

肥胖脆弱性：概念与测度*

全世文

摘要：本文将“脆弱性”的概念引入肥胖研究领域，提出了“肥胖脆弱性”的概念，解释了其内涵和测度原则，并重点介绍了肥胖脆弱性的测度方法及其注意事项。“期望肥胖概率”测度方法不依赖于福利函数形态的特点使其更适用于测算肥胖脆弱性，但是，贫困领域常用的“50%”脆弱线则并不适用于肥胖脆弱群体的识别。本文采用“中国健康与营养调查”数据测度了中国居民的肥胖脆弱性，说明了致胖风险的结构和不同类型肥胖脆弱群体的差异。中国居民体质指数的预测均值和预测方差存在“正U型”关系，个体异质性风险在致胖风险中占主导地位，也是肥胖脆弱性水平的关键影响因素，省域协同风险的占比较社区协同风险更高。协同风险占比存在下降趋势，而且北方地区协同风险的占比大幅高于南方地区。“暂时脆弱”群体和“持久脆弱”群体的脆弱原因存在差异，相应地，前者应以缓解随机风险为预防目标，后者则应以提高长期体质管控能力为预防目标。

关键词：肥胖 脆弱性 体质指数 风险

中图分类号：F063.2 C913.9 **文献标识码：**A

一、引言

当前，肥胖问题已经成为一个严重的世界性公共卫生问题。根据世界卫生组织统计，2016年全球成年人超重率和肥胖率分别为39%和13%，肥胖症人数达到1975年的三倍，肥胖引起的死亡人数已经超过营养不良引起的死亡人数^①。改革开放以来，随着收入水平的提高和生活方式的转变，中国的肥胖问题也日趋严重。2016年中国成年人超重率和肥胖率分别达到33.8%和6.2%，肥胖率相对于改革开放初期增加了11.4倍，同期增长速度在全球排名第8位，远超过所有发达国家的增长速度；当前，中国超重人数排名全球第一，而且中国的肥胖率表现出稳定且快速上升的趋势，近年来基本保持5%以上的年增长率，考虑到中国庞大的人口基数，中国肥胖人数也有望超过美国成为全球第一^②。

鉴于全球肥胖率的快速上升，医学、经济学、心理学等多个学科开展了大量深入的研究，探索肥

* 本文是国家社会科学基金青年项目“我国城乡居民的食品可持续消费行为研究”（项目号：18CJY014）及国家自然科学基金重点项

① 资料来源于世界卫生组织网站，<https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>。

② 相关数值根据跨国肥胖率数据（来源于世界卫生组织网站）和跨国人口数据（来源于世界银行网站）计算得到。

胖的健康损害，理解肥胖的成因，并制定肥胖的市场干预政策。从经济学角度看，公众健康兼有私人物品和公共物品的性质，肥胖率的提高会给个人和社会带来经济负担。肥胖带来的福利损失包括但不限于：致病和死亡风险上升、劳动生产率和收入下降、个人医疗支出和公共卫生支出上升、精神负担提高、幸福感下降（Hill et al., 2018）。从热量平衡来看，肥胖可以被理解为个体一定时间内摄入的热量超过了消耗的热量。Rosin（2008）将影响个体热量平衡的原因概括为三类：生物学原因（例如遗传因素）、个人行为原因（例如高热量食品消费量、睡眠是否规律）、社会经济环境原因（例如城镇化水平）。相应地，政府可以通过不同类型的干预措施改变市场环境、引导公众合理膳食和参与锻炼，从而阻止肥胖问题的持续恶化（Ananthapavan et al., 2014）。

与现有研究有所不同，本文从“脆弱性”这个新的视角来讨论肥胖问题。“脆弱性”（Vulnerability）一词早期主要被医学和生态学研究用来指代个体或系统抵御某种疾病、风险或灾害的能力。在《2000/2001 年世界发展报告》中，脆弱性的概念被首次正式引入到社会科学领域，用来“测度（个体或系统）在面对福利下降冲击时的恢复能力”。随后，贫困研究广泛引入了脆弱性的概念，并根据不同的定义和理论假设开发了一系列用来测度和分解脆弱性的方法体系（例如 Chaudhuri, 2003; Ligon and Schechter, 2003; Naudé et al., 2009）。虽然关于脆弱性概念和内涵的理解尚存在分歧，但是，现有研究存在两个基本共识：一是当前的福利水平并不能反映未来的福利状况，脆弱性强调对未来福利水平的动态预测，而非对当前福利水平的静态分析，前者对应于事前的预防措施，后者对应于事后的治疗措施；二是风险在脆弱性的概念中处于核心地位，不同个体的风险态度不同，面临的风险类别不同，应对风险的能力也不同，因此，个体未来福利水平偏离当前福利水平的可能性也存在不同。

在肥胖研究中引入脆弱性的思想具有重要的理论价值和实践意义。首先，风险本身就是福利水平的一个组成部分。评价个体的健康福利不仅要考虑静态的健康状态，也要考虑动态的健康风险。脆弱性概念的引入有助于完善健康经济学的研究体系。肥胖研究不仅要分析“谁现在是肥胖的”，还要识别“谁将来有可能肥胖”。在生命周期中，个体的体质状况显然不是一成不变的。根据笔者对“中国健康与营养调查”（CHNS）数据的计算，在 2009 年、2011 年和 2015 年三轮调查的成年人平衡面板数据中，24.0% 的成年人经历过“超重”和“非超重”状态的转变，12.3% 的成年人经历过“肥胖”与“非肥胖”状态的转变。其次，识别脆弱性群体有助于设计具有针对性的肥胖预防措施。鉴于中国当前肥胖率相对不高但增长速度过快的基本事实，为了避免重蹈发达国家“先肥胖，后治疗”的覆辙，预防性思想在公共健康政策的制定中具有格外重要的意义。《“健康中国 2030”规划纲要》把“超重、肥胖人口增长速度明显放缓”作为重要的行动目标，并提出了“落实预防为主，推行健康生活方式，减少疾病发生”的行动原则。根据 Ananthapavan et al.（2014）对肥胖干预措施的总结，事前预防性措施比事后治疗性措施更加有效且节约成本。制定预防性措施的前提就是要富有前瞻性地识别出易胖人群，即“谁是肥胖脆弱的”。

从现有文献资料看，尚未见到肥胖领域的相关研究考察脆弱性问题。本文的研究目标有两个：第一，提出“肥胖脆弱性”的概念，并说明其内涵与测度方法。虽然其他领域研究围绕脆弱性形成的大量研究成果是理解和测度肥胖脆弱性的重要基础，但是，肥胖脆弱性的福利函数和测度过程都存在一

定特殊性，因此，不能将其他领域关于脆弱性的研究范式简单套用于肥胖脆弱性的分析。本文将在梳理脆弱性的概念、内涵和测度原则的基础上，提出适用于肥胖脆弱性的测度方法，并指出测度过程中需要注意的问题。第二，为肥胖脆弱性的测度和致胖风险的分解提供实证研究案例。本文将采用“中国健康与营养调查”（CHNS）数据对成年人的肥胖脆弱性进行测度，描绘肥胖与肥胖脆弱性之间的关系，说明肥胖脆弱性的主要风险来源，并分析“持久脆弱”和“暂时脆弱”两类群体的差异。

二、概念与模型

（一）肥胖脆弱性的概念、内涵与测度原则

理解肥胖脆弱性的内涵需要借鉴贫困领域对脆弱性概念的研究。参考《2000/2001 年世界发展报告》与相关研究（例如 Hoddinott and Quisumbing, 2010; Mahanta and Das, 2015），社会科学中的脆弱性可以被理解为“个体或系统在遭遇不利条件时无能力进行应对的状态”。脆弱性概念的两个核心构成是：导致不利条件出现的风险（或冲击）、个体或系统应对风险的能力。风险的不确定性意味着脆弱性是一个“预估值”，而不是一个“观测值”；风险导致的不利条件意味着脆弱性是针对福利水平不达标的“不利事件”的预估，而不是对福利水平超标的“有利事件”的预估。与此同时，应对能力反映了在不利条件下个体或系统是否以及在多大程度上可以维持福利水平，因此，脆弱性应该与应对能力成反比。

从风险来源看，凡在未来特定时点可能打破个体能量摄入平衡的不确定因素都构成了潜在的致胖风险。其中，微观层面的“异质性风险”包括：食物消费量的上升、个体饮食偏好的变化（例如增加高热量食物消费）、运动行为的变化（例如工作或通勤状态变化导致运动减少）、患特定疾病（例如高血压、糖尿病）等。这些风险都会导致个人肥胖脆弱性的上升。区域或宏观层面的“协同风险”包括：工业化的食品生产模式导致高热量食品的相对价格下降、城镇化水平提高引起高热量食品的可得性提高（例如“洋快餐”门店增加）、社会用餐模式的转变（例如外卖配送方式快速普及）等。这些风险会导致区域肥胖率的上升。面对以上风险，个体可以有意识地采取应对措施（例如培养健康饮食习惯、增加体育健身活动）对体质状态进行控制，政府也可以采取相应的公共健康政策。显然，不同个体的自我控制能力及其对公共健康政策的反馈都存在差异；控制能力越强，反馈越积极，致胖风险得到缓解的可能性就越高，也即个体的肥胖脆弱性就会越低。

参考 Gallardo (2018) 的研究并进行一般化处理，第 t 期预估的第 $t+1$ 期的肥胖脆弱性可以被定义为： $v_t = V(W(\tilde{y}), E_t(W(y_{t+1})))$ 。其中， y 表示福利指标，即体质指数（贫困领域的福利指标是消费）， W 表示福利指标对应的福利函数或效用函数，存在 $\partial W / \partial y < 0$ ^①， $\tilde{y}$ 表示福利指标的“达标门槛”，

^① 在贫困领域，消费或收入的边际效用为正，即 $\partial W / \partial y > 0$ ；在肥胖领域，体质指数的福利函数应该表现为“倒 U 型”，即合理区间内的体质指数带来的福利水平最高。肥胖可以简单地定义为“体质指数超标”，所以，此处仅考虑“倒 U 型”的右半段，即体质指数上升导致福利水平下降的情形。

即肥胖的体质指数标准（贫困领域的门槛通常是贫困线）， E 表示期望算子。假设 y 在 $t+1$ 期存在 S 种可能的状态，其中，状态 s 发生的概率和对应的体质指数为 p^s 和 y_{t+1}^s 。根据对脆弱性内涵的理解，应该存在： $\partial V / \partial y_{t+1}^s > 0, \forall p^s > 0$ ，即任何一种状态下的体质指数上升都会提高预估的肥胖脆弱性。导致体质指数下降（福利水平上升）的原因既可能来自于风险的降低（危害程度降低或危害发生的概率降低），也可能来自于个体风险应对能力的提高。研究者的目标首先是定义具体的函数形式 $V(\cdot)$ ，使其满足脆弱性内涵的基本要求。为了进一步说明这种要求，本文将 Gallardo（2018）提出的分类标准进行拓展，并应用于肥胖脆弱性的分析，具体如表 1 所示。

表 1 四种不同类型的肥胖脆弱人群

类型	定义	是否肥胖脆弱
类型 1	$y_{t+1}^s > \tilde{y}, \forall s$	确定肥胖导致的脆弱型
类型 2	$E_t(y_{t+1}) > \tilde{y}, \exists y_{t+1}^s < \tilde{y}, p^s > 0$	预期肥胖导致的脆弱型
类型 3	$E_t(y_{t+1}) < \tilde{y}, \exists y_{t+1}^s > \tilde{y}, p^s > 0$	波动性导致的脆弱型
类型 4	$y_{t+1}^s < \tilde{y}, \forall s$	确定不肥胖导致的非脆弱型

表 1 根据 y_{t+1}^s 的分布特征定义了四种不同的肥胖脆弱型人群。其中，类型 4 意味着在所有的状态下，体质指数都低于肥胖标准，此类人群可以被称之为“确定不肥胖导致的非脆弱型”；反之，类型 1 意味着在所有的状态下，体质指数都高于肥胖标准，此类人群可以被称之为“确定肥胖导致的脆弱型”。定义脆弱性函数 $V(\cdot)$ 的关键在于识别类型 2 和类型 3。其中，类型 2 表示虽然存在体质指数低于肥胖标准的状态，但是人群预期的体质指数高于肥胖标准；类型 3 表示虽然存在体质指数高于肥胖标准的状态，但是人群预期的体质指数低于肥胖标准。类型 2 人群和类型 3 人群在多大程度上应该被判定为肥胖脆弱取决于两个因素。

第一个因素是个体对致胖风险的态度，即 $\partial^2 W / \partial y$ 的方向。首先，若个体是风险厌恶型，在 $E_t(y_{t+1}) < \tilde{y}$ 的条件下，存在 $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ 的可能性，因此，类型 3 人群有可能被识别为肥胖脆弱。反之，在 $E_t(y_{t+1}) > \tilde{y}$ 的条件下， $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ 必然成立，因此，类型 2 人群比类型 3 人群应该在更大程度上被识别为肥胖脆弱。其次，若个体是风险偏好型，在 $E_t(y_{t+1}) < \tilde{y}$ 的条件下， $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ 必然不成立，因此，类型 3 人群被识别为肥胖脆弱的概率大幅下降。反之，在 $E_t(y_{t+1}) > \tilde{y}$ 的条件下， $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ 并不必然成立，因此，类型 2 人群并不一定会被识别为肥胖脆弱。最后，若个体是风险中性的，那么，类型 2 等价于 $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ ，类型 3 等价于 $E_t(W(y_{t+1})) > W(\tilde{y})$ ，两类人群在多大程度上被判定为肥胖脆弱仅取决于下边第二个因素。在风险厌恶的假设下，Gallardo（2018）认为类型 2 人群应该被完全识别为肥胖脆弱群体，本文称之为“预期肥胖导致的脆弱型”；类型 3 人群仅存在一定的概率被识别为肥胖脆弱群体，本文将类型 3 中的脆弱群体称为“波动性导致的脆弱型”。

第二个因素是肥胖脆弱性的判断标准。由函数 $V(\cdot)$ 定义的脆弱性通常情况下是一个连续变量， v_t 的取值越大，个体肥胖脆弱的程度就越高。无论风险态度如何， $\partial V / \partial y_{t+1}^s > 0$ 导致必然存在 $E(v_t | \text{类型1}) > E(v_t | \text{类型2}) > E(v_t | \text{类型3}) > E(v_t | \text{类型4})$ 。但是，许多研究需要进一步得到一个

离散的脆弱性，即“是否脆弱”或者“高度脆弱，低度脆弱和不脆弱”。这就需要人为设定一个判断标准。如果标准过高，则被判定为脆弱的人群就会较少，反之，如果标准过低，则被判定为脆弱的人群就会较多。假设致胖风险的厌恶者较偏好者更多，那么，一个合理的判断标准应该满足：类型1人群确定脆弱，类型4人群确定非脆弱，类型2人群在较大程度上（或完全）被判定为脆弱，而类型3人群在相对较小的程度上（但不能完全没有）被判定为脆弱。值得注意的是，判断标准通常和脆弱性的测度方法直接相关，而测度方法又涉及到分布函数 $f(W(y_{t+1}))$ 的特征，其取决于 y_{t+1} 的分布和福利函数 $W(y_{t+1})$ 的形态。

根据形成脆弱性原因的差异，Chaudhuri（2003）将脆弱群体分为“持久脆弱”（或“结构性脆弱”）群体和“暂时脆弱”群体，前者主要是由风险应对能力长期不足导致的脆弱，后者则是由临时性的高风险导致的脆弱。相应地，针对两种不同类型的肥胖脆弱群体就需要设计不同类型的预防策略。在不考虑风险态度的条件下，Günther and Harttgen（2009）仅根据 $E_t(y_{t+1})$ 和 $\tilde{y}$ 的关系来区分“持久脆弱”和“暂时脆弱”，也就是说，在被判定为脆弱的群体中，类型1和类型2属于“持久脆弱”，类型3则属于“暂时脆弱”。Foster（2009）则建议根据个体连续几期的福利指标是否达标来做出判断。就本文而言，在被判断为肥胖脆弱的群体中，仅当观测期的 y_t 和预测的 $E_t(y_{t+1})$ 同时高于 $\tilde{y}$ 时，个体才属于“持久脆弱”，其他情况属于“暂时脆弱”。

（二）肥胖脆弱性的测度方法

本文重点对比两种脆弱性测度方法在肥胖分析中的适用性^①。第一种方法是以Chaudhuri（2003）为代表的“根据期望贫困定义的脆弱性”（Vulnerability as Expected Poverty, VEP），在肥胖脆弱性测度中，本文将其称为“根据期望肥胖定义的脆弱性”（Vulnerability as Expected Obesity, VEO），即个体在未来特定时点体质指数达到（超过）肥胖标准的概率。第二种方法是以Ligon and Schechter（2003）为代表的“根据低值期望效用定义的脆弱性”（Vulnerability as Low Expected Utility, VEU），本文在肥胖脆弱性测度中仍沿用这一称谓，即个体对未来特定时点的体质效用期望值低于肥胖标准下确定性效用的程度。

根据VEO方法的定义，函数 $V(\cdot)$ 在 y_{t+1} 服从离散或连续分布时的形式可以写为：

$$v_t^{VEO} = \sum_s p^s, \forall s | y_{t+1}^s > \tilde{y} \text{ 或者 } v_t^{VEO} = \int_{\tilde{y}}^{\infty} f(y_{t+1}) dy_{t+1} \quad (1)$$

根据VEU方法的定义，函数 $V(\cdot)$ 可以写为：

$$v_t^{VEU} = W(\tilde{y}) - E_t(W(y_{t+1})) \quad (2)$$

^① 除了这两种方法以外，贫困脆弱性还有另外两种典型的测度方法，分别是“根据不确定性风险暴露定义的脆弱性”和“根据平均风险定义的脆弱性”。Gallardo（2018）对四种方法进行了简单的对比评述。本文不考虑后两种方法主要有以下考虑：第一，虽然在风险基础上构建的方法克服了VEP方法和VEU方法的一部分弊端，但是，这些方法不具有预估脆弱的前瞻性，需要借助辅助手段或辅助信息实现“预测”效果；第二，VEP方法和VEU方法对脆弱性的定义更加直观，其应用研究的数量远多于后两种方法。

作为一个概率模型，VEO 定义的脆弱性并没有考虑福利函数 $W(y_{t+1})$ ，或者说，其隐含了风险中性假定，即 $W(y_{t+1})$ 为线性函数。根据（1）式，表 1 中的类型 4 存在 $v_t^{VEO} = 0$ ，类型 1 存在 $v_t^{VEO} = 1$ ，类型 2 和类型 3 则存在 $0 < v_t^{VEO} < 1$ ，类型 2 人群和类型 3 人群是否属于肥胖脆弱取决于分布函数 $f(y_{t+1})$ 和脆弱性的判断标准。例如，贫困研究通常采用 50% 作为脆弱线，假设 $f(y_{t+1})$ 为对称分布，那么，类型 2 人群属于脆弱且 $0.5 < v_t^{VEO} < 1$ ，类型 3 人群属于非脆弱且 $0 < v_t^{VEO} < 0.5$ 。相比之下，由 VEU 定义的脆弱性建立在经济学的期望效用理论基础之上。根据（2）式，表 1 中的类型 4 存在 $v_t^{VEU} < 0$ ，类型 1 存在 $v_t^{VEU} > 0$ ，因此，VEU 的脆弱标准即为零值，负值表示非脆弱，正值表示脆弱，取值越大，脆弱程度越高。显然，如果假设风险中性，则 VEU 就简单退化为了“预期肥胖的程度”，即肥胖标准与期望体质之差，那么，类型 2 人群属于脆弱，类型 3 人群属于非脆弱。如前文所述，仅当风险厌恶时，类型 3 才有可能被判断为脆弱。

在贫困领域，VEU 方法被认为克服了 VEP 方法的两个缺陷：一是分布函数 $f(y_{t+1})$ 需提前做出假设（非参数估计除外）；二是 VEP 对风险不够敏感（Ligon and Schechter, 2003; Gallardo, 2018）。但是，VEU 方法同样存在弊端，即需要提前对福利函数 $W(y_{t+1})$ 的形式做出假设。在贫困领域，收入或消费是最广泛的衡量福利的指标，其分布函数 $f(y_{t+1})$ 和效用函数 $W(y_{t+1})$ 的形态都有大量经验研究进行论证，通常认为 $f(y_{t+1})$ 为对数正态分布，在风险厌恶的假设下， $W(y_{t+1})$ 为凹函数。因此，VEU 的实质性优势仅在于引入了风险态度，而缺点在于尽管 $W(y_{t+1})$ 为凹函数，但具体的函数形态仍需进行人为假设。

值得注意的是，在肥胖脆弱性的测度中，VEU 方法的优势转变为了劣势。一个关键的问题在于肥胖福利函数的凹性及具体形态并不像收入或消费的效用函数一样具有广泛的共识。第一，肥胖对个体福利的影响存在多种机制，如健康风险上升、劳动生产率下降、精神负担加重等。显然，在不同的影响机制下，肥胖的福利函数的非线性特征很有可能是不一致的。而且，健康问题同时兼有私人物品和公共物品的属性，导致肥胖的福利函数还会涉及非市场价值的评估问题。第二，肥胖对个体福利的影响机制存在多个中间环节。例如，肥胖首先影响特定疾病的发病率，发病率上升引起医疗支出上升，支出上升进而导致个体福利下降。这一传导链条涉及三个函数关系，除了单调性假设以外，很难直观上就福利函数的凹性提出令人信服的假设。而且，不同影响机制下的中间环节也存在差异，这进一步增加了肥胖福利函数的不确定性。第三，个体关于肥胖问题的风险态度具有异质性。大量的经济学和心理学研究都支持低收入群体对财富的风险厌恶态度，但是，鲜有研究揭示超重和肥胖群体对体质指数的风险态度。由于个体身体素质存在差异，对肥胖的主观认知也不尽一致，所以，不能排除个体体质指数的主观福利函数为凸函数的可能性。

西方医学研究尝试采用自述式量表（例如 SF-12）来测度个人的健康得分或健康效用，在此基础上，Kortt and Clarke（2005）通过调查数据拟合了体质指数和健康效用之间的函数关系，发现随着体质指数的增高，健康效用拟合值的方差会显著增加，而且，健康效用均值甚至呈现出了小幅的波动。Baker et al.（2010）构建的数学模型则显示，在体质指数超过肥胖标准的阶段，健康效用表现为凸函数。

鉴于此，VEU 方法对福利函数形式的统一设定在肥胖脆弱性测度中是一个很强的假设条件，在函

数形式不明确的情况下，不宜采用 VEO 方法测度肥胖脆弱性。相比之下，VEO 方法不依赖于福利函数的特点使其更适用于肥胖脆弱性的测度。但是，采用 VEO 方法仍需要两个前提设定。第一，设定体质指数的分布函数 $f(y_{t+1})$ 。大量统计结果显示，国民体质指数近似呈现正态分布或正偏态分布，而且，随着经济发展带来超重率和肥胖率的提高，其正偏态的程度会逐渐上升。因此，根据体质指数的经验分布状态可以预设 $f(y_{t+1})$ 服从正态分布或对数正态分布。

第二，设定脆弱标准。期望肥胖概率是 $f(y_{t+1})$ 在区间 $[\tilde{y}, \infty)$ 上的定积分，期望肥胖概率低于 50% 意味着 $E(\text{median}(y_{t+1})) < \tilde{y}$ 必然成立，那么，无论 $f(y_{t+1})$ 服从对称分布还是正偏态分布，以 50% 作为单期脆弱线都意味着表 1 中的类型 3 人群不可能被识别为肥胖脆弱，这就违背了前文介绍的合理的脆弱标准应该满足的条件，类型 3 人群中的脆弱群体是“暂时脆弱”类型群体的典型构成部分。也就是说，贫困领域中常用的 50% 单期脆弱线并不适用于判断人群是否具有肥胖脆弱性；要保证类型 3 人群中有一部分群体被识别为脆弱，单期脆弱线必须低于 50%，体质指数分布的正偏态性越强，肥胖脆弱线就应该越低。考虑到期望肥胖概率是一个连续变量，而模型设定和估计方法的差异都会导致测算的脆弱性出现差异，因此，脆弱性测度值的相对意义强于绝对意义。肥胖脆弱群体的判断更宜根据样本脆弱性的相对排序，而非一个特定的门槛值。本文建议将预测期的“肥胖率”作为脆弱性发生率，据此判断每个样本是否肥胖脆弱。

（三）肥胖脆弱性的估计模型

根据 VEO 方法的定义，测度肥胖脆弱性的关键是估计体质指数的分布函数 $f(y_{t+1})$ ，基于正态分布的假设，即为估计 y_{t+1} 的均值和方差。作为一个事前的预测，个体 i 在 $t+1$ 期体质指数的分布 $f(y_{i,t+1})$ 需要通过所有观察期的信息 $I_{i,\leq t}$ 进行估计。由于长期追踪数据的缺失，Chaudhuri（2003）提出了在截面数据或短期面板数据基础上采用三步骤可行广义最小二乘（FGLS）方法估计 y_{t+1} 均值和方差的技术路线，并被后续研究广泛采用。Günther and Harttgen（2009）在截面数据基础上进一步将均值估计式扩展为双层模型，从而可以将总方差（总风险）分解为社区层面的协同性风险和个体层面的异质性风险。本文拟同时采用两种技术路线对肥胖脆弱性进行测算，首先考虑在短面板数据中采用 FGLS 方法。

$$y_{i,t} = I_{i,t}\beta + e_{i,t} \quad (3)$$

$$e_{i,t}^2 = I_{i,t}\theta + \eta_{i,t} \quad (4)$$

（3）式和（4）式分别定义了体质指数 $y_{i,t}$ 的均值模型和方差模型^①。根据脆弱性的定义，向量 $I_{i,t}$ 包括的信息从性质上可以分为两类：一类变量用来反映个体遭遇的致胖风险，另一类变量用来反映个体应对致胖风险的能力或者自我管控体质的能力。从实际操作来看，这些信息包括了时变因素（年龄、收入水平、受教育水平、热量摄入量、城镇化水平等）和非时变因素（性别、民族等）。假设样本在 $t+1$

^① 为了得到正向的估测方差，（4）式通常会对因变量取对数进行估计。

期面临的致胖风险并不会发生系统性变化，即体质指数的预测系统总体上是一个平稳过程，则 $E(y_{i,t+1} | I_{i,t}) = \hat{y}_{i,t} = I_{i,t} \hat{\beta}$ ，且 $Var(y_{i,t+1} | I_{i,t}) = \hat{\sigma}_{e_{i,t}}^2 = I_{i,t} \hat{\theta}$ 。于是，脆弱性可以估算为： $\hat{v}_t^{VEO} = \Phi\left((E(y_{i,t+1} | I_{i,t}) - \hat{y}) / \sqrt{Var(y_{i,t+1} | I_{i,t})}\right)$ 。采用面板数据估算脆弱性的优势在于，可以通过控制个体效应从而将异质性风险分解为个体特定的异质性风险和随机风险，并且可以避免因遗漏个体效应而高估预测方差，即（3）式中的误差项应该写为： $e_{i,t} = \mu_i + \varepsilon_{i,t}$ ，其中， $\varepsilon_{i,t}$ 表示观测值层面的随机误差， μ_i 表示个体效应。Chaudhuri（2003）将 μ_i 定义为固定效应参数，于是，（3）式定义了一个标准的面板固定效应模型。

笔者将上述模型扩展为基于面板数据的多层模型。数据的分层结构为 $(i, t) \in i \in j \in m$ ，即观测样本 (i, t) 属于省份 m 社区 j 的个体 i 。定义信息向量 $I_{i,t} = (X_{i,t}, Z_{j,t}, R_{m,t})$ ，其中， X 、 Z 和 R 分别表示个体、社区和省份层面的观测变量，则均值估计式可以写为：

$$y_{i \in j \in m, t} = \gamma_{000} + \gamma_{001} R_{m,t} + \gamma_{01} Z_{j,t} + (\gamma_{100} + \mu_{10m} + \mu_{1j}) X_{i,t} + \gamma_{101} R_{m,t} X_{i,t} + \gamma_{11} Z_{j,t} X_{i,t} + \mu_{00m} + \mu_{0j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

（5）式定义了一个四层模型^①，其中，社区和省份观测变量 Z 和 R 分别通过直接效应 γ_{01} 、 γ_{001} 和间接效应 γ_{11} 、 γ_{101} 对体质指数产生影响。个体观测变量对体质指数的直接影响在社区和省域层面存在异质性，两者分别通过参数 μ_{1j} 、 μ_{10m} 反映。将 μ_i 定义为随机效应参数，则根据（5）式，模型中的致胖风险可以分解为，

$$Var(e_{i,t}) = Var(\mu_{00m}) + Var(\mu_{0j}) + Var(\mu_i) + Var(\varepsilon_{i,t}) \quad (6)$$

（6）式右侧的风险依次表示省域协同风险、社区协同风险、个体异质性风险和随机异质性风险。对（5）式进行估计可以计算出预测体质指数均值 $E(y_{i,t+1} | I_{i,t}) = \hat{y}_{i,t}$ ，进而可以参照（4）式对方差进行估计并计算出预测方差 $Var(y_{i,t+1} | I_{i,t}) = \hat{\sigma}_{e_{i,t}}^2$ 。需要说明的是，分层模型的运算时间是随机参数数量的指数函数，所以，为了提高运算效率，需要首先对（5）式的分层级数进行检验，并对设定进行精简优化。

三、数据及变量说明

本文采用的面板数据来自“中国健康与营养调查”（CHNS）。该调查由北卡罗来纳大学人口中心和中国疾病预防控制中心国家营养与食品安全研究所合作开展，聚焦于中国国民体质、健康、营养和社会经济状况。CHNS 的调查样本覆盖山东、广西、江苏、河南、湖北、湖南、贵州、辽宁、重庆、

^① 篇幅原因，不再提供（5）式多层模型的演绎过程，如有需要可以与作者联系。

黑龙江、北京、上海 12 个省（市、区）。目前，该调查从 1989 年到 2015 年一共开展了 10 轮，每轮调查访问 180 个到 300 个城乡社区 3000 户到 6000 户居民^①。和目前国内其他公开调查数据库相比，CHNS 数据更适用于测度肥胖脆弱性，其核心优势在于两点：第一，CHNS 关于营养和健康的调查数据更为丰富，例如，通过详尽的食物消费数据可以构建信度更高的热量摄入指标；第二，CHNS 追踪样本的比例相对更高，超过半数的个体至少可以追踪连续的两期数据，超过 1000 个个体甚至可以追踪 10 轮调查的平衡面板数据。

（一）样本框与被解释变量

分析首先需要筛选合适的样本。第一，儿童和青少年体质发育尚未成熟，肥胖的评价标准在不同成长期并不统一，而且，不同年龄段面临的致胖风险可能存在结构性差异，导致其数据结构的稳定性较弱。因此，本文仅以成年人（年龄大于等于 18 岁）作为研究对象测度肥胖脆弱性。第二，前文（3）式、（4）式和（5）式都潜在假设待估参数不随时间发生变化，较长期的追踪数据可能违背这一假设。然而，采用追踪数据估算脆弱性比截面数据更具优势。作为一个权衡，本文采用 2000 年到 2011 年五轮调查数据测算脆弱性。2015 年调查食物消费（热量摄入）数据尚未发布，因此，该年度数据仅用于比较 2011 年样本测算的肥胖脆弱性和观测的肥胖^②。

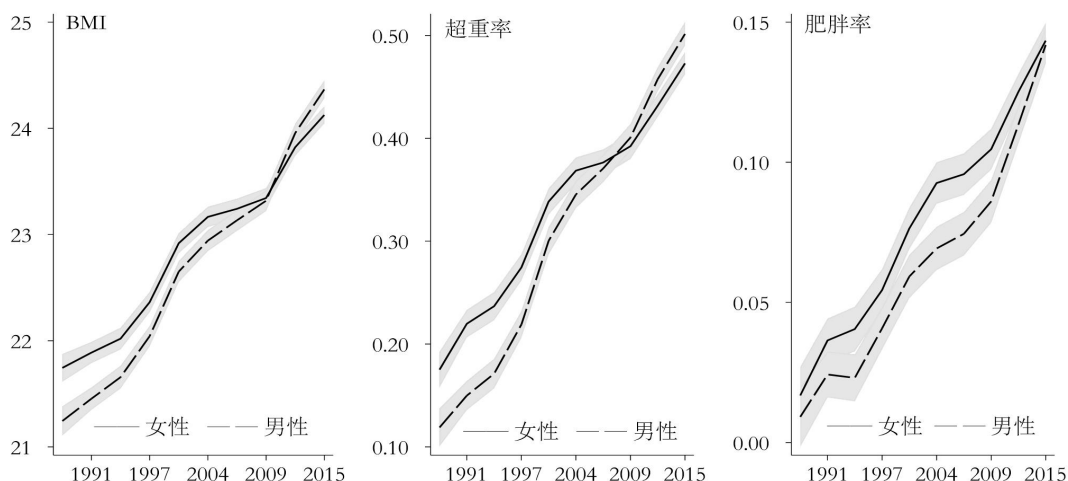


图1 中国成年人历年体质指数、超重率和肥胖率统计

注：①阴影部分表示 95%置信区间；②数据来源于 CHNS 数据库。

^① 关于 CHNS 抽样方法与调查内容的说明可以登录数据库网站 (<https://www.cpc.unc.edu/projects/china>) 进行查询，或参考 Zhang et al. (2014)。

^② 在测度单期贫困脆弱性的研究中，预测期通常被定义为 1 年或 2 年。本文根据 2000 年到 2011 年样本预估的第 $t+1$ 期肥胖概率并不特指具体的预测期，但是，用作比较分析时，这里的“ t ”表示调查轮次，而非年份。这一方面是因为数据受限（CHNS 每轮调查间隔 2 年到 4 年），没有更临近年份的调查数据用来对比。另一方面，适当延长肥胖脆弱性的预测期具有相对合理性，这是因为和致贫风险存在大量“短期”风险有所差异，致胖风险主要表现为“慢性”风险。

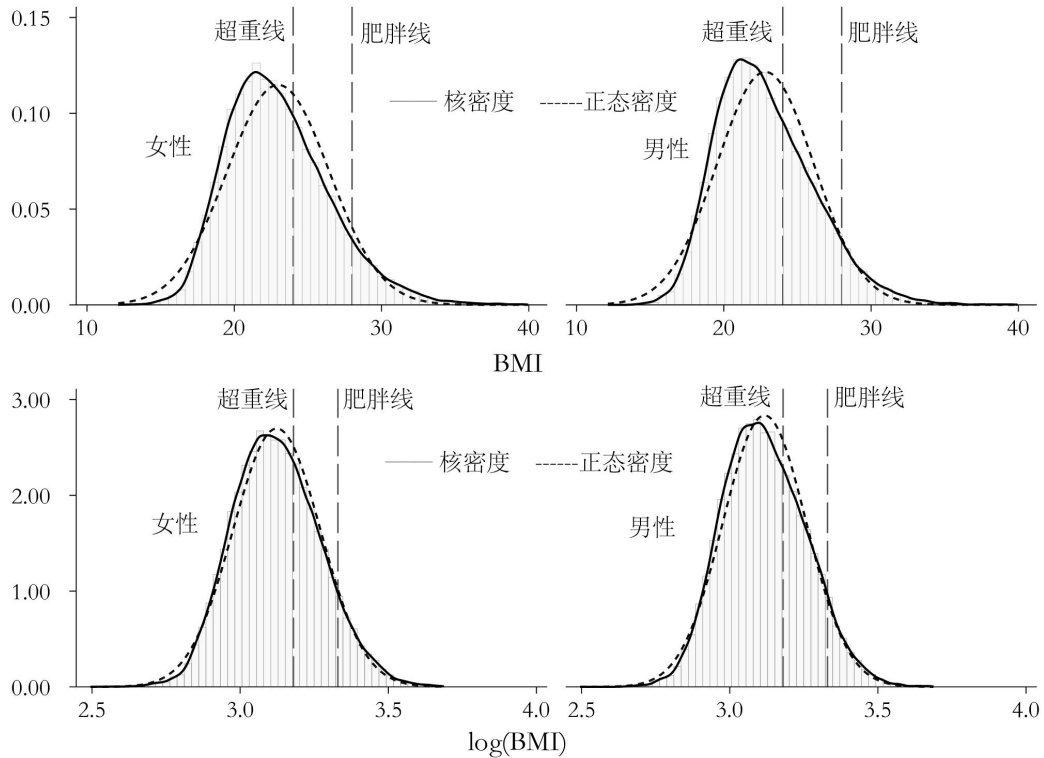


图2 中国成年人体质指数的分布

注：①为了减少拖尾，绘图删去了 BMI>40 的样本；②数据来源于 CHNS 数据库。

测度肥胖脆弱性还需要确定肥胖的测度指标。医学研究评价肥胖的测量指标包括体质指数(BMI)、标准体重、体脂率、腰围、腰臀比、腰围身高比等，本文选择在成年人肥胖评价中应用最为广泛的 BMI 指标。根据中国卫生部疾病控制司的建议，中国成年人超重和肥胖的标准分别为 BMI 达到 24.0 和 28.0。图 1 是根据 CHNS 各轮调查数据描绘的中国成年人体质指数的变化趋势，男性 BMI 和女性 BMI 都表现出稳定上升的趋势，2015 年男性和女性样本的 BMI 均值分别为 24.37 和 24.13，都达到了超重标准，男性和女性超重率分别达到 50.15%和 47.29%，肥胖率分别达到 14.19%和 14.34%。

