回答具有显著性差异。其中，均值最大值为 3.77，最小值为 2.92，并且每个指标的偏度和峰度都集中于+2 到-2 之间，满足正态分布。其中，“政府政策感知”维度和“社会责任感知”维度的总体均值分别为 3.10 和 3.24，这说明“政府政策感知”维度和“社会责任感知”维度对村民返乡参与乡村振兴的影响程度较低；而“乡土情结”维度和个人“参与意愿”维度的总体均值分别为 3.68 和 3.67，这也充分说明“乡土情结”和个人“参与意愿”是影响村民返乡参与乡村振兴的最大因素。从单个题项来看，x4 题项“我非常了解政府关于乡村振兴的惠民政策”的均值为 2.92，x1 题项“我离不开我在农村的朋友”的均值为 3.77，这两个题项是 12 个题项中均值最低和最高的，这也间接地说明，当前作为乡村振兴主体地位的村民对政府关于乡村振兴的惠民政策并不熟悉，这与政府政策宣传和村民对政府政策获取的渠道与能力有关，而村民返乡参与乡村振兴是基于一种对家乡浓厚的乡土情结，则说明乡土情结是村民返乡参与乡村振兴的关键。

表 2 变量描述性统计

维度	题项	最小值	最大值	均值	标准差	偏度	峰度	总体均值
乡土情结	x1	1	5	3.77	.938	-.802	.114	3.68
	x2	1	5	3.71	.908	-.842	.184	
	x3	1	5	3.57	.811	-.860	-.002	
政府政策感知	x4	1	5	2.92	1.178	.008	-.789	3.10
	x5	1	5	3.19	1.077	.000	-1.234	
	x6	1	5	3.18	1.086	.026	-1.199	

社会责任感知	x7	1	5	3.21	.932	-.361	.464	3.24
	x8	1	5	3.25	1.074	-.033	-1.257	
	x9	1	5	3.27	1.077	-.127	-1.091	
参与意愿	x10	1	5	3.74	.950	-.723	.193	3.67
	x11	1	5	3.67	.951	-.654	-.064	
	x12	1	5	3.61	.907	-.688	.096	

(二) 问卷信度和效度分析

信度(reliability)即可靠性,它指的是采取同样的方法对同一对象重复进行测量时,其所得结果相一致的程度。若问卷量表的信度越大,则其测量的标准误差越小。^[41]一般认为,α系数在0.6-0.65区间内不可信,在0.65~0.70区间内为最小可信度,在0.70-0.80区间内为相当好,在0.80-0.90区间信度非常好。本文运用统计软件SPSS22.0对问卷所采集的数据进行分析,对问卷进行基本信息统计、信度和效度检验。本文采用克隆巴赫(Cronbach α)系数来进行问卷信度检验,得到问卷总量表克隆巴赫(Cronbach α)系数为0.829,可见样本数据的总体信度非常好,具有很好的内部一致性(表3)。

表3 信度分析

变量名称	变量项数	克隆巴赫 (Cronbach α)
乡土情结	3	0.938
政府政策感知	3	0.937
社会责任感知	3	0.898
参与意愿	3	0.924
总体	12	0.829

效度(Validity)即有效性,它是指测量工具或手段能够准确测出所需测量的事物的程度。本研究采用取样适当性量数(Kaiser-Meyer-Olkin measure of samling adequace,KMO)与Bartlett's的球形检验值来分别检查效度。KMO旨在检查各个变量的偏相关性大小,其取值范围一般在.5到1之间波动。一般而言,KMO值越大,变量的偏相关性越大,显示因子分析效果越好;KMO值在0.9以上,非常适合做因子分析;在0.8-0.9之间,很适合;在0.7-0.8之间,适合;在0.6-0.7之间,尚可;在0.5-0.6之间,表示很差;在0.5以下,则应该放弃做因子分析。本研究运用SPSS22.0软件进行探索性因子分析来验证调研样本自变量的效度,对调研样本自变量的KMO和Bartlett进行检验的最终结果如表4所示,“乡土情结”维度的KMO值为0.756,“政府政策感知”维度的KMO值为0.767,“社会责任感知”维度的KMO值为0.699,“参与意愿”维度的KMO值为0.728,问卷总的KMO值为0.802,符合做因子分析的要求;Bartlett球形检验主要检测各变量相关系数矩阵与单位矩阵是否有显著差别,结果显示P=0.000,当显著性概率Sig小于0.01,达到显著异于0的要求结果显著,适合做因子分析。