图 2 描绘了中国成年人体质指数的分布图。从核密度和正态密度的对比可以判断，男性样本和女性样本的 BMI 都表现为正偏态分布，计算结果显示，其偏态系数分别为 0.65 和 0.68。考虑到 BMI 分布的偏态系数并不足够大，因此，采用 VEO 方法测算肥胖脆弱性可以直接假设 BMI 服从正态分布。但是，正态分布假设会小幅弱化右侧拖尾部分的概率，导致严重肥胖者的脆弱性被低估。相比之下，取对数后的 BMI 分布与正态分布更加接近，男性样本和女性样本的偏态系数分别为 0.24 和 0.22，因此，假设 BMI 服从对数正态分布与经验数据的特征更加吻合。

(二) 协变量的选择与描述

结合肥胖领域的相关研究，引起肥胖的主要原因（包括致胖风险）可以归纳为以下几类：遗传因素、病理因素、个人热量摄入和消耗因素、个人统计特征因素和宏观环境因素。本文参考这些致胖原因，并根据调查指标的可得性选择协变量，具体如表 2 所示。其中，遗传因素选择了双亲 BMI，由于

同时匹配到父母亲样本的比例很低，因此，该指标定义为“父亲和母亲中较高的 BMI 值”；病理因素选择了高血压和糖尿病；热量摄入因素选用 CHNS 根据营养调查数据构建的热量摄入变量；热量消耗因素选用体力劳动强度指标；个人和家庭统计特征主要选择了性别、年龄、教育、抽烟、饮酒、居住地以及家庭人口结构变量等，这些特征同时兼有致胖风险和风险应对能力的性质。

宏观环境因素包括社区和省域两个层次的因素。从致胖原因来看，宏观环境因素主要是城镇化水平，城镇化对肥胖率的促进作用在很多跨国比较或跨区域比较的文献中都得到证实（例如 Pirgon and Aslan, 2015; Ogden et al., 2018），其作用机制是改变了人们的膳食模式、膳食结构、运动方式和医疗卫生条件。可以选择的变量包括：食物消费环境、食物价格、农贸市场或超市的建设条件、交通运输条件、体育设施建设条件、人口密度等。CHNS 关于这些指标的调查集中在社区层次，Jones-Smith and Popkin（2010）根据社区和个人层次的调查数据，并结合官方数据构建了一个系统性的社区城镇化水平指数，该指数包括经济活动、传统市场、现代市场、物流设施等 12 个维度。考虑到总指数和每个维度的指数都存在高度相关性，简单起见，本文仅选择城镇化水平的总指数进行分析。此外，从省域层面看，也可以选择相似的宏观环境指标，但受限于数据可得性以及和社区城镇化水平的高度相关性，本文不再引入省域层面的控制变量。

表 2 变量定义、赋值及其描述性统计

变量	变量说明与赋值	均值	中位数	标准差
被解释变量				
BMI	体质指数=体重/身高 ² （单位：kg/m ² ）	23.290	22.924	3.592
超重	BMI≥24=1, BMI<24=0	0.382	0.000	0.486
肥胖	BMI≥28=1, BMI<28=0	0.092	0.000	0.289
协变量				
年龄	调查时年龄（单位：岁）	48.508	48.000	15.495
性别	男性=1, 女性=0	0.476	0.000	0.499
婚姻	在婚=1, 其他=0	0.828	1.000	0.378
少数民族	少数民族=1, 汉族=0	0.118	0.000	0.323
教育	受教育年限（单位：年）	7.734	9.000	4.559
工作	在职=1, 非在职=0	0.606	1.000	0.489
在孕	在孕期或哺乳期=1, 其他=0	0.005	0.000	0.074
抽烟	抽烟=1, 未抽烟=0	0.280	0.000	0.449
饮酒	饮酒=1, 未饮酒=0	0.333	0.000	0.471
居住地	家庭居住地在城镇=1, 家庭居住地在乡村=0	0.340	0.000	0.474
家庭规模	家庭常住人口规模（单位：人）	3.267	3.000	1.438
儿童占比	家庭 12 岁以下儿童占比（单位：%）	0.097	0.000	0.150
老人占比	家庭 60 岁以上老人占比（单位：%）	0.226	0.000	0.342
房产	家庭拥有房产=1, 家庭未拥有房产=0	0.923	1.000	0.267
小汽车	家庭拥有小汽车=1, 家庭未拥有小汽车=0	0.071	0.000	0.257

(续表 2)

收入	家庭人均收入对数	8.697	8.896	1.510
高血压	个体患高血压=1, 个体未患高血压=0	0.179	0.000	0.383
糖尿病	个体患糖尿病=1, 个体未患糖尿病=0	0.024	0.000	0.154
热量摄入	三日平均摄入热量对数	7.606	7.629	0.331
劳动强度	无劳动能力=0, 非常轻微=1, 轻=2, 适中=3, 比较强=4, 非常强=5	2.523	2.000	1.257
双亲 BMI	父亲、母亲中较高一方的 BMI	24.449	24.330	3.720
城镇化	社区城镇化指数	65.660	65.985	20.030

注：①表中汇报的样本不含 2015 年调查数据，各变量的观测值均为 51688，其中，双亲（仅指生物学父亲和母亲）数据在匹配中存在大量缺失，所以，双亲 BMI 变量的观测值仅为 8332，后续计量模型中不再引入双亲 BMI 变量；②协变量原数据存在少量缺失值，故依次采用插值法和临近年份调查数据补齐；③原数据库中已构建的教育变量存在大量缺失值，表中汇报的受教育年限根据数据库中的“受教育阶段”进行折算；④高血压变量数据是测量数据而非自我报告数据，高血压定义为收缩压高于 140mmHg 或舒张压高于 90mmHg，糖尿病变量数据是自我报告数据；⑤收入变量根据历年 CPI 调整为 2015 年可比收入。

值得注意的是，在以上协变量中，致胖的病理因素、收入因素、热量摄入与消耗因素都可能存在由反向因果导致的内生性问题。例如，高血糖伴随胰岛素抵抗使葡萄糖转化为脂肪酸并以脂肪形式存储，从而导致肥胖，而肥胖也可以通过多种机制导致糖尿病发病率提高；收入水平通过食物消费影响个人的体质状况，而体质状况则会通过人力资本影响劳动生产率；热量摄入与消耗显然会直接影响体质状况，而体质状况同时也会通过食欲和运动习惯反作用于热量摄入和消耗。本文在正文中不再强调上述内生性问题，原因如下：脆弱性测度的核心在于获得效度更高的预测均值和预测方差，而非识别特定协变量与因变量之间的因果关系。尽管内生性的存在会导致特定协变量的估计系数有偏，但是，从预测目标出发，估计系数有偏并不影响模型的预测效果。本文尝试将内生变量的滞后期作为工具变量或直接作为前定变量引入模型（均会导致样本量下降），虽然模型的拟合效果均有所下降，但所得的拟合值与忽略内生性问题时得到的拟合值高度一致。

根据笔者的计算，几乎所有的协变量与 BMI 之间都存在显著的相关关系，而且，相关系数的方向与经验预期相吻合。此外，根据线性模型中方差膨胀因子的计算结果，协变量的主效应之间不存在严重的共线性问题。

四、结果与讨论

（一）模型估计结果与致胖风险分解

根据前文设定的三步骤固定效应 FGLS 模型和分层模型，以对数 BMI 为因变量估计均值模型，以均值模型预测误差平方项的对数值为因变量估计方差模型。表 3 汇报了两组共四个模型的估计结果。在方差模型中，个体效应以固定效应的方式被引入模型，所以非时变特征变量被自动删去。为了在预测肥胖概率时考虑趋势因素，模型没有引入时间固定效应，而是引入了确定性的时间趋势项。参照

Günther and Harttgen (2009) 的方法, 跨层变量之间交互项的选择标准是: 一是交互项系数需统计显著, 二是交互项的引入有助于明显提高模型的 R^2 。此外, 在分层模型中, 逐个试算个体特征变量在社区和省域层面的随机斜率, 并通过其参数显著性判断是否引入随机斜率。

在表 3 中, 四个模型的整体拟合效果都较好。为了说明估计模型的适用性, 在三个固定效应模型中, 本文对“所有固定效应参数同时等于零”的原假设进行 F 检验, 结果显示, 在 1% 的统计水平上拒绝原假设。在分层模型的均值模型中, 本文对“低层次模型嵌套于高层次模型”的原假设逐个进行似然比检验, 结果证实四层模型相对于每一种三层模型都显著更优, 三层模型相对于每一种两层模型也都显著更优, 这一结论通过三个高度显著的随机截距亦可以得到佐证。表 3 中大多数协变量的系数估计结果符合经验预期, 而且和相关系数的方向相一致; 少数变量因为共线性问题, 其估计系数的方向和相关系数不一致。和其他聚焦于脆弱性的研究相一致, 本文主要关切的不是协变量的影响效果, 因此, 下文不再讨论协变量的估计系数, 而是把重点放在肥胖脆弱性的测算和分析上。通过 FGLS 模型和分层模型预测的体质指数均值和方差具有高度一致性。计算结果显示, 两个模型预测均值的相关系数为 0.996, 预测方差的相关系数为 0.944。考虑到分层模型有助于方差分解, 下文根据分层模型的估算结果测度肥胖脆弱性并开展后续分析。

表 3 体质指数均值模型和方差模型的估计结果

变量	FGLS 模型		分层模型	
	均值模型	方差模型	均值模型	方差模型
年龄	0.446*** (9.04)	2.228 (1.19)	1.035*** (39.10)	4.117** (2.18)
年龄平方项	-0.008*** (-28.65)	-0.021** (-2.24)	-0.010*** (-36.63)	-0.011 (-1.12)
性别			0.795*** (3.92)	
婚姻	0.450*** (3.22)	-6.535 (-1.33)	0.868*** (5.28)	1.230 (0.25)
少数民族			-0.083 (-0.19)	
教育	0.271*** (6.38)	0.746 (0.48)	0.359*** (6.99)	1.164 (0.75)
工作	-0.385*** (-5.49)	-3.600 (-1.31)	-0.247** (-2.41)	-1.599 (-0.58)
在孕	4.226*** (9.50)	-14.926 (-1.01)	4.954*** (9.16)	-0.112 (-0.01)
抽烟	-0.156 (-1.62)	-5.246 (-1.37)	-1.017*** (-7.43)	-0.882 (-0.23)
饮酒	-0.052	-5.198*	0.093	1.386

(续表 3)				
	(-0.66)	(-1.77)	(0.85)	(0.47)
居住地			1.706***	
			(4.36)	
家庭规模	-0.119***	0.688	-0.022	0.395
	(-4.12)	(0.63)	(-0.57)	(0.36)
儿童占比	0.450**	9.099	0.458	-1.204
	(1.96)	(1.01)	(1.38)	(-0.13)
老人占比	-0.705***	10.633*	0.101	7.030
	(-4.37)	(1.91)	(0.50)	(1.25)
房产	0.244*	-3.012	-0.055	-3.355
	(1.76)	(-0.65)	(-0.33)	(-0.73)
小汽车	-0.148	4.222	0.111	7.321
	(-1.33)	(0.85)	(0.62)	(1.46)
收入	0.068***	0.323	0.097***	-0.068
	(3.53)	(0.43)	(3.40)	(-0.09)
高血压	1.325***	16.494*	0.886**	23.146**
	(4.71)	(1.66)	(2.34)	(2.32)
糖尿病	2.577**	-27.778	-1.264	-30.831
	(2.37)	(-0.84)	(-1.02)	(-0.93)
热量摄入	-1.878***	-12.570	-1.092**	-15.618
	(-7.08)	(-1.10)	(-2.51)	(-1.36)
劳动强度	-0.366***	-4.726	-0.421***	-1.338
	(-3.58)	(-1.24)	(-2.93)	(-0.35)
城镇化	-0.253***	-0.819	-0.179***	-1.342
	(-8.76)	(-0.63)	(-3.68)	(-1.02)
教育×城镇化	-0.004***	-0.017	-0.006***	-0.025
	(-7.40)	(-0.78)	(-8.69)	(-1.14)
高血压×城镇化	-0.005	-0.183	0.012***	-0.388***
	(-1.15)	(-1.26)	(3.62)	(-2.65)
糖尿病×城镇化	-0.049***	0.483	0.022	0.280
	(-3.15)	(1.12)	(1.41)	(0.64)
热量摄入×城镇化	0.034***	0.118	0.029***	0.194
	(9.31)	(0.69)	(4.54)	(1.14)
劳动强度×城镇化	0.006***	0.031	0.004**	0.039
	(4.28)	(0.53)	(2.00)	(0.66)
时间趋势	1.706***	1.743	0.595***	-5.496
	(14.39)	(0.39)	(17.78)	(-1.22)

(续表 3)				
常数项	3.219*** (112.11)	-4.648*** (-4.12)	2.919*** (83.23)	-5.628*** (-4.97)
$\ln(sd(\mu_{00m}))$			-3.464*** (-16.39)	
$\ln(sd(\mu_{0j}))$			-3.747*** (-58.50)	
$\ln(sd(\mu_i))$			-2.131*** (-356.92)	
$\ln(sd(\varepsilon_{i,t}))$			-2.712*** (-680.27)	
观测值	51688	51688	51688	51688
R^2	0.878	0.658	0.872	0.657
P 值	0.000	0.000	0.000	0.007

注：①FGLS 均值模型为第三步加权回归模型的估计结果；②分层模型中引入了年龄、性别、教育、热量摄入在社区层的随机斜率，因篇幅原因，表中未作汇报；③为易于显示，除常数项和随机参数项以外，表中所有协变量的系数估计值都乘以 100 进行汇报；④括号内数值为 t 值；⑤***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

图 3 描绘了预测均值和预测标准差之间的关系。体质指数的预测标准差和预测均值存在一个典型的“正 U 型”关系，最低点的体质指数约为 3.15，接近于超重标准 ($\log(24)=3.18$)。也就是说，当体质指数达到超重标准以后，体质指数与其波动性为正相关关系。那么，根据肥胖脆弱性的测度方法可以判断，体质指数较高的群体由于波动性较大，其测度的脆弱性不会广泛地收敛于 1。这意味着，在脆弱群体中，应该仅有少量样本属于类型 1 “确定肥胖导致的脆弱型”，更多的样本应该属于类型 2 “预期肥胖导致的脆弱型”或类型 3 “波动性导致的脆弱型”。从政策意义出发，体质指数越高对应的波动性越强，这一结论恰恰意味着控制体质指数的政策努力或干预策略具有较大的潜在价值。

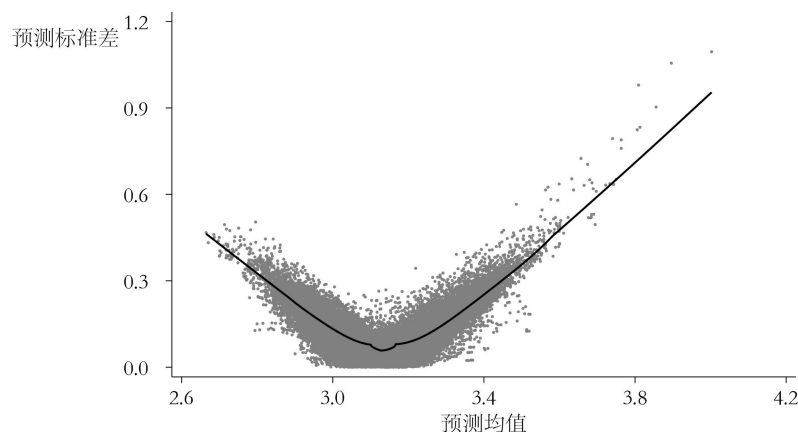


图 3 体质指数预测均值和预测方差的关系

注：①拟合线表示局部加权平滑线；②数据来源于表 3 分层模型的预测结果。

表 4 汇报了不同样本体质指数的预测均值和致胖风险构成。除少数子样本以外，预测期的 BMI 较当期的观测 BMI 均有所上升，这一结果与 BMI 的上升趋势相吻合，同时也说明这种上升趋势具有普遍性。在引起体质指数波动的风险构成中，省域协同风险、社区协同风险、个体异质性风险和随机异质性风险分别占比 6.3%、2.1%、74.0%和 17.6%；协同风险占异质性风险的 9.2%。这说明，致胖风险的主要来源是不随时间变化的个体异质性风险（例如遗传因素、饮食和运动习惯），其次是随机异质性风险（随时间变化且不可观测的风险），而协同风险贡献并不大。在两类协同风险中，省域协同风险的贡献比社区协同风险的贡献更大。上述结论意味着，从体质管控的目标来讲，具有个体针对性的预防策略比区域普适性的预防策略更为有效；而在区域预防策略中，省域层面的预防比社区层面的预防更为有效。但这一结论并不意味着区域预防策略的政策潜力更低，相反，这一结论恰恰强调了“政策落地”的重要性，即区域性的预防策略要在个体层面得到反馈才有助于产生实际效果。

表 4 体质指数的预测均值和致胖风险构成

样本		BMI 均值	预测 BMI 均 值	省域协同 风险	社区协同 风险	个体异质 性风险	随机异质 性风险	协同/异质性(%)
总样本		23.29	23.38	0.105	0.035	1.239	0.295	9.2
年份	2000 年	22.79	22.92	0.110	0.035	1.256	0.237	9.7
	2004 年	23.06	23.16	0.108	0.035	1.250	0.248	9.6
	2006 年	23.19	23.35	0.104	0.037	1.179	0.305	9.5
	2009 年	23.33	23.51	0.108	0.034	1.268	0.254	9.4
	2011 年	23.88	23.83	0.099	0.034	1.241	0.397	8.1
省份	上海	24.20	24.24	0.020	0.019	1.186	0.116	3.0
	北京	24.92	25.01	0.181	0.042	1.258	0.123	16.2
	山东	25.12	24.96	0.181	0.034	1.123	0.293	15.2
	广西	22.30	22.30	0.039	0.043	1.468	0.331	4.5
	江苏	23.71	23.71	0.000	0.035	1.321	0.256	2.2
	河南	24.19	24.26	0.046	0.044	1.279	0.270	5.8
	湖北	23.55	23.48	0.039	0.026	1.264	0.294	4.2
	湖南	23.45	23.18	0.071	0.020	1.076	0.375	6.3
	贵州	22.68	22.67	0.015	0.028	1.263	0.455	2.5
	辽宁	24.75	24.54	0.174	0.048	1.278	0.249	14.5
	重庆	23.68	23.73	0.002	0.048	1.108	0.108	4.1
	黑龙江	24.33	24.16	0.368	0.038	1.134	0.259	29.1
肥胖	非肥胖	22.56	22.81	0.103	0.035	0.908	0.240	12.0
	肥胖	30.48	29.05	0.080	0.031	0.629	0.535	9.6
居住地	乡村	23.07	23.18	0.104	0.035	1.234	0.291	9.1
	城镇	23.72	23.78	0.100	0.035	1.248	0.302	8.7
性别	女性	23.33	23.42	0.102	0.035	1.311	0.303	8.5
	男性	23.24	23.34	0.104	0.035	1.158	0.286	9.6

(续表 4)

双亲	非肥胖	22.14	22.49	0.114	0.033	1.086	0.285	10.7
肥胖	肥胖	24.30	24.41	0.085	0.032	1.566	0.279	6.4

注：①预测 BMI 均值表示当期对下一期的预测值，通过表 3 中分层模型均值模型预测的体质指数对数计算得到；②为易于显示，四类风险的汇报值都乘以了 100；③由于 CHNS 每轮调查覆盖的省份不完全一致，为了使数据具有可比性，不同省份汇报的 BMI 和预测 BMI 均值仅包括 2011 年样本；④双亲肥胖指（生物学）父亲或者母亲肥胖；⑤四舍五入原因，表中部分计算结果不能自洽。

不同子样本致胖风险的结构与总样本具有相似性，总体上看，异质性风险的贡献远大于协同风险。从时间维度看，协同风险和异质性风险的相对比例存在明显的下降趋势，在 2000 年为 9.7%，到 2011 年则下降到了 8.1%，随着发展水平的不断提高，异质性风险对肥胖的贡献不断加深，而协同风险对肥胖的贡献不断趋弱。从地区差异看，北京、山东、辽宁和黑龙江的协同风险占比明显高于其他省份，而且其协同风险主要来源于省域而非社区，一个可能的原因是南北方饮食习惯存在差异，北方饮食习惯的致胖风险更大。此外，从其他分类看，非肥胖群体的协同风险比肥胖群体的协同风险更高，农村居民的协同风险占比略高于城镇居民，男性的协同风险占比较女性更高，父母非肥胖的群体比父母肥胖的群体协同风险的占比更高。一个可能的规律表现为：在任意分类中，体质指数相对较高的子样本组面临的协同风险相对更低，异质性风险相对更高。但是，地区和性别分类的结果不适用此规律。

（二）肥胖脆弱性的测算与分类

根据对数体质指数的预测均值和预测方差，通过（1）式可以在第 t 期测算出个体在第 $t+1$ 期体质指数达到肥胖标准的概率，即 VEO 方法定义的肥胖脆弱性。图 4 是根据脆弱性的计算结果描绘的在不同脆弱标准下的肥胖脆弱性发生率（超过脆弱标准的样本比例），作为比较，图 4 同时描绘了超重脆弱性的发生率。由于肥胖样本的占比（9.20%）相对较小，所以，总样本肥胖脆弱性发生率更贴近非肥胖群体的发生率；而超重样本的占比（38.24%）相对更高，所以，总样本超重脆弱性发生率处于超重群体和非超重群体的中间位置。观察可知，类型 1 “确定肥胖导致的脆弱型”（脆弱性水平=1）和类型 4 “确定非肥胖导致的非脆弱型”（脆弱性水平=0）的样本并不多。统计结果显示，类型 1 仅有 2 例，类型 4 仅有 345 例，绝大多数的样本属于类型 2 和类型 3。

给定任何一个脆弱标准，肥胖群体的肥胖脆弱性发生率都大幅高于非肥胖群体，或者说，肥胖脆弱群体中来自观测肥胖群体的数量都高于来自观测非肥胖群体的数量。这一结论和经验预期相吻合，说明观测的肥胖在很大程度上也会表现为较高的肥胖脆弱性。统计结果显示，观测肥胖群体被同时预测为肥胖的概率达到 79.20%，而观测非肥胖群体被预测为肥胖的概率仅为 1.80%；观测超重群体被同时预测为超重的概率达到 89.78%，而观测非超重群体被预测为超重的概率仅为 8.06%。与此同时，预测较高的肥胖脆弱性水平也会在较大程度上转变为预测期的肥胖。统计结果显示，预测肥胖群体在下一期真实肥胖的概率为 79.04%，预测非肥胖群体在下一期真实肥胖的概率仅为 3.84%。预测超重群体在下一期真实超重的概率为 88.01%，预测非超重群体在下一期真实超重的概率则为 11.25%。

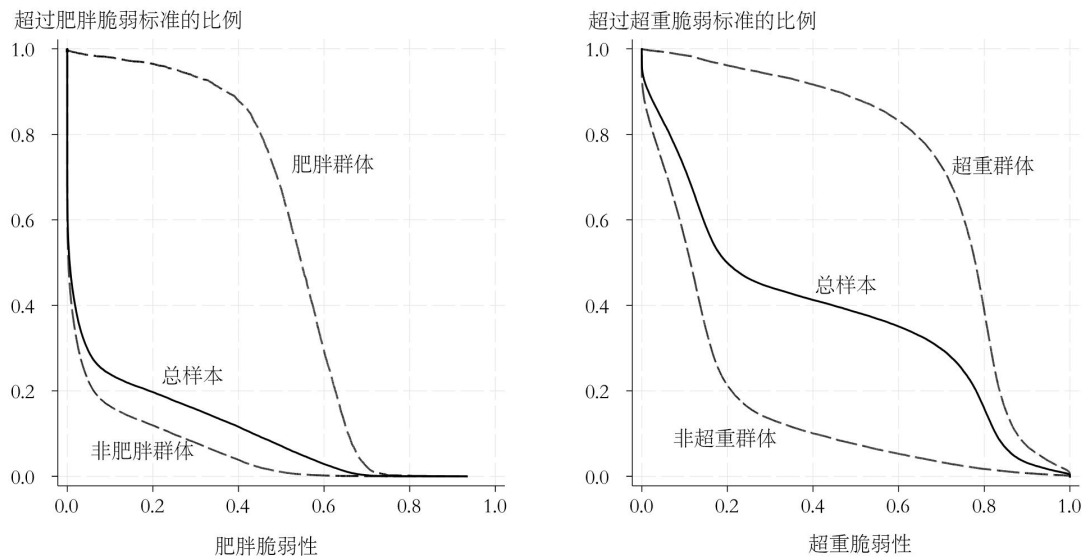


图4 肥胖脆弱性和超重脆弱性的发生率

观察图4可知，仅当肥胖脆弱线低于0.5时，才会有一定数量的非肥胖群体（其中，97.46%属于预期非肥胖，即表1中的类型3人群）被判断为肥胖脆弱。这一结果印证了前文关于“单期肥胖脆弱线不宜采用50%标准”的观点。一个简单的例证是，如果以50%为标准，则总样本的肥胖脆弱性发生率仅为8.92%，不仅低于预测期的肥胖率（10.83%），甚至也低于观测的肥胖率（9.20%）。因此，本文以预测期（历年）的肥胖率作为固定的肥胖脆弱性发生率，结合脆弱性测算结果的排序来判断“脆弱群体”和“非脆弱群体”^①，进而根据前文介绍的方法将“脆弱群体”进一步划分为“持久脆弱”和“暂时脆弱”两类。表5对脆弱性发生率和分类进行了统计。

表5 肥胖脆弱性发生率和脆弱性分类 单位：%

样本		观测肥胖率	脆弱性发生率	脆弱性水平	暂时脆弱	持久脆弱	暂时/持久
总样本		9.20	10.75	58.02	3.46	7.28	47.54
年份	2000年	6.82	8.14	57.51	2.89	5.25	55.12
	2004年	8.14	8.57	57.88	2.39	6.18	38.76
	2006年	8.56	9.58	58.51	2.73	6.85	39.91
	2009年	9.58	11.97	57.38	4.43	7.54	58.77
	2011年	11.97	14.27	58.47	4.50	9.78	45.98
省份	上海	12.19	16.60	57.91	4.49	12.11	37.09

^① 据此方法得到历年的脆弱线处于0.44到0.48之间。此外，将预测期的肥胖率作为分位点识别的“脆弱群体”可以被称为“高脆弱群体”，为了进行更细致的区分，可以考虑将超重率也作为一个分位点，从而将排序处在肥胖率和超重率之间的群体定义为“低脆弱群体”，将低于超重率的群体定义为“非脆弱群体”。简单起见，本文不再考虑这种三分类的做法。

(续表 5)

	北京	17.16	22.32	59.85	5.17	17.16	30.11
	山东	21.03	22.94	58.70	7.93	15.01	52.87
	广西	5.47	5.63	56.76	1.65	3.98	41.49
	江苏	10.48	13.55	56.81	5.06	8.49	59.57
	河南	13.87	16.71	58.16	5.08	11.64	43.64
	湖北	9.04	10.89	58.47	3.91	6.99	55.88
	湖南	7.28	8.01	58.34	3.09	4.91	62.96
	贵州	7.43	7.33	57.58	2.11	5.22	40.38
	辽宁	16.74	19.11	59.86	5.99	13.13	45.60
	重庆	11.37	15.13	57.69	4.76	10.37	45.88
	黑龙江	12.98	14.23	59.77	4.88	9.35	52.22
肥胖	非肥胖	0.00	3.21	52.11	3.21	0.00	
	肥胖	100.00	85.15	60.22	5.95	79.20	7.52
居住地	乡村	8.36	9.62	58.01	3.17	6.45	49.23
	城镇	10.83	12.94	58.04	4.03	8.91	45.18
性别	女性	10.07	11.46	58.37	3.40	8.06	42.17
	男性	8.24	9.96	57.58	3.53	6.43	54.97
双亲肥胖	非肥胖	4.90	6.21	57.84	2.34	3.87	60.58
	肥胖	18.13	22.28	59.56	6.07	16.21	37.44

注：①汇报的脆弱性水平仅指对应样本中的脆弱群体的占比；②由于 CHNS 每轮调查覆盖的省份不完全一致，为了使数据具有可比性，不同省份汇报的所有指标都仅包括 2011 年样本；③双亲肥胖指（生物学）父亲或者母亲肥胖；④四舍五入原因，表中部分计算结果不能自洽。

在表 4 中，总样本的观测肥胖率为 9.20%，是 2000 年、2004 年、2006 年、2009 年和 2011 年五轮调查总样本的肥胖率，脆弱性发生率为 10.75%，是 2004 年、2006 年、2009 年、2011 年和 2015 年五轮调查总样本的肥胖率。总样本被判断为“肥胖脆弱群体”的平均脆弱性水平为 0.58，在肥胖脆弱群体中，32.22%属于“暂时脆弱”，67.78%属于“持久脆弱”，两者的比值为 47.54%，也就是说，持久脆弱的样本量大约是暂时脆弱样本量的两倍。分年度来看，虽然脆弱性发生率、暂时脆弱率和持久脆弱率都呈现明显上升的趋势，但是，脆弱群体的脆弱性水平并未呈现出相应的趋势性，暂时脆弱群体和持久脆弱群体的相对比例也没有表现出趋势性。

肥胖脆弱性的地区差异存在以下规律。第一，各省的脆弱性发生率（或肥胖率）和脆弱群体的脆弱性水平之间不存在明显的关联，较高的脆弱性发生率可能对应于相对较低的脆弱性水平，反之，较低的脆弱性发生率也可能对应于较高的脆弱性水平。这说明“是否肥胖脆弱”和“肥胖脆弱程度”在区域层面上具有不同的生成机制。第二，辽宁、黑龙江、北京和山东四省的脆弱性水平最高，这一结论与表 4 中协同风险占比的区域差异相似，说明北方居民肥胖脆弱的程度比南方居民相对更深。第三，各省的脆弱性发生率、脆弱性水平和脆弱性分类之间不存在明显的关联，相比之下，北京、上海、贵

州、广西四省中暂时脆弱群体的比例明显更低。一个可能的逻辑是，暂时脆弱群体的占比与经济发展水平之间呈现非线性关系，在经济发展水平较低和较高的地区，肥胖都容易表现出更强的持续性。

（三）肥胖脆弱性的影响因素

本部分进一步讨论肥胖脆弱性水平的影响因素。基于不同的样本，笔者将肥胖脆弱性水平对协变量和致胖风险进行 OLS 回归，表 6 汇报了 5 个样本的估计结果。从拟合效果来看，五个样本的整体拟合效果良好，但是，不同样本的 R^2 存在明显差异。从方程 1、方程 2 和方程 3 的比较来看，协变量和致胖风险对脆弱群体脆弱性的解释力度大幅高于非脆弱群体，且总样本的 R^2 处于两个子样本的 R^2 之间，这说明非脆弱群体和脆弱群体脆弱性水平的数据生成机制在方向上存在比较强的一致性。但是，非脆弱群体的脆弱性水平显然具有更高的随机性。而从方程 3、方程 4 和方程 5 的比较来看，三个模型对脆弱性水平的解释力度高度近似，但是，方程 3 的 R^2 低于两个子样本的 R^2 ，这说明暂时脆弱群体和持久脆弱群体脆弱性水平的数据生成机制在方向上存在一定的差异。

表 6 肥胖脆弱性水平的影响因素与致胖风险贡献

变量	方程 1 总样本	方程 2 非脆弱群体	方程 3 脆弱群体	方程 4 暂时脆弱群体	方程 5 持久脆弱群体
年龄	0.539*** (22.37)	0.286*** (15.44)	0.921*** (33.74)	1.103*** (28.24)	0.776*** (28.05)
年龄平方项	-0.005*** (-19.95)	-0.002*** (-12.47)	-0.010*** (-35.48)	-0.011*** (-28.75)	-0.009*** (-30.30)
性别	0.576*** (3.83)	0.559*** (4.77)	0.413*** (2.92)	1.161*** (6.56)	0.306** (2.18)
少数民族	0.457*** (2.62)	0.292** (2.17)	0.013 (0.07)	0.053 (0.21)	-0.119 (-0.66)
教育	-0.090*** (-5.54)	-0.038*** (-2.94)	-0.081*** (-5.65)	-0.059*** (-3.24)	-0.070*** (-4.97)
抽烟	-0.569*** (-3.76)	-0.547*** (-4.62)	-0.548*** (-3.97)	-0.822*** (-4.62)	-0.481*** (-3.56)
居住地	1.745*** (10.96)	0.911*** (7.26)	2.219*** (16.28)	2.648*** (14.53)	1.767*** (13.33)
收入	0.084** (2.12)	0.099*** (3.21)	0.114*** (3.13)	0.182*** (3.87)	0.080** (2.26)
高血压	3.487*** (23.00)	1.655*** (13.38)	2.140*** (19.86)	2.044*** (13.29)	1.976*** (19.08)
糖尿病	2.755*** (7.67)	2.795*** (9.15)	-0.378* (-1.75)	-0.118 (-0.41)	-0.488** (-2.34)
热量摄入	-0.080 (-0.44)	0.001 (0.01)	1.010*** (6.29)	0.553*** (2.74)	0.729*** (4.58)
劳动强度	-0.209***	-0.153***	-0.152***	-0.165**	-0.057

(续表 6)

	(-3.36)	(-3.15)	(-2.76)	(-2.32)	(-1.07)
城镇化	0.000	0.003	0.015***	0.016***	0.013***
	(0.09)	(0.76)	(3.79)	(3.02)	(3.45)
省域协同风险	1.056***	0.613***	0.995***	1.382***	0.789***
	(58.90)	(43.78)	(51.51)	(39.61)	(41.46)
社区协同风险	1.157***	0.644***	0.963***	1.341***	0.793***
	(37.69)	(26.83)	(32.52)	(29.53)	(27.44)
个体异质性风险	1.237***	0.658***	1.022***	1.496***	0.803***
	(242.24)	(138.39)	(128.53)	(53.30)	(106.05)
随机异质性风险	0.048***	0.014*	0.040***	-0.130***	0.086***
	(4.62)	(1.68)	(5.46)	(-10.31)	(11.07)
观测值	51688	46133	5555	1790	3765
R^2	0.603	0.347	0.770	0.796	0.780
省域协同风险 R^2 占比	5.94%	7.64%	6.40%	5.08%	6.07%
社区协同风险 R^2 占比	3.64%	3.83%	2.46%	2.35%	1.95%
个体异质性风险 R^2 占比	84.29%	80.19%	68.68%	29.97%	63.63%
随机异质性风险 R^2 占比	2.77%	1.72%	1.27%	38.86%	1.88%

注：①因篇幅原因，表中未汇报部分变量（包括工作、在孕、饮酒、儿童占比、老人占比、房产、小汽车、年份虚拟变量组和常数项）的估计结果；②为易于显示，因变量“肥胖脆弱性”的单位调整为“%”；③括号内数值为t值；④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；⑤四类风险的 R^2 占比采用夏普利值分解方法得到。

通过协变量的系数估计结果可以评价每个因素对肥胖脆弱性的边际影响效果，本文不再详细展开这一讨论。有两点值得注意，一是某个因素对体质指数的影响效果和对肥胖脆弱性的影响效果可能会不一致，教育变量就是一个代表，对比表3和表6可知，教育变量对体质指数存在显著正向影响，但是对肥胖脆弱性水平却存在显著负向影响。二是同一因素对不同子样本脆弱性水平的影响效果可能存在很大差异，例如，热量摄入仅对肥胖脆弱群体的脆弱性水平存在显著促进作用，而对非脆弱群体则没有显著影响；劳动强度仅对非脆弱群体和暂时脆弱群体的脆弱性水平存在抑制效果，而对持久脆弱群体则没有显著影响。这一结论意味着，针对不同群体的肥胖预防策略应该指向不同的引导方向，低脆弱群体和暂时脆弱群体应该以加强体育锻炼为导向，而高脆弱群体和持久脆弱群体则应该以加强饮食管理为导向。

根据表6，四种致胖风险对方程 R^2 的贡献合计都达到了70%以上，说明致胖风险是肥胖脆弱程度的关键决定因素。相比之下，致胖风险对非脆弱群体脆弱性水平的解释比例（93.4%）高于对脆弱群体脆弱性水平的解释比例（78.8%），因而，非脆弱群体的肥胖脆弱性水平相对更多地来源于体质指数的波动，而脆弱群体的肥胖脆弱性水平相对更多地来源于较高的体质指数。

从结构差异来看，总样本中个体异质性风险对肥胖脆弱性水平的贡献最大，省域协同风险的贡献大于社区协同风险，这与表4中的致胖风险结构相一致。但是，表6中随机异质性风险对肥胖脆弱性

水平的贡献最小，远低于表 4 中其在致胖风险中的占比。非脆弱群体、脆弱群体和持久脆弱群体三个子样本中的风险占比与总样本相似，但是，在暂时脆弱群体中，随机异质性风险的贡献超过了个体异质性风险。这一结论再次说明暂时脆弱群体和持久脆弱群体的脆弱原因存在差异，因此，暂时脆弱群体预防肥胖应该以规避随机风险为目标，而持久脆弱群体预防肥胖应该以提高个体长期的体质管控能力为目标。

五、结论与启示

肥胖问题是当今国际社会共同面临的一个严重的公共卫生问题。肥胖和体质波动都会影响个体的健康福利，本文首次尝试将“脆弱性”的概念引入肥胖研究领域，提出了“肥胖脆弱性”的概念，用来反映个体对致胖风险应对能力不足的状态。本文首先从脆弱性的一般概念出发，说明了肥胖脆弱性的内涵和测度原则，并重点介绍了肥胖脆弱性的测度方法及其注意事项。然后，本文采用“中国健康与营养调查”数据，测度了中国居民的肥胖脆弱性，并重点说明了致胖风险的结构和不同类型肥胖脆弱群体的差异。

由于肥胖福利函数的一般形态尚未达成共识，因此，建立在风险厌恶假设之上的“低值期望效用”（VEU）方法并不适用于测算肥胖脆弱性，而“期望肥胖概率”（VEO）方法不依赖于福利函数形态的特点使其更适用于测算肥胖脆弱性。采用 VEO 方法测算肥胖脆弱性时，体质指数的分布形态易于确定，肥胖标准也具有广泛共识，但是，贫困领域常用的“50%”脆弱线并不适用于肥胖脆弱群体的识别。

考虑到总体肥胖率具有相对稳定的增长趋势，本文建议将预测期的肥胖率作为当期的脆弱性发生率，通过测算脆弱性的排序来识别脆弱群体，而非通过一个给定的脆弱线来识别脆弱群体。传统的三步骤可行广义最小二乘法以及在此基础上改进的分层模型都可用于测算肥胖脆弱性，本文发现，这两种方法测算的肥胖脆弱性具有高度一致性，而分层模型的优势在于可以直接对致胖风险进行分解。

中国居民体质指数的预测均值和预测方差存在“正 U 型”关系，最低点出现在超重线附近，即超重群体的预测体质指数与其波动性正相关。在致胖风险的构成中，个体异质性风险的占比最高，达到 74.0%；省域协同风险的占比较社区协同风险更高。协同风险的占比存在下降趋势，而且，北方地区协同风险的占比大幅高于南方地区。自身或父母不肥胖的群体面临的协同风险也大幅高于自身或父母肥胖的群体。男性面临的协同风险高于女性。测算结果显示，肥胖群体整体上具有更高水平的肥胖脆弱性，而且，肥胖脆弱程度更高的群体也更有可能在预测期真正肥胖。与此同时，也存在一定数量的样本并不肥胖但肥胖脆弱，或肥胖但并不肥胖脆弱。

将预测期肥胖率作为脆弱性发生率识别出的肥胖脆弱群体的平均脆弱性水平为 0.58，其中，持久脆弱群体的规模大约是暂时脆弱群体的两倍。不同省份的肥胖率、肥胖脆弱程度和脆弱结构不存在明显的关系。在 10 个样本省份中，辽宁、黑龙江、北京和山东四个北方省份肥胖脆弱群体的脆弱程度更深；而北京、上海、贵州和广西四个经济发展程度最高或最低的省份持久脆弱群体的占比更高。此外，女性持久脆弱的概率高于男性，父母肥胖的群体持久脆弱的概率高于父母不肥胖的群体。

体质指数和肥胖脆弱性的影响机制存在差异，肥胖脆弱性水平的影响机制在不同群体中也存在差异。热量摄入仅对肥胖脆弱群体的脆弱程度存在促进作用，而劳动强度仅对非脆弱群体和暂时脆弱群体的脆弱程度存在抑制作用。整体上看，个体异质性风险是脆弱程度的主要决定因素，但是，在暂时脆弱群体中，随机异质性风险对脆弱程度的贡献更大。以上结论意味着，肥胖预防措施应该区别于肥胖治疗措施，而且，肥胖预防措施也需要“因人而异”。低脆弱群体和暂时脆弱群体应该以缓解随机风险为预防目标，更重视加强体能锻炼，而高脆弱群体和持久脆弱群体则应该以提高个人长期的体质管控能力为预防目标，更重视控制热量摄入。

参考文献

1. Ananthapavan, J., S. Gary, M. Marj and C. Rob, 2014, “Economics of Obesity: Learning from the Past to Contribute to a Better Future”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 11(4): 4007-25.
2. Baker, R., 2010, “The Problem of Obesity: Can Mathematics Help?” *Mathematics Today*, 46: 140-142.
3. Chaudhuri, S., 2003, “Assessing Vulnerability to Poverty: Concepts, Empirical Methods and Illustrative Examples”, Department of Economics, Columbia University.
4. Foster, J., 2009, “A Class of Chronic Poverty Measures” in T. Addison, D. Hulme and R. Kanbur (eds.) *Poverty Dynamics: Interdisciplinary Perspectives*, New York: Oxford University Press.
5. Gallardo, M., 2018, “Identifying Vulnerability To Poverty: A Critical Survey”, *Journal of Economic Surveys*, 32(4): 1074-1105.
6. Günther, I. and H. Kenneth, 2009, “Estimating Households Vulnerability to Idiosyncratic and Covariate Shocks: A Novel Method Applied in Madagascar”, *World Development*, 37(7): 1222-1234.
7. Hill, S., O. Yemi, and B. Frauke, 2018, “Health Economics of Obesity” in J. U. Weaver (eds.) *Practical Guide to Obesity Medicine*, Elsevier: 9-15.
8. Hoddinott, J., and Q. Agnes, 2010, “Methods for Microeconomic Risk and Vulnerability Assessment”, *Palgrave Macmillan*, 62-100.
9. Jones-Smith, J. C., and M. P. Barry, 2010, “Understanding Community Context and Adult Health Changes in China: Development of an Urbanicity Scale”, *Social Science & Medicine*, 71(8): 1436-1446.
10. Kortt, M. A., and M. C. Philip, 2005, “Estimating Utility Values for Health States of Overweight and Obese Individuals Using the SF-36”, *Quality of Life Research*, 14(10): 2177-2185.
11. Ligon, E., and S. Laura, 2003, “Measuring Vulnerability”, *The Economic Journal*, 113(486): C95-C102.
12. Mahanta, R., and D. Daisy, 2015, “Vulnerability to Poverty: A Survey”, *Journal of Business Strategies*, 32(2): 1-24.
13. Naudé, W., U. S. Amelia, and M. Mark, 2009, “Measuring Vulnerability: An Overview and Introduction”, *Oxford Development Studies*, 37(3): 183-191.

- 14.Ogden, C. L., D. F. Cheryl, M. H. Hales, D. C. Margaret, A. Yutaka and S. F. David, 2018, “Differences in Obesity Prevalence by Demographics and Urbanization in US Children and Adolescents: 2013-2016”, *JAMA*, 319(23): 2410-2418.
- 15.Pirgon, Ö., and A. Nagehan, 2015, “The Role of Urbanization in Childhood Obesity”, *Journal of Clinical Research in Pediatric Endocrinology*, 7(3): 163-167.
- 16.Rosin, O., 2008, “The Economic Causes of Obesity: A Survey”, *Journal of Economic Surveys*, 22(4): 617-647.
- 17.Zhang, B., F. Y. Zhai, S. F. Du and B. M. Popkin, 2014, “The China Health and Nutrition Survey, 1989-2011”, *Obesity Reviews*, 15(S1): 2-7.

（作者单位：中国社会科学院农村发展研究所）

（责任编辑：光明）

Vulnerability to Obesity: Concepts and Measurements

QUAN Shiwen

Abstract: This article offers an introduction and explanation on the concept of “vulnerability to obesity”, and particular attention is paid to the measurement procedure of vulnerability. The “expected obesity” approach does not depend on welfare function, which makes it more suitable for measuring obesity vulnerability. However, the “50%” vulnerability line commonly used in other fields is not suitable for identifying obesity vulnerable groups. Using the data from China Nutrition and Health Survey, the study measures the obesity vulnerability of Chinese residents. There is a positive U-shaped relationship between the predicted mean and the predicted variance of BMI. Individual specific idiosyncratic shock is dominant in the risk of obesity, and it is also a key influencing factor of vulnerability. The proportion of provincial covariate shocks is higher than that of community covariate shocks. The proportion of covariate shocks has a downward trend, and the proportion in the north is significantly higher than that in the south. There are differences in mechanisms between transitory obesity and structural obesity. The former should aim at alleviating random shock, while the latter should aim at improving the long-term ability of physical control.

Keywords: Obesity; Vulnerability; BMI; Risk

创业拼凑、商业模式创新与家庭农场 创业绩效关系*

——基于湖南省的典型案例分析

段海霞¹ 易朝辉² 苏晓华¹

摘要：家庭农场创业是促进乡村振兴、推动农业农村现代化的重要力量，已受到越来越多的关注。本文基于企业资源观，以湖南省3个典型家庭农场为案例，旨在探索创业拼凑、商业模式创新与家庭农场创业绩效三者之间的关系。研究发现，在资源匮乏情境下，家庭农场采用差异化的创业拼凑策略，通过创新商业模式的不同要素提高创业绩效，以实现可持续发展。网络拼凑和技能拼凑策略有利于家庭农场创新价值主张、增强产品的独特性，人力拼凑和客户拼凑策略有利于家庭农场创新目标客户、扩大农场服务对象，物质拼凑和制度拼凑策略有利于家庭农场创新价值链、优化价值创造活动，进而提升家庭农场创业绩效。本文的研究结论揭示了家庭农场的创业机制和成长路径，为中国家庭农场未来发展方向提供了理论指导。

关键词：创业拼凑 商业模式创新 家庭农场 创业绩效

中图分类号：F324.1 **文献标识码：**A

一、引言

在全面实施乡村振兴战略的背景下，家庭农场创业是应对“三农”问题的重要途径，也逐渐成为推动中国特色农业农村现代化发展的中坚力量（蔡荣等，2019）。为了进一步鼓励家庭农场创业创新，2021年2月21日发布的中央“一号文件”和6月1日起实施的《中华人民共和国乡村振兴促进法》都明确提出，要继续支持发展家庭农场，吸引城市各方面人才到农村创业创新，把农业规模经营户培育成有活力的家庭农场。然而，大量实践表明，在资源环境约束趋紧的农业环境中，家庭农场创业仍

*本文研究得到国家自然科学基金项目“创业拼凑、商业模式创新与家庭农场创业绩效研究”（项目编号：71673084）、国家自然科学基金项目“制度理论视角下的社会创业：从诱发到实现”（项目编号：71872074）、国家社会科学基金年度项目“农民工返乡创业助推乡村振兴的有效模式与路径优化研究”（项目编号：20BJY141）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：易朝辉。

处于初级阶段,存在较大的失败风险(易朝辉、段海霞,2020)。究其原因,一方面在于家庭农场主群体大多由农民和返乡农民工构成,缺乏较强的创业能力,自身很难为新创家庭农场提供充足的资源(资金、技术和信息等)保障;另一方面在于新创家庭农场缺少市场合法性和绩效记录,难以获得农业企业、银行、投资机构等资源所有者的支持与合作。因此,如何突破资源环境约束以实现家庭农场可持续发展,成为亟需解决的重要现实问题。

目前,围绕家庭农场创业开展的研究主要关注创业活动的基本特征、创业瓶颈与应对策略、创业成功的影响因素以及创业绩效的有效性等(例如 Godoy-Duran et al., 2017; Zhu et al., 2019; 朱红根、宋成校, 2020),这有助于人们从理论上理解家庭农场的成长路径,却不能对资源短缺困境下家庭农场的可持续发展作出令人满意的解释。虽然已有研究关注家庭农场的创业资源利用行为(例如易朝辉等, 2018),但缺乏对资源匮乏情境下家庭农场创业机制的进一步解析,而这一主题却是未来重要的研究方向。事实上,面对严峻的资源劣势,一些家庭农场通过整合冗余或闲置资源,实现了诸多不同的创业目标。这种强调手头资源迭代试错和创造性利用的创业拼凑策略(Baker and Nelson, 2005),正是新创家庭农场低成本克服资源劣势的可行手段,有助于其创业绩效的提升(张敬伟等, 2017)。但是,也有家庭农场主因过于关注创业机会的开发与利用而实施多领域拼凑策略,结果却降低了创业绩效(Desa, 2012)。可见,创业拼凑与家庭农场创业绩效之间的关系仍不明晰。然而,既有文献较少研究创业拼凑转化为家庭农场创业绩效的中间路径。

从企业资源观看,创业拼凑是商业模式的一种转化机制,它们都是提升家庭农场创业绩效的重要来源(Rosa et al., 2019)。但是,一些家庭农场虽然依靠独特的商业模式赢得了不错的事业开局,却因资源困境未能适时创新商业模式,结果以失败告终。这意味着,任何家庭农场都难以永葆繁荣,只有通过商业模式的持续创新才有可能基业长青。调查发现,不少家庭农场完成了规模生产的横向一体化向全链发展的纵向一体化转变,形成了“家庭农场+合作社”“家庭农场+公司”及其扩展形态的农业产业化经营方式,以及“社区支持农业”“互联网+订单农业”“休闲观光农业”等多种不同的商业模式,实现了经营方式和商业模式的改进和创新。这些家庭农场对外部环境反应灵敏,能根据市场需求采用新品种、新技术、新装备,进行标准化、品牌化生产,具有绿色化生产、集约化经营的优势,带动了农业劳动生产率的提升,是促进农村一二三产业融合发展的强劲动力源泉(Kostov et al., 2019)。然而,由于创业拼凑策略迥异,不同家庭农场主即使面对相同的创业环境,也可能做出截然不同的商业模式选择,并形成差异化创新,最终导致家庭农场创业绩效大相径庭。目前,乡村创业领域鲜有涉及创业拼凑、商业模式创新与家庭农场创业绩效三者关系的研究,但这正是探讨家庭农场创业机制的关键所在。

那么,在资源匮乏情境下,新创家庭农场如何有效利用创业资源,并通过商业模式创新提升创业绩效?为了回答这个问题,本文从企业资源观出发,构建家庭农场“创业拼凑—商业模式创新—创业绩效”分析框架,选择湖南省典型案例并采用扎根理论方法开展探索性研究,以期丰富人们对资源匮乏情境下家庭农场创业过程及其规律的认知。本文尝试将创业拼凑、商业模式创新拓展到乡村创业领域,将为中国家庭农场更好助力乡村振兴提供理论借鉴和指导。

二、文献综述

（一）家庭农场创业相关研究

家庭农场创业是以家庭农场为载体，创造性地利用乡村资源，并通过商业模式创新扩大原有经营规模或开展新事业，以增加社会财富并谋求自身发展的过程（郭红东、丁高洁，2013）。现有文献主要从创业特征、创业现状和影响因素等方面对家庭农场创业展开研究。从创业特征看，家庭农场创业以家庭成员参与为主，可适当雇佣少量员工，目的是追求经济、生态和社会效益最大化（Zhu et al., 2019），具有可持续性（Barbieri, 2013）、复杂性（Suess-Reyes and Fuetsch, 2016）、多样性（Rosa et al., 2019）、多功能性和多目标性（Savickiene and Miceikiene, 2018）等特征。从创业现状看，家庭农场主群体以低学历、中老年农民为主，其创业面临合法性约束、资源约束和政治环境约束三大瓶颈（易朝辉、段海霞，2020）。为应对复杂多变的外部环境，家庭农场在创业过程中更倾向于追求市场驱动、创新和可持续的战略，并采取多元化经营模式，以管理风险和确保农场生存（Suess-Reyes and Fuetsch, 2016）。从影响因素看，家庭农场主个人特质（Bergeroet et al., 2004）、创业能力（易朝辉等，2018）和关系网络（Adro and Franco, 2020）会影响其创业机会的识别、开发和利用；家庭农场的资源禀赋（易朝辉、段海霞，2020）、组织结构（Kostov et al., 2019）和动态能力（Grande, 2011）是其创业成功的关键要素；政策支持（Stenholm and Hytti, 2014）、社会资本（Lang and Fink, 2019）、互联网技术（朱红根、宋成校，2020）等外部环境对家庭农场可持续发展具有重要影响。

迄今为止，国内外学者基于“三重盈余”理论，从经济、社会和生态层面对家庭农场绩效进行了有益探索（例如 Dolman et al., 2012; Godoy-Duran et al., 2017; 任重、薛兴利，2018），为家庭农场创业绩效研究奠定了理论基础。其中，经济绩效可以衡量家庭农场一切生产活动的最终收入，追求以少量劳动耗费取得更多经营成果（Kostov et al., 2019）。社会绩效可以测量家庭农场对社会福祉的贡献程度，强调其社会责任履行和对文化遗产的保护（任重、薛兴利，2018）。生态绩效可以评价家庭农场采用良性、高效循环农业技术的程度，强调生物多样性和自然资源保护（Godoy-Duran et al., 2017）。此外，Barbieri（2013）还考察了家庭农场创业可持续性在经济、社会文化和环境层面的各种指标，指出家庭农场创业活动不仅有利于农场利润增长，还在创造就业和节约用水方面发挥了重要作用。因此，作为农业可持续发展的重要驱动力，家庭农场创业应在创造经济绩效的同时兼顾社会绩效和生态绩效（Dolman et al., 2012）。虽然当前关于家庭农场创业绩效的理论研究较为完善，但缺少对资源匮乏情境下家庭农场创业机制的关注与探讨。

（二）创业拼凑相关研究

探索创业者如何突破资源约束，并以此促进企业成长，一直是创业研究的热点问题。于是，自 Baker and Nelson（2005）将拼凑的概念引入创业研究领域后，创业拼凑理论便成为创业研究的重要主题，也为乡村创业研究提供了新思路。Steffens（2010）指出，创业拼凑是创业者创造性地利用手头资源构建异质性价值的行为。基于此，家庭农场创业拼凑可以定义为家庭农场通过优化配置生产要素推进产业融合的行为。目前，学术界关于创业拼凑与创业绩效关系的争论层出不穷。一方面原因在于，在不同

情境下创业拼凑与创业绩效之间存在很多中介路径，譬如资源整合能力和机会识别能力（赵兴庐等，2016）、关系信任（祝振铎、李非，2017）、商业模式创新（Halme et al., 2012）等，但已有研究对二者之间关系的探讨并不充分。另一方面原因在于，不同的创业拼凑类型形成了不同的资源属性、结构和用途，使得企业的创业绩效存在差异（祝振铎、李非，2017）。因此，有必要深入研究不同类型创业拼凑对家庭农场创业绩效的作用机制。

关于创业拼凑类型，已有文献多从拼凑范围、拼凑对象、拼凑来源、拼凑形态等方面进行划分。Baker and Nelson（2005）根据拼凑范围将创业拼凑划分为并行拼凑和选择拼凑，并进一步基于拼凑对象将创业拼凑分为物质拼凑、人力拼凑、技能拼凑、客户拼凑、制度拼凑。随后，Senyard et al.（2014）对此进行了补充，提出了网络拼凑。Vanevenhoven et al.（2011）根据拼凑来源将创业拼凑分为内部拼凑和外部拼凑，前者是利用个人的经验、职业以及人格特质做出的拼凑行为，后者是应对外部环境变化做出的资源搜寻活动。此外，还有学者按拼凑形态将创业拼凑分为物质拼凑和创意拼凑（例如张建琦等，2015），前者强调将被遗忘、废弃或单一用途的实物资源转化为有价值的资源；后者突出将零散的知识、技能、信息和经验等无形资源重组为有新意的资源。实际上，不同类型创业拼凑的组合策略会产生差异化的效果，因此现有关于创业拼凑类型的研究有助于分析不同情境下创业拼凑策略对创业绩效的影响。

（三）商业模式创新相关研究

商业模式创新已成为提升和维持新创企业竞争优势的重要途径，不仅获得了学术界和实践界的广泛认可，而且逐渐成为创业研究的热点议题。现有研究在商业模式创新的含义、特点、动力、途径、实施、评价方面有较多关注（例如王鑫鑫、王宗军，2009；王雪冬、董大海，2013），特别是在商业模式创新对创业绩效的影响等方面取得了丰硕的成果（例如 Zott and Amit, 2008），为乡村创业研究提供了坚实的理论基础。商业模式创新是一个多维度且复杂的概念，因此学者们从技术创新学、战略学、营销学、商业模式学等不同视角界定其内涵（例如王雪冬、董大海，2013）。其中，司春林（2013）提出企业商业模式创新是一种企业为了适应不同市场环境而持续创新自身价值主张、目标客户及价值链的活动。根据该定义，家庭农场商业模式创新可以界定为一种通过持续创新农场价值主张、目标客户及价值链，促进农村一二三产业融合发展，并不断适应复杂多变的农业环境的活动。

现有研究表明，商业模式创新是特定情境下多种因素相互作用的结果，包括技术创新（李志强、赵卫军，2012）、市场需求变化（Demil and Lecocq, 2010）、产业融合（王翔、肖挺，2015）、行业竞争压力（Velu and Jacob, 2016）等外部因素，以及所有权集中度（Velu and Jacob, 2016）、盈利模式变化（Demil and Lecocq, 2010）、企业经营范围和使命变革（Martins et al., 2015）、企业资源与能力（Casadesus-Masanell and Zhu, 2013）等内部因素。然而，对于资源受限的家庭农场而言，拼凑手头现有资源是驱动商业模式创新的关键因素和重要途径，但目前关于二者关系的探讨还不够深入。此外，学者们还关注商业模式创新对企业绩效的影响，主要从技术创新（李志强、赵卫军，2012）、产品创新与市场战略（Zott and Amit, 2008）、企业战略柔性（Martins et al., 2015）、创业导向（Asemokha et al., 2019）等视角探讨了商业模式创新的中介作用或调节作用。总的来说，这些研究成果有助于人

们理解商业模式创新对家庭农场创业绩效的影响，但关于其中具体的作用机理仍需进一步探讨。

综上，现有研究虽已取得较多成果，为本文研究提供了有价值的启发，但仍存在一些问题值得深入探讨。首先，既有文献大多关注家庭农场创业的特征、现状、影响因素和绩效等方面，缺乏对资源匮乏情境下家庭农场创业机制的解析。其次，已有文献多以商业企业为研究对象，在创业拼凑和商业模式创新及其对创业绩效的影响机制方面取得了较好进展，较少研究将创业拼凑和商业模式创新引入乡村创业领域。再次，现有文献对家庭农场为什么会采取创业拼凑、如何通过创业拼凑策略创新商业模式和提高创业绩效等问题，并未做出清晰的解释。

与以往文献相比，本文的边际理论贡献主要体现在以下几个方面：①探索性地构建并阐述了“创业拼凑—商业模式创新—家庭农场创业绩效”的理论模型，揭示了家庭农场的创业机制与成长路径，丰富了中国乡村创业研究。②将创业拼凑理论拓展到乡村创业领域中，通过典型案例分析厘清了创业拼凑策略与家庭农场创业绩效的关系。③基于价值创造视角探究了商业模式创新在创业拼凑和家庭农场创业绩效之间的作用，打开了创业拼凑对家庭农场创业绩效作用机理的“黑箱”。

接下来，本文试图基于企业资源观，聚焦家庭农场创业过程，通过梳理情境、创业拼凑、商业模式创新和创业绩效之间的关系，揭示资源匮乏情境下家庭农场的创业机制。

三、研究设计

（一）研究方法

本文聚焦中国乡村振兴背景下家庭农场的创业机制，这是一个有待深入探索和理论构建的研究领域。普遍应用于组织管理领域的案例研究致力于发掘和构建新的理论（Eisenhardt and Graebner, 2007），有助于深度剖析家庭农场的创业过程与发展规律。因此，为了更好地实现研究目标，本文选择案例研究方法，具体原因如下：第一，案例研究是一种构建概念、命题和理论的有效策略，能够阐述特定情境下新事物发展的复杂过程，有助于揭示家庭农场通过创业拼凑和商业模式创新实现创业绩效的过程机制。第二，案例研究适合描述企业或组织发展过程中的人物、事件，有助于分析其中蕴藏的关系、结构与逻辑，可以真实、客观地反映事物的内在规律，增加人们对现实世界的认识。因此，资源匮乏情境下家庭农场的创业机制需要通过案例研究进行深入解构，以洞察和挖掘乡村创业的新思想和新知识。第三，与单案例研究相比，跨案例研究遵循复制性原则和对比分析思维，能够获得更加可靠的结论（Yin, 2017）。

（二）案例选择

在本文中案例的选择标准如下：第一，样本家庭农场成立时间在3年以上。这类家庭农场大多在陷入资源困境时实施了创业拼凑策略，其商业模式也历经数次创新，一定程度上促进了创业绩效的提升，符合研究问题的情境和对象。第二，样本家庭农场属于不同的经营类型。在乡村创业过程中，经营类型差异会使家庭农场考虑在不同时期、不同程度地调整其经济、社会和生态绩效实现的侧重点，从而不断探索其商业模式创新思路与路径。第三，样本家庭农场在湖南省农业领域具有较高知名度和较好发展前景。因此，这些典型的家庭农场或将成为湖南省未来家庭农场发展的新方向。除了上述标准，本文在选择案例时还考虑到了学缘关系，这有利于开展实地调查和收集后续数据，保证了样本家

庭农场资料的翔实性。最终,本文选取了湖南省的天喜哥家庭农场、云上源家庭农场、憩园家庭生态农场作为研究案例,3个案例家庭农场的概况见表1。

表1 选取的案例家庭农场概况

农场特征	农场编号		
	农场 A	农场 B	农场 C
农场名称	天喜哥家庭农场	云上源家庭农场	憩园家庭生态农场
创办时间	2014 年	2014 年	2013 年
家庭农场主	聂天喜	唐永湘	王丽云
所在地区	常德市安乡县	永州市宁远县	娄底市新化县
经营类型	全产业链	休闲观光	全产业链
主营业务	水稻产研销一体化	休闲民宿和艺术教育	桑葚产研销一体化
客户群体	中高端消费者	中高端消费者	中高端消费者
商业模式	推行“高校+家庭农场+合作社+农户”模式,实行“社区支持农业”	通过艺术和教育关爱留守儿童和推广民俗文化	构建“互联网+农业”模式,并推动桑葚的全产业链发展

数据来源:作者根据 2019—2021 年田野调查数据整理所得。

(三) 数据收集

为提高案例研究的信度和效度,本文研究采用三角测量法,通过多渠道、多数据源获取资料,以保证研究结论的准确性(Schwandt, 1996)。调查员在 2019—2021 年寒暑假期间对 3 个案例家庭农场开展了多次调查^①。每次调查前与家庭农场主约好调查日期,并说明访谈和考察总时长约 2~3 小时。随后,调查员于约定时间前往家庭农场的种植基地、养殖基地或农产品加工厂考察,并对家庭农场主、农场家庭成员、雇工等人员进行访谈,访谈主要围绕创业拼凑、商业模式创新和创业绩效等内容展开(访谈提纲示例见表 2)。

表2 访谈提纲示例

类别	内容示例
判断类	请问当您面临新困境时,您是否有信心能利用现有资源找到可行的解决方案
	请问近年来您的农场经营过程(如渠道、经营范围与规模等)有何变化
	请问农场是否用较低成本为客户创造了更多的价值(经济、社会、生态)
陈述类	请举例谈谈农场如何获得以往所没有的合作伙伴或资源
	请举例谈谈您如何组合原本计划用于其他目的的资源来应对创业机会与挑战
	请举例谈谈农场竞争力体现在哪些方面(如产品价廉物美、食品安全认证等)

每次访谈结束后,调查员及时将录音整理成文档,并撰写备忘录。在数据处理过程中,笔者多次与受访者通过微信、电话沟通,以补全和核对证据链。此外,笔者还通过相关媒体报道、宣传资料和行业信息等获得二手数据。实地考察和访谈、微信或电话沟通、二手数据构成了三角验证(信效度检

^①对每个案例家庭农场的调查次数为 2~3 次。

验策略见表3),可进一步提升研究的有效性(Yin, 2017)。通过对上述资料进行处理,本文构建了11万字左右的资料库,为案例研究提供了翔实的支撑。

表3 信效度检验策略

信效度指标	案例研究策略	使用阶段
信度	制定研究计划书,研究团队经过多轮讨论后得到一致意见	研究设计
	多数据来源,通过田野调查、网上搜索等多渠道收集相关资料	数据收集
	建立案例数据库,将不同来源的资料分类并归纳到数据库	数据收集
构念效度	构建证据链:初始数据—扎根编码—关系逻辑—模型阐述与验证	数据收集
	报告核实,通过现场汇报和邮件咨询获得相关专家学者的点评与指导	数据分析
内在效度	研究团队对编码结果进行匹配并讨论,反复修改和调整理论模型	数据分析
外在效度	遵循“复制”原则,对多案例采取相同程序的扎根编码以产生相同的结果	研究设计
	大量阅读与本文研究问题相关的文献,进行理论推导并结合案例分析	研究设计

(四) 数据分析

本文采用具有形成新思想和新理论特点的扎根理论作为研究方法。扎根理论具有质性研究“风格”(Strauss and Corbin, 1990),特别强调从行动中产生理论和从行动者的角度建构理论。因此,本文利用半结构化访谈和实地观察等田野调查法全面、系统地收集各种资料,在此基础上寻找反映家庭农场创业过程的核心概念,并通过三级编码逐步归纳副范畴,提炼主范畴,以构建家庭农场创业机制的分析框架,进而深入论证该框架。

1. 开放性编码。开放性编码的目的是认识现象、发现概念和挖掘范畴,具体操作如下:①按照访谈顺序进行编码,将3个案例家庭农场依次编码为A~C(天喜哥家庭农场为A、云上源家庭农场为B、憩园家庭生态农场为C)。②对家庭农场A的数据资料进行逐句标签化,得到相应的概念,并将重复和相关的概念进行范畴化。③数据编码过程中时刻关注与创业拼凑、商业模式创新和家庭农场创业绩效相关的行为和事件,将其他无关信息逐步过滤。④采用渐进式编码,对家庭农场B和C按照相同的程序进行开放性编码,不断扩充、修订概念和副范畴。⑤当所有资料都完成了该编码过程,稳定的概念和副范畴得以确定。

最终,笔者共整理归纳出194个概念和12个副范畴,编码结果见表4。

表4 对3个案例家庭农场的开放性编码情况(部分)

标签化		概念化		范畴化	
编码	案例典型数据资料	概念	编码	副范畴	编码
A2	天喜哥家庭农场与科研院校合作研发了上百种水稻	科研合作	En3	网络拼凑	En
C1	憩园家庭生态农场通过村干部流转了大量山地	地缘网络	En7		
A4	农场主聂天喜探索性地将汤家岗七千年的野稻进行人工栽培,从高校院所引进水稻培育技术,不断试种各种稻	自学农技	Es1	技能拼凑	Es
B4	农场主唐永湘先学前学到的营销方法对农场经营发展有用	技术引进	Es2		
		营销技能	Es7		
C16	憩园家庭生态农场常年雇佣37户贫困户,邻村还有10多户也在无花果基地工作,为农场提供了充足劳动力	整合闲置劳动力	El18	人力拼凑	El

(续表 4)

A14	近年来绿色低碳型生活方式兴起, 农场主聂天喜看到了其中潜在机会, 于是锁定中高端市场	市场定位	Ec5	客户拼凑	Ec
C20	虽然湖南省昭博农林科技有限责任公司的股份被转让了, 但股东都成了憩园家庭生态农场的客户	客户维系	Ec4		
B21	云上源家庭农场请木工按照设计图将石头、青苔、老木材、旧农具等改造成手工艺品, 成立了农耕博物馆, 里面有古老的水车、风车、盆栽等	自然拼凑 废料利用 用途单一	Ep1 Ep3 Ep4	物质拼凑	Ep
A20	国家把确保粮食安全放在了十分突出的位置, 农场主聂天喜带头响应政策号召, 成立了安乡县第一个家庭农场, 注册了安乡县第一个大米类商标, 率先开发“天喜哥”系列富硒农产品, 还采取“公司+农户”的种植模式	带头创办农场 率先开发富硒产品 试行公司农场	Ei3 Ei4 Ei5	制度拼凑	Ei
B25	云上源家庭农场不违背应试教育, 并尝试以艺术的方式、文化的关怀丰富留守儿童生活, 成功创立了大元社区	推广农村艺术教育	Ei7		
B30	农场主唐永湘带领村民养殖跑山鸡, 建野猪养殖场, 发展高山反季节蔬菜, 在山上种植了 1 万余株铁皮石斛	新增山珍野味	Bvp16	价值主张 创新	Bvp
C32	农场主王丽云充分挖掘桑葚滋阴补血、降火等药用价值, 使顾客对其桑葚产品的认可度极高	开发桑葚药用价值	Bvp22		
A30	天喜哥家庭农场不再聚焦于大米批发商, 而是逐渐瞄准北上广杭等地绿色食品追求者, 以及东南亚国家消费者	绿色食品市场 海外客户	Btc1 Btc2	目标客户 创新	Btc
B37	云上源家庭农场引进广东肇庆客商考察投资, 利用本村竹林资源进行竹制品深加工	引进商业资本 竹制品深加工	Bvc12 Bvc13	价值链创 新	Bvc
C40	憩园家庭生态农场建立了农产品质量溯源系统	开发溯源系统	Bvc17		
A44	“天喜哥”富硒大米由于功能性强, 价格可以卖到普通稻米的 4 倍, 种植效益能提高 20%以上	产品单价倍增 粮食产量提高	Pe4 Pe5	经济绩效	Pe
C51	憩园家庭生态农场的桑葚和无花果采摘供不应求	产品供不应求	Pe10		
A47	天喜哥家庭农场打造了一条水稻文化普及长廊, 描绘了古人栽培稻田的历史	弘扬稻作历史文化	Ps1	社会绩效	Ps
B46	云上源家庭农场的产业基地常年雇佣贫困户	开展产业扶贫	Ps17		
C53	农场主王丽云表示自己的农场、合作社和农业企业要对员工负责	承担社会责任	Ps13		
A56	“天喜哥”稻鸭是原生态养殖, 全是吃稻谷长大的, 这种“稻鸭共生”立体种养模式减少了化肥和农药使用量	实现生态种养 少用化肥农药	Pec1 Pec2	生态绩效	Pec
B51	云上源家庭农场兼顾高效农业、旅游休闲、生态环保	发展生态农业	Pec9		
C57	农场主王丽云坚持人工除草, 施有机肥, 打生物农药	实现绿色生产	Pec10		

注: 案例典型数据资料的编码符号 Xn 中, X 表示受访农场, n 表示该农场数据资料中第 n 个编码片段, 如 A1 指天喜哥家庭农场数据中第 1 个编码片段。概念编码符号 Xyn 或 Xyzn 中, X 表示主范畴英文首字母, y 或 yz 表示副范畴英文缩写, n 表示概念编码序号, 如 Ep1 指 Entrepreneurial physical bricolage (物质拼凑) 的第 1 个概念编码。

2. 主轴编码。主轴编码的主要任务是建立概念和副范畴之间的各种关系, 并从中归纳出主范畴,

以表现数据资料各部分之间的有机关联（陈向明，2000）。笔者对开放性编码中 12 个副范畴进行往复比较，按照类型关系和因果关系将其重新组合，最终归纳出三大主范畴，即创业拼凑、商业模式创新和家庭农场创业绩效（见表 5）。

表 5 对概念和副范畴进行主轴编码形成的三大主范畴

主范畴	副范畴	概念和副范畴之间关系的内涵
创业拼凑	网络拼凑	合理利用亲缘、地缘、政缘等社会网络获取稀缺资源、能力和信息
	技能拼凑	充分使用业余的、被忽略的、自学的或他人的技能提高家庭农场创业能力
	人力拼凑	鼓励家庭成员、亲朋好友、农村闲置劳动力、志愿者参与生产经营等活动
	客户拼凑	以客户偏好为导向，明确农场与客户权责关系，创造新颖的产品和服务
	物质拼凑	将手头废弃、陈旧、用途单一的有形或无形生产要素转化为有价值的资源
	制度拼凑	拒绝既定的生产销售方式和标准，构建新制度以开发非标准化的农产品和服务
商业模式创新	价值主张创新	围绕农场发展战略创新产品和服务，重塑农场形象，为消费者提供新价值
	目标客户创新	基于农场当前客户，重新界定和挖掘不同产品和服务所锚定的客户群体
	价值链创新	持续将社会和环境因素整合到农场价值链中，优化提升价值创造能力
家庭农场创业绩效	经济绩效	扩张规模、扩大市场占有率、吸引投资、增加销售量、提高利润等
	社会绩效	增加农户收益、激发农民创业、解决社会就业、提高农场美誉度等
	生态绩效	减少化肥农药使用量、降低污染排放、获得安全认证、提高环保参与度等

3. 选择性编码。选择性编码就是经过系统分析，从所有已发掘的副范畴和主范畴中提炼出一个具有统领性的核心范畴，通过“故事线”的方式描述该核心范畴与副范畴、主范畴之间的逻辑关系，并建立分析模型。本文对已发掘的 12 个副范畴和 3 个主范畴进行综合分析后，进一步提炼出“家庭农场创业机制”这个核心范畴。围绕这个核心范畴的故事线可以描述为：在资源匮乏情境下，家庭农场创造性地拼凑手头资源，通过创新商业模式要素提高创业绩效。基于此故事线，本文最终构建出家庭农场创业机制的分析框架（见图 1）。