表4 KMO和Bartlett的检验

维度	Kaiser-Meyer-Olkin 测量取样适当性
“乡土情结”维度	.756
“政府政策感知”维度	.767

“社会责任感知” 维度		. 699
“参与意愿” 维度		. 728
总值		. 802
Bartlett 的球形检验	近似卡方	3463. 980
	df	66
	Sig.	0. 000

(三) 结构方程模型拟合及修正

运用 Amos25.0 软件, 通过极大似然估计法 (Maximum Likelihood) 对初始模型进行拟合分析。首先对路径系数的显著性进行检验, Amos25.0 中提供 CR 值进行检验, 同时也给出了 CR 的统计检验相伴概率 P 值 (1%水平上显著)。从表 5 可知 “社会责任感知” 与 “参与意愿” 之间的路径关系不显著, 但是从学界已有的理论分析情况来看, 二者存在一定的相关关系, 不能只根据 Amos25.0 软件输出报表中的诊断讯息来作为模型修正的策略, 而应适当纳入相关的理论^[42], 因此保留这条路径。

在选取了极大似然估计法得出模型中被设定为自由估计的各参数的估计值以后, 下一步就需要对模型在整体上以及分成各个部分进行假设检验, 以确定模型能否很好地拟合数据以及各参数的估计值是否有效合理^[43], 则需要对适配度统计指标进行对比。从模型适配度指标来看 (表 6), 初始模型的适配度结果并不佳, 那么需要对初始模型进行修正。实际上, 模型修正仅仅指的是对原有理论模型局部性的修正和调整, 并非对原有理论模型全面局构思^[44], 修正后的模型应是更加合理的、明确的以及可以完整解释的。

表 5 初始模型路径系数估计结果

路径	参数估计值 Estimate	标准误差 S. E.	临界比率值 C. R.	显著性 P
政府政策感知←乡土情结	0. 403	0. 072	5. 575	***
参与意愿←政府政策感知	0. 121	0. 027	4. 468	***
参与意愿←乡土情结	0. 772	0. 053	14. 509	***
参与意愿←社会责任感知	0. 053	0. 025	2. 132	0. 033
x1←乡土情结	1. 000			
x2←乡土情结	1. 032	0. 043	24. 099	***
x3←乡土情结	0. 929	0. 038	24. 514	***
X10←参与意愿	1. 000			
x11←参与意愿	0. 965	0. 080	12. 039	***
x12←参与意愿	0. 937	0. 077	12. 249	***
x6←政府政策感知	1. 000			
x5←政府政策感知	0. 993	0. 036	27. 623	***
x4←政府政策感知	1. 035	0. 042	24. 683	***
x9←社会责任感知	1. 000			
x8←社会责任感知	0. 995	0. 040	24. 952	***
x7←社会责任感知	0. 657	0. 041	15. 952	***

表 6 模型路径系数估计结果

统计指标	绝对适配度统计指标					增值适配度统计指标			
	X ² / df	GFI	RMR	RMSEA	AGFI	NFI	IFI	TLI	CFI
可接受数值	1~3	≥0.9	≤0.05	≤0.05	≥0.9	≥0.9	≥0.9	≥0.9	≥0.9
初始模型拟合值	11.457	0.773	0.069	0.183	0.653	0.834	0.846	0.800	0.846
修正模型拟合值	1.502	0.968	0.040	0.040	0.942	0.982	0.994	0.990	0.994

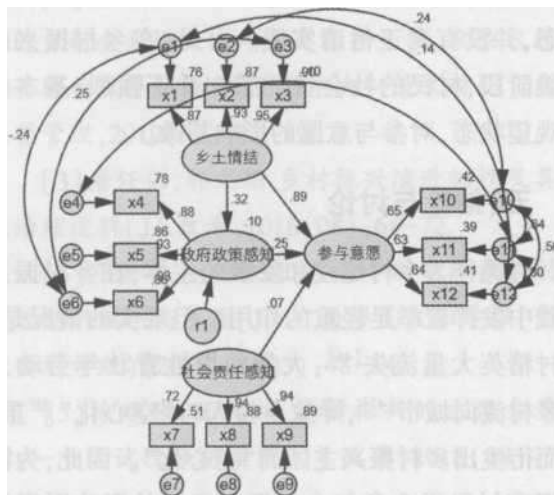


图 2 修正后结构方程模型的参数估计

本研究根据理论依据并结合 Amos25.0 提供的修正指数 MI 对初始模型进行修正，修正后再次运行程序，得出的适配度统计指标如表 6 所示，修正后的适配度指标均符合要求，即假设模型和实际数据较为一致，最终得出结构方程模型参数估计（图 2）。