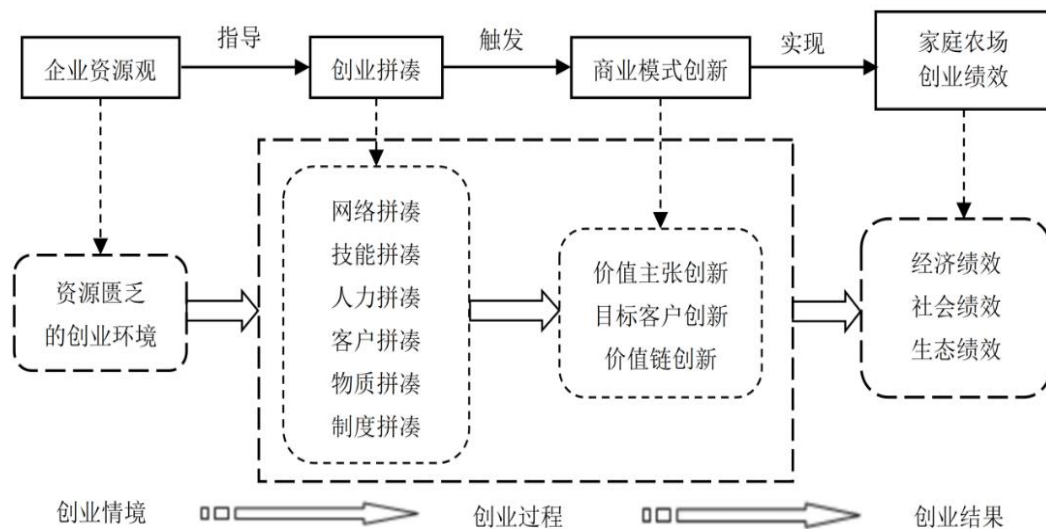


图 1 家庭农场创业机制的分析框架

4.饱和度检验。当收集的新鲜数据不能再产生新理论见解,也不能再揭示核心理论和主范畴的新类属时,构建的理论就“饱和”了(凯西·卡麦兹,2009)。为了检验表4中整理归纳的概念和副范畴是否达到理论饱和,笔者继续收集更多的二手数据资料进行扎根编码。结果表明,本文所提出的概念和副范畴已经基本完善,对于构建家庭农场创业机制的3个主范畴(创业拼凑、商业模式创新和家庭农场创业绩效)并未涌现新的副范畴和关系,而且3个主范畴内部也并未发现新类属。综上所述,本文通过了理论饱和度和检验。

四、研究发现

本文以湖南省3个家庭农场为案例,首先分析特定案例农场的创业过程,然后遵循“复制”原则研究其余案例农场,最后以理论和文献为支撑并基于案例分析归纳出相关研究命题。

(一) 创业拼凑、价值主张创新与家庭农场创业绩效的关系

创业拼凑作为应对资源匮乏的有效手段,有助于家庭农场创业绩效的提升,其核心逻辑在于家庭农场主能充分利用社会网络和创业技能,有针对性地开发新产品、提升服务质量,向利益相关者传递新的价值主张,从而在获取商业利益的同时,创造社会价值和保护生态环境。对案例数据的扎根编码结果表明,网络拼凑和技能拼凑有利于家庭农场创新商业模式的价值主张,进而提高其创业绩效。创业拼凑、价值主张创新与家庭农场创业绩效的关系见图2。

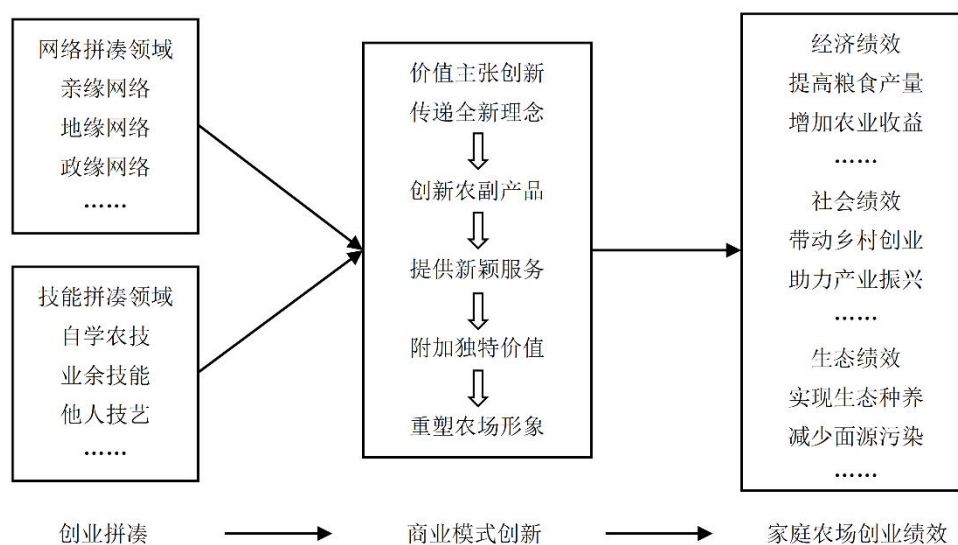


图2 创业拼凑、价值主张创新与家庭农场创业绩效的关系

网络拼凑指充分利用亲缘、地缘、政缘等社会网络,获取创业所需生产资料 and 核心能力的过程(Senyard et al., 2014)。对案例数据的扎根编码结果表明,擅长网络拼凑的家庭农场通过与正式或非正式的社会网络成员互动,获得经验性知识、市场信息和战略资源,持续不断地增强探索和利用机会的能力。此外,家庭农场主还通过社会网络,向农村社区成员、合作社、当地农业企业、银行、投资机构和政权参与者提出农场的价值主张,从中获取它们的信任、支持及合作(Lang and Fink, 2019)。

基于对已有资源的有效组合与利用,家庭农场能够精准地开发、设计产品,并持续优化服务以满足社会需求,同时降低农村生态环境压力。

具体到家庭农场创业实例中(详见表6),农场主聂天喜是湖南省富硒产业协会理事(En1)^①,通过与科研院所合作研发出了具有抗癌、天然解毒等功能的富硒稻米(Bvp11),价格可以卖到普通稻米的4倍(Pe4),极大提升了水稻种植效益(Pe5)。尝到甜头的聂天喜还手把手地向大家传授富硒水稻种植技术(Ps8),不仅减轻了当地农业面源污染,还确保了稻米质量安全(Pec4)。

表6 创业拼凑、价值主张创新与家庭农场创业绩效关系的案例证据

农场	创业拼凑	商业模式创新	创业绩效实现	案例证据
A	网络拼凑 技能拼凑	价值主张创新	经济绩效 社会绩效 生态绩效	农场主聂天喜是湖南省富硒产业协会理事(En1),在优质稻米开发、富硒稻米开发、特异稻种植、生态种养技术等方面得到湖南农业大学、常德职业技术学院和桃源县质量监督检验及计量检定所等高校院所支持(Es4)。他改变传统水稻种植模式,不断提高水稻品质,将普通稻米转变为富硒的保健养生品(Bvp11),价格可以卖到普通稻米的4倍(Pe4),种植效益能提高20%以上(Pe5)。尝到富硒稻米甜头的聂天喜,没有闷声发财,而是鼓励周边农户发展生态种养,手把手地传授富硒水稻、“稻鸭共生”技术(Ps8),使安乡县立体种养面积发展到了10万亩(Ps6),不仅减轻了农业面源污染,还确保了稻米质量安全(Pec4)。
B	网络拼凑 技能拼凑	价值主张创新	经济绩效 社会绩效 生态绩效	永州市委常委、副市长蒋善生,县委常委、副县长刘庚旺(En5),北京大学博士、生态环境学者胡若隐等人受邀为云上源家庭农场设计了高效生态休闲农业的发展战略(En2)。为此,农场主唐永湘一是重新开发了被人们遗忘的儿时游戏(Es9),使游客参与民俗活动和游戏,充分体验农村传统生活(Bvp14),从而宣传了当地的乡土文化(Ps15);二是自学农业技术(Es1),种植山珍、饲养野禽(Bvp16),实现了原生态种养(Pec1)。这些农产品因为材质好、食味佳,很快便走红北上广市场,年销售额增至100余万元(Pe3)。
C	网络拼凑 技能拼凑	价值主张创新	经济绩效 社会绩效 生态绩效	憩园家庭生态农场与浙江农科院蚕桑研究所合作(En3),共同研发出“生物硒喷施技术”(Es13),实现绿色纯天然生产(Pec10),开发出生态、健康、富硒的桑葚酒、桑葚醋、桑叶茶、桑葚糍粑等农副产品(Bvp21)。此外,农场主王丽云通过统购统销水果带动周边农户和贫困户创业(Ps4),2017年实现销售收入577.5万元,利润145万元(Pe3)。

数据来源:作者根据2019—2021年田野调查数据整理所得。

^①这里括号和下文括号中的编码是对案例资料进行逐句标签化所得到的概念编码,在概念编码符号Xyn或Xyzn中,X表示示范畴英文首字母,y或yz表示副范畴英文缩写,n表示概念编码序号,如这里括号中的编码En1指Entrepreneurial networks bricolage(网络拼凑)的第1个概念编码。

技能拼凑是创业者利用业余的、被忽略的、自学的或他人的技能，将手头资源转化为生产要素，以解决创业难题的过程（Baker and Nelson, 2005）。对案例数据的扎根编码结果表明，擅长技能拼凑的家庭农场能够不断打破资源的固有属性，同时使用精准的农业技术改造现有资源，或将现代元素与传统工艺相结合，以重新组合资源产生新含义。具体而言，家庭农场通过技能拼凑，既能提出有效的技术解决方案（如改造农业机械、巧用农业技艺、研发生物技术等），从而缓解人力、资源、环境压力，又能以低成本开发新产品、提供新服务，以满足客户需求、承担社会责任和保护生态环境。

这在憩园家庭生态农场的案例中有所体现（详见表6）。该农场与浙江农科院蚕桑研究所等合作（En3），共同研发出“生物硒喷施技术”，并申请了专利（Es13），不仅实现了绿色生产（Pec10），还开发出生态、健康、富硒的农副产品（Bvp21），2017年盈利145万元（Pe3）。家庭农场通过网络拼凑和技能拼凑创新经营理念，开发新的产品和服务，为客户提供新的价值，重新塑造农场形象，不仅能实现经济效益与社会效益，还能在一定程度上解决环境问题，从而提升自身在经济、社会和生态等层面的创业绩效。

通过以上案例分析，本文提出如下命题：

命题1：网络拼凑和技能拼凑有利于家庭农场创新商业模式的价值主张，进而提升其创业绩效。

（二）创业拼凑、目标客户创新与家庭农场创业绩效的关系

随着人们对食品质量安全要求的提高，以及对绿色健康生活的向往，仅仅依靠传统方式开展家庭农场的生产和经营活动已不能满足客户需求。因此，家庭农场必须在现有客源基础上识别、开发更多客户群体，并通过创业拼凑策略为目标客户提供绿色、生态、优质的产品和服务，解决农产品供需不平衡问题。对案例数据的扎根编码结果表明，人力拼凑和客户拼凑有利于家庭农场进行目标客户创新，进而提升其创业绩效（见图3）。

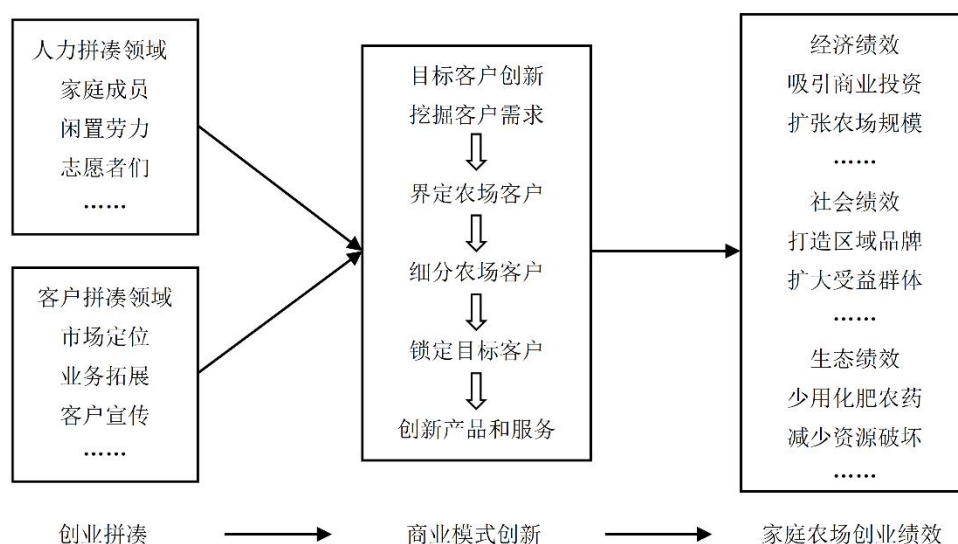


图3 创业拼凑、目标客户创新与家庭农场创业绩效的关系

人力拼凑是创造性地整合、利用和协调企业利益相关者，以形成全新的、有利于组织生产活动的

劳动力的过程 (Baker and Nelson, 2005)。对案例数据的扎根编码结果表明, 擅长人力拼凑的家庭农场能使家庭成员、亲朋好友、供应商、志愿者、农村闲置劳动力, 以及劳动能力不足或因家庭原因留守在家的低收入农民群体充分参与其创业活动, 并持续帮扶在家待业的农民群体。具体而言, 一方面, 人力拼凑有助于吸引各类人才返乡创业, 不仅促进城乡人力资源要素加快流动, 还缓解家庭农场的人力资源缺乏压力。另一方面, 人力拼凑有助于激发目标客户对农场产品的认可和青睐, 实现城乡共同繁荣和农业绿色发展。

这在天喜哥家庭生态农场的案例中有所体现。农场主聂天喜将村民们聚集在一起, 利用电机灌溉、大规模改造农田, 消除旱地对水稻种植的不利影响, 使当地的水稻种植步入正轨 (EI3), 并广纳良策, 在大米产品的包装设计中融入传统农耕文化 (Btc7), 减少化肥、农药使用量 (Pec2), 为安乡县打造出“汤家岗”这一响亮的大米品牌 (Ps5)。农场主王丽云号召在银行当副行长的弟弟王龙辞职返乡, 共同创办憩园家庭生态农场 (EI17)。为了提高市民采摘水果的体验感 (Btc11), 他们姐弟俩还持续扩大农场规模, 并发展农家乐和民宿, 通过持续增强的产品力和长期积累的良好口碑不断提升农场影响力 (Pe1)。具体案例证据见表 7。

表 7 创业拼凑、目标客户创新与家庭农场创业绩效关系的案例证据

农场	创业拼凑	商业模式创新	创业绩效实现	案例证据
A	人力拼凑 客户拼凑	目标客户创新	经济绩效 社会绩效 生态绩效	水稻专家、考古专家、各级领导、文人墨客、退休干部和学校师生纷纷来到天喜哥家庭农场视察、参观、实习、指导 (EI5), 这些来访者饶有兴趣地询问富硒农产品的相关问题, 并争相购买富硒甜酒、富硒粽子及其他富硒产品 (Ec2)。察觉到人们对绿色食品的消费需求后, 农场主聂天喜不再聚焦于大米批发商, 而是定位于中高端市场, 不仅对富硒农产品采用真空包装, 还在包装设计中融入传统农耕文化 (Btc7)。2015 年, 他通过股权众筹方式在汤家岗村流转了 1000 亩田地, 扩大农场的经营规模 (Pe7), 并带领周边群众开展“稻鸭共生”立体种养模式, 减少了化肥、农药使用量 (Pec2), 基本实现了农业废弃物无害化处理 (Pec3), 共同为安乡县打造出“汤家岗”这一响亮的大米品牌 (Ps5)。
B	人力拼凑 客户拼凑	目标客户创新	经济绩效 社会绩效 生态绩效	云上源家庭农场抓住了城市家庭希望回归大自然的心理, 孵化出致力于环境保护、关爱老人妇女及留守儿童的大元社艺术交流中心 (Ec10)。农场主唐永湘的两个儿子 (EI9)、农场合伙人的女儿 (EI10)、宁远县水市镇镇长的儿子 (EI11) 都无偿到大元社为留守儿童教授国学、音乐和舞蹈等课程, 还有 8 名中国美术学院、中央美术学院、浙江大学等著名高校的教师寒暑假来做志愿者 (EI13)。成立 6 年多来, 该农场吸引了许多沿海地区的家长带孩子前来体验耕作文化 (Btc10), 增加了利润 (Pe9), 还为村里的留守儿童提供了优质的素质教育课程 (Ps16), 更重要的是提高了人们的环境保护意识, 减少了人们对湘江源头的破坏 (Pec6)。

(续表 7)

C	人力拼凑 客户拼凑	目标客户创新	经济绩效	农场主王丽云号召在浙江义乌某银行当副行长的弟弟王龙辞职返乡与她一起创办了憩园家庭生态农场 (E117)。该农场常年雇佣本村及邻村的 50 多户贫困户在桑葚和无花果基地工作 (Ps13)，为农场提供了充足的劳动力 (E118)。憩园家庭生态农场成立 3 年多来,持续帮扶周边 120 多户农户规模化种植果树,帮助 100 多户贫困户实现脱贫 (Ps18)。为了更好地接待来自新化、冷水江、邵阳、安化、长沙等地的市民 (Btc11)，他们姐弟俩还发展农家乐和民宿,不断扩大农场规模 (Pe1)，构建立体农业 (Pcc8)。每到水果成熟的时候,憩园家庭生态农场便邀请股东、王龙的同学和校友前来采摘和度假休闲 (Ec4)，他们通过自己的圈子为农场宣传 (Ec15)，吸引更多人关注 (Ec2)。
			社会绩效	
			生态绩效	

数据来源：作者根据 2019—2021 年田野调查数据整理所得。

客户拼凑指在确定客户或市场需求的前提下，明晰买卖双方之间的权责关系，利用已有资源向传统的、被忽略的客户或市场提供低价格的新产品和服务的过程 (Senyard et al., 2014)。对案例数据的扎根编码结果表明，家庭农场通过客户拼凑能使农产品市场信息在生产者、加工者和客户之间充分地共享和交流，从而增强客户和市场对优质农副产品的信心，吸引更多潜在客户（包括农民群体）关注和购买绿色、健康和生态农产品。另外，擅长客户拼凑的家庭农场允许客户参与其创业活动，当客户意识到自身能力和感受得到关注时，很容易成为农场的支持者和代言人，从而实现客户和家庭农场的价值共创。

正如云上源家庭农场案例所示（详见表 7），农场主唐永湘抓住了城市家庭希望回归大自然的心理，孵化出致力于环境保护、关爱老人妇女及留守儿童的大元社艺术交流中心 (Ec10)，吸引了很多沿海地区的家长带孩子前来体验耕作文化 (Btc10)，为留守儿童提供了优质的素质教育课程 (Ps16)，提高了人们的环境保护意识 (Pec6)。家庭农场通过人力拼凑和客户拼凑深入挖掘客户需求，重新界定、细分和锁定农场客户，并针对性地为目标客户提供新颖的产品和服务，最终提升了家庭农场在经济、社会和生态层面的创业绩效。

通过以上案例分析，本文提出如下命题：

命题 2：人力拼凑和客户拼凑有利于家庭农场创新商业模式的目标客户，进而提升其创业绩效。

（三）创业拼凑、价值链创新与家庭农场创业绩效的关系

当前，一些初创家庭农场的显著特征是利用创新性手段，克服土地、资金、人力等方面的资源束缚，推动农村一二三产业的有机融合。创业拼凑不仅能触发家庭农场的价值链创新，还能使这些初创家庭农场被行业认可、被规则 and 标准接受、被大众认同。对案例数据的扎根编码结果表明，物质拼凑和制度拼凑有利于家庭农场创新商业模式的价值链，进而提升其创业绩效。创业拼凑、价值链创新与家庭农场创业绩效的关系见图 4。

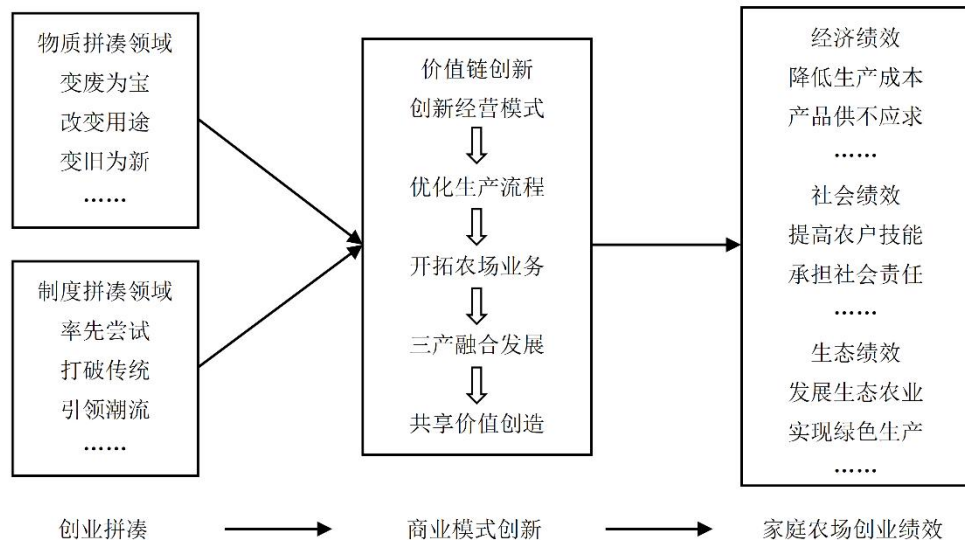


图4 创业拼凑、价值链创新与家庭农场创业绩效的关系

物质拼凑是将冗余资源，包括可能被丢弃、被遗忘、用途单一、看似无用的资源，改造成为有价值资源的过程（Baker and Nelson, 2005）。对案例数据的扎根编码结果表明，擅长物质拼凑的家庭农场强调对生产要素的重新组合与利用，能在陷入资源困境时巧妙地将手头资源转变成可用的经济资源，或者将既定资源用于开发不同的创业机会。因此，物质拼凑可以有效缓解家庭农场的资源压力，提高其组织生产效率，还有助于社会问题和环境问题的解决。

具体到家庭农场创业实践中（详见表8），农场主聂天喜2015年在汤家岗遗址东面通过合法手续征用上百亩闲置的土地种植富硒红米（Ep2），利用稻作文化打造水稻全产业链绿色发展新模式（Bvc9），解决了周围农户水稻防病用药不当等问题（Ps11），极大降低了种植水稻的成本（Pe6）。憩园家庭生态农场将旧房子改造成加工桑葚果干、面条和糍粑的厂房（Ep6），进一步延伸桑葚产业链（Bvc17），并主动承担扶贫等社会责任，指导贫困户对果树施有机肥和打生物农药（Pec10）。这些绿色生态水果比普通水果销量高很多（Pe2）。

制度拼凑关注打破常规限制，拒绝既定的规范、标准和程序，并积极尝试尚未明确边界的领域，充分利用手头资源独辟蹊径地创造出解决方案（Duymedjian and Rüling, 2010）。对案例数据的扎根编码结果表明，擅长制度拼凑的家庭农场能通过创意组合、产品设计、战略合作、流程再造等商业创新，在社会约束、环境威胁和资源稀缺的范围内进行变革。此外，家庭农场主还借鉴现有制度、思维方式以及经过认可的社会角色和关系，创建适应新目标的制度和商业模式，为农场创业提供稳定的规制性、规范性和认知性。具体来说，家庭农场会在制度拼凑过程中签订社会化服务合同、村民合作协议、商品销售契约等，使服务链、商品链、资金链和信息链有效融合，增强家庭农场的价值创造能力，进而提升其创业绩效。

以云上源家庭农场为例（详见表8），农场主唐永湘通过合理改造自然资源发展生态农业，创造了高收益，激发了当地农户的环保意识（Ei9），促进农户对果树、蔬菜和畜禽实行生态种养（Pec1）。

产品由云上源家庭农场统一收购后，通过电商平台销往外地（Bvc4），供不应求（Pe10）。可见，家庭农场利用物质拼凑和制度拼凑提升了价值链各个环节的效率，并通过优化生产经营活动和开拓业务领域创造了共享价值，最终实现了经济、社会和生态层面的创业绩效。

表 8 创业拼凑、价值链创新与家庭农场创业绩效关系的案例证据

农场	创业拼凑	商业模式创新	创业绩效实现	案例证据
A	物质拼凑 制度拼凑	价值链创新	经济绩效 社会绩效 生态绩效	农场主聂天喜从汤家岗文化遗址中发现了商机（Ep2），率先开发出“汤家岗”和“天喜哥”系列富硒农产品（Ei4），还采取“公司+农户”的种植模式，不断提高农户参与农场创业活动的积极性（Ei5），以稻作文化作为一个切入口，以“绿色、健康”为本，打造水稻全产业链（Bvc9），并推动植保专业化、收割机械化、农业废弃物无害化（Pec3），解决了周围农户缺少少械、用药不规范、成本高等问题（Ps11），极大降低了农业生产成本（Pe6）。
B	物质拼凑 制度拼凑	价值链创新	经济绩效 社会绩效 生态绩效	云上源家庭农场请木工按照设计图将石头、青苔（Ep1）、老木材、旧农具等（Ep3）改造成手工艺品，吸引游客前来观光、创作，这种高收益的经营模式激发了农户的环保意识（Ei9）。村民们也运用生态环保的方式种植果树、水稻和养殖鸭子、野猪等（Pec1）。宁远县小河里种养专业合作社通过云上源家庭农场以不低于市场价统一从村民们手中收购大量农产品（Bvc15），并通过电商和代理商销往广东、深圳等地（Bvc4），产品供不应求（Pe10）。为了提高农户的创业能力，农场主唐永湘还教他们采取兼顾传统和科学的生产方式（Ps21）。
C	物质拼凑 制度拼凑	价值链创新	经济绩效 社会绩效 生态绩效	憩园家庭生态农场将旧房子改成加工厂（Ep6），并建立农产品质量安全溯源系统，纵向发展无花果、桑葚和梨等水果的深加工（Bvc17）；将果树苗和禽苗免费发给贫困户，通过“传、帮、带”形式帮助贫困户发展养殖产业，以解决农村剩余劳动力的就业问题（Ps10），并带动贫困户实现增收（Ps13）。该农场还指导贫困户采取零化肥种植、零饲料喂养、零化学添加（Pec10），等到水果成熟和家禽育成后统一收购，再利用微信商城等平台销售，以避免产品滞销（Ei12）。当地的土特产还在抖音、快手等短视频平台上火了一把（Bvc19），销量倍增（Pe2）。

数据来源：作者根据 2019—2021 年田野调查数据整理所得。

通过以上案例分析，本文提出如下命题：

命题 3：物质拼凑和制度拼凑有利于家庭农场创新商业模式的价值链，进而提升其创业绩效。

基于以上案例分析的结论，本文构建了创业拼凑、商业模式创新与家庭农场创业绩效关系的整合模型，即在资源匮乏的创业环境中，不少家庭农场会在企业资源观的指导下采用差异化的创业拼凑策略，通过创新商业模式的不同要素提升创业绩效（见图5）。具体而言，面对资源匮乏难题，家庭农场主通过网络拼凑和技能拼凑策略、人力拼凑和客户拼凑策略、物质拼凑和制度拼凑策略，低成本获取创业资源，从而创新家庭农场商业模式的价值主张、目标客户和价值链，最终实现其经济层面、社会层面和生态层面创业绩效的提升。

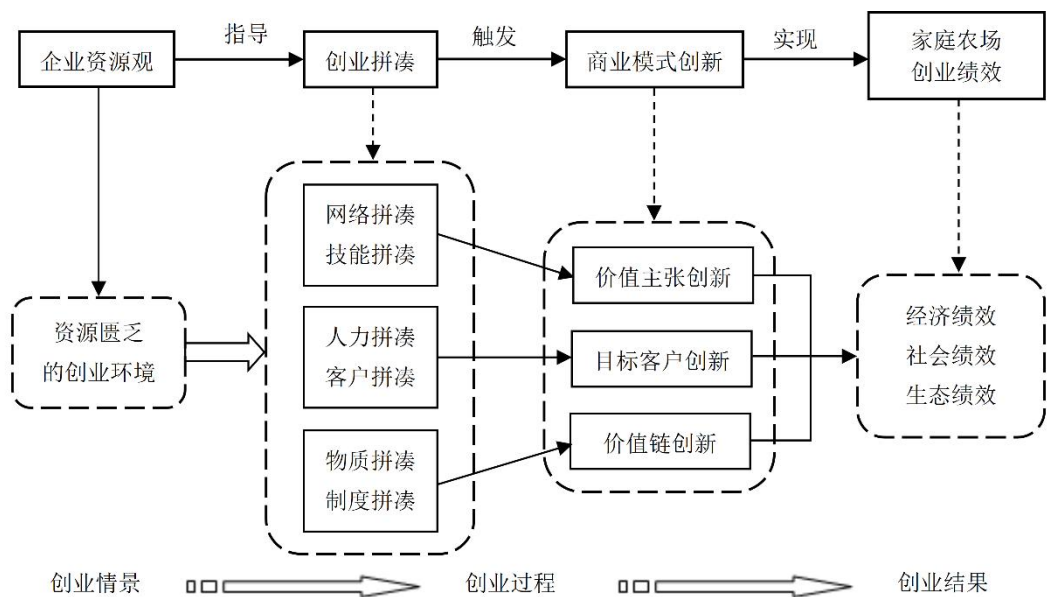


图5 资源匮乏情境下家庭农场的创业机制

五、结论与讨论

本文运用基于扎根理论的案例研究方法，深入探讨了创业拼凑、商业模式创新与家庭农场创业绩效三者之间的关系，揭示了资源匮乏情境下家庭农场通过差异化创业拼凑策略低成本获取内外部资源，不断创新商业模式，进而提升创业绩效的机制。

本文得出以下结论：一是网络拼凑和技能拼凑策略有利于家庭农场主开发独特的产品和服务，并持续改进和创新家庭农场的价值主张，进而在满足社会需求和解决环境问题过程中提升家庭农场的经济效益。二是人力拼凑和客户拼凑策略有利于家庭农场主识别客户或市场的潜在需求和期望，并吸引家庭成员、客户和农村闲置劳动力等参与家庭农场创业活动，进而在扩大目标客户群体过程中实现价值共创。三是物质拼凑和制度拼凑策略有利于家庭农场主尝试新的创造性解决方案，将看似无用的资源转变成可用的经济资源，并推进家庭农场服务链、商品链、资金链和信息链的深度融合，进而获得并保持家庭农场竞争优势。

根据上述研究结论，本文得到如下3点政策启示：

第一，激发和培养家庭农场主创新思维，提高家庭农场创业拼凑能力。一方面，通过高校、科研

院所或农业社会化服务组织开展专题讲座、创业培训和示范推广等活动，将创业拼凑和商业模式创新等经营理念传播给家庭农场主，培养他们的创新思维和创造能力。另一方面，鼓励家庭农场主加强创业学习，通过“干中学”等方式提升创业拼凑水平，高质量盘活闲置资源和增强自身“造血”能力，进而提高家庭农场创业成功率。

第二，引导家庭农场因地制宜发展多样性的商业模式。由于“社区支持农业”“互联网+订单农业”“休闲观光农业”等商业模式未能有效配置家庭农场自身资源，从而阻碍了家庭农场创新发展，因此要在尊重其自发演进基础上，引导家庭农场开展以价值主张、目标客户和价值链为主要内容的商业模式创新。此外，鉴于中国乡村人多、地少、发展差距大的国情，应该鼓励家庭农场依托地区优势对自身产业进行“整链打造”，并帮助家庭农场持续创新商业模式。

第三，完善创业扶持政策，营造有利于家庭农场创新创业的生态环境。在实践中，各地政府不仅要优化“孵化器—加速器—产业化”的乡村创业服务链条，在技术改造、平台建设、创新创牌和创业培训等方面给予家庭农场优厚奖补，释放家庭农场创新创业活力，还要建设科学、立体、高效的乡村创业孵化平台和示范园区，打造一站式孵化服务体系，为家庭农场创新创业提供全程、全方位服务，以促进家庭农场可持续发展。

由于研究资源和时间限制，本文仍然存在一些不足之处。第一，本文仅从理论上解析了“创业拼凑—商业模式创新—创业绩效”的家庭农场创业机制，未来研究可进一步测度这些构念，并实证检验它们之间的内在逻辑关系，不断丰富家庭农场创业理论。第二，本文严格按照扎根理论范式对湖南省3个案例家庭农场进行了具体剖析，所选的农场虽具有较强的典型性，但主要是通过田野调查获取横截面数据，未来研究可通过收集相关资料和开展追踪调查进一步补充和验证本文的研究结论。第三，本文所探讨的家庭农场处于创业初期，尚未体现其不同发展阶段的创业机制，由于政府在家庭农场创业过程中仍扮演重要角色，因此未来研究可以将创业阶段的动态性、政府支持与家庭农场成长进行有机结合，探索不同生命周期阶段家庭农场创业的一般规律。

参考文献

- 1.蔡荣、汪紫钰、钱龙、杜志雄，2019：《加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗？——以化肥、农药减量施用为例》，《中国农村观察》第1期。
- 2.陈向明，2000：《质的研究方法与社会科学研究》，北京：教育科学出版社。
- 3.郭红东、丁高洁，2013：《关系网络、机会创新性与农民创业绩效》，《中国农村经济》第8期。
- 4.凯西·卡麦兹，2009：《建构扎根理论》，边国英译，重庆：重庆大学出版社。
- 5.李志强、赵卫军，2012：《企业技术创新与商业模式创新的协同研究》，《中国软科学》第10期。
- 6.任重、薛兴利，2018：《家庭农场发展效率综合评价实证分析——基于山东省541个家庭农场数据》，《农业技术经济》第3期。
- 7.司春林，2013：《商业模式创新》，北京：清华大学出版社。
- 8.王翔、肖挺，2015：《产业融合视角下服务业企业商业模式创新绩效分析》，《技术经济》第5期。

- 9.王鑫鑫、王宗军, 2009: 《国外商业模式创新研究综述》, 《外国经济与管理》第 12 期。
- 10.王雪冬、董大海, 2013: 《商业模式创新概念研究述评与展望》, 《外国经济与管理》第 11 期。
- 11.易朝辉、段海霞, 2020: 《家庭农场创业瓶颈及实现路径——基于湖南省八地区的实地调研》, 《农业经济问题》第 2 期。
- 12.易朝辉、罗志辉、兰勇, 2018: 《创业拼凑、创业能力与家庭农场创业绩效关系研究》, 《农业技术经济》第 10 期。
- 13.张建琦、吴亮、赵兴庐, 2015: 《企业拼凑模式选择对创新结果的影响——基于领域双元的研究视角》, 《科技进步与对策》第 11 期。
- 14.张敬伟、裴雪婷、李志刚、沈景全, 2017: 《基于扎根理论的农民创业者的资源拼凑策略研究》, 《农业经济问题》第 9 期。
- 15.赵兴庐、张建琦、刘衡, 2016: 《能力建构视角下资源拼凑对新创企业绩效的影响过程研究》, 《管理学报》第 10 期。
- 16.朱红根、宋成校, 2020: 《互联网使用对家庭农场劳动力资源配置的影响》, 《农业技术经济》第 8 期。
- 17.祝振铎、李非, 2017: 《创业拼凑、关系信任与新企业绩效实证研究》, 《科研管理》第 7 期。
- 18.Adro, F. D., and M. Franco, 2020, “Rural and Agri-entrepreneurial Networks: A Qualitative Case Study”, *Land Use Policy*, 99: 105-117.
- 19.Asemokha, A., J. Musona, L. Torkkeli, and S. Saarenketo, 2019, “Business Model Innovation and Entrepreneurial Orientation Relationships in SMEs: Implications for International Performance”, *Journal of International Entrepreneurship*, 17(6): 425-453.
- 20.Baker, T., and R. E. Nelson, 2005, “Creating Something from Nothing: Resource Construction through Entrepreneurial Bricolage”, *Administrative Science Quarterly*, 50(3): 329-366.
- 21.Barbieri, C., 2013, “Assessing the Sustainability of Agritourism in the US: A Comparison Between Agritourism and Other Farm Entrepreneurial Ventures”, *Journal of Sustainable Tourism*, 21(2): 252-270.
- 22.Bergevoet, R. H. M., C. J. M. Ondersteijn, H. W. Saatkamp, C. M. J. van Woerkum, and R. B. M. Huirne, 2004, “Entrepreneurial Behaviour of Dutch Dairy Farmers Under a Milk Quota System: Goals, Objectives and Attitudes”, *Agricultural Systems*, 80(1): 1-21.
- 23.Casadesus-Masanell, R., and F. Zhu, 2013, “Business Model Innovation and Competitive Imitation: The Case of Sponsor-Based Business Models”, *Strategic Management Journal*, 34(4): 464-482.
- 24.Demil, B., and X. Lecocq, 2010, “Business Model Evolution: In Search of Dynamic Consistency”, *Long Range Plan*, 43(2-3): 227-246.
- 25.Desai, G., 2012, “Resource Mobilization in International Social Entrepreneurship: Bricolage as a Mechanism of Institutional Transformation”, *Entrepreneurship Theory & Practice*, 36(4): 727-751.
- 26.Dolman, M. A., H. C. J. Vrolijk, and I. J. M. de Boer, 2012, “Exploring Variation in Economic, Environmental and Societal Performance among Dutch Fattening Pig Farms”, *Livestock Science*, 149(1-2): 143-154.

27. Duymedjian, R., and C. C. Rüling, 2010, "Towards a Foundation of Bricolage in Organization and Management Theory", *Organization Studies*, 31(2): 133-151.
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. Godoy-Duran, A., E. Galdeano-Gomez, J. C. Perez-Mesa, and L. Piedra-Munoz, 2017, "Assessing Eco-Efficiency and the Determinants of Horticultural Family Farming in Southeast Spain", *Journal of Environmental Management*, 204(1): 594-604.
30. Grande, J., 2011, "New Venture Creation in the Farm Sector-Critical Resources and Capabilities", *Journal of Rural Studies*, 27(2): 220-233.
31. Halme, M., S. Lindeman, and P. Linna, 2012, "Innovation for Inclusive Business: Intrapreneurial Bricolage in Multinational Corporations", *Journal of Management Studies*, 49(4): 743-784.
32. Kostov, P., S. Davidova, and A. Bailey, 2019, "Comparative Efficiency of Family and Corporate Farms: Does Family Labour Matter?", *Journal of Agricultural Economics*, 70(1): 101-115.
33. Lang, R., and M. Fink, 2019, "Rural Social Entrepreneurship: The Role of Social Capital within and across Institutional Levels", *Journal of Rural Studies*, 70: 155-168.
34. Martins, L. L., V. P. Rindova, and B. E. Greenbaum, 2015, "Unlocking the Hidden Value of Concepts: A Cognitive Approach to Business Model Innovation", *Strategic Entrepreneurship Journal*, 9(1): 99-117.
35. Rosa, M. D., G. McElweeb, and R. Smith, 2019, "Farm Diversification Strategies in Response to Rural Policy: A Case from Rural Italy", *Land Use Policy*, 81: 291-301.
36. Savickiene, J., and A. Miceikene, 2018, "Sustainable Economic Development Assessment Model for Family Farms", *Agricultural Economics*, 64(12): 527-535.
37. Schwandt, T. A., 1996, "Qualitative Data Analysis: An Expanded Sourcebook", *Evaluation and Program Planning*, 19(1): 106-107.
38. Senyard, J., T. Baker, P. Steffens, and P. Davidsson, 2014, "Bricolage as a Path to Innovativeness for Resource-Constrained New Firms", *Journal of Product Innovation Management*, 31(2): 211-230.
39. Steffens, P. R., T. Baker, and J. Senyard, 2010, "Betting on the Underdog: Bricolage as an Engine of Resource Advantage", PAMAM Working Paper 39525, <https://eprints.qut.edu.au/39525/>.
40. Stenholm, P., and U. Hytti, 2014, "In Search of Legitimacy Under Institutional Pressures: A Case Study of Producer and Entrepreneur Farmer Identities", *Journal of Rural Studies*, 35: 133-142.
41. Strauss, A., and J. Corbin, 1990, *Basics of Qualitative Research: Grounded Theory Procedures and Techniques*, Newbury Park: Sage Publications.
42. Suess-Reyes, J., and E. Fuetsch, 2016, "The Future of Family Farming: A Literature Review on Innovative, Sustainable and Succession-Oriented Strategies", *Journal of Rural Studies*, 47: 117-140.
43. Vanevenhoven, J., D. Winkel, D. Malewick, W. L. Dougan, and J. Bronson, 2011, "Varieties of Bricolage and the Process of Entrepreneurship", *New England Journal of Entrepreneurship*, 14(2): 53-66.

- 44.Velu, C., and A. Jacob, 2016, “Business Model Innovation and Owner-Managers: The Moderating Role of Competition”, *R & D Management*, 46(3): 451-463.
- 45.Yin, R. K., 2017, *Case Study Research and Applications: Design and Methods*, London: Sage Publications.
- 46.Zhu, Q., R. N. Jia, and X. H. Lin, 2019, “Building Sustainable Circular Agriculture in China: Economic Viability and Entrepreneurship”, *Management Decision*, 57(4):1108-1122.
- 47.Zott, C., and R. H. Amit, 2008, “The Fit Between Product Market Strategy and Business Model: Implications for Firm Performance”, *Strategic Management Journal*, 29(1): 1-26.

(作者单位: ¹暨南大学管理学院;
²湖南农业大学商学院)
(责任编辑: 张丽娟)

The Relationship Between Entrepreneurial Bricolage, Business Model Innovation and Entrepreneurial Performance of Family Farms: An Analysis Based on Typical Cases in Hunan Province

DUAN Haixia YI Zhaohui SU Xiaohua

Abstract: Family farm entrepreneurship is an important force to promote rural revitalization and modernization of agriculture and rural areas, which has attracted more and more attention. Based on the view of enterprise resources, this article takes three typical family farms in Hunan Province as cases, aiming to explore the relationship between entrepreneurial bricolage, business model innovation and entrepreneurial performance of family farms. The study shows that in the context of resource scarcity, in order to achieve sustainable development, family farms adopt differentiated entrepreneurial bricolage strategies to improve entrepreneurial performance by innovating different elements of business model. Firstly, network bricolage and skill bricolage strategies are conducive to innovating the value proposition and enhancing product uniqueness, thereby improving the entrepreneurial performance of family farms. Secondly, labor bricolage and customers bricolage strategies are conducive to innovating target customers and expanding product service targets, thereby enhancing the entrepreneurial performance of family farms. Thirdly, physical bricolage and institutional bricolage strategies are conducive to innovating value chain and optimizing value creation activities, thereby increasing the entrepreneurial performance of family farms. The findings of this article reveal the entrepreneurial mechanism and growth paths of family farms and provide theoretical guidance for the future development direction of family farms in China.

Keywords: Entrepreneurial Bricolage; Business Model Innovation; Family Farm; Entrepreneurial Performance

金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响*

董晓林 吴以蛮 熊 健

摘要：贫困具有多维性、动态性和成因复杂性等特征，如何巩固脱贫攻坚成果对于建立稳定的脱贫长效机制非常重要。本文采用中国家庭金融调查 2017 年数据，实证分析农户金融服务参与方式对其多维相对贫困的影响。研究显示：第一，传统金融参与和数字金融参与均能显著缓解农户多维相对贫困，且数字金融参与能够在传统金融减贫的基础上进一步发挥减贫效应；第二，两种金融服务参与方式对多维相对贫困程度不同的农户的影响具有差异性，数字金融参与和传统金融参与的减贫效果呈现一定的互补性；第三，机制检验表明，传统金融参与和数字金融参与均能促进农户创业和非农就业，从而缓解多维相对贫困。研究为巩固脱贫攻坚成果、接续推进乡村振兴、完善金融精准扶贫政策体系提供了参考。

关键词：传统金融参与 数字金融参与 减贫效应 多维相对贫困

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

贫困问题一直以来是世界各国普遍关注的难题。随着全球经济的发展，贫困治理内涵不断拓展，从最初以解决“吃、穿、住”基本生存问题为主的绝对贫困，发展到解决以贫困人口发展能力问题为主的相对贫困（陈基平、沈扬扬，2021），贫困衡量标准也由单一的收入标准向多维贫困标准转变。党的十八大以来，中国年均减贫人数保持在 1000 万以上^①，并在 2020 年取得了脱贫攻坚战的全面胜利，成功消除区域性整体贫困和绝对贫困现象，农村地区精准扶贫工作取得了举世瞩目的成就。然而，现行标准下绝对贫困问题的解决，不等于扶贫工作的结束，如何让脱贫基础更加稳固、成效更可持续，以及如何做好脱贫攻坚与乡村振兴的有效衔接成为新阶段的重要任务。中国下一阶段的扶贫工作将由实现“两不愁、三保障”向应对和缓解多维相对贫困转变（王小林、冯贺霞，2020）。多维相对贫困

*本文是国家自然科学基金面上项目“金融科技背景下农村金融机构数字化发展机制与普惠效应研究”（项目编号：72073067）、“中国农村数字金融的发展机制和效应：基于实验经济的研究”（项目编号：71973064）的阶段性研究成果。本文通讯作者：熊健。

^① 数据来源：《扶贫开发成就举世瞩目 脱贫攻坚取得决定性进展》，http://www.gov.cn/xinwen/2018-09/03/content_5318888.htm。

基于基本需要理论和可行能力理论，从“贫”和“困”两个视角构建贫困概念框架，既包括反映“贫”的经济维度，也包括反映“困”的发展维度和环境维度。因此，多维相对贫困治理成为巩固脱贫攻坚成果，防止新增贫困和返贫，助力乡村振兴战略实施的重要措施，也是降低家庭贫困脆弱性和建立稳定脱贫长效机制的重要手段。

长期以来，金融在治理农村贫困问题上发挥着重要作用。农村传统金融发展能够通过“输血”直接发挥减贫效应，也能通过促进社会经济发展和改善收入分配间接减少贫困，实现“造血”功能（丁志国等，2011）。然而，农村传统金融发展始终面临着信用体系不健全、下沉难度大、交易成本高等现实问题，导致农村金融资源供给不足，减贫效应难以充分体现（温涛等，2016）。随着移动互联网不断普及和数字技术持续创新，数字金融向农村金融市场的渗透拓宽了传统金融的服务边界，提高了弱势群体金融服务可得性，呈现出强大的普适性与普惠性（黄益平、黄卓，2018），产生显著的减贫效应（周利等，2021）。2019年，中共中央、国务院印发《数字乡村发展战略纲要》，强调要进一步解放和发展数字化生产力，将数字扶贫作为未来农村扶贫工作的重要手段。不难发现，在金融扶贫道路上，农村贫困治理已由传统金融主导渐变为传统金融与数字金融的双管齐下。

已有研究多从供给侧阐述传统金融和数字金融缓解农村贫困的作用机理，却鲜有研究从需求侧将传统金融服务和数字金融服务纳入同一框架，分析其对农村家庭贫困的影响。金融的减贫效果不仅仅取决于金融供给方的支持力度，也依赖于贫困家庭的积极响应。此外，现有文献多从单一收入维度研究绝对贫困或相对贫困问题，随着贫困治理内涵的不断拓展，相较于单一收入维度贫困，多维相对贫困更加契合贫困问题的本质与内涵。本文采用2017年中国家庭金融调查数据，从金融服务参与方式的视角，考察传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困及其不同维度的影响，探究两种金融服务参与方式对多维相对贫困程度不同的农户是否具有差异化影响，并检验其减贫的微观作用机制。

本文的边际贡献体现在以下两个方面：第一，基于农户层面构建多维相对贫困指标体系，测度农户多维相对贫困程度，从金融服务参与方式这一新视角分析农户多维相对贫困的影响因素，丰富了金融扶贫领域的相关研究。第二，将传统金融参与和数字金融参与纳入同一分析框架，实证检验两种金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响和作用机制，且深入探讨了传统金融参与和数字金融参与对多维相对贫困程度不同的农户影响的差异性。本文研究结论将为金融精准扶贫政策的差异化制定以及金融资源的优化配置提供参考。

二、文献综述和研究假说

（一）文献综述

随着贫困内涵的不断拓展，已有研究从探索解决绝对贫困和相对贫困问题开始逐步转向应对多维贫困问题。相较于仅从收入维度识别的绝对贫困和相对贫困，多维贫困更能准确衡量家庭的真实贫困程度（Alkire and Foster, 2011）。Sen（1999）指出，贫困问题的根源是人们被剥夺了可行能力，这种可行能力不仅包括收入，还包括教育、健康和生活质量等多个方面。家庭或个体在收入、就业机会、生活质量、教育与健康等方面的缺失，都应被纳入到多维贫困的衡量因素之中（郭熙保、周强，2016）。

王小林和冯贺霞（2020）结合其他国家和地区的经验，提出 2020 年后中国应采用多维相对贫困标准，从相对基本需要和相对基本能力两个层面选择相对贫困测量指标，丰富了多维贫困的识别要素和测量方法的研究。

在已有的金融与减贫关系的研究中，大量文献围绕收入维度探讨贫困问题。多数研究认为金融对减贫具有积极影响。宏观层面的研究显示，金融通过促进经济增长降低了贫困发生率（Beck et al., 2004; Shastri, 2009）。例如，丁志国等（2011）研究农村贫困问题发现，金融发展推动区域经济增长，从而使贫困人口获得发展红利是金融缓解农村贫困的主要路径。金融资源向农村集聚能够增加农民收入，降低收入差距（徐家楠、徐旭初，2019）。微观层面的研究认为，家庭从享受金融服务中受益从而缓解贫困（Ajide, 2015; Dawood et al., 2019）。储蓄服务有利于贫困人口积累资金、平滑消费，从而对抗收入波动（Mehrotra and Yetman, 2014）；信贷服务有利于缓解农村家庭融资约束，通过促进农村家庭人力资本和物质资本积累显著降低农村贫困发生率（Bruhn and Love, 2014）。但是也有研究认为，金融与贫困的关系存在不确定性。金融发展固然能够缓解贫困，但金融波动会损害贫困人口的福利，从而部分抵消金融发展的减贫效应，使金融减贫结果存在不确定性（Jeanneney and Kpodar, 2011）。学者们研究发现，农村金融服务存在金融排斥（董晓林、徐虹，2012）、精英俘获（温涛等，2016）、工具排斥（邱泽奇等，2016）等现象，可能使贫困群体陷入更难脱贫的“贫困陷阱”。

近年来，随着经济不断发展和贫困治理逐渐深入，部分文献从多维贫困角度探究了金融与减贫的关系。Marsden and Nileswhar（2013）指出，普惠金融通过提供正规信贷改善了家庭在健康、教育和幸福感等方面的贫困状况。杨艳琳和付晨玉（2019）、张栋浩等（2020）构建农村金融普惠指数，证明了普惠金融发展能够有效缓解农村多维贫困。但是，也有研究发现，由于数字鸿沟等因素的存在，数字金融可能会提升居民贫困发生率，加深居民多维贫困程度（何宗樾等，2020）。

综上所述，已有研究分别从宏观层面和微观层面对金融与减贫的关系进行了论证，但可能还存在以下不足之处：一是大多集中于以收入标准衡量的区域性整体贫困、家庭或个体贫困问题，基于收入维度的贫困问题研究忽视了个体其他的可行能力而无法充分衡量其贫困脆弱性。二是尽管有部分文献从多维贫困角度探究了金融对健康、教育、社会保障等方面的影响，但大多集中于在宏观层面，微观层面的多维贫困研究还较为匮乏。当贫困治理逐渐侧重于精准性与可持续性时，个体层面的贫困研究更具针对性和实践意义。三是在传统金融和数字金融不断融合发展的背景下，已有文献大多分别从传统金融服务、数字金融服务角度研究金融的减贫效应，鲜有文献将两者纳入同一框架对金融与减贫的关系进行实证分析。

（二）研究假说

多维相对贫困具有多维、综合性特征，其不仅与收入相关，还包括教育、健康、社会保障、住房等多个维度。农村贫困是一种复杂且表现形式多样的社会现象，仅从收入维度无法充分识别农户脆弱性，若农户缺乏提高受教育水平、改善健康状况的能力，风险或意外事件仍可能导致家庭遭受收入冲击而陷入贫困性陷阱（张栋浩等，2020）。与单一收入维度贫困相比，多维相对贫困综合考虑人们多方面的可行能力，其治理更加强调农户脱贫的可持续性与稳定性。

金融对农户多维相对贫困的缓解作用可以从直接效应与间接效应两方面来论证。直接效应表现为农户使用金融服务而直接缓解多维相对贫困。例如，储蓄服务可以帮助农户积累资金、平滑消费，增强意外风险抵御能力，从而降低农户因受到收入冲击而停止人力资本投入、变卖住房资产的可能性；信贷服务能够提供流动性支持，使农户有能力跨过创业资金门槛或扩大原有生产经营规模、提高自身及子女受教育水平、改善住房条件。间接效应则是指金融通过促进经济增长缓解多维相对贫困，表现为农户储蓄资金通过金融机构从农业部门流向效率更高的非农业部门，促进地区经济增长和国家税收增加，形成“涓滴效应”，使得政府能够加强农村地区公共服务建设、增加社会福利支出，改善农户在教育、医疗、社会保障、就业创业等方面的条件。无论是直接效应还是间接效应，金融改善多维相对贫困均以农户金融参与为基础，农户能够通过使用金融服务获益进而缓解多维相对贫困。

基于以上分析，本文提出研究假说 H1：

H1：传统金融参与和数字金融参与均能缓解农户多维相对贫困。

从传统金融和数字金融的发展特征来看，传统金融主要强调金融服务的深度，如加强金融深化或金融竞争等（李建军、韩珣，2019），而数字金融主要强调金融服务的广度，旨在从金融角度促进经济社会包容性发展。运作模式的显著差异使得传统金融参与和数字金融参与对不同农户的减贫效应存在异质性。

传统金融参与对多维相对贫困程度不同农户的影响存在差异。传统金融机构将安全性作为经营管理的首要原则，通过构建严格的风险控制体系规避各种不确定性因素的影响。在保证稳健经营的基础上，传统金融机构在盈利层面长期遵循着经营管理的“二八定律”，重点服务 20% 的优质客户。这种运作模式导致传统金融服务门槛高，金融需求较小且经济效益较低的长尾客户通常被排斥在传统金融体系之外。多维相对贫困程度较低的农户更容易具备合格的抵质押品，金融需求较大，既满足传统金融机构的服务门槛，又可带来较大的经济效益，因而容易获得种类更多、层次更高的金融服务。如在储蓄服务中，农户存款达到一定额度后可选择收益更高的存款产品；在信贷服务中，若农户具备较强的还款能力，传统金融机构愿意提供较大的授信额度，满足农户全部资金需求。多维相对贫困程度较高的农户的自有财富水平较低，仅能选择收益较低的存款产品，而且缺乏足够的抵质押资产、可预期的稳定现金流入导致其难以达到金融机构服务门槛，无法获得或仅能获得部分资金支持。因此，相较于多维相对贫困程度较高的农户，传统金融机构更倾向满足多维相对贫困程度较低农户的金融需求，在生产经营、住房改善、教育、医疗、社保等多方面提供更多的金融支持，即多维相对贫困程度较低的农户在使用传统金融服务过程中受益更大。

数字金融参与对多维相对贫困程度不同农户的影响也存在差异。数字金融借助大数据技术拓宽了金融供给方的信息来源，使其能够获得维度更多元、覆盖范围更全面的信息，有效缓解金融市场中的信息不对称。依靠互联网和移动终端提供金融服务，数字金融具有边际成本递减和边际效益递增的特点（王馨，2015），其服务门槛更低，更加强调拓宽金融服务的广度，基于长尾市场创造盈利空间。数字金融通过创新储蓄、信贷和支付服务，更多地覆盖了易受传统金融排斥的多维相对贫困程度较高的农户，改善其在就业创业、健康、教育等方面的外部条件（Marsden and Nileshtar, 2013）。同时，

数字金融的理财、信贷和支付功能都可以发挥信息传递作用（何婧、李庆海，2019），能够有效增强农户信息获取能力。此外，由于物质和人力资本匮乏、风险抵御和自我发展能力薄弱，多维相对贫困程度较高的农户难以通过自身资源禀赋摆脱贫困状态，因而更加需要借助外部金融支持提升可行能力。而多维相对贫困程度较低的农户通常具有较大的金融需求（例如资金需求），数字信贷服务的借贷额度有限，数字信贷仅构成了传统融资渠道的额外补充，不能完全满足其资金需求，导致这类农户从数字金融服务中获益相对较小。因此，与多维相对贫困程度较低的农户相比，多维相对贫困程度较高的农户在使用数字金融服务过程中受益更大。

基于以上分析，本文提出研究假说 H2：

H2：传统金融参与对多维相对贫困程度较低的农户减贫作用更大，而数字金融参与对多维相对贫困程度较高的农户减贫作用更大。

在多维相对贫困中，收入是教育、健康、社会保障、住房等其他维度的重要基础。创业活动和非农就业作为农村家庭主要的收入来源，是农户造血能力的直接体现。农户能否开展生产经营活动或拥有稳定非农工作，直接影响到农户多维相对贫困程度以及脱贫的可持续性。

对于农户创业，创业活动往往存在最低资金门槛，融资约束的存在阻碍了自有财富水平较低的农户跨过创业资金门槛或达到最优资本投入量，从而抑制了农户创业。传统或数字信贷服务通过提供资金可以满足农户融资需求，填补资金缺口，从而提高农户创业的可能性。对于农户非农就业，农户参加非农工作需要具备相应的知识和劳动技能，自有财富水平的限制使得农户无法持续进行人力资本投资。传统或数字金融服务为农户人力资本积累提供了可行条件，农户将信贷资金投资于学习新知识、新技能，有利于提高自身在劳动力市场的竞争力，实现非农就业。此外，数字金融的互联网属性具备信息传递功能，农户可以利用互联网主动搜索非农就业相关信息，数字金融平台也会向其推送更有针对性的相关信息，有利于减少就业市场的信息不对称，为农户识别非农就业机会提供便捷渠道，促进其非农就业。

进一步地，农户创业和非农就业行为通过以下途径影响多维相对贫困。其一，创业活动和非农就业所带来的劳动回报能够增强农户改善住房条件、投资人力资本、提高健康水平等方面的能力，同时也能增强农户的幸福感和获得感。其二，在创业和非农就业过程中，农户通过“干中学”可以加速人力资本积累，掌握更多生产经营技能，从而提高生计能力。其三，农户创业和非农就业可能会带来其发展意识、思想观念的转变，使其更加重视健康状况、子女教育、社会保障等内生发展能力，有利于从根本上缓解多维相对贫困。

基于以上分析，本文提出研究假说 H3：

H3：传统金融参与和数字金融参与通过促进农户创业、非农就业缓解多维相对贫困。

三、研究设计

（一）数据来源

本文使用的农户数据来自于西南财经大学 2017 年在全国范围内开展的第四轮中国家庭金融调查

(CHFS)。中国家庭金融调查采用三阶段分层、与人口规模成比例(PPS)的科学抽样设计,旨在收集中国微观家庭资产负债、金融约束、收入支出、支付习惯以及人口特征等相关信息。2017年的调研样本覆盖全国29个省(市、区)、355个县(市、区)、1428个社区(村),具有全国、省级和部分副省级城市代表性。本文重点关注传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响,CHFS2017对农村家庭金融服务使用情况的详细调查为本文研究提供了重要基础。本文按如下步骤筛选和处理样本:匹配个体、家庭和地区数据;剔除城镇地区样本;保留受访者为户主的样本;剔除年龄小于18岁或大于70岁的户主样本;对连续性变量进行上下1%缩尾处理。本文最终共得到7158条农户样本数据。

(二) 变量定义和描述性统计

1.被解释变量。本文在借鉴国内外相关研究(如Alkire and Foster, 2011; 谢家智、车四方, 2017)的基础上,参考王小林和冯贺霞(2020)提出的2020年后中国多维相对贫困测度指标,从收入能力、发展能力和居住环境三个维度构建农户多维相对贫困指标体系。在收入能力维度上,除考虑传统的收入水平之外,笔者还考虑就业情况。农户收入临界值不再以绝对贫困线为标准,而是设定为农村居民可支配收入中位数的一定比例(孙久文、夏添, 2019),本文将其设定为全国农村居民人均可支配收入中位数的40%。在发展能力维度上,除考虑农户的教育、健康和社会保障水平之外,本文还考虑信息获取能力;在居住环境维度上,除房屋情况外,本文还考虑国家重点关注的人民幸福感指标。笔者构建农户多维相对贫困指标体系,以此衡量农户多维相对贫困程度,以及收入能力、发展能力和居住环境三个维度的相对贫困程度。具体农户多维相对贫困指标体系如表1所示。

表1 农户多维相对贫困指标体系

目标层	准则层	指标层	指标解释与赋值	临界值
收入能力 (1/3)	收入	家庭人均年收入(1/6)	家庭人均可支配收入低于全国农村居民人均可支配收入中位数的40%则赋值为1,反之赋值为0	4459.6
	就业	非农就业(1/12)	家庭劳动力工作性质均为务农则赋值为1,至少有1位家庭劳动力工作性质为非务农则赋值为0	
		正式工作(1/12)	家庭劳动力均无正式工作则赋值为1,至少有1位家庭劳动力有正式工作则赋值为0	
发展能力 (1/3)	教育	成人教育(1/12)	成人人均受教育年限小于9年则赋值为1,反之赋值为0	9
	健康	健康状况(1/12)	家庭成员平均健康状况大于3则赋值为1,反之赋值为0	3
	社会保障	保险(1/12)	任一家庭成员没有保险(养老保险、医疗保险、商业保险)则赋值为1,每一位家庭成员至少拥有一种保险则赋值为0	
	信息获得	互联网使用(1/12)	受访者不使用移动设备上网则赋值为1,反之则赋值为0	
居住环境 (1/3)	住房	房屋装修情况(1/6)	房屋装修情况是否属于“1、毛坯、清水”,是则赋值为1,反之为0	
	幸福指数	幸福感(1/6)	受访者主观幸福感大于3则赋值为1,反之赋值为0	3

注:①根据《中华人民共和国2017年国民经济和社会发展统计公报》,2016年农村居民人均可支配收入中位数11149元,故全国农村居民人均可支配收入中位数的40%为4459.6元;②正式工作:本文将CHFS2017问卷中工作性质为“受

雇于他人或单位（签订正规劳动合同）”或“经营个体或私营企业、自主创业、开网店”的群体定义为有正式工作的家庭劳动力；③健康状况：问卷中受访者健康状况分为非常好、好、一般、不好、非常不好，对应赋值分别为1、2、3、4、5；④幸福感：问卷中受访者幸福感分为非常幸福、幸福、一般、不幸福、非常不幸福，对应赋值分别为1、2、3、4、5；⑤目标层、指标层中括号内数值为各维度、各指标在农户多维相对贫困指数中的计算权重。

笔者赋予各维度指标同等权重并相加，计算得到多维相对贫困指数，数值越大，表示农户多维相对贫困程度越高。目标层内收入能力维度、发展能力维度和居住环境维度相对贫困的测量方法类似。等权重测量方法参考联合国开发计划署、牛津大学贫困与人类发展研究中心开发的全球多维贫困指数的设置，是当前理论和实证研究中多维贫困测量的一种常用做法（张栋浩等，2020；汪三贵、孙俊娜，2021）。

2.解释变量和控制变量。本文的核心解释变量为传统金融参与和数字金融参与。对于传统金融参与，若农户存在以下三种行为任意一项：拥有银行储蓄账户、获得过银行或信用社贷款、支付通常选择银行卡或信用卡，则传统金融参与赋值为1，否则赋值为0；对于数字金融参与，当农户存在以下三种行为任意一项：购买过互联网理财产品、获得过或计划通过网络借贷平台贷款、支付通常选择电脑或手机等移动终端，则数字金融参与赋值为1，否则赋值为0。

在将金融服务分为传统金融服务和数字金融服务的基础上，按照金融服务的需求层次，本文将金融服务分为基础类金融服务和非基础类金融服务。在传统金融服务中，储蓄为基础类金融服务，信贷和支付为非基础类金融服务。若农户拥有储蓄账户，则传统基础金融服务赋值为1，否则赋值为0；若农户获得过银行或信用社贷款，或者支付通常选择银行卡或信用卡，则传统非基础金融服务赋值为1，否则赋值为0。在数字金融服务中，支付为基础类金融服务，理财和信贷为非基础类金融服务。若农户支付通常选择电脑或手机等移动终端，则数字基础金融服务赋值为1，否则赋值为0；若农户购买过互联网理财产品，或者获得过或计划通过网络借贷平台贷款，则数字非基础金融服务赋值为1，否则赋值为0。

此外，本文还选取了户主层面、家庭层面和区域层面可能影响农户多维相对贫困的控制变量。具体变量的定义及描述性统计结果见表2。

表 2		变量定义及描述性统计			
变量类型	变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差
被解释变量	多维相对贫困指数		7158	0.3000	0.1692
	收入能力贫困	根据表 1 多维相对贫困指标体系测算得到	7158	0.1362	0.1099
	发展能力贫困		7158	0.1495	0.0807
	居住环境贫困		7158	0.0143	0.0474
核心解释变量	传统金融参与	至少使用传统储蓄、信贷、支付服务其中一项则赋值为 1，否则赋值为 0	7158	0.9096	0.2868
	数字金融参与	至少使用数字理财、信贷、支付服务其中一项则赋值为 1，否则赋值为 0	7158	0.1200	0.3250

(续表 2)					
户主控制变量	性别	男=1, 女=0	7158	0.9029	0.2961
	年龄	实际年龄 (单位: 岁)	7158	53.9950	9.9700
	年龄平方/100	年龄平方除以 100	7158	30.1484	10.4255
	婚姻状况	已婚或同居=1, 其他=0	7158	0.9079	0.2891
	党员	党员=1, 非党员=0	7158	0.1066	0.3086
	风险态度	按照农户对不同风险投资项目的选择赋值 1—5, 数值越大, 农户越偏好风险	7158	1.9980	1.4004
家庭控制变量	家庭净资产	家庭总资产减去家庭总债务, 单位: 万元, 取对数	7158	26.6804	36.7037
	家庭成员规模	家庭成员总数, 单位: 人	7158	4.4596	2.0652
	家庭劳动人口比	家庭劳动力人数 (18—65 岁) 与家庭成员总数的比值	7158	0.6208	0.2820
	家庭抚养比	家庭未成年人数、65 岁以上人数之和与家庭劳动力人数的比值	7158	0.2670	0.5192
区域控制变量	东部地区	东部地区=1, 其他地区=0	7158	0.3121	0.4634
	中部地区	中部地区=1, 其他地区=0	7158	0.3796	0.4853

注: ①风险态度: 在 CHFS2017 问卷中, 投资项目类型分别为零风险项目, 略低风险、略低回报项目, 平均风险、平均回报项目, 略高风险、略高回报项目, 高风险、高回报项目, 对应赋值分别为 1、2、3、4、5, 数值越大, 代表农户越偏好风险。

表 3 列示了按传统金融参与和数字金融参与分组的农户多维相对贫困指数均值。未考虑其他变量的影响时, 在未参与数字金融的农户组别中, 传统金融参与的农户比未参与传统金融农户的多维相对贫困指数低 0.0895; 在传统金融参与的农户组别中, 数字金融参与的农户比未参与数字金融农户的多维相对贫困指数低 0.1652。这一结果表明, 传统金融参与和数字金融参与均能够缓解农户多维相对贫困, 且数字金融参与能够在传统金融参与缓解农户多维相对贫困的基础上进一步发挥减贫作用。当然, 这一推断仍需要通过计量模型进行检验。

表 3 按传统金融参与和数字金融参与分组的农户多维相对贫困指数比较

	传统金融参与	数字金融参与	观测数	观测数占比	多维相对贫困指数均值	组间差异
(1)	无	无	647	9.04%	0.4013	
(2)	有	无	5652	78.96%	0.3118	-0.0895***
(3)	有	有	859	12.00%	0.1466	-0.1652***

注: ①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

(三) 模型设定

首先, 为分析传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响, 本文设定 (1) 式:

$$poorindex = \alpha_1 ctjr + \alpha_2 szjr + \sum \beta_j control_j + \varepsilon \quad (1)$$

(1) 式中, 被解释变量 *poorindex* 表示农户多维相对贫困指数, 解释变量 *ctjr* 和 *szjr* 分别表示传统金融参与和数字金融参与。为探究农户使用不同类别金融服务对其多维相对贫困的影响, 本文将传统基础金融服务和传统非基础金融服务同时纳入模型, 替代传统金融参与变量; 将数字基础金融服务和数字非基础金融服务同时纳入模型, 替代数字金融参与变量。*control_j* 为控制变量, ε 为随机误差项。 α_1 、 α_2 和 β_j 为待估系数, 分别表示传统金融参与、数字金融参与以及各控制变量对农户多维相对贫困的影响程度。同时, 为评估传统金融参与和数字金融参与对农户不同贫困维度的影响, 笔者将 (1) 式被解释变量依次替换为收入能力贫困、发展能力贫困以及居住环境贫困变量进行检验。

其次, 为检验传统金融参与和数字金融参与对多维相对贫困程度不同的农户是否具有差异化影响, 本文运用分位数回归模型设定 (2) 式:

$$poorindex_q = \phi_{1,q} ctjr + \phi_{2,q} szjr + \sum \lambda_{j,q} control_j + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中, *q* 表示具体的分位点, 刻画农户由低到高的多维相对贫困程度。 ϕ_1 、 ϕ_2 和 λ_j 为待估系数, 分别表示传统金融参与、数字金融参与以及各控制变量对多维相对贫困的影响程度, ε 为随机误差项。其他核心变量和控制变量同 (1) 式。

四、实证结果及分析

(一) 传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响

本文基于 (1) 式, 使用多元线性回归模型检验传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响。回归结果见表 4。

从表 4 方程 1 的回归结果来看, 传统金融参与变量显著, 且估计系数为-0.071, 这说明传统金融参与能够缓解农户多维相对贫困。为探究数字金融参与对农户多维相对贫困的影响, 方程 2 将传统金融参与和数字金融参与同时放入模型进行回归。经检验, 传统金融参与和数字金融参与的相关系数为 0.11, 不会引起严重的多重共线性。根据方程 2 的回归结果, 传统金融参与和数字金融参与均对农户多维相对贫困产生显著的负向影响。这一回归结果表明, 农户传统金融参与和数字金融参与行为均存在减贫效应, 假说 1 得到验证。此外, 观察方程 1、方程 2 的回归结果可以发现, 加入数字金融参与变量后, 方程 2 中传统金融参与的估计系数相较于方程 1 变化较小, 这表明数字金融参与能够在传统金融参与基础上进一步缓解农户多维相对贫困。具体而言, 传统定期储蓄稳定但周期较长, 数字理财的灵活性满足了农户的零散投资需求; 传统信贷成本和规模占优但获取繁琐, 数字信贷的便捷性满足了农户小额资金需求。两种金融参与方式发挥各自比较优势 (刘西川等, 2014), 在传统金融参与的基础上叠加数字金融高效的信息处理、灵活便捷的服务模式有助于金融减贫作用的充分体现。

为识别农户使用不同类型金融服务对多维相对贫困的影响, 本文将金融服务划分为基础金融服务

和非基础金融服务进行分析。根据表 4 方程 3 的回归结果,传统基础金融服务和非基础金融服务均有效降低了农户多维相对贫困。在此基础上,方程 4 将数字基础金融服务和非基础金融服务同时加入模型,可以发现,无论农户使用何种类型金融服务均能产生减贫效应。

从控制变量来看,年龄、婚姻、政治面貌、家庭成员规模、家庭劳动人口比等变量均显著影响农户多维相对贫困。具体而言,年龄与多维相对贫困呈现“正 U 型”关系;户主为党员能够显著降低农户多维相对贫困;家庭劳动人口比越高的农户越不易于陷入严重的多维相对贫困。

表 4 传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响

	被解释变量: 多维相对贫困指数			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
传统金融参与	-0.0709*** (0.0059)	-0.0622*** (0.0059)		
数字金融参与		-0.1012*** (0.0049)		
传统基础金融服务			-0.0711*** (0.0055)	-0.0647*** (0.0055)
传统非基础金融服务			-0.0187*** (0.0039)	-0.0066* (0.0038)
数字基础金融服务				-0.0938*** (0.0052)
数字非基础金融服务				-0.0352*** (0.0111)
年龄	-0.0024 (0.0017)	-0.0042*** (0.0016)	-0.0022 (0.0017)	-0.0041** (0.0016)
年龄平方	0.0055*** (0.0016)	0.0066*** (0.0016)	0.0052*** (0.0016)	0.0066*** (0.0016)
性别	0.0028 (0.0064)	0.0027 (0.0062)	0.0035 (0.0063)	0.0037 (0.0062)
党员	-0.0458*** (0.0056)	-0.0429*** (0.0055)	-0.0440*** (0.0056)	-0.0417*** (0.0055)
婚姻	-0.0176** (0.0069)	-0.0169** (0.0067)	-0.0172** (0.0069)	-0.0170** (0.0067)
风险态度	-0.0010 (0.0012)	-0.0002 (0.0012)	-0.0010 (0.0012)	-0.0002 (0.0012)
家庭成员规模	-0.0081*** (0.0010)	-0.0071*** (0.0010)	-0.0080*** (0.0010)	-0.0071*** (0.0010)
家庭净资产	-0.0013*** (0.0001)	-0.0011*** (0.0001)	-0.0012*** (0.0001)	-0.0011*** (0.0001)

(续表 4)				
家庭劳动人口比	-0.1802*** (0.0100)	-0.1714*** (0.0098)	-0.1781*** (0.0100)	-0.1703*** (0.0098)
家庭抚养比	-0.0322*** (0.0053)	-0.0311*** (0.0052)	-0.0317*** (0.0053)	-0.0307*** (0.0052)
东部地区	-0.0636*** (0.0045)	-0.0566*** (0.0044)	-0.0658*** (0.0045)	-0.0573*** (0.0044)
中部地区	-0.0388*** (0.0042)	-0.0339*** (0.0041)	-0.0402*** (0.0042)	-0.0343*** (0.0041)
常数项	0.5727*** (0.0430)	0.6196*** (0.0412)	0.5724*** (0.0428)	0.6198*** (0.0411)
R ²	0.2787	0.3120	0.2845	0.3145
N	7158	7158	7158	7158

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

进一步地，本文将多维相对贫困分为收入能力、发展能力和居住环境三个维度，考察传统金融参与和数字金融参与对不同维度相对贫困的影响。表 5 的回归结果表明，传统金融参与和数字金融参与对农户收入能力贫困、发展能力贫困和居住环境贫困均具有显著的负向影响，这一结果进一步验证了传统金融参与和数字金融参与的多维减贫功能。具体而言，传统金融参与和数字金融参与对农户收入能力贫困和发展能力贫困的缓解作用较大，对居住环境贫困的缓解作用较小。这与现实情况相符，对于收入能力和发展能力维度，无论是传统金融参与还是数字金融参与均能通过积累资金、获取信贷支持、拓宽认知等方式提升农户人力资本，提高劳动力市场参与程度（苏岚岚、孔荣，2019），增强农户的收入能力和发展能力。在住房方面，在传统金融严格的风控管理模式下，若不具备可靠的抵押物或可预期的现金流入，农户将难以获得改善住房环境所需的信贷支持，尽管数字金融具备较为宽松的信贷条件，但通常额度较小，难以覆盖家庭住房环境改善所需的大笔资金；在幸福感方面，幸福感属于人的主观感受，较高的幸福感可能源自农户较高的收入水平，也依赖于乐观的个人心态和良好的家庭氛围，受金融参与的影响较小。因此，传统金融参与和数字金融参与对农户居住环境的影响要弱于对收入能力和发展能力的影响。