（四）模型假设的验证结果及解释

通过对初始结构方程模型的拟合和修正，所得结果基本上能够解释本研究所做的理论假设，尽管模型拟合结果显示，“社会责任感知”对“参与意愿”的影响不显著，但从理论分析来看，“社会责任感知”对“参与意愿”有正向作用，整体上修正模型揭示了村民返乡参与乡村振兴意愿影响因素及其内部的作用机制。从影响效应来看，因果效应包括直接效应和间接效应，直接效应指由原因变量（可以是外生变量或内生变量）到结果变量（内生变量）的直接影响，用原因变量到结果变量的路径系数来衡量直接效应，间接效应指原因变量通过影响一个或者多个中介变量，对结果变量的间接影响。当只有一个中介变量时，间接效应的大小是两个路径系数的乘积，总效应指由原因变量到结果变量总的的影响，它是直接效应与间接效应之和。^[45]例如：本研究中“乡土情结”对“参与意愿”的总效应等于“乡土情结”对“参与意愿”的直接效应 0.89 与“乡土情结”通过“政府政策感知”对“参与意愿”产生的影响 0.32 与 0.25 的乘积之和，即 $0.89 + 0.32 \times 0.25 = 0.97$ 。按照所得出的效应排序结果（表 7），进行村民返乡参与乡村振兴意愿及其影响因素效应分析如下：

表 7 潜变量效应排序

潜变量			对参与意愿的 总效应	总排序
观察变量	路径系数	维度		

x3	0.95	乡土情结	0.97	1
x2	0.93			
x1	0.87			
x5	0.93	政府政策感知	0.25	2
x6	0.93			
x4	0.88			
x8	0.94	社会责任感知	0.07	3
x9	0.94			
x7	0.72			

1. “乡土情结”维度。“乡土情结”不仅对“参与意愿”起直接作用，还通过“政府政策感知”对“参与意愿”起作用，对“参与意愿”的总效应为 0.97。其中，“乡土情结”对“参与意愿”的直接效应为 0.89 乡土情结”通过“政府政策感知”对“参与意愿”的间接效应为 0.08。从“乡土情结”对“政府政策感知”的影响程度来看，乡土情结每提升一个单位，村民对政府政策感知则提高 0.32 个单位。从“乡土情结”维度的 3 个观察变量来看，x3 和 x2 对“乡土情结”的路径系数分别为 0.95 和 0.93，这说明村民返乡参与乡村振兴主要是基于对土地和家庭的“情结”，这与当地村民对家乡始终拥有强烈的情感，时刻关注家乡建设和发展的乡土民风相符；x1 对“乡土情结”的路径系数为 0.87，对村民返乡参与乡村振兴意愿的影响程度较高。

2. “政府政策感知”维度。“政府政策感知”对“参与意愿”有直接的影响，直接效应为 0.25，则说明当村民对“政府政策感知”提升一个单位时，“参与意愿”就提升 0.25 个单位。“政府政策感知”反映的是村民对政府关于乡村振兴政策的了解和认识，涉及政府政策的宣传、实施以及村民对政府政策的满意度等。在“政府政策感知”的三个观察变量中，x5 和 x6 对“政府政策感知”的路径系数最高，影响最为显著，说明了村民越了解政府关于乡村振兴的相关政策和政府对实施乡村振兴的政策越满意，村民返乡参与乡村振兴的意愿就越强烈。此外，x4、x5 和 x6 三个观察变量的平均值分别为 2.92、3.19 和 3.18，属于低度赞同，从而解释了村民返乡参与乡村振兴意愿处于中立的原因。

3. “社会责任感知”维度。从图 2 可知，“社会责任感知”与“参与意愿”有正相关关系，但是不显著，即“社会责任感知”对“参与意愿”的直接效应为 0.07，说明当居民的“社会责任感知”每提升一个单位，村民返乡“参与意愿”提升 0.07 个单位，这与模型拟合输出结果显示该路径不显著高度吻合。从三个观察变量来看，三个观察变量的平均值都处于 3.0~3.5 之间，属于低度赞同，说明村民返乡参与乡村振兴的社会责任感并不强烈，村民的“社会责任感知”对“参与意愿”的影响十分微弱。这与当前莲塘坳镇乡村振兴尚初级阶段的现实情况有关，因为大部分外出村民并没有真正返乡参与乡村振兴，只是间接地认为乡村振兴能够带动村民致富，进而改善村庄的生存环境，于是都乐观地看待乡村振兴，对于直接返乡参与乡村振兴还处于观望状态，并没有真正付诸实践。可见，在乡村振兴的初级阶段，村民的社会责任感知并不强烈，基本处于观望状态，对参与意愿的影响甚微。

五、结论与讨论

村民作为乡村建设和发展的主体，在乡村振兴实践中发挥着举足轻重的作用。但现实的情况是，乡村精英大量流失^[46]，大量的男性青壮年劳动力从乡村流向城市^[47]，导致乡村人口“空心化”严重，进而衍生出乡村振兴主体的“空心化”。因此，为深入探究村民返乡参与乡村振兴意愿的影响因素及效应大小，本文通过对已有研究文献理论分析构建了并以乡土情结、村民对政府政策感知和社会责任感知维度的结构方程模型，研究结果表明：第一，村民的乡土情结是影响其返乡参与乡村振兴的核心，乡土情结是村民返乡参与乡村振兴最强烈的影响因素。因而，政府作为乡村振兴的主导者和推动者应该从村民的乡土情结方面制定相关政策，不仅要做好与当地知名企业家、个体户、农民工和大学生等在外群体的情感维系，也要做好与这些在外群体的政策帮扶，比如针对企业资本运作不畅、农民工讨薪、大学生就业等问题进行必要的生活关怀和政策帮扶，以增强其对家乡政府的情

感凝聚和政治信任。第二,村民对政府政策的感知是影响其返乡参与乡村振兴的关键,政府要准确把握中央、省市县各类投资政策,立足乡村发展实际,做好乡村振兴政策的宣传工作,让外出村民都能够完整地掌握家乡政府关于村民返乡参与乡村振兴的相关惠企惠民政策,营造一种浓厚的产业旺村、人才兴村的氛围。第三,村民的社会责任感不强是制约其返乡参与乡村振兴的一个重要因素,尽管模型输出的结果显示社会责任感对村民参与意愿的路径并不显著,但从结果来看,社会责任感与村民参与意愿成正相关关系,因而需要加强对村民社会责任感的培育。

参考文献:

- [1]习近平.决胜全面建成小康社会夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利[N].人民日报,2017-10-28(001).
- [2]本刊编辑部.坚持农业农村优先发展深入推进乡村全面振兴——中央农办主任、农业农村部部长韩长赋等解读2019年中央一号文件[J].农村经营管理,2019(02):13-19.
- [3]唐任伍,郭文娟.乡村振兴演进韧性及其内在治理逻辑[J].改革,2018(08):64-72.
- [4]邓世平.乡村振兴:习近平对毛泽东农村发展思想的继承与发展[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2018,54(03):48-54.
- [5]徐顽强,王文彬.乡村振兴的主体自觉培育:一个尝试性分析框架[J].改革,2018(08):73-79.
- [6]张娟娟,丁亮.乡村振兴:治理逻辑、主体与关键领域——第三届县域治理高层论坛会议综述[J].社会主义研究,2019(01):167-172.
- [7]彭兆荣.魂之归兮,乡土中国——费孝通的经济乡土情结[J].西北民族研究,2018(03):105-113.
- [8]费孝通.乡土中国生育制度[M].北京:北京大学出版社,1998:6.
- [9]黄洁.从“乡土情结”角度谈乡村旅游开发[J].思想战线,2003(05):24-26.
- [10]张海钟,姜永志.和谐社会建设视野的中国区域文化心理差异研究[J].理论研究,2010(03):19-21+29.
- [11]赵月枝,沙麦.被争议的与被遮蔽的:重新发现乡村振兴的主体[J].江淮论坛,2018(06):34-40.
- [12]宋燕金.为乡村振兴铸造文化之魂[J].人民论坛,2018(31):130-131.
- [13]罗敏.从“离乡”到“返乡”:青年参与乡村振兴的行动逻辑——基于H省Z市1231名青年的问卷调查分析[J].中国青年研究,2019(09):11-17.
- [14]孙邦金,边春慧.新乡贤参与乡村治理的功能再生与制度探索[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2019,55(06):54-62.
- [15]王晓毅.完善乡村治理结构,实现乡村振兴战略[J].中国农业大学学报(社会科学版),2018,35(03):82-88.