表 5 传统金融参与和数字金融参与对不同相对贫困维度的影响

	方程 1 收入能力贫困指数	方程 2 发展能力贫困指数	方程 3 居住环境贫困指数
传统金融参与	-0.0257*** (0.0041)	-0.0268*** (0.0027)	-0.0097*** (0.0025)
数字金融参与	-0.0381*** (0.0033)	-0.0581*** (0.0027)	-0.0050*** (0.0014)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.3339***	0.2470***	0.0388***

(续表 5)			
	(0.0270)	(0.0213)	(0.0147)
R ²	0.2321	0.2564	0.0261
N	7158	7158	7158

注：①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表 4，限于篇幅，估计结果未详细列出。

(二) 内生性处理和稳健性检验

1. 内生性处理。内生性问题主要源于五个方面：互为因果、测量偏误、遗漏变量、模型误设和选择性偏误。在传统金融参与和数字金融参与减贫效应分析中，内生性问题主要源于传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响可能存在互为因果问题，即农户多维相对贫困程度越高，受到传统金融或数字金融排斥的可能性也越大，从而降低了农户使用传统或数字金融服务的可能性。本文使用工具变量法控制潜在的内生性问题，参考何婧、李庆海（2019）的研究思路，本文选取按照县域和受访者年龄分组后其他农户的传统金融参与平均水平和数字金融参与平均水平分别作为传统金融参与和数字金融参与的工具变量。理由如下：第一，在农村地区，邻里关系十分紧密，农户行为往往受周围其他农户的影响，这一现象也被称为“同侪效应”，农户使用传统或数字金融服务不可避免会受到周围其他农户金融服务使用行为的影响；第二，周围人的金融服务参与平均水平往往不会直接影响农户自身的多维相对贫困程度，农户也无法控制其他农户的金融服务参与水平。因此，工具变量选择满足相关性和外生性要求。为了使得工具变量与核心解释变量的相关性更强，本文进一步按照同地域同年龄段分组计算受访者的金融参与平均水平，具体是将样本农户按照年龄（岁）划分为 5 个子样本，各子样本农户所属的年龄段分别为[18, 30)、[30, 40)、[40, 50)、[50, 60)和[60, 70]，然后选择同县域同年龄段样本农户的传统金融参与平均水平和数字金融参与平均水平作为工具变量。本部分采用两阶段最小二乘法进行估计。

表 6 报告了工具变量的估计结果。在两阶段工具变量估计中，第一阶段工具变量的回归系数为正，在 1%统计水平上显著，说明工具变量满足相关性要求。此外，弱工具变量检验统计量远大于 10%的临界值水平，表明所选工具变量不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果表明，在考虑潜在的内生性问题后，传统金融参与和数字金融参与显著缓解了农户多维相对贫困，和前文结论保持一致。

表 6 传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响：工具变量回归

	第一阶段			第二阶段
	传统金融参与	数字金融参与		多维相对贫困指数
工具变量：同县同年龄段传统金融参与平均水平	0.9776*** (0.0267)		传统金融参与	-0.0676*** (0.0149)
工具变量：同县同年龄段数字金融参与平均水平		0.9157*** (0.0260)	数字金融参与	-0.1503*** (0.0141)
控制变量	已控制	已控制	控制变量	已控制
工具变量 t 值	36.63	35.28		

(续表 6)

一阶段 F 值	117.83	166.35		
弱工具变量检验: 瓦尔德 F 值	461.21			
R ²	0.1876	0.2459	R ²	0.3039
N	7158	7158	N	7158

注: ①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平; ②括号内为稳健标准误; ③控制变量同表 4, 限于篇幅, 估计结果未详细列出。

2. 基于倾向得分匹配法的稳健性检验。农户是否使用传统金融服务或数字金融服务是根据自身资源禀赋等因素有意识的选择行为, 并不满足随机抽样原则, 而是“自选择”的结果。因此, 本文使用倾向得分匹配法(PSM)纠正可能存在的选择性偏差。具体地, 本文通过两次 PSM 估计识别金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响: 第一次 PSM 估计中, 总样本为所有农户, 实验组为使用传统金融服务的农户, 对照组为未使用传统金融服务的农户, 笔者通过观察传统金融参与的平均处理效应(ATT), 识别传统金融参与对农户多维相对贫困的影响; 第二次 PSM 估计中, 总样本为使用传统金融服务的农户, 实验组为使用数字金融服务的农户, 对照组为未使用数字金融服务的农户, 在控制传统金融参与的基础上, 笔者通过观察数字金融参与的平均处理效应(ATT), 识别数字金融参与对农户多维相对贫困的进一步影响。表 7 中, 两次 PSM 估计结果均通过了 1%的显著性检验, 且与表 4、表 5 的结果符号一致, 系数大小相近。这再次说明, 传统金融参与和数字金融参与行为均有利于缓解农户多维相对贫困, 前述实证结果较为稳健。

表 7 传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响: PSM 估计

		多维相对 贫困指数	收入能力 贫困指数	发展能力 贫困指数	居住环境 贫困指数
		全样本, N=7158			
传统金融参与	最近邻匹配	ATT	-0.0779***	-0.0308***	-0.0373***
	半径匹配	ATT	-0.0767***	-0.0297***	-0.0373***
	核匹配	ATT	-0.0875***	-0.0357***	-0.0411***
		传统金融参与的农户, N=6511			
数字金融参与	最近邻匹配	ATT	-0.0990***	-0.0373***	-0.0576***
	半径匹配	ATT	-0.0983***	-0.0367***	-0.0563***
	核匹配	ATT	-0.1021***	-0.0388***	-0.0577***

注: **、*、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

(三) 传统金融参与和数字金融参与对多维相对贫困程度不同的农户的影响

本文使用分位数回归模型, 探究传统金融参与和数字金融参与对不同多维相对贫困程度农户的差异化影响, 检验传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响是否存在异质性。相关估计结果如表 8 所示, 其中, 分位点越高, 表示农户的多维相对贫困程度越高。

表 8 传统金融参与和数字金融参与对不同多维相对贫困程度的影响

	被解释变量：多维相对贫困指数				
	q10	q25	q50	q75	q90
传统金融参与	-0.0678*** (0.0081)	-0.0652*** (0.0079)	-0.0588*** (0.0080)	-0.0530*** (0.0090)	-0.0560*** (0.0106)
数字金融参与	-0.0671*** (0.0074)	-0.0830*** (0.0072)	-0.1025*** (0.0073)	-0.1277*** (0.0082)	-0.1371*** (0.0098)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.3804*** (0.0559)	0.5072*** (0.0544)	0.6152*** (0.0551)	0.7110*** (0.0620)	0.7885*** (0.0733)
N	7158	7158	7158	7158	7158

注：①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表 4，限于篇幅，估计结果未详细列出。

根据表 8，传统金融参与对多维相对贫困低分位点农户有更大影响，而数字金融参与对多维相对贫困高分位点农户有更大影响。换言之，传统金融参与对多维相对贫困程度较低的农户起到的减贫作用更大，而数字金融参与对多维相对贫困程度较高的农户起到的减贫作用更大。具体而言，传统金融参与使处在第 10 分位点的农户多维相对贫困程度降低 0.0678，但随着分位数提高，传统金融参与的减贫效果趋于弱化，在第 75 分位点上，传统金融参与使农户多维相对贫困程度降低了 0.0530。数字金融参与对农户多维相对贫困的作用效果则恰恰相反，随着农户多维相对贫困程度逐渐提高，数字金融参与的减贫效果越来越好。数字金融参与使处在第 10 分位点的农户多维相对贫困程度降低 0.0671，使处在第 90 分位点的农户多维相对贫困程度降低 0.1371。这和已有数字金融研究得出的结论类似，数字金融的发展极大促进了普惠金融的发展，在减贫过程中扮演了“雪中送炭”的角色。

以上结果表明，金融扶贫依靠传统金融和数字金融的双重手段非常必要。传统金融和数字金融基于不同运行逻辑产生不同减贫效果。传统金融虽然无法体现“雪中送炭”作用，但从表 8 回归结果可以看到，传统金融参与在最弱势农户中仍然能够显著发挥作用。同时，数字金融的发展正好与传统金融形成互补，一定程度上弥补了传统金融对弱势农户减贫效力较低的短板。至此，假说 2 得到验证。

（四）传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响机制检验

本文选取家庭是否创业和非农就业比例衡量农户内生脱贫能力。家庭是否创业采用问卷中家庭当前是否从事工商业生产经营项目衡量，若农户当前从事工商业生产经营项目，则创业赋值为 1，否则赋值为 0。非农就业比例的计算方式为家庭劳动力非务农成员人数与家庭劳动力总人数的比值。本文通过中介效应模型检验传统金融参与和数字金融参与缓解农户多维相对贫困的影响机制，估计结果如表 9 所示。

在创业中介效应模型中，从方程 2 估计结果看，传统金融参与促进了农户创业决策。当方程 3 同时加入传统金融参与和家庭创业变量后，家庭创业对农户多维相对贫困存在显著的负向影响，说明农户创业有利于缓解多维相对贫困。方程 3 中传统金融参与对农户多维相对贫困的缓解效应较方程 1 有

所下降,证实了存在部分中介效应。同样,方程4、方程5、方程6的估计结果表明,数字金融参与能够通过促进农户创业缓解农户多维相对贫困。

在非农就业中介效应模型中,从方程8的估计结果来看,传统金融参与显著提高了家庭非农就业比例,当方程9同时加入传统金融参与和非农就业比例变量后,非农就业比例提高有助于缓解农户多维相对贫困。方程9中传统金融参与对农户多维相对贫困的缓解能力较方程7有所下降,证实了存在部分中介效应。同样,方程10、方程11、方程12的估计结果表明,农户数字金融参与能够通过促进家庭非农就业缓解农户多维相对贫困。综上所述,传统金融参与和数字金融参与对农户创业和非农就业均有促进作用,从而缓解了农户多维相对贫困。假说3得以验证。

表9 传统金融参与和数字金融参与对农户多维相对贫困的影响:机制检验

创业中介效应模型							
	方程1 多维相对 贫困	方程2 创业	方程3 多维相对 贫困		方程4 多维相对 贫困	方程5 创业	方程6 多维相对 贫困
传统金融参与	-0.0709*** (0.0059)	0.2575*** (0.0989)	-0.0690*** (0.0059)	数字金融参与	-0.1057*** (0.0049)	0.3949*** (0.0587)	-0.0991*** (0.0049)
创业			-0.0814*** (0.0053)	创业			-0.0718*** (0.0054)
控制变量	已控制	已控制	已控制	控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.5727*** (0.0430)	-3.0603*** (0.5413)	0.5655*** (0.0423)	常数项	0.5894*** (0.0414)	-3.0887*** (0.5405)	0.5806*** (0.0408)
R ²	0.2787		0.2962	R ²	0.3014		0.3148
N	7158	7158	7158	N	7158	7158	7158
非农就业中介效应模型							
	方程7 多维相对 贫困	方程8 非农就业 比例	方程9 多维相对 贫困		方程10 多维相对 贫困	方程11 非农就业 比例	方程12 多维相对 贫困
传统金融参与	-0.0752*** (0.0069)	0.0500*** (0.0142)	-0.0649*** (0.0064)	数字金融参与	-0.1007*** (0.0050)	0.1032*** (0.0123)	-0.0802*** (0.0046)
非农就业比例			-0.2055*** (0.0051)	非农就业比例			-0.1991*** (0.0051)
控制变量	已控制	已控制	已控制	控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.7831*** (0.0471)	-0.2931*** (0.1009)	0.7229*** (0.0417)	常数项	0.7806*** (0.0452)	-0.3023*** (0.0989)	0.7204*** (0.0407)
R ²	0.2669	0.1360	0.4130	R ²	0.2898	0.1442	0.4256
N	6164	6164	6164	N	6164	6164	6164

注:①***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;②括号内为稳健标准误;③控制变量同表4,限于篇幅,

估计结果未详细列出。

五、结论及政策启示

本文构建了多维相对贫困指标体系并计算农户多维相对贫困程度，实证检验金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响。研究发现，传统金融参与和数字金融参与均能显著缓解农户多维相对贫困，且数字金融参与能够在传统金融参与基础上进一步发挥减贫效应。分维度来看，传统金融参与和数字金融参与对农户收入能力、发展能力和居住环境均产生积极影响，具有多维减贫效应。此外，对于多维相对贫困程度不同的农户，传统金融参与和数字金融参与的减贫效应存在差异。传统金融参与更有利于缓解程度较低的多维相对贫困，而数字金融参与更有利于缓解程度较高的多维相对贫困，说明传统金融与数字金融具有一定的互补性。机制检验表明，传统金融参与和数字金融参与对农户创业和非农就业均具有显著促进作用，有利于缓解多维相对贫困。

基于以上结论，本文得出如下政策启示：第一，在扶贫工作重心转移到巩固脱贫攻坚成果、建立稳定脱贫长效机制的背景下，应进一步推进农村普惠金融发展，激励传统金融机构金融服务下移，着力提高金融服务的覆盖面和质量，缓解多维相对贫困，助力乡村振兴。第二，加强数字金融在农村地区的有序覆盖，推进数字金融与传统金融融合发展，引导传统金融机构数字化转型，开发与农户需求相匹配、定价合理的数字金融产品，缓解农村数字金融排斥。第三，加强对农户金融知识的普及和专业指导，提高其金融素养，引导农户主动使用传统和数字金融服务，进而提高农村家庭尤其是多维相对贫困程度较高农户的收入和发展能力，实现由“输血式”扶贫向“造血式”扶贫的转变。

参考文献

1. 陈基平、沈扬扬, 2021: 《从关注生存需求到关注平衡发展——后 2020 我国农村向相对贫困标准转变的政策与现实意义》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 2 期。
2. 董晓林、徐虹, 2012: 《我国农村金融排斥影响因素的实证分析——基于县域金融机构网点分布的视角》, 《金融研究》第 9 期。
3. 丁志国、谭伶俐、赵晶, 2011: 《农村金融对减少贫困的作用研究》, 《农业经济问题》第 11 期。
4. 郭熙保、周强, 2016: 《长期多维贫困、不平等与致贫因素》, 《经济研究》第 6 期。
5. 何婧、李庆海, 2019: 《数字金融使用与农户创业行为》, 《中国农村经济》第 1 期。
6. 黄益平、黄卓, 2018: 《中国的数字金融发展：现在与未来》, 《经济学(季刊)》第 4 期。
7. 何宗樾、张勋、万广华, 2020: 《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》, 《统计研究》第 10 期。
8. 李建军、韩珣, 2019: 《普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择》, 《金融研究》第 3 期。
9. 刘西川、杨奇明、陈立辉, 2014: 《农户信贷市场的正规部门与非正规部门：替代还是互补?》, 《经济研究》第 11 期。
10. 邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016: 《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》, 《中国社会科学》第 1 期。

学》第10期。

11. 孙久文、夏添, 2019: 《中国扶贫战略与2020年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析》, 《中国农村经济》第10期。
12. 苏岚岚、孔荣, 2019: 《农民金融素养与农村要素市场发育的互动关联机理研究》, 《中国农村观察》第2期。
13. 汪三贵、孙俊娜, 2021: 《全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于2018年中国住户调查数据的分析》, 《中国农村经济》第3期。
14. 温涛、朱炯、王小华, 2016: 《中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较》, 《经济研究》第2期。
15. 王馨, 2015: 《互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究》, 《金融研究》第9期。
16. 王小林、冯贺霞, 2020: 《2020年后中国多维相对贫困标准: 国际经验与政策取向》, 《中国农村经济》第3期。
17. 徐家楠、徐旭初, 2019: 《金融集聚对城乡收入差距的影响研究》, 《江南大学学报(人文社会科学版)》第4期。
18. 谢家智、车四方, 2017: 《农村家庭多维贫困测度与分析》, 《统计研究》第9期。
19. 杨艳琳、付晨玉, 2019: 《中国农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善效应分析》, 《中国农村经济》第3期。
20. 张栋浩、尹志超、隋钰冰, 2020: 《金融普惠可以提高减贫质量吗?——基于多维贫困的分析》, 《南方经济》第10期。
21. 周利、廖婧琳、张浩, 2021: 《数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据》, 《经济科学》第1期。
22. Ajide, F., 2015, “Financial Inclusion and Rural Poverty Reduction: Evidence from Nigeria”, *International Journal of Management Sciences and Humanities*, 3(2):1-23.
23. Alkire, S., and J. Foster, 2011, “Counting and Multidimensional Poverty Measurement”, *Journal of Public Economics*, 95(7-8): 476-487.
24. Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and R. Levine, 2004, “Finance, Inequality, and Poverty: Cross-country Evidence”, NBER Working Paper, No. 10979.
25. Bruhn, M., and I. Love, 2014, “The Real Impact of Improved Access to Finance: Evidence from Mexico”, *The Journal of Finance*, 69(3): 1347-1376.
26. Dawood, T., H. Pratama, R. Masbar, and R. Effendi., 2019, “Does Financial Inclusion Alleviate Household Poverty? Empirical Evidence from Indonesia”, *Economics and Sociology*, 12(2): 235-252.
27. Jeanneney, S. G., and K. Kpodar, 2011, “Financial Development and Poverty Reduction: Can there be a Benefit without a Cost?”, *The Journal of Development Studies*, 47(1): 143-163.
28. Marsden, J., and A. Nileswhar, 2013, “Financial Inclusion and Poverty Alleviation- A Metalevel Review of Impact and Outcome Assessments Of Financial Inclusion Strategies on Clients in Poverty”, *Journal of Social Business*, 3(4): 56-83.

29. Mehrotra, A., and J. Yetman., 2014, “Financial Inclusion and Optimal Monetary Policy”, BIS Working Paper, No.476.
30. Sen, A., 1999, *Commodities and Capabilities*, London: Oxford University Press.
31. Shastri, R. K., 2009, “Microfinance and poverty reduction in India (A comparative study with Asian Countries)”, *African Journal of Business Management*, 3(4): 136-140.

(作者单位: 南京农业大学金融学院)

(责任编辑: 光明)

The Impact of Financial Service Participation on Rural Households’ Multidimensional Relative Poverty

DONG Xiaolin WU Yiman XIONG Jian

Abstract: Poverty is characterized by multi-dimensionality. How to consolidate the achievement of poverty eradication is an important issue in a long term. Based on the participation mode of financial services, this article uses the data of China Household Finance Survey in 2017 to explore the impact of traditional financial participation and digital financial participation on the multidimensional relative poverty of rural households. The conclusions are as follows. Firstly, both traditional financial participation and digital financial participation can significantly alleviate the multi-dimensional relative poverty of farmers, and digital financial participation can further improve the efficiency of poverty reduction on the basis of traditional financial participation. Secondly, the two modes of financial participation have different effects on the farmers with different degrees of multi-dimensional relative poverty. This shows that digital finance and traditional finance are complementary to each other. Finally, the two ways can promote the entrepreneurship and non-agricultural employment, so as to alleviate multidimensional relative poverty.

Keywords: Traditional Financial Participation; Digital Financial Participation; Poverty Reduction Performance; Multidimensional Relative Poverty

政策宣传何以长效？*

——基于湖北省农户秸秆持续还田行为分析

盖 豪^{1,3} 颜廷武^{1,3} 周晓时²

摘要：作为一种非强制的政策工具，政策宣传被广泛应用于农村生态环境治理。本文基于湖北省5市13县885份农户问卷调查数据，构建了“政策宣传—舆论压力感知—秸秆持续还田”和“政策宣传—机械化还田服务满意度—秸秆持续还田”的分析框架，使用三阶段最小二乘法（3SLS）系统估计联立方程，探究了政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响机理。研究发现，政策宣传带来农户舆论压力感知的提升，对农户秸秆持续还田有显著积极影响；同时，政策宣传通过提升农户机械化还田服务满意度对农户秸秆持续还田有积极作用。比较这两条作用路径发现，前者的作用效果更强。此外，社会网络在政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响中起调节作用，即社会网络有助于实现政策宣传效果的长效性。农户与邻居、村干部互动均有利于发挥政策宣传对农户秸秆持续还田行为的促进作用。

关键词：政策宣传 秸秆持续还田 社会网络 舆论压力 满意度

中图分类号：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

中国是农业大国，农作物秸秆资源丰富、分布广泛、种类繁多，长期以来一直是农民生活和农业发展的宝贵资源（黄武等，2012）。伴随着中国经济快速发展、农业结构不断调整、农村生活条件持续改善，农作物秸秆作为饲料、燃料、原料等的传统功能慢慢退化，并逐渐出现了区域性、季节性和结构性过剩。改革开放以来，随着粮食生产连年丰收，农作物秸秆总量不断增加，秸秆随意弃置、露天焚烧问题日益突出（Guo，2020）。农作物秸秆露天焚烧产生大量二氧化碳和甲烷等温室气体（Sun et al., 2016; Cao et al., 2005; Li and Wang, 2013），加剧了全球气候变化的趋势（Chen et al., 2019）。秸秆燃烧过程中释放的PM10、PM2.5等固体颗粒物，也是造成许多城市空气质量下降的重要原因之

*本文研究得到国家社会科学基金项目“多主体协同推进秸秆资源化利用的机制与路径研究”（项目编号：20BGL175）、国家自然科学基金青年项目“中国的农业机械化模式及其对农户收入增长与差距的影响研究”（项目编号：72003089）、中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“秸秆还田对农业生态服务能力的影响评估及农户响应机制研究”（项目编号：2662019PY075）的资助。本文通讯作者：颜廷武。

一 (Zhang et al., 2016)。农作物秸秆露天焚烧对城乡生态环境和人民身体健康都造成了严重威胁。

作为秸秆综合利用的重要方式,秸秆还田不仅可以避免焚烧对环境的破坏,还可以培肥地力、提高作物产量。相较于其他秸秆综合利用方式,秸秆还田更为简单、直接、快捷且成本低廉。因此,自2008年国务院办公厅印发《关于加快推进农作物秸秆综合利用的意见》(国办发〔2008〕105号)以来,各地政府采取了一系列政策措施大力推广秸秆还田技术。湖北省作为农作物秸秆资源大省,由于分散性和季节性等多方面原因,秸秆收集离田难度较大,秸秆综合利用工作的艰巨性更为突出。因此,湖北省各级政府十分重视机械化还田等秸秆综合利用工作。2015年2月1日,湖北省人民代表大会审议通过了《关于农作物秸秆露天禁烧和综合利用的决定》。同年4月27日,湖北省政府办公厅印发了《关于加强农作物秸秆露天禁烧和综合利用工作的通知》(鄂政办发〔2015〕26号)。此后,湖北省政府几乎每年都出台相关文件,运用政策手段推进秸秆禁烧与综合利用工作。综合来看,一方面,各级政府采取批评教育、罚款、拘留等行政手段,严禁秸秆露天焚烧,“堵”住秸秆污染生态环境的“缺口”;另一方面,各级政府通过设置秸秆综合利用项目和农机购置补贴^①、开展秸秆综合利用重点县和示范点建设^②,积极推进秸秆综合利用,“疏”通和拓展秸秆综合利用的“出口”。此外,湖北省还将秸秆禁烧和综合利用工作纳入各地政绩考核^③,通过完善的配套政策措施和激励约束机制,充分发挥政策工具在秸秆禁烧和综合利用工作中的引领作用,从而实现秸秆资源化利用和生态环境有效保护的“双目标”。

然而,生态环境部关于秸秆焚烧监测的统计数据显示^④,虽然各地秸秆焚烧率显著下降,再无大规模露天焚烧秸秆的“烽火连天”现象,但各地秸秆焚烧的“星星之火”依然时有出现。秸秆焚烧屡禁不止已成为当前中国生态环境治理的一个难点问题。在实践中,该现象突出地表现为农户采用秸秆还田技术的行为不持续,存在间断还田或部分还田等问题。这意味着政策工具影响农户秸秆还田行为的长效性可能不足。鉴于此,深入探讨政策工具对农户秸秆持续还田行为的影响对于破解当前秸秆焚烧屡禁不止难题,保障国家粮食安全和生态安全具有现实意义。

政策工具一般指政府为解决某一社会问题或实现一定目标而采用的具体方式和手段。具体到秸秆综合利用相关的政策工具,就是指政府为解决秸秆焚烧带来的环境污染问题和实现秸秆综合利用而采取的一系列措施和手段。秸秆综合利用相关的政策工具一般可以分为命令控制类、经济激励类和自愿协议类3个类别。已有文献探讨了政策工具对农户秸秆还田行为的影响。一方面,从政策工具选择的视角看,相关文献主要从命令控制类(例如焚烧监管、禁令)、经济激励类(例如补助、补贴)和自

^①参见湖北省农业农村厅:《省农业农村厅关于省第十三届人大三次会议第369号建议的答复》, http://nyt.hubei.gov.cn/zfxgk/fdzdgknr_GK2020/qtzdgknr_GK2020/jytabl_GK2020/202011/t20201102_2995647.shtml。

^②参见湖北省农业农村厅:《省农业农村厅对省第十三届人大二次会议第20190445号建议的答复》, http://nyt.hubei.gov.cn/zfxgk/fdzdgknr_GK2020/qtzdgknr_GK2020/jytabl_GK2020/202011/t20201102_2995693.shtml。

^③参见《湖北省出台秸秆禁烧考核办法》, http://www.gov.cn/xinwen/2016-05/06/content_5070737.htm。

^④参见生态环境部卫星环境应用中心: <http://www.secmep.cn/ygyy/dqhjjc/>。

愿协议类（例如政策宣传、建立示范项目）政策工具出发，运用 Logit、Probit 及其衍生模型，就某一项或某几项政策工具对农户秸秆还田行为的影响展开研究（例如徐志刚等，2018；钱加荣等，2011）。另一方面，从政策工具实施效果看，中外文献基于不同地区的微观调查数据，较一致地认为政策工具对农户秸秆还田行为具有重要影响（例如姚科艳等，2018；颜廷武等，2017；毛慧、曹光乔，2020）。Hou et al. (2019) 利用 2013 年东三省玉米种植户面板数据分析发现，强制性焚烧禁令对减少秸秆露天焚烧的影响并不显著，而建立示范项目对秸秆还田和减少秸秆焚烧具有显著促进作用。Haghjou et al. (2014) 通过对伊朗胡齐斯坦省农户的调查研究发现，政府补助对农户秸秆还田技术采纳行为具有显著的正向影响。但有学者指出，相同的政策工具在不同情境下产生的影响可能不同（Knowler and Bradshaw, 2007；Lalani et al., 2017）。童洪志、刘伟（2018）通过比较非平原地区和平原地区的农户秸秆还田行为发现，补贴在平原地区促进了农户采纳秸秆还田技术，但在非平原地区对农户技术采纳行为的影响并不显著。

通过文献梳理笔者发现，已有研究较多地探讨了命令控制类政策、经济激励类政策工具对农户秸秆还田行为的影响，但关注自愿协议类政策工具对农户秸秆还田行为影响的文献明显不足，尤其是聚焦政策宣传对农户秸秆还田行为影响的实证研究更是鲜见。作为政府治理生态环境的重要政策工具，政策宣传具有灵活多样、便于实施、易于农户理解和接受等优势，因而被广泛应用于秸秆禁烧和还田推广等秸秆综合治理中，并取得了一定成效。虽然已有文献通过实证分析检验了政策宣传对农户秸秆还田行为的影响（例如颜廷武等，2017；盖豪等，2019），并初步探讨了政策宣传与农户感知价值等变量的交互影响以及异质性问题（例如郑纪刚、张日新，2021；盖豪等，2020；童洪志、刘伟，2018），但尚缺少揭示政策宣传影响农户秸秆还田行为的机制和路径的实证证据。此外，秸秆还田技术的采用并非“一锤子买卖”，农户每年都会面临秸秆还田与否的选择。因此，农户某一年或某一次的采用并不意味着他们会持续采用，实践中突出存在的秸秆焚烧屡禁不止等问题就是最好的例证。然而，现有文献大多关注政策工具对某一年（某一次）农户秸秆还田行为的影响，鲜有文献深入揭示政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响。这反映出理论研究方向未能与实践中的突出问题紧密结合，即学术研究未能对实际问题的解决提供及时、有效的指导。因此，探索政策宣传对农户秸秆持续还田行为的作用路径和影响效应，对于实现政策工具有效引导农户绿色农业生产行为具有重要的理论指导意义和实践参考价值。

鉴于此，本文结合农户秸秆还田技术采用现状，从内部动力和外部压力“双视角”出发，在理论上探讨政策宣传对农户秸秆持续还田行为的作用路径，并构建“政策宣传—舆论压力感知—秸秆持续还田”和“政策宣传—机械化还田服务满意度—秸秆持续还田”的“双路径”实证分析框架。基于该分析框架，本文构建联立方程模型，运用 2018—2019 年湖北省 5 市 13 县 885 份农户问卷调查数据，采用三阶段最小二乘法（3SLS）系统地估计联立方程，以实证检验和识别政策宣传影响农户秸秆持续还田行为的两条途径。在此基础上，本文尝试揭示社会网络在政策宣传对农户秸秆持续还田行为影响中的调节作用，并分析了不同社会网络的差异化影响。本文的研究结论有助于解决长期困扰农村环境治理的秸秆焚烧屡禁不止问题，为中国政府设计切实可行的秸秆综合利用政策工具、优化相应的预算

分配体系提供实证依据，对实现秸秆综合利用高质量发展具有重要的政策含义。

二、理论分析

政策宣传是公共政策研究的一个重要概念。一般而言，政策宣传指的是宣布和传播公共政策决定、内容和实施方式的一种政策工具（孙百科，2014），是政策执行不可缺少的重要一环。政策宣传具有社会监控功能。政策科学创始人拉斯韦尔认为，政策宣传通过直接操控社会建议的方式对意见和态度进行管理（Lasswell，1971）。政策宣传具有一定的倾向性，其内容总是为某种政策主张或理念服务。所以，政策宣传必然对符合某种政策主张或理念的认识及行为倾向予以鼓励，对违背某种政策主张或理念的认识及行为倾向进行劝诫，从而使公众不仅了解政策宣传的具体内容，也明确什么是政策所倡导和允许的、什么是政策明令禁止的，从而形成有利于政策执行的社会舆论环境，实现以公众舆论监督的方式约束人们的行为（钱再见，2010）。对于农户而言，政策宣传依靠广播、标语、报刊专栏、电视、布告等各种方式，通过宣传、告知、教育等各种舆论活动对他们产生潜移默化的影响，形成一种“正面评价秸秆持续还田行为，负面评价秸秆焚烧等行为”的社会舆论环境和氛围。这种社会舆论环境和氛围会被农户感知到，最终以农户舆论压力感知的形式体现出来。基于以上分析，本文提出研究假说1。

H1：政策宣传正向影响农户的舆论压力感知水平。

社会舆论环境和氛围并非在短期内就可以形成，而是政府长期不断地进行相关政策宣传的结果，其产生的效果也因此具有一定长效性，即可以在潜移默化中产生长期的影响。根据自我感知理论（Bem，1972），个体在获得有关焦点行为的新信息时，会不断调整自我感知，调整后的感知可以为随后的行为提供基础（Bhattacharjee，2001）。政策宣传为农户带来了形式多样的秸秆还田相关信息，这些信息被农户迅速接收，并在此基础上形成包括舆论压力在内的各种感知，这些感知与其他因素一起为农户后续的决策过程奠定了重要基础，是农户秸秆持续还田行为的重要决策依据。因此，政策宣传可以通过提升农户对舆论环境和氛围的压力感知持续作用于其行为，即政策宣传可以通过影响农户舆论压力感知对其秸秆持续还田行为产生影响。基于以上分析，本文提出研究假说2。

H2：农户舆论压力感知正向影响其秸秆持续还田行为。

政策宣传还有一定的信息传播功能。美国公共决策学者安德森认为，行政机构可以利用宣传促进人民服从，推进公众理解和赞同，减少其对政策的违反（Anderson，1984）。政策宣传通过对政策合法性、合理性、必要性和效益性等方面信息的解释和宣传，让公众更好地理解和支持政策，并转变自身行为，最终促进政策的有效执行和政策目标的实现（张国庆，2004）。就秸秆还田相关政策宣传而言，政府通过广播、标语、报刊专栏、电视、布告、出租车显示屏等多种形式使农户获取相关知识，充分了解秸秆还田的经济、社会和环境价值。由于政策宣传形式的权威性和信息的全面性，农户对政策宣传的信任程度更高，更容易理解和认同政策宣传的内容，因而在政策宣传的倾向性引导下，农户更容易基于接收到的政策宣传内容对秸秆还田产生积极反应。这种反应最早被Locke（1976）定义为“满意度”，即“对工作的评价所产生的愉悦或积极的情绪反应”。已有研究表明，政策宣传是影响

农户满意度的重要影响因素（康国光、李崇光，2015）。基于以上分析，本文提出研究假说3。

H3：政策宣传力度越大，农户机械化还田服务满意度越高。

以小农户为主的家庭经营是现阶段中国农业经营的主要形式，小农户受经营规模和经济禀赋所限，大多采用购买秸秆机械化还田服务的方式完成其所经营土地上的秸秆还田（盖豪等，2020）。因此，农户的秸秆持续还田行为本质上是对秸秆机械化还田服务的持续购买行为。目前，关于用户持续购买产品或服务行为的研究在多个领域取得了较大进展。根据期望—确认理论，消费者再次购买产品或继续使用服务的意图主要取决于他们对该产品或服务先前使用的满意程度（Bhattacharjee, 2001）。满意度被视为建立长期消费者忠诚的关键，是消费者持续购买行为的决定性因素（Alshurideh et al., 2020; Tam et al., 2020）。作为理性经济人，农户是秸秆还田等农业技术服务的消费者，他们在决定是否持续采用秸秆还田时，势必要根据自身已有经验和知识对秸秆还田进行综合考量和评价（盖豪等，2018）。只有真正让农民满意的秸秆还田服务才能保证农户会长期、持续购买，也只有高满意度的秸秆还田评价才能保证农户持续采用该技术。由此，本文提出研究假说4。

H4：农户机械化还田服务满意度正向影响其秸秆持续还田行为。

综上所述，本文统筹考虑政策宣传、农户舆论压力感知、农户机械化还田服务满意度与农户秸秆持续还田行为之间的关系，根据政策宣传影响农户秸秆持续还田行为的两条潜在路径分析，构建了“政策宣传—舆论压力感知—秸秆持续还田”和“政策宣传—机械化还田服务满意度—秸秆持续还田”的分析框架（见图1）。在该框架基础上，本文拟对政策宣传影响农户秸秆持续还田行为进行实证检验。

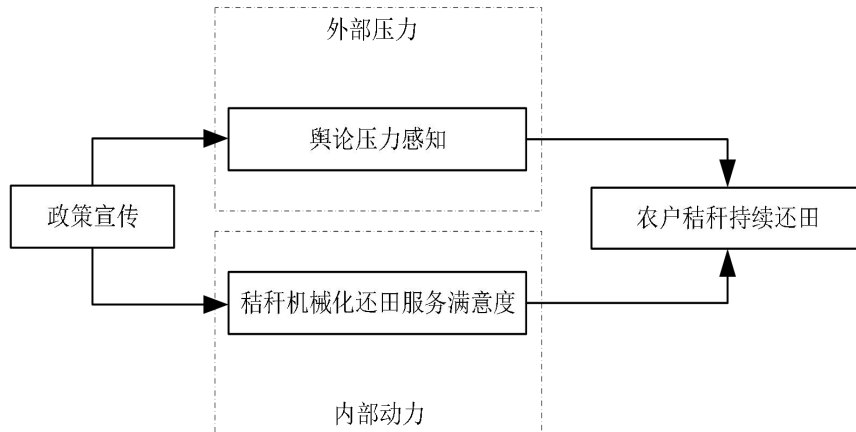


图1 政策宣传影响农户秸秆持续还田行为的分析框架

三、实证模型设计

将政策宣传、农户舆论压力感知、农户机械化还田服务满意度与农户秸秆持续还田行为置于同一分析框架，探讨政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响机理，需要重点考虑计量模型中可能存在的内生性问题。内生性主要体现在两方面：一是不可观测的变量可能同时影响农户机械化还田服务满意度与农户秸秆持续还田行为，而遗漏这些共同影响因素会导致联立方程的估计偏误；二是农户机械化

还田服务满意度与农户秸秆持续还田行为可能存在双向因果关系，即农户秸秆持续还田行为也可能提升农户的机械化还田服务满意度。内生性问题如果未能得到很好处理，可能会导致参数估计偏误问题，从而误判政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响及程度。

为此，本文参照刘畅等（2017）、Scharf and Rahut（2014）等研究，按照图 1 所示的分析框架建立如下联立方程：

$$\begin{cases} R = \partial_0 + \partial_1 P + \partial_2 S + \partial_3 H_R + \varepsilon_R & (1) \\ P = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 H_P + \varepsilon_P & (2) \\ S = \gamma_0 + \gamma_1 X + \gamma_2 H_S + \gamma_3 Z_S + \varepsilon_S & (3) \end{cases}$$

（1）式为农户秸秆持续还田方程， R 代表农户秸秆持续还田行为，农户舆论压力感知 P 和农户机械化还田服务满意度 S 是关键解释变量， H_R 包括影响农户秸秆持续还田行为的控制变量。（2）式表示政策宣传 X 对农户舆论压力感知的影响， H_P 包括影响农户舆论压力感知的控制变量。（3）式表示政策宣传 X 对农户机械化还田服务满意度的影响，其中， Z_S 是农户机械化还田服务满意度的工具变量， H_S 是控制变量。 ∂_1 、 ∂_2 、 ∂_3 、 β_1 、 β_2 、 γ_1 、 γ_2 和 γ_3 为结构参数， ε_R 、 ε_P 、 ε_S 为随机误差项， ∂_0 、 β_0 、 γ_0 表示常数项。

联立方程的估计方法有单方程估计法和系统估计法两种。单方程估计法存在忽略不同方程扰动项之间可能存在相关性的劣势；系统估计法将所有方程作为一个整体进行估计，具有相对较高的效率（Schmidt, 1990）。在（1）式、（2）式和（3）式构成的联立方程中，扰动项之间存在潜在的系统性相关，因此本文采用三阶段最小二乘法（3SLS）系统估计联立方程模型。

本文选择农户秸秆还田技术培训参与作为农户机械化还田服务满意度的工具变量。工具变量需要满足两个条件：一是与农户机械化还田服务满意度相关，二是与模型的误差项不相关。相较于未参与过秸秆还田技术培训的农户，参与过技术培训的农户对秸秆还田技术了解得更系统、更深入，更可能对秸秆还田产生较高的满意度，但参与过技术培训并不意味着农户一定会采用秸秆持续还田，所以参与技术培训与否并不会对农户的秸秆持续还田行为产生直接影响。此外，根据期望—确认理论，消费者重复购买产品或继续使用服务的决策主要是依据他们曾经使用该产品或服务的满意度确定的（Anderson and Sullivan, 1993; Oliver, 1980; Lu et al., 2019），农户参与秸秆还田技术培训与否也主要通过他们对机械化还田服务的满意度影响其持续还田行为。因此，农户秸秆还田技术培训参与变量在理论上符合工具变量相关性和外生性条件。后文中，笔者也会对该工具变量进行有效性检验。

四、数据来源、变量选择及其描述性统计

（一）数据来源

本文研究所用数据来自课题组于 2018 年 8 月—2019 年 8 月在湖北省开展的农户调查。湖北省是

中国水稻重要产区,2017年稻谷播种面积和产量分别占全国水平的7.7%和9.1%^①。湖北省地处长江中下游平原水稻土区,是秸秆还田技术的主要推广地区^②。湖北省作物秸秆产量较大,秸秆焚烧问题较为突出^③。因此,以湖北省为例分析农户秸秆持续还田行为具有较强的代表性和一定的现实意义。

调查采用典型调查和随机抽样相结合的方法。调查人员首先综合考虑经济发展水平和地理位置分布情况,运用分层抽样的方法在湖北省选取了5个地级市(州),即襄阳、荆州、荆门、黄石、恩施;接着根据秸秆产量情况在每个地级市(州)选取2~3个县(区);然后根据当地农业农村局提供的信息从每个县(区)选取1~2个推广秸秆还田技术的典型乡镇;再从选取的每个乡镇中随机抽取1~4个样本村庄;最后从每个村庄随机选取20~25户样本农户开展问卷调查。

在选择样本农户的受访对象时,调查人员优先选择户主,当户主无法接受访谈时,调查人员选择仍在从事并熟悉农业生产实际情况的其他家庭成员。调查采取面对面访谈的方式。调查问卷涵盖受访者个人特征及其家庭基本情况、当地秸秆还田技术相关的政策规制、家庭秸秆还田技术持续采用情况、家庭社会网络等方面的内容。调查共计发放1129份农户问卷,剔除由于受访者近几年未参与农业生产、家庭农业种植结构改变、信息缺失或者前后矛盾等产生的无效问卷,共计获得有效问卷885份。

(二) 变量选择与描述性统计

1.被解释变量。农户秸秆持续还田行为反映农户对秸秆机械化还田服务的持续购买行为,参考Gremier and Brown(1996)和Oliver(1999)的研究,结合样本区域秸秆机械化还田技术的采用情况,本文最终选择农户秸秆持续还田行为作为被解释变量,并通过农户使用秸秆机械化还田服务持续年限测度^④。具体而言,该变量是通过问卷中设置的以下问题测量的:“您从哪一年开始还田?一直到现在,您是否坚持每一年都在进行秸秆机械化还田?”“若否,有几年未进行还田?”

2.核心解释变量。本文引入政策宣传、农户舆论压力感知、农户机械化还田服务满意度作为核心解释变量。政策宣传效果取决于政策宣传力度,政策宣传力度越大,宣传效果通常越好。一般而言,政府的重视程度越高,相关资源投入越大。政策宣传力度以政府投入相关资源的数量和质量为基础,政策宣传形式越多,占用的政府投入越大,相应的宣传力度也就越大,对农户行为的影响也可能越强。实地调查中发现,秸秆禁烧和资源化利用的政策宣传方式包括广播、电台、标语、报刊专栏、电视字幕、电视专题栏目、布告、纸质材料、宣传车辆、公交车横幅、出租车显示屏、村干部单独走访、手机短信和微信朋友圈等。因此,本文综合考虑解释变量测量的严谨性、概念界定的清晰性和数据收集的准确性等方面,借鉴盖豪等(2020)对政策宣传的测度方式,最终用农户接收到的当地政府为推广

^①数据来源:《中国统计年鉴2018》。

^②参见《农业部关于印发〈耕地质量保护与提升行动方案〉的通知》, http://www.moa.gov.cn/nybg/2015/shiyiqi/201712/t20171219_6103894.htm。

^③参见《湖北通报全年秸秆禁烧工作情况 秸秆综合利用已成共识》, http://www.hubei.gov.cn/hbfb/bmdt/202012/t20201224_3108155.shtml。

^④如果农户在某年或某几年未进行秸秆还田,则减去未还田的年限。

秸秆机械化还田技术采取的政策宣传方式实际数量测度政策宣传。

关于舆论压力的现有研究较少，并且已有研究多是依据报纸、杂志、电视等新闻报道的数量测度舆论压力，但这种测度方式对于处于农村社会的农户而言具有一定局限性。相较于新闻报道，村内其他农户的舆论看法对农户行为的影响更大。本文借鉴 Zhang et al. (2015) 对制度压力的测量方法，通过农户对问题“在本村，秸秆不当处理的行为是否会被其他农户谴责？”的回答测度他们的舆论压力感知。

满意度是对产品或服务能否满足客户期望的总体评估 (Lee et al., 2001)。农户秸秆机械化还田服务满意度反映的是农户基于自身经历和了解对秸秆机械化还田服务的总体评价和判断，是农户持续还田行为产生的根本依据。借鉴相关文献 (例如 Bhattacharjee, 2001; Zhao and Bacao, 2020)，本文通过农户对问题“您对秸秆机械化还田服务满意吗？”的回答测度他们的机械化还田服务满意度，该变量为李克特五级量表维度变量。

3. 控制变量。大量研究表明，个体特征、家庭特征是影响农户农业技术采纳行为的重要因素 (姚科艳等, 2018; 周力、王镔如, 2019)。另外，村庄特征亦是影响农户行为的重要因素 (钱龙等, 2020)。在分析政策宣传对农户行为的影响时，为了控制其他可能影响农户秸秆持续还田行为的因素，本文引入受访者个体特征层面的年龄、受教育程度、政治面貌、健康情况，家庭特征层面的家庭年收入，农业生产特征层面的土地类型、技术实施条件、农田设施条件，以及村庄特征层面的网络设施条件作为控制变量。此外，考虑到其他政策工具对农户秸秆持续还田行为可能产生影响，本文将惩罚措施和项目示范也作为控制变量。

变量的含义及其描述性统计见表 1。

表 1 变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
被解释变量			
农户秸秆持续还田行为	农户使用秸秆机械化还田服务持续年限 (年)	4.788	5.411
核心解释变量			
政策宣传	农户接收到的当地政府为推广秸秆机械化还田技术采取的政策宣传方式实际数量	4.176	2.476
舆论压力感知	在本村，秸秆不当处理的行为是否会被其他农户谴责？是=1，否=0	0.720	0.449
机械化还田服务满意度	您对秸秆机械化还田服务满意吗？非常好=5，比较好=4，一般=3，比较差=2，非常差=1	3.449	1.073
控制变量			
年龄	受访者接受调查时的实际年龄 (岁)	56.020	9.715
受教育程度	受访者实际受教育年限 (年)	7.441	2.936
政治面貌	受访者政治面貌：中共党员=1，群众=0	0.237	0.426
健康情况	受访者身体健康状况：非常好=5，比较好=4，一般=3，比较差=2，非常差=1	2.825	1.059

(续表 1)

家庭年收入	农户家庭年总收入（万元）	6.033	8.628
土地类型	村庄的土地类型是：平原=1，其他=0	0.468	0.499
技术实施条件	获取秸秆还田服务的便利情况：便利=1，不便利=0	0.073	0.261
农田设施条件	农业机械、车辆是否可以顺利开到田间地头？是=1，否=0	0.214	0.410
网络设施条件	村庄网络线路布置与建设情况：比较好=1，比较差=0	0.403	0.491
惩罚措施	当地政府对秸秆焚烧是否实施惩罚措施？是=1，否=0	0.746	0.436
项目示范	当地政府是否设立与秸秆还田技术相关的农业政策项目？是=1，否=0	0.222	0.416
工具变量			
秸秆还田技术培训参与	是否参与过秸秆还田相关培训？是=1，否=0	0.192	0.394
调节变量			
邻里之间交流	是否经常与邻居聊天、交流？是=1，否=0	0.749	0.434
邻里之间帮助	是否经常得到邻居的帮助？是=1，否=0	0.528	0.500
村干部交流	是否经常与村干部聊天、交流？是=1，否=0	0.436	0.496
村干部帮助	是否经常得到村干部的帮助？是=1，否=0	0.419	0.494

注：观测值个数为 885。

五、实证结果分析

（一）基本回归结果分析

1. 扰动项相关性检验。表 2 是前文所示联立方程中 3 个方程的扰动项相关性检验结果。对于方程中包含内生解释变量的多方程系统，对每个方程进行 2SLS 估计忽略了不同方程扰动项之间可能存在的相关性，而使用 3SLS 对整个联立方程系统同时进行估计是一致的且更有效率的（陈强，2014）。表 2 显示，农户秸秆持续还田方程与舆论压力感知方程的扰动项相关系数为 0.384，农户秸秆持续还田方程与机械化还田服务满意度方程的扰动项相关系数为 -0.401，舆论压力感知方程与机械化还田服务满意度方程的扰动项相关系数为 0.105，且它们均在 1% 的统计水平上显著。因此，本文采用 3SLS 估计方法是合理而必要的。

表 2 联立方程中各方程扰动项的相关性检验结果

变量	秸秆持续还田	舆论压力感知	机械化还田服务满意度
秸秆持续还田	1.00		
舆论压力感知	0.384***	1.00	
机械化还田服务满意度	-0.401***	0.105***	1.00

注：***代表在 1% 的统计水平上显著。

2. 联立方程 3SLS 估计结果分析

表 3 报告的是联立方程的 3SLS 估计结果，包括未加入工具变量的联立方程基本估计结果和加入工具变量的联立方程估计结果两部分。

(1)~(3)列是联立方程的基本估计结果。(2)列报告了政策宣传对农户舆论压力感知的影响结果。从估计结果看,政策宣传可以提升农户的舆论压力感知水平,即政策宣传力度越大,农户的舆论压力感知越明显,这一结果验证了假说 H1。(3)列报告了政策宣传对农户机械化还田服务满意度的影响结果。估计结果显示,政策宣传在 1% 的统计水平上显著,且系数为正,表明政策宣传力度越大,农户对秸秆机械化还田服务的满意度水平越高,这一结果验证了假说 H3。(1)列展示了舆论压力感知和机械化还田服务满意度对农户秸秆持续还田行为的影响结果。估计结果表明,舆论压力感知对农户秸秆持续还田行为有显著的正向影响,假说 H2 得以验证;机械化还田服务满意度对农户秸秆持续还田行为也有显著的正向影响,验证了假说 H4。

综上,在充分控制舆论压力感知、机械化还田服务满意度与农户秸秆持续还田行为扰动项的相关性后,舆论压力感知和机械化还田服务满意度均对农户秸秆持续还田行为产生了显著的正向影响。回归结果初步验证了“政策宣传—舆论压力感知—秸秆持续还田”和“政策宣传—机械化还田服务满意度—秸秆持续还田”的影响路径。

表 3 政策宣传对农户秸秆持续还田影响的联立方程回归结果

变量名称	3SLS			有工具变量的3SLS		
	农户秸秆持续 还田行为 (1)	舆论压力感知 (2)	机械化还田服 务满意度 (3)	农户秸秆持续 还田行为 (4)	舆论压力感知 (5)	机械化还田服 务满意度 (6)
政策宣传		0.021*** (0.006)	0.066*** (0.014)		0.020*** (0.006)	0.055*** (0.013)
舆论压力感知	6.693* (3.539)			6.083** (3.205)		
机械化还田服 务满意度	3.216** (1.500)			2.717*** (0.843)		
年龄	-0.023 (0.023)	0.000 (0.002)	0.005 (0.004)	-0.019 (0.021)	-0.000 (0.001)	0.006* (0.004)
受教育程度		0.010* (0.005)	-0.019 (0.012)		0.011** (0.005)	-0.023** (0.012)
政治面貌			0.017 (0.075)			0.039 (0.075)
健康情况	0.151 (0.191)	0.013 (0.015)	0.036 (0.033)	0.153 (0.186)	0.013 (0.015)	0.035 (0.033)
家庭年收入	0.063** (0.030)	0.001 (0.002)	0.016*** (0.004)	0.056** (0.024)	0.001 (0.002)	0.014*** (0.004)
土地类型	0.067 (0.673)			0.249 (0.604)		
技术实施条件	8.272*** (1.201)	0.163** (0.075)	0.591*** (0.166)	8.080*** (1.068)	0.163** (0.075)	0.631*** (0.163)

(续表 3)

农田设施条件	5.362*** (1.508)	0.162*** (0.060)	0.365*** (0.135)	4.906*** (1.149)	0.166*** (0.057)	0.380*** (0.124)
网络设施条件	4.121*** (1.212)	0.049 (0.061)	0.177 (0.135)	3.782*** (1.008)	0.048 (0.061)	0.098 (0.134)
惩罚措施	0.457 (0.606)			0.453 (0.600)		
项目示范	3.353*** (0.910)	0.167*** (0.057)	0.358*** (0.127)	3.393*** (0.877)	0.162*** (0.060)	0.435*** (0.134)
秸秆还田技术 培训参与						0.466*** (0.085)
常数项	2.560 (3.752)	0.656*** (0.127)	2.790*** (0.279)	3.443 (2.906)	0.654*** (0.127)	2.751*** (0.275)
观测值	885	885	885	885	885	885
R ² 值	0.206	0.038	0.172	0.086	0.038	0.199

注：①括号中的数值为标准误；②***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

表 3 中 (4) ~ (6) 列报告的是加入工具变量的联立方程估计结果。与未加入工具变量的联立方程估计结果相比，有工具变量的 3SLS 估计结果再次验证了“政策宣传—舆论压力感知—秸秆持续还田”和“政策宣传—机械化还田服务满意度—秸秆持续还田”的影响路径，更加精准地识别了其中的因果关系。

(6) 列报告的是工具变量回归第一阶段的结果。机械化还田服务满意度变量的 DWH 内生性检验结果显示，F 统计量为 5.358，P 值为 0.021，故在 5% 的统计水平上拒绝机械化还田服务满意度是外生变量的原假设，认为机械化还田服务满意度为内生变量。第一阶段的回归结果显示，工具变量（秸秆还田技术培训参与）与潜在的内生变量（机械化还田服务满意度）具有相关性，秸秆还田技术培训参与在 1% 的统计水平上显著。根据 Stock and Yogo (2005) 提出的有效工具变量的要求，本文使用的工具变量的 F 值为 33.716，远高于 10% 统计水平上的临界值 16.38，表明选取秸秆还田技术培训参与变量作为机械化还田服务满意度的工具变量是合适的，不存在弱工具变量问题。

此外，表 3 显示，使用了工具变量的 3SLS 与未使用工具变量的 3SLS 的估计结果在变量显著性水平上有一定差异。对照 (1) 列和 (4) 列的结果可以看出，加入工具变量后，舆论压力感知影响农户秸秆持续还田的显著性水平从 10% 提升至 5%，机械化还田服务满意度影响农户秸秆持续还田的显著性水平从 5% 提升至 1%。这说明，本文选取的工具变量较好地处理了联立方程中的内生性问题，更为准确地识别了舆论压力感知和机械化还田服务满意度影响农户秸秆持续还田行为的重要性。

由表 3 (6) 列机械化还田服务满意度方程的回归结果可见，政策宣传在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，表明政策宣传的力度越大，农户对秸秆还田的优势越了解，对秸秆还田的评价相对更加全面和积极，从而增强了农户对秸秆还田技术的认同感，对其表现出较高的满意度。(5) 列舆论压力

感知方程的回归结果显示，政策宣传对农户舆论压力感知有显著的正向影响，表明政策宣传可以提升农户的舆论压力感知水平，政策宣传力度越大，越有利于在当地形成一种“鼓励秸秆还田，谴责秸秆焚烧等不当处理方式”的氛围，农户感知的舆论压力也就越明显。（4）列的结果显示，舆论压力感知和机械化还田服务满意度均对农户秸秆持续还田有显著的正向影响。与舆论压力感知不强的农户相比，感知到舆论压力的农户采取秸秆持续还田的可能性明显增加。政策宣传体现了政府决心，释放了主流的、正确的舆论和价值导向信号，引发农户讨论并逐渐形成民意（莫寰，2003），从而有效地通过舆论压力方式将政府压力传递给农户，进而影响农户秸秆持续还田行为。多渠道的政策宣传进一步解释和传播了秸秆还田带来的经济、社会和环境效益，引导农户理解与认同秸秆持续还田的必要性和合理性，进而增强农户对秸秆机械化还田服务综合评价的满意度，并最终将满意度付诸实际的秸秆持续还田行为。

表3也报告了控制变量的估计结果。与已有研究得出的结果类似（例如盖豪等，2020；周力、王镜如，2019），家庭年收入、技术实施条件、农田设施条件、网络设施条件和项目示范均对农户秸秆持续还田行为有显著影响。家庭年收入较高的农户抵抗农业经营风险的能力较强，持续采用秸秆还田技术的信心更足、可能性更大。技术实施条件好的农户采用秸秆机械化还田技术更为便捷，持续采用技术的“壁垒”更低，从而选择持续采用秸秆还田的可能性更大。农户家地块如果具备便于通行的农田道路，将更有利于机械化作业，他们更可能持续地采用秸秆机械化还田技术。所在村庄具有较好网络设施条件的农户获取秸秆还田相关信息更为快捷，对秸秆持续还田必要性和重要性的理解更深入，从而选择持续还田的可能性更大。当地政府设立与秸秆还田技术相关的农业政策项目可以产生示范作用，有利于促进农户选择秸秆持续还田。

（二）稳健性检验

为了检验上述结果的可靠性，在加入工具变量的联立方程估计基础上，本文从样本和变量两个方面入手进行稳健性检验。一是把某一年或某几年未使用秸秆机械化还田服务的农户样本剔除后再次进行估计。二是替换核心解释变量，采用“当地有鼓励人们采用秸秆机械化还田技术的氛围”表征农户舆论压力感知。

表4的稳健性检验结果显示，无论是剔除部分农户样本还是替换解释变量，“政策宣传—舆论压力感知—秸秆持续还田”“政策宣传—机械化还田服务满意度—秸秆持续还田”的影响路径依旧存在，与表3的结果基本一致，表明本文的估计结果是稳健与可靠的。

表4 政策宣传对农户秸秆持续还田影响的稳健性检验结果

变量	剔除部分样本的3SLS			替换核心变量的3SLS		
	农户秸秆持续还田行为	舆论压力感知	机械化还田服务满意度	农户秸秆持续还田行为	舆论压力感知	机械化还田服务满意度
政策宣传		0.021*** (0.007)	0.036** (0.017)		0.103*** (0.014)	0.056*** (0.013)
舆论压力感知	5.505**			1.490*		

(续表 4)						
机械化还田服务满意度	(2.789)			(0.801)		
	1.455**			3.192***		
秸秆还田技术培训参与	(0.594)			(1.119)		
			0.641***			0.436***
			(0.103)			(0.084)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	6.777**	0.598***	3.193***	2.039	2.642***	2.761***
	(2.734)	(0.169)	(0.384)	(2.574)	(0.285)	(0.272)
观测值	584	584	584	885	885	885
R ² 值	0.066	0.047	0.230	0.068	0.145	0.199

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

（三）政策宣传的影响效应分析

在衡量政策宣传对农户秸秆持续还田的影响效应时，不能忽略变量量纲的影响，本文参考刘畅等（2017）的做法，对变量回归系数进行标准化处理，并比较政策宣传通过两条路径对农户秸秆持续还田行为影响的大小。系数标准化是指运用解释变量与被解释变量标准差的比值调整斜率参数估计值的一种处理方法。

在未加入工具变量的联立方程估计结果中，标准化后的舆论压力感知的系数为 0.556，标准化后的机械化还田服务满意度的系数为 0.637。在有工具变量的联立方程估计结果中，标准化后的舆论压力感知的系数为 0.505，标准化后的机械化还田服务满意度的系数为 0.539。对比后可以发现，经过标准化处理后机械化还田服务满意度的系数值均大于舆论压力感知的系数值。因此，相较于通过影响农户舆论压力感知的作用路径，政策宣传通过影响农户机械化还田服务满意度促进农户秸秆持续还田的作用效果更强。

（四）社会网络的调节效应分析

众所周知，中国的政策宣传主要依托一个双系统多层级的模式（孙百科，2014），即中央政府通过各级党政系统及其所指导的各级广电系统将政策内容从中央一级下达到基层。这套模式最早起源于抗日战争时期，之后伴随着中国经济社会发展和改革不断完善，对有效动员广大群众和保障国家政策实施发挥了积极作用。就类型而言，中国的政策宣传模式主要包括两类，一类是各级党政系统模式，另一类是由各级党政单位所指导的各级广电系统模式。就方向而言，中国的政策宣传模式是由中央政府开始自上而下纵向推进的。以秸秆还田相关政策宣传为例，通过这套纵向、双类型宣传模式，实现了政策信息从政府组织到农户个体的传递，促进了农户对秸秆还田的理解、认同与支持，进而引导农户持续还田。

然而，人类的经济活动是基于社会结构的人际关系网络进行的（Granovetter，1985），人类的经济行为并不是完全孤立和原子化的，任何经济行为的发生都无法绝对理性地隔绝社会关系（盖豪等，2019），在具有“半熟人社会”特征的中国农村地区更是如此。受限于经济和体制的落后，农户获取

信息的渠道和数量有限，作为一种非正式的信息分享和群体交流的机制（王若诗、胡士华，2020），社会网络对农户农业生产行为具有重要影响。与政策宣传相比，这种交流是横向的，是处于同一社会网络中的农户个体间的互动。

就秸秆还田而言，相关的政策宣传信息无可避免地通过社会网络在农户间传递，进而对农户的秸秆持续还田行为产生影响。因此，在分析政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响时，不能忽视社会网络起到的关键作用。基于此，笔者选择了社会网络变量作为调节变量，用农户与邻居、村干部互动情况反映（见表1），且构建了政策宣传与社会网络的交互项，加入有工具变量的联立方程模型进行回归，估计结果见表5和表6。

表5 政策宣传与邻里之间互动的交互项对农户秸秆持续还田行为影响的3SLS估计结果

变量	舆论压力感知 (1)	机械化还田服务满意度 (2)	农户秸秆持续还田行为 (3)
政策宣传×邻里之间交流	0.021*** (0.007)	0.018 (0.016)	
舆论压力感知			8.283*** (3.064)
机械化还田服务满意度			2.798*** (0.858)
秸秆还田技术培训参与		0.461*** (0.085)	
常数项	0.651*** (0.125)	2.706*** (0.275)	5.130* (2.876)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	885	885	885
政策宣传×邻里之间帮助	0.011* (0.006)	0.004 (0.013)	
舆论压力感知			6.426** (3.042)
机械化还田服务满意度			2.762*** (0.843)
秸秆还田技术培训参与		0.465*** (0.085)	
常数项	0.649*** (0.127)	2.743*** (0.274)	3.624 (2.872)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	885	885	885

注：①括号中的数值为标准误；②***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

从表5可以看出，舆论压力感知和机械化还田服务满意度对农户秸秆持续还田行为的影响显著，

与表 3 的结果基本一致。政策宣传与邻里之间交流的交互项对农户舆论压力感知有显著的正向影响，但对农户机械化还田服务满意度没有显著影响；政策宣传与邻里之间帮助的交互项也对农户舆论压力感知有显著的正向影响，但对农户机械化还田服务满意度的影响不显著。这表明，政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响在一定程度上受到邻里之间交流与帮助的作用，邻里之间的交流和帮助主要通过提升农户对秸秆还田舆论压力的感知水平促进其持续使用秸秆机械化还田服务。邻里之间的交流和帮助的过程也是信息传播和行为模仿的过程，邻里之间频繁的互动加快了信息传播的效率和质量，也加深了农民对秸秆处理不当带来负面后果的印象，在一定程度上提高了农户舆论压力感知水平，进而影响农户秸秆持续还田行为，实现政策宣传实施效果的长效性。

表 6 政策宣传与村干部互动的交互项对农户秸秆持续还田行为影响的 3SLS 估计结果

变量	舆论压力感知 (1)	机械化还田服务满意度 (2)	农户秸秆持续还田行为 (3)
政策宣传×村干部交流	0.028*** (0.007)	0.025** (0.014)	
舆论压力感知			4.895** (2.375)
机械化还田服务满意度			2.740*** (0.827)
秸秆还田技术培训参与		0.451*** 0.086	
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.635*** (0.126)	2.756*** (0.273)	2.390 (2.556)
观测值	885	885	885
政策宣传×村干部帮助	0.023*** (0.007)	0.039** (0.017)	
舆论压力感知			6.003** (3.141)
机械化还田服务满意度			3.150*** (1.513)
秸秆还田技术培训参与		0.454*** (0.087)	
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.659*** (0.126)	2.770*** (0.273)	2.651 (2.655)
观测值	885	885	885

注：①括号中的数值为标准误；②***、**分别代表在 1%、5%的统计水平上显著。

从表 6 可以看出，舆论压力感知和机械化还田服务满意度对农户秸秆持续还田行为的影响显著，

与表3的结果也基本一致。政策宣传与村干部交流的交互项、政策宣传与村干部帮助的交互项对农户舆论压力感知和机械化还田服务满意度均有显著的正向影响。这一结果说明，政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响在一定程度上受到农户与村干部互动的社会网络影响，也就是说，农户与村干部交流或得到村干部帮助的社会网络在政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响中起调节作用。与那些较少与村干部交流或较少得到村干部帮助的农户相比，经常与村干部交流或得到村干部帮助较多的农户受到政策宣传影响的可能性更大，从而更容易感知到秸秆还田的舆论压力，同时对秸秆还田更容易产生积极的评价。因此，在满意度推动和舆论压力监督的双重驱使下，经常与村干部交流或经常得到村干部帮助的农户更可能持续进行秸秆还田。

通过对比不难发现，与政策宣传与邻里之间交流交互项、政策宣传与邻里之间帮助交互项相比，政策宣传与村干部交流交互项、政策宣传与村干部帮助交互项既可以通过提升农户的舆论压力感知水平促进农户实施秸秆持续还田，也可以通过提升农户的机械化还田服务满意度推动农户采取秸秆持续还田行为。对此可能的解释是，村干部不仅负责管理本村公共事务，而且承担部分协助政府实施行政管理的职能。相较于普通农民，村干部掌握的信息更为全面，其信息来源的及时性、权威性和准确性也更高。对于村民而言，与村干部互动的社会网络比其他社会网络的质量相对更好，村干部的“言传身教”对农户的影响程度也相对更大。因此，相较于邻里互动，农户与村干部互动更有利于催化政策宣传对农户持续还田行为的促进作用，从而更好地释放政策宣传效果的长效性。

六、结论与政策启示

本文利用湖北省885份农户调查数据，按照“政策宣传—舆论压力感知—秸秆持续还田”和“政策宣传—机械化还田服务满意度—秸秆持续还田”的实证分析框架，建立了联立方程组，并运用3SLS系统估计法对方程组进行估计，探究了政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响及作用机制。本文得出的结论如下：

政策宣传带来的农户舆论压力感知水平的提升对促进农户秸秆持续还田有显著积极影响，同时，政策宣传引致农户机械化还田服务满意度的提升也会促进农户选择秸秆持续还田。对比这两条作用路径，政策宣传通过提升农户机械化还田服务满意度促进农户选择秸秆持续还田的作用效果更强。此外，社会网络在政策宣传对农户秸秆持续还田行为的影响中起调节作用，社会网络有助于实现政策宣传效果的长效性。邻里之间交流和帮助可以提升农户对秸秆还田舆论压力的感知水平，进而促进他们选择秸秆持续还田。农户与村干部交流或得到村干部帮助不仅可以提升农户对舆论压力的感知水平，而且可以提高农户机械化还田服务满意度，从而对农户秸秆持续还田行为产生积极影响。

本文的研究结论可以为政府进一步促进秸秆等农业废弃物综合利用和科学管理提供决策依据。政府应在统筹考虑各地情况和农户偏好的基础上，积极拓展政策宣传渠道，加大政策宣传投入和支持力度，广泛延伸政策宣传触角，提高农户对推进秸秆资源化利用政策的知晓率，真正实现农户秸秆资源化利用政策宣传不留“死角”，在农村社会营造秸秆持续还田的舆论氛围。

首先，在政策宣传内容上，应注意坚持农户需求导向，重点加强对秸秆持续还田的经济、社会、

生态效益的宣传，正确引导农户全面、积极评价秸秆还田，提高农户秸秆持续还田的综合满意度，增强农户秸秆持续还田的内生动力。

其次，在政策宣传形式上，要创新宣传方式，把标语、宣传栏、公开信、广播等传统手段与微信朋友圈、微博、短视频等现代手段相融合，引导和营造持续使用秸秆机械化还田服务的良好舆论氛围。同时，也要通过广而告之秸秆焚烧举报热线、投诉中心以及引入新闻媒体曝光等手段强化社会监督，从倡导和监督两方面着手营造良好的舆论氛围，提高舆论压力等外部压力强度，潜移默化中引导和督促农户持续采用秸秆还田。

此外，还应重点关注农户社会网络在政策宣传实施中起到的调节作用。要抓住、用好村干部这个“关键少数”，加强对村干部在秸秆还田政策宣传方面的指导和培训，切实发挥社会网络中村干部对普通农户的影响和带动效应，充分释放政策宣传效果的长效性，进而从根本上实现秸秆等农业废弃物综合利用的长效治理。

参考文献

- 1.陈强，2014：《高级计量经济学及 Stata 应用（第二版）》，北京：高等教育出版社。
- 2.盖豪、颜廷武、何可、张俊飏，2018：《基于农户视角的秸秆机械化还田服务绩效评价及其障碍因子诊断——来自冀、鲁、皖、鄂四省的调查》，《长江流域资源与环境》第 11 期。
- 3.盖豪、颜廷武、何可、张俊飏，2019：《社会嵌入视角下农户保护性耕作技术采用行为研究——基于冀、皖、鄂 3 省 668 份农户调查数据》，《长江流域资源与环境》第 9 期。
- 4.盖豪、颜廷武、张俊飏，2020：《感知价值、政府规制与农户秸秆机械化持续还田行为——基于冀、皖、鄂三省 1288 份农户调查数据的实证分析》，《中国农村经济》第 8 期。
- 5.黄武、黄宏伟、朱文家，2012：《农户秸秆处理行为的实证分析——以江苏省为例》，《中国农村观察》第 4 期。
- 6.康国光、李崇光，2015：《菜农购种满意度的外部影响因素实证分析——基于武汉市郊区 519 户菜农的调查》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第 2 期。
- 7.刘畅、易福金、徐志刚，2017：《父母健康：金钱和时间孰轻孰重？——农村子女外出务工影响的再审视》，《管理世界》第 7 期。
- 8.毛慧、曹光乔，2020：《作业补贴与农户绿色生态农业技术采用行为研究》，《中国人口·资源与环境》第 1 期。
- 9.莫寰，2003：《政策传播如何影响政策的效果》，《理论探讨》第 5 期。
- 10.钱龙、缪书超、陆华良，2020：《新一轮确权对农户耕地质量保护行为的影响——来自广西的经验证据》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第 1 期。
- 11.钱加荣、穆月英、陈阜、邓祥宏，2011：《我国农业技术补贴政策及其实施效果研究——以秸秆还田补贴为例》，《中国农业大学学报》第 2 期。
- 12.钱再见，2010：《论政策执行中的政策宣传及其创新——基于政策工具视角的学理分析》，《甘肃行政学院学报》第 1 期。
- 13.孙百科，2014：《从政策宣传到政策传播：概念的嬗变与现实的启示》，《产业与科技论坛》第 5 期。

- 14.童洪志、刘伟, 2018: 《政策工具对农户秸秆还田技术采纳行为的影响效果分析》, 《科技管理研究》第4期。
- 15.王若诗、胡士华, 2020: 《社会互动的不同渠道对农户金融市场投资行为的影响研究》, 《经济经纬》第6期。
- 16.徐志刚、张骏逸、吕开宇, 2018: 《经营规模、地权期限与跨期农业技术采用——以秸秆直接还田为例》, 《中国农村经济》第3期。
- 17.姚科艳、陈利根、刘珍珍, 2018: 《农户禀赋、政策因素及作物类型对秸秆还田技术采纳决策的影响》, 《农业技术经济》第12期。
- 18.颜廷武、张童朝、何可、张俊飏, 2017: 《作物秸秆还田利用的农民决策行为研究——基于皖鲁等七省的调查》, 《农业经济问题》第4期。
- 19.张国庆, 2004: 《公共政策分析》, 上海: 复旦大学出版社。
- 20.周力、王镜如, 2019: 《新一轮农地确权对耕地质量保护行为的影响研究》, 《中国人口·资源与环境》第2期。
- 21.郑纪刚、张日新, 2021: 《认知冲突、政策工具与秸秆还田技术采用决策——基于山东省892个农户样本的分析》, 《干旱区资源与环境》第1期。
- 22.Anderson, E. W., and M. W. Sullivan, 1993, "The Antecedents and Consequences of Customer Satisfaction for Firms", *Marketing Science*, 12(2):125-143.
23. Anderson, J. E., 1984, "*Public Policy Making(3rd)*", Orlando: Holt, Rinehart and Winston, Inc Press.
- 24.Alshurideh, M., B. A. Kurdi, and S. A. Salloum, 2020, "Examining the Main Mobile Learning System Drivers Effects: A Mix Empirical Examination of Both the Expectation Confirmation Model (ECM) and the Technology Acceptance Model (TAM)", *Advances Intelligent Systems Computing*, 1058: 406-417.
- 25.Bem, D. J., 1972, "Self-Perception Theory", *Advances in Experimental Social Psychology*, 6:1-62.
- 26.Bhattacharjee, A., 2001, "Understanding Information Systems Continuance: An Expectation-confirmation Model", *MIS Quarterly*, 25(3):351-370.
- 27.Cao, G., X. Zhang, D. Wang, and F. C. Zhang, 2005, "Inventory of Emissions of Pollutants from Open Burning Crop Residue", *Journal of Agro-environment science*, 24(4):800-804.
- 28.Chen, J., Y. Gong, S. Wang, B. Guan, and F. Kraxner, 2019, "To Burn or Retain Crop Residues on Croplands? An Integrated Analysis of Crop Residue Management in China", *Science of The Total Environment*, 662:141-150.
- 29.Granovetter, M., 1985, "Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness", *American Journal of Sociology*, 91(3):481-510.
- 30.Gremler, D. D., and S. W. Brown, 1996, "Service Loyalty: Its Nature, Importance, and Implications", in B. Edvardsson, S. W. Brown, R. Johnston, and E. E. Scheuing(ed.) *Advancing service quality: A global perspective*, New York: International Service Quality Association Press, pp. 171-180.
- 31.Guo, S., 2020, "How Does Straw Burning Affect Urban Air Quality in China?", *American Journal of Agricultural Economics*, 103(3): 1122-1140.
- 32.Haghjou, M, B. Hayati, and D. M. Choleki, 2014, "Identification of Factors Affecting Adoption of Soil Conservation Practices by Some Rainfed Famers in Iran", *Journal of Agricultural Science & Technology*, 16(4):957-967.