-
- [16]罗兴佐. 完善驻村干部制度助推乡村振兴[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2019, 36(03):66-71.
- [17]鲁小亚, 刘金海. 乡村振兴视野下中国农民精神文化生活的变迁及未来治理——基于“社会结构—精神方式”分析路径[J]. 农业经济问题, 2019(03): 61-69.
- [18]杨仪青. 城乡融合视域下我国实现乡村振兴的路径选择[J]. 现代经济探讨, 2018(06):101-106.
- [19]张昌荣. 中国人情社会与官员腐败的治理[C], 中国犯罪学学会. 中国犯罪学学会年会论文集(2014年). 中国犯罪学学会: 中国犯罪学学会, 2014,424-429.
- [20]朱启臻. 当前乡村振兴的障碍因素及对策分析[J]. 人民论坛·学术前沿, 2018(03): 19-25.
- [21]王慧姝, 张洪玮. 以乡村文化振兴激发乡村内生动力[N]. 中国社会科学报, 2020-01-02(007).
- [22]杨郁, 刘彤. 国家权力的再嵌入: 乡村振兴背景下村庄共同体重建的一种尝试[J]. 社会科学研究, 2018(05): 61-66.
- [23]徐苑琳. 乡村振兴文化先行[J]. 人民论坛, 2018(16): 250-251.
- [24]侯江华, 李敏. 乡村振兴驱动农民工返乡定居意愿的实证研究——基于全国 26 省 2332 份农民工的调查数据[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2019, 46(06): 29-36.
- [25]王崇杰, 娄季春. 以养为基:精英回流创业促进乡村振兴的嘉联模式探索[J]. 管理学报, 2018, 31(06): 52-61.
- [26]黄璜, 杨贵庆, 菲利普·米塞尔维茨, 汉内斯·朗古特. “后乡村城镇化”与乡村振兴——当代德国乡村规划探索及对中国的启示[J]. 城市规划, 2017, 41(11): 111-119.
- [27]姜长云. 科学理解推进乡村振兴的重大战略导向[J]. 管理世界, 2018, 34(04): 17-24.
- [28]黄建红. 乡村振兴战略下基层政府农业政策执行困境与破解之道基于史密斯模型的分析视角[J]. 农村经济, 2018(11): 9-16.
- [29]蒲实, 袁威. 政府信任对农地流转意愿影响及其机制研究——以乡村振兴为背景[J]. 北京行政学院学报, 2018(04): 28-36.
- [30]李松有. 乡村振兴战略视野下村民自治的有效实现与超越从权力与资源的关系视角考察[J]. 广西师范大学学报(哲学社会科学版), 2019, 55(02): 64-75.
- [31]曹阳, 王春超, 李醍鹏. 农户、地方政府和中央政府决策中的三重博弈——以农村土地流转为例[J]. 产经评论, 2011(01):80-88.
- [32]贺雪峰. 改革语境下的农业、农村与农民——十八届三中全会《决定》涉农条款解读[J]. 人民论坛·学术前沿, 2014(03): 72-95.

-
- [33]胡小武. 市场理性与文化乡愁: 乡村振兴战略中的青年镜像与群体心态[J]. 中国青年研究, 2019(09): 5-10+17.
- [34]欧阳雪梅. 振兴乡村文化面临的挑战及实践路径[J]. 毛泽东邓小平理论研究, 2018(05): 30-36+107.
- [35]吴晓燕, 赵普兵. 协同共治: 乡村振兴中的政府、市场与农村社会[J]. 云南大学学报(社会科学版), 2019, 18(05): 121-128.
- [36]刘刚, 张冷然, 殷建矩. 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[J]. 中国农村经济, 2020(07): 24-39.
- [37]梁栋, 吴存玉. 论乡村振兴的精准推进——基于农民工返乡创业与乡村振兴的内在逻辑与机制构建[J]. 青海社会科学, 2019(02): 122-128.
- [38]张青, 郭凯. 以乡贤文化提升农村青年社会责任感[J]. 人民论坛, 2019(24): 170-171.
- [39]顾金土. 乡村振兴实践中的尊重、激励和约束: 以“人畜分离”工程为例[J]. 学习与探索, 2019(01): 17-23.
- [40]易丹辉. 结构方程模型: 方法与应用[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2008: 47-52.
- [41]吴明隆. 问卷统计与分析实务 SPSS 操作与应用[M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2010: 31-38.
- [42]TOSUN C. Host perceptions of impacts: A comparative tourism study[J]. Annals of Tourism Research, 2002, 29(1): 231-253.
- [43]王卫东. 结构方程模型原理与应用[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2009: 115.
- [44]林嵩. 结构方程模型原理及 AMOS 应用[M]. 武汉: 华中师范大学出版社, 2008: 49.
- [45]陈业华, 田子州. 组织“力场”对 AMT 环境下员工行为的影响[J]. 科学学与科学技术管理, 2012, 33(02): 159-166.
- [46]霍军亮, 吴春梅. 乡村振兴战略下农村基层党组织建设的理与路[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2019, 19(01): 69-77.
- [47]吕宾. 乡村振兴视域下乡村文化重塑的必要性、困境与路径[J]. 求实, 2019(02): 97-108+112.