- 33.Hou, L. L., X. Chen, L. Kuhn, and J. K. Huang, 2019, "The Effectiveness of Regulations and Technologies on Sustainable Use of Crop Residue in Northeast China", *Energy Economics*, 81(1):519-527.
- 34.Knowler, D., and B. Bradshaw, 2007, "Farmers Adoption of Conservation Agriculture: A Review and Synthesis of Recent Research", *Food Policy*, 32(1): 25-48.
- 35.Lalani, B., P. Dorward, and G. Holloway, 2017, "Farm-level Economic Analysis - Is Conservation Agriculture Helping the Poor?", *Ecological Economics*, 141(9):144-153.
- 36.Lasswell, H. D., 1971, "Propaganda Technique in World War I", Cambridge, Massachusetts: The M.I.T. Press.
- 37.Lee, J., J. Lee, and L. Feick, 2001, "The Impact of Switching Costs on the Customer Satisfaction Loyalty Link: Mobile Phone Service in France", *Journal of Services Marketing*, 15(1): 35-48.
- 38.Li, F. Y., and J. F. Wang, 2013, "Estimation of Carbon Emission from Burning and Carbon Sequestration from Biochar Producing Using Crop Straw in China", *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 29(14):1-7.
- 39.Locke, E. A., 1976, "The Nature and Causes of Job Satisfaction", in M. D. Dunnette(ed.) *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*, Chicago: Rand McNally Press, pp. 1297-1350.
- 40.Lu, Y. F., B. Wang, and Y. B. Lu, 2019, "Understanding Key Drivers of MOOC Satisfaction and Continuance Intention to Use", *Journal of Electronic Commerce Research*, 20(2): 105-117.
- 41.Oliver, R. L., 1980, "A Cognitive Model of the Antecedents and Consequences of Satisfaction Decisions", *Journal of Marketing Research*, 17(4):460-469.
- 42.Oliver, R. L., 1999, "Whence Consumer Loyalty", *Journal of Marketing*, 63:33-44.
- 43.Scharf, M. M., and D. B. Rahut, 2014, "Nonfarm Employment and Rural Welfare: Evidence from the Himalayas", *American Journal of Agricultural Economics*, 96 (4):1183-1197.
- 44.Schmidt, P., 1990, "Three-Stage Least Squares with Different Instruments for Different Equations", *Journal of Econometrics*, 43(3): 389-394.
- 45.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression*, New York: Cambridge University Press.
- 46.Sun, J. F., H. Peng, J. Chen, X. Wang, M. Wei, W. Li, L. Yang, Q. Zhang, W. Wang, and A. Mellouki, 2016, "An Estimation of CO₂ Emission via Agricultural Crop Residue Open Field Burning in China from 1996 to 2013", *Journal of Cleaner Production*, 112(4): 2625-2631.
- 47.Tam, C., D. Santos, and T. Oliveira, 2020, "Exploring the Influential Factors of Continuance Intention to Use Mobile Apps: Extending the Expectation Confirmation Model", *Information Systems Frontiers*, 22 (1): 243-257.
- 48.Zhang, B., Z. H. Wang, and K. H. Lai, 2015, "Mediating Effect of Managers Environmental Concern: Bridge between External Pressure and Firms Practices of Energy Conservation in China", *Journal of Environmental Psychology*, 43(1): 203-215.
- 49.Zhang, L. B., Y. Q. Liu, and L. Hao, 2016, "Contributions of Open Crop Straw Burning Emissions to PM_{2.5} Concentrations in China", *Environmental Research Letters*, Vol. 11, <http://doi.org/10.1088/1748-9326/11/1/014014>.
- 50.Zhao, Y., and F. Bacao, 2020, "What Factors Determining Customer Continuingly Using Food Delivery Apps during 2019

Novel Coronavirus Pandemic Period?”, *International Journal of Hospitality Management*, Vol. 91, <https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2020.102683>.

(作者单位: ¹ 华中农业大学经济管理学院;

² 北京大学国家发展研究院;

³ 湖北农村发展研究中心)

(责任编辑: 张丽娟)

How to Achieve Long-term Effects of Policy Publicity? An Analysis on Farmers’ Behaviors of Continued Straw Returning to the Field in Hubei Province

GAI Hao YAN Tingwu ZHOU Xiaoshi

Abstract: In rural ecological environment governance, policy publicity is typically used as a “non-compulsion” policy tool. Based on the survey data of 885 farmers in 13 counties of 5 cities in Hubei Province, the study constructs an analytical framework of “policy publicity - public opinion pressure perception - continued straw returning to the field” and “policy publicity - service satisfaction of mechanized straw returning to the field - continued straw returning to the field”. The study uses the three-stage least squares (3SLS) system estimation method to explore the mechanism and impacts of policy publicity on the continued straw returning to the field. The empirical results show that policy publicity is effective in the improvement of farmers’ perception of public opinion pressure, which has a significant positive impact on their behaviors of continued straw returning to the field. In addition, the policy publicity also significantly results in farmers’ behaviors of continued straw returning to the field through improving farmers’ satisfaction with mechanized returning service. Furthermore, social network plays a significant role in mediating the impact of policy publicity on farmers’ behaviors of continued straw returning to the field. These social networks of farmers help create a long-term effect of policy publicity. Farmers’ interaction with neighbors, as well as with village cadres, is conducive to playing the role of policy publicity in promoting farmers’ behavior of continued straw returning to the field.

Keywords: Policy Publicity; Continued Straw Returning to the Field; Social Network; Public Opinion Pressure; Satisfaction Degree

环境规制如何影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策*

——基于规模养猪户感知视角

朱 润^{1,2} 何 可^{1,3} 张俊飏^{1,3}

摘要：本文以规模养猪户为研究对象，尝试从规模养猪户感知视角测度引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制，并通过理论分析与实证研究相结合的方法探讨3类环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的影响。研究表明：随着时间的推移，更多的规模养猪户开始选择对生猪粪便进行资源化利用，但仍存在较大的提升空间；引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制对规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策均有显著的促进作用，其中，引导型环境规制发挥的作用最大。进一步研究发现，引导型环境规制除了能直接影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策外，还可以通过环境认知、价值感知、技术认知和社会信任产生间接影响；引导型环境规制在约束型环境规制、激励型环境规制影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策过程中发挥调节效应。

关键词：环境规制 生猪粪便 规模养猪户 资源化利用 中介效应 调节效应

中图分类号：F323.2 F205 **文献标识码：**A

一、引言

实现可持续发展是世界各国的共同愿望，中国作为世界上最大的发展中国家，始终坚持可持续发展理念，并将其上升为国家战略。21世纪以来，随着传统畜禽养殖业向规模化、集约化和产业化快速转型，中国畜牧业发展迅速（Zheng et al., 2013），满足了人们对于肉、蛋、奶等畜产品日益增长的需求。但与此同时，养殖活动中产生的畜禽粪便量也呈逐年上升趋势。据估算，中国现阶段畜禽粪便年产量约为38亿吨，而综合利用率仅为60%，高产量与低利用率导致的环境污染和资源浪费问题日

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“种养结合型循环农业的减碳价值与实现机制研究”（项目编号：21BGL157）的资助。作者感谢田波副教授、周爱国先生、周鹏先生在数据获取过程中提供的帮助，感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：何可。

益凸显^①。一方面，数量如此巨大的畜禽粪便未经处理就直接排放或丢弃会对农村生态环境构成严重威胁，并阻碍农业经济的可持续发展；另一方面，畜禽粪便亦是一座巨大的资源宝库，是“放错了位置的资源”，对畜禽粪便加以资源化利用有助于缓解中国农业资源的稀缺问题（He et al., 2019）。换言之，畜禽粪便资源化利用是循环农业未来发展的重要内容，是实现农业清洁生产和农业可持续发展的重要途径（尹昌斌等，2013）。

为推进畜禽粪便资源化利用，中国先后颁布了一系列法律法规和政策文件，其中最具代表性的有3个。一是1996年施行的《中华人民共和国固体废物污染环境防治法》。该法规定从事畜禽规模养殖的主体应当及时收集、贮存、利用或者处置养殖过程中产生的畜禽粪污等固体废物，避免造成环境污染。该法的施行意味着污染防治成为从事畜禽规模养殖的必备条件。二是2013年国务院颁布的《畜禽规模养殖污染防治条例》（下文简称《条例》）。作为中国国家层面上第一部专业的农业环境保护类法律法规，《条例》旨在解决中国畜禽养殖污染防治长期以来无法可依的问题，同时区别于先前的《中华人民共和国固体废物污染环境防治法》强调通过限制规模养殖场的粪污排放量的方式改善环境污染问题，《条例》更倾向于通过畜禽粪便资源化利用的方式解决畜禽养殖业快速发展与环境污染之间的矛盾。三是2017年国务院办公厅印发的《关于加快推进畜禽养殖废弃物资源化利用的意见》。该文件是首个针对畜禽养殖废弃物资源化利用出台的指导性文件，具有里程碑式的重要意义，明确了中国新时期推进畜禽粪便资源化利用的总体要求、制度建设和保障措施。此外，2014—2021年中央“一号文件”均有强调推进畜禽粪便资源化利用的相关内容，2021年中央“一号文件”更是将“加强畜禽粪污资源化利用”作为推进农业绿色发展的重要内容。

从相关政策性文件提出的措施看，目前中国政府的畜禽粪便管理政策主要以奖励性质的激励型环境规制为主，以惩罚性质的约束型环境规制为辅，以宣传教育为主要内容的引导型环境规制贯穿其中。例如，《条例》中规定自愿建设综合利用和无害化处理设施、采取措施减少污染物排放的畜禽养殖户可以享受激励和扶持政策，并对建设和改造畜禽养殖污染防治设施的养殖户提供包括污染治理贷款贴息补助在内的资金支持。《条例》还规定新改扩建畜禽养殖项目必须依法开展环境影响评价，要建设与其产能规模相适应的污染防治设施，严查未经无害化处理直接向环境排放畜禽养殖废弃物的养殖场。总的来说，畜禽粪便资源化利用政策内涵的不断深化，政策目标和要求的不断提高，表明中国政府已经充分认识到畜禽粪便资源化利用的可行性和必要性。为缓解经济发展与环境保护之间的矛盾，进而实现可持续发展，大范围推广畜禽粪便资源化利用势在必行。

养殖户群体不仅是环境规制的干预对象，也是畜禽粪便资源化利用的执行者和受益者，因此，环境规制对养殖户畜禽粪便资源化利用意愿或行为的影响成了学界讨论的热点话题。早期的文献主要探讨一项或多项具体环境规制措施对养殖户畜禽粪便资源化利用的影响。例如，虞祎等（2012）指出政府针对减少排污给予的补贴能显著提高养殖户的环保投资水平；宾幕容等（2016）发现当村庄存在村

^①数据来源：《关于印发〈关于推进农业废弃物资源化利用试点的方案〉的通知》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/FZJHS/201609/t20160919_5277846.htm。

容管理条文、监督制度等约束型环境规制时,养殖户的污染治理意愿较强。近年来,相关文献开始讨论不同类型环境规制对养殖户畜禽粪便资源化利用的影响以及它们之间的关系。例如,徐志刚等(2016)指出,在约束型环境规制难以有效发挥作用的农村地区,引导型环境规制可能在促进养殖户自觉践行亲环境行为方面发挥有效作用;Li et al. (2020)探讨了约束型环境规制和激励型环境规制对养殖户畜禽粪便资源化利用决策的影响,发现在大多数情况下,约束性环境规制可能比激励型环境规制更加有效,并且两者之间具有积极的交互作用;李乾、王玉斌(2018)指出,政府同时采取约束型环境规制和激励型环境规制要优于实施单项环境规制措施,更有利于促进养殖户对养殖废弃物的资源化利用行为。此外,还有学者将环境规制作为调节变量纳入分析框架开展研究。例如,张郁、江易华(2016)在分析环境风险感知对养殖户亲环境行为的影响时,引入约束型环境规制和激励型环境规制作为调节变量,结果显示两类环境规制均具有显著的正向调节效应;于婷、于法稳(2019)发现约束型环境规制在养殖户畜禽养殖废弃物水体污染认知、环境保护政策认知与畜禽粪便资源化利用意愿之间存在正向调节效应,激励型环境规制在养殖户环境保护政策认知与畜禽粪便资源化利用意愿之间存在正向调节效应。

已有文献对本文研究具有重要的借鉴意义,但仍存在一定的拓展空间:一是中国现行的环境规制内容多为同类型下多种政策措施的组合,但已有文献在实证研究中更多关注某项具体的环境规制措施对养殖户的影响,缺乏对同类环境规制下不同措施组合所产生的综合效果的分析^①;二是现有文献多聚焦于约束型环境规制和激励型环境规制的作用,忽视了引导型环境规制,由此可能造成研究结论不能全面反映环境规制对养殖户畜禽粪便资源化利用的影响;三是现有文献多将环境规制作为控制变量或调节变量纳入理论分析框架或实证模型,专门探讨环境规制对规模养殖户畜禽粪便资源化利用的影响及其作用机制的研究较为匮乏。

鉴于此,本文以中国生猪养殖大省——湖北省的规模养猪户为研究对象^②,尝试从规模养猪户感知视角测度引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制,分析3类环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的影响。本文的边际贡献可能表现在以下两方面:一是拓展了相关研究的视角。不同于以往文献从补贴、罚款、技术支持等具体政策内容测度环境规制,本文尝试从规模养猪户感知视角测度环境规制,以期考察同类型环境规制下不同政策措施组合产生的综合效果,同时本文还针对从感知视角测度环境规制可能存在的潜在内生性问题进行了讨论。二是丰富了相关研究的内容。本文通过理论分析和实证研究相结合的方法,分析不同类型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决

^①以某项具体政策内容(例如补贴、罚款、技术支持等措施)测度环境规制可能会导致3个问题:一是难以识别某类环境规制的综合影响;二是不同农村地区的环境规制在实施过程中可能各有侧重,例如,有的地区注重补贴,有的地区强调技术支持,如果以某项具体政策内容测度环境规制容易产生测量误差;三是当使用是否实施某项具体政策测度环境规制时,就容易忽略环境规制强度不同带来的差异化影响。

^②据估算,中国每年产生的生猪粪便总量以及生猪粪便所含养分资源量都仅次于牛粪便,分别占畜禽粪便总量和粪便所含养分资源总量的14%和19%(石晓晓等,2021),因此,选择规模养猪户作为研究对象具有一定的代表性和现实意义。

策的影响,在此基础上,区别于既有研究忽视引导型环境规制的作用,本文不仅检验了引导型环境规制是否会通过环境认知、价值感知、技术认知和社会信任影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策,还分析了约束型环境规制和激励型环境规制在影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策时,是否会受到引导型环境规制的影响。

二、理论分析与研究假说

(一) 环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的理论渊源

政府实施环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的理论基础主要是外部性理论。外部性在生猪粪便资源化利用过程中可分为两个方面:一是养猪户未选择生猪粪便资源化利用而产生的负外部性,即当某一养猪户未对其在养殖过程中产生的生猪粪便进行资源化利用而导致环境污染问题时,周围包括生猪粪便资源化利用者在内的所有居民都会受到影响,使得理应由污染者个人承担的环境成本被所有人共同承担。此时,污染者的边际私人成本小于边际社会成本,出于经济因素考虑,他们并不会主动选择生猪粪便资源化利用。二是养猪户选择生猪粪便资源化利用而产生的正外部性,即某一养猪户在选择生猪粪便资源化利用而产生环境效益后,周围居民甚至整个生态圈的人们都可以无偿享受,从而出现“搭便车”现象。此时,生猪粪便资源化利用者的边际私人收益低于边际社会收益,使得他们选择生猪粪便资源化利用的积极性降低。

外部性的内部化主要有两条途径。一是市场机制。缘于历史文化、经济基础等客观因素,目前中国农村的市场经济建设尚不完善,导致农村市场机制配置资源的能力不强(程名望等,2016)。同时,农村生态环境是一种典型的公共物品,在现行条件下对其确权是较为困难的,致使市场机制解决农村生态环境污染问题的局限性进一步扩大,想要达到预期目标还需要政府规制的配合。二是政府干预。单独依靠市场机制可能会导致资源配置失效,因此需要依靠政府的介入,通过采取适当的经济政策(如奖励、征税等),使个体的边际私人收益和边际社会收益逐渐趋于平衡点,从而实现外部效应内部化(庇古,2006),即“谁污染,谁治理”“谁防治,谁受益”。以上两条途径为政府通过实施环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策提供了重要的理论依据。

学者们普遍认为,环境规制是指政府运用行政法规,并辅以经济手段对环境资源利用行为进行直接或间接干预,进而实现政策目标的制度体系(赵玉民等,2009)。畜禽粪便管理相关的环境规制主要包括引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制。具体而言,引导型环境规制是指政府通过发放学习资料、举办环保讲座、开展实地技术教学等宣传教育方式为畜禽养殖户提供学习机会,普及环境知识,提高养殖户对环境政策的了解程度,增强养殖户对保护环境行为的价值感知等,进而引导养殖户自觉树立正确的环境价值观,提高他们选择畜禽粪便资源化利用的积极性。约束型环境规制和激励型环境规制的作用机理比较相似,两者均是通过建立惩罚或奖励机制,运用经济惩罚、批评教育或经济奖励、荣誉表彰等措施改善养殖户的畜禽粪便资源化利用行为。一方面,约束型环境规制和激励型环境规制可以通过经济处罚或经济奖励影响养殖户对畜禽粪便资源化利用的预期收入和预期成本,有助于避免短视行为,进而提高他们选择畜禽粪便资源化利用的概率;另一方面,荣誉表彰和批

评教育会影响养殖户在当地的地位和声誉,出于“要面子”的心理,他们会更倾向于选择畜禽粪便资源化利用(何可等, 2021a)。基于以上分析,本文提出以下研究假说:

假说 H1a: 引导型环境规制正向影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策。

假说 H1b: 约束型环境规制正向影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策。

假说 H1c: 激励型环境规制正向影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策。

(二) 环境认知、价值感知、技术认知和社会信任的中介效应

引导型环境规制不仅直接影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策,还可以通过环境认知、价值感知、技术认知和社会信任对规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策产生间接影响。具体分析如下:

1. 环境认知。本文探讨的环境认知是指规模养猪户对于环境及其相关问题的基本认识与理解。作为生猪粪便资源化利用的主体,规模养猪户的环境认知水平是提高生猪粪便资源化利用率的基础。但有调查显示,农户在通常情况下并不会主动学习包括环境法律法规等在内的环境知识,他们了解环境知识的主要途径是政府部门的宣传普及(乔娟、张翎, 2019),即引导型环境规制是提高规模养猪户环境认知水平的重要方式之一。计划行为理论也表明,个体的认知水平会影响其行为意愿,进而影响其行为决策。亦有研究发现,个体环境认知水平的提高会促使其对环境行为产生更加积极的态度(Synodinos, 1990),且环境认知还有助于将个体的环保意愿转化为实际行为(Langenbach et al., 2020)。由此,本文提出以下研究假说:

假说 H2a: 引导型环境规制能显著提高规模养猪户的环境认知水平。

假说 H2b: 引导型环境规制能通过环境认知间接影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策。

2. 价值感知。与技术接受模型(TAM)中的“感知有用性”类似,价值感知是指规模养猪户对其选择生猪粪便资源化利用可获得的综合收益的感知。已有研究发现,政府相关部门组织开展农业科技培训能有效提高农户对农业废弃物循环利用的价值感知(何可、张俊飏, 2014)。在决策前,规模养猪户会基于自身对生猪粪便资源化利用的理解程度衡量决策行为的综合收益,以追求效率最优化和收益最大化(盖豪等, 2020)。当综合收益感知越强时,规模养猪户选择生猪粪便资源化利用的概率也就越大(闵继胜、刘玲, 2015)。王欢等(2019)研究发现,养殖户对畜禽粪便资源化利用的社会价值、经济价值和环境价值的感知能有效增强其参与标准化养殖场建设的意愿。由此,本文提出以下研究假说:

假说 H3a: 引导型环境规制能显著增强规模养猪户对生猪粪便资源化利用的价值感知。

假说 H3b: 引导型环境规制能通过价值感知间接影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策。

3. 技术认知。本文探讨的技术认知是指规模养猪户对于各类生猪粪便资源化利用技术的了解程度。作为生猪粪便资源化利用技术的需求者,规模养猪户对技术的选择具有一定的自主权。技术认知的缺乏易增强规模养猪户对生猪粪便资源化利用的不确定性感知,从而产生畏难情绪。作为农户技术采用的重要决定因素,政府对农业技术的宣传和对农户的培训力度能显著提高农户对于农业技术的了解程度(钟真等, 2021; 何可等, 2021b)。刘丽等(2020)研究发现,无论是新生代农户还是老一代农户,技术认知对其技术采纳均有显著的正向影响;李卫等(2017)研究发现,技术认知对农户技术采纳的

程度也具有显著的正向影响。由此，本文提出以下研究假说：

假说 H4a：引导型环境规制能显著提高规模养猪户对不同类型生猪粪便资源化利用技术的技术认知水平。

假说 H4b：引导型环境规制能通过技术认知间接影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策。

4. 社会信任。从社会发展和运行的角度看，所有的经济行为都需要依靠社会合作才能产生，而信任是社会合作的基础（陈斌开、陈思宇，2018）。社会信任通常被划分为人际信任和制度信任。一方面，政府开展的宣传与培训活动会将同一地区的规模养猪户聚集起来，间接地增加了同行之间的交流，进而增进了规模养猪户之间的信任；另一方面，政府宣传与培训活动会增进规模养猪户对政策的了解，并增加他们与政府工作人员接触的机会，进而提高他们对制度的信任程度。何可等（2015）的研究指出，信任能通过信息共享机制、合作机制、约束机制对农户的环境治理行为产生影响。由此，本文提出以下研究假说：

假说 H5a：引导型环境规制能显著增强规模养猪户的社会信任。

假说 H5b：引导型环境规制能通过社会信任间接影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策。

（三）引导型环境规制的调节效应

理论上，引导型环境规制不仅在促进规模养猪户生猪粪便资源化利用决策方面具有举足轻重的作用，还在约束型环境规制和激励型环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的过程中发挥调节效应。具体而言，引导型环境规制的调节效应主要体现在以下两个方面：一方面，有学者研究发现，养殖户对国家政策内容的认知不足在一定程度上削弱了环境规制的执行效果（杨惠芳，2013），而引导型环境规制能有效提高规模养猪户对政策内容的了解程度并减少他们的理解偏差，从而可能会促进约束型环境规制和激励型环境规制实施效果的发挥。另一方面，引导型环境规制通常要求各地政府在宣传相关政策内容的同时宣扬典型事例，其中，正面典型事例会提高已选择生猪粪便资源化利用的规模养猪户在当地的身份和地位，而负面典型事例则会降低未选择生猪粪便资源化利用的规模养猪户在当地的身份和地位，进而可能会增强约束型环境规制和激励型环境规制的实施效果。基于此，本文提出以下研究假说：

假说 H6a：引导型环境规制在约束型环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策过程中具有调节效应。

假说 H6b：引导型环境规制在激励型环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策过程中具有调节效应。

三、计量模型、数据来源和变量选取

（一）计量模型

为检验本文提出的研究假说，分析引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的影响，本文设定的计量模型形式如下：

$$RB^* = \alpha_1 + \beta_1 ER^* + \chi_1 Control + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$Channel^* = \alpha_2 + \beta_2 ER^* + \chi_2 Control + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$RB^* = \alpha_3 + \beta_3 ER^* + \gamma_1 Channel^* + \chi_3 Control + \varepsilon_3 \quad (3)$$

(1)~(3)式中, RB^* 代表受访规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策; ER^* 代表环境规制, 包括引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制; $Channel^*$ 代表中介变量, 包括环境认知、价值感知、技术认知和社会信任; $Control$ 代表控制变量; $\alpha_1 \sim \alpha_3$ 表示常数项, $\varepsilon_1 \sim \varepsilon_3$ 代表随机误差项。

(二) 数据来源

本文所用数据来源于2018年7~8月课题组在湖北省武汉市、宜昌市、黄冈市、十堰市、荆门市、咸宁市、襄阳市和恩施州开展的入户调查。作为中国生猪养殖大省, 湖北省2017年生猪存栏总量达2578.53万头^①, 位于全国前列, 而上述地区的生猪存栏量占湖北省生猪存栏总量的近70%。

为保证数据质量, 在正式调查之前, 课题组对调查人员开展了相关专业知识的集中培训。具体的调查过程可描述如下: 首先, 课题组依据生猪产业发展现状在上述每个地级市随机选取2~4个样本县(区); 接着, 课题组与样本县(区)相关部门联系获得全县(区)的规模养猪户^②名单, 并在每个样本县(区)根据规模养猪户数量差异随机抽取20~40户规模养猪户^③; 最后, 调查人员入户对规模养猪户的户主或决策者开展一对一访谈。调查共获得问卷727份。在剔除信息缺失或前后回答不一致的问卷后, 最终得到适用于本文研究的有效问卷共656份。

由调查数据可知, 规模养猪户处理生猪粪便的方式主要有丢弃、直接还田、制有机肥还田、制沼气、制饲料、制培养基和出售卖钱7种。图1报告了受访规模养猪户2013年^④和2018年的生猪粪便处理方式。从图1可以看出, 与2013年相比, 2018年有更多的规模养猪户开始选择生猪粪便资源化处理, 尤其是选择利用生猪粪便制沼气的规模养猪户占到了半数以上。值得注意的是, 选择直接丢弃的规模养猪户数量由2013年的147户骤降至2018年的14户, 而选择出售卖钱的规模养猪户数量由26户增加到83户^⑤, 表明近年来规模养猪户对生猪粪便资源化利用的价值认知水平正在不断提高。总

^①数据来源: 《湖北省统计年鉴2018》。

^②本文根据《全国农产品成本收益资料汇编》和《中国畜牧业年鉴》的划分标准, 并结合湖北省的实际情况, 将生猪年出栏量在30头以上的养猪户界定为规模养猪户。

^③在少部分县(区), 因遇上环保督查或其他特殊情况, 实际调查的规模养猪户数量低于该标准。

^④若受访规模养猪户于2013年后才开始养猪, 则询问其在养猪早期处理生猪粪便的方式。

^⑤根据调查的实际情况, 选择将生猪粪便出售卖钱的规模养猪户一般都出售给了当地的集体沼气工程项目或是邻居进行资源化利用。

来说,虽然受到经济因素、技术因素等影响,但规模养猪户对生猪粪便的处理方式已逐渐从传统处理方式向绿色化、资源化利用转变。

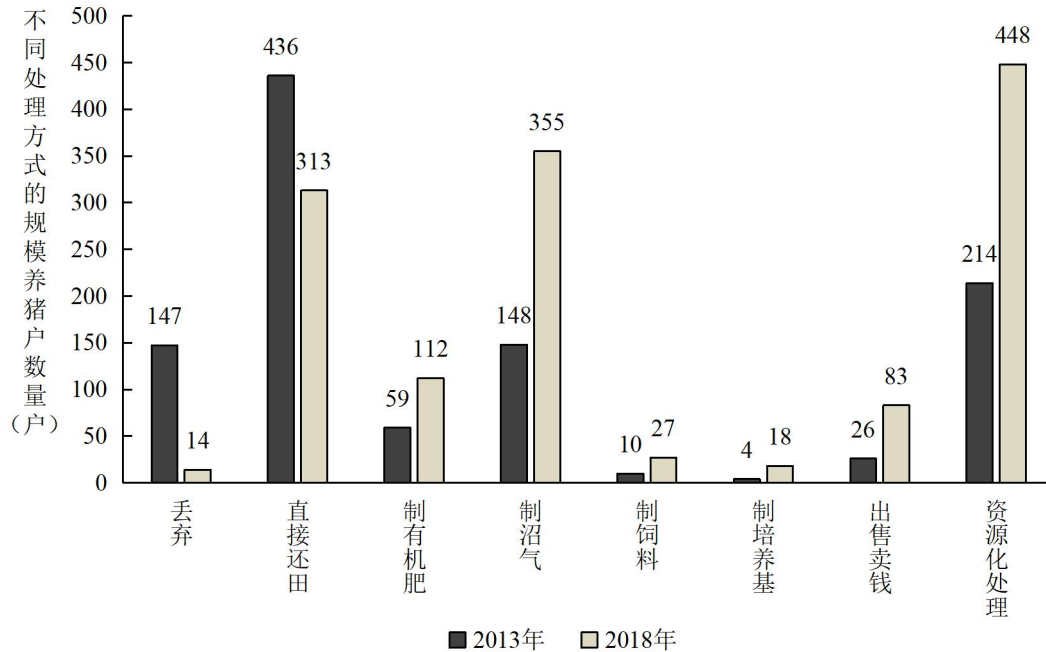


图1 受访规模养猪户生猪粪便处理方式对比

表1报告了受访者的个人特征、家庭特征和规模养猪户的生猪养殖特征。由表1可知,受访者主要以男性(90.85%)为主,年龄集中在41~50岁(46.65%),受教育年限主要集中于7~9年(42.68%),受过高等教育的人数较少(6.56%)。大部分的受访者身体状况较好,仅有少部分受访者表示自己的身体状况很差(3.35%)或比较差(4.57%)。大部分受访者具有一定的生猪养殖经验,养殖年限多为6~10年(43.45%)。规模养猪户的家庭劳动力数量普遍为3~4人(56.55%),大部分规模养猪户有家庭劳动力外出务工(54.73%),只有少数规模养猪户家庭中有村干部或党员(38.57%)。建在村庄内的生猪养殖场数量稍多于建在村庄外的,规模养猪户的生猪养殖规模以101~500头为主(61.28%)。大部分规模养猪户认为生猪规模养殖的收益一般,仅有少数规模养猪户认为生猪养殖很赚钱(0.76%),在未来愿意扩大生猪养殖规模的规模养猪户也较少(12.34%),略高于准备退出生猪养殖行业的规模养猪户(10.98%)。此外,根据调查数据可知,规模养猪户居住地的地形多为丘陵(43.14%)和山地(38.11%),居住在平原的规模养猪户占比不到20%。

表1 受访者的个体特征、家庭特征和规模养猪户的生猪养殖特征

变量名称	类别	样本量	比例 (%)	变量名称	类别	样本量	比例 (%)
性别	男	596	90.85	家庭外出务工人数	0人	297	45.27
	女	60	9.15		1人	169	25.76
年龄	30岁及以下	30	4.57		2人及以上	190	28.97

(续表 1)

	31~40 岁	99	15.09	家庭成员政治身份	没有村干部或党员	403	61.43
	41~50 岁	306	46.65		有村干部或党员	253	38.57
	51~60 岁	198	30.18	生猪养殖场位置	村庄内	329	50.15
	61 岁及以上	23	3.51		村庄外	327	49.85
受教育年限	6 年及以下	152	23.17	生猪养殖规模	30~100 头	163	24.85
	7~9 年	280	42.68		101~500 头	402	61.28
	10~12 年	181	27.59		501~1000 头	57	8.69
	13 年及以上	43	6.56		1001 头及以上	34	5.18
自评健康得分	很差	22	3.35	生猪养殖收益	很亏本	53	8.08
	比较差	30	4.57		比较亏本	115	17.53
	一般	267	40.70		一般	402	61.28
	比较好	272	41.46		比较赚钱	81	12.35
	很好	65	9.92		很赚钱	5	0.76
生猪养殖经验	5 年及以下	246	37.50	生猪养殖规模预期	退出	72	10.98
	6~10 年	285	43.45		缩减规模	176	26.83
	11~20 年	106	16.16		保持不变	327	49.85
	21 年及以上	19	2.89		扩大规模	81	12.34
家庭劳动力数量	1~2 人	233	35.52	地形	平原	123	18.75
	3~4 人	371	56.55		丘陵	283	43.14
	5 人及以上	52	7.93		山地	250	38.11

(三) 变量选取与描述性统计

1.被解释变量。本文主要考察不同类型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的影响,因此将规模养猪户是否选择生猪粪便资源化利用方式设为被解释变量。具体而言,本文将制有机肥还田、制沼气、制饲料、制培养基和出售卖钱 5 类处理方式界定为资源化利用方式。需要说明的是,由于不同类型的资源化利用方式存在一定差异,规模养猪户若同时采用多种资源化利用方式,就会面临更高的学习成本和经济成本,进而使得不同资源化利用方式之间存在替代效应。因此,如果规模养猪户至少选择一类生猪粪便资源化利用方式,被解释变量即赋值为 1,否则赋值为 0。

2.核心解释变量。环境规制是本文的核心解释变量。基于理论分析,本文将环境规制变量划分为引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制 3 类。

不同于以往研究多从具体政策内容测度环境规制,本文借鉴和丽芬、赵建欣(2010)的做法,从规模养猪户感知视角测度环境规制,以期考察同类型环境规制下不同政策措施组合产生的综合效果,从而在整体上分析 3 类环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的影响及作用机制。具体而言,在调查问卷中设置题项“政府对环境保护的宣传力度很大”“政府对环境保护的宣传效果很好”对应引导型环境规制;设置题项“法律法规对环境污染行为的经济惩罚效果很好”“政府对环境污染行为的批评教育效果很好”对应约束型环境规制;设置题项“法律法规对环境保护行为的经济奖励效果很

好”“政府对环境保护行为的荣誉表彰效果很好”对应激励型环境规制。3 类环境规制变量的取值通过计算规模养猪户对相应题项回答（采用李克特 5 级量表测度）的均值取得。

3.控制变量。本文的控制变量主要包括了受访者个人特征（包括性别、年龄、受教育年限、个人能力^①等）、家庭特征（包括家庭劳动力数量、家庭外出务工人员数等）、生猪养殖特征（包括生猪养殖场位置、生猪养殖规模等）。

变量的含义及其描述性统计见表 2。

表 2 变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
被解释变量			
生猪粪便资源化利用	规模养猪户是否选择生猪粪便资源化利用方式？是=1，否=0	0.720	0.450
核心解释变量			
引导型环境规制	计算下面 2 个题项答案的均值	3.822	0.834
	政府对环境保护的宣传力度很大：非常不同意=1，比较不同意=2，一般=3，比较同意=4，非常同意=5	3.843	0.905
	政府对环境保护的宣传效果很好：非常不同意=1，比较不同意=2，一般=3，比较同意=4，非常同意=5	3.800	0.857
约束型环境规制	计算下面 2 个题项答案的均值	3.631	0.817
	法律法规对环境污染行为的经济惩罚效果很好：非常不同意=1，比较不同意=2，一般=3，比较同意=4，非常同意=5	3.631	0.915
	政府对环境污染行为的批评教育效果很好：非常不同意=1，比较不同意=2，一般=3，比较同意=4，非常同意=5	3.631	0.851
激励型环境规制	计算下面 2 个题项答案的均值	3.564	0.846
	法律法规对环境保护行为的经济奖励效果很好：非常不同意=1，比较不同意=2，一般=3，比较同意=4，非常同意=5	3.555	0.900
	政府对环境保护行为的荣誉表彰效果很好：非常不同意=1，比较不同意=2，一般=3，比较同意=4，非常同意=5	3.572	0.919
控制变量			
性别	受访者性别：男性=1，女性=0	0.909	0.288
年龄	2018 年受访者实际年龄（岁）	47.195	8.444
受教育年限	受访者受教育年限（年）	8.870	3.111
个人能力	受访者的个人能力（根据受访者对下面 3 个问题的回答，通过因子分析计算而得）		
	“您认为采用新技术所花的时间多吗？” 很少=1，较少=2，一般=3，较多=4，很多=5	2.828	0.950

^①通常而言，测度个人能力是非常困难的。本文根据受访者对题项“您认为采用新技术所花的时间多吗？”“您认为学习新技术困难吗？”“您认为采用新技术的风险大吗？”的回答进行降维，通过主成分分析法提取特征值最大的主成分，并将其作为受访者个人能力的代理变量。

(续表 2)

	“您认为学习新技术困难吗？”容易=1，较容易=2，一般=3，较困难=4，很困难=5	2.708	0.983
	“您认为采用新技术的风险大吗？”很小=1，较小=2，一般=3，较大=4，很大=5	2.787	0.953
自评健康得分	受访者对自身健康状况的评价：非常差=1，比较差=2，一般=3，比较好=4，非常好=5	3.500	0.861
生猪养殖经验	受访者进入生猪养殖行业至 2018 年的年限（年）	8.204	5.753
家庭劳动力数量	2018 年受访规模养猪户的家庭劳动力总量（人）	3.102	1.391
家庭外出务工人员	2018 年受访规模养猪户的家庭外出务工人员（人）	0.902	0.985
家庭成员政治身份	受访者家庭是否有成员是党员或村干部？有=1，没有=0	0.386	0.487
生猪养殖场位置	受访规模养猪户的养殖场在哪里？村庄内=1，村庄外=0	0.502	0.500
生猪养殖规模	2017 年受访规模养猪户的生猪出栏量，取对数	5.412	1.012
生猪养殖收益	受访规模养猪户认为 2018 年生猪养殖收益情况如何？很亏本=1，比较亏本=2，一般=3，比较赚钱=4，很赚钱=5	2.802	0.784
生猪养殖规模预期	受访规模养猪户对生猪养殖规模的预期：退出=1，缩减规模=2，保持不变=3，扩大规模=4	2.636	0.836
地形	受访规模养猪户居住地的地形是否为平原？是=1，否=0	0.188	0.391
鄂中（对照组：鄂东）	受访规模养猪户居住地是否为鄂中地区？是=1，否=0	0.131	0.338
鄂西（对照组：鄂东）	受访规模养猪户居住地是否为鄂西地区？是=1，否=0	0.313	0.464
鄂北（对照组：鄂东）	受访规模养猪户居住地是否为鄂北地区？是=1，否=0	0.245	0.431

注：观测值个数为 656。

四、模型估计结果

（一）基准模型估计结果

在经过多重共线性检验后，本文基于（1）式，采用 Probit 模型检验了引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的影响，回归结果见表 3^①。由表 3（1）～（6）列的回归结果可知，核心解释变量引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制均在 1% 的统计水平上显著，且系数为正。这表明，引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制显著提高了规模养猪户生猪粪便资源化利用的概率，即 3 类环境规制的强度越大，规模养猪户越有可能选择生猪粪便资源化利用，验证了假说 H1a、H1b 和 H1c。

此外，相较于不加入控制变量的估计结果，3 类环境规制在模型加入控制变量后的回归系数均有不同程度的增大，说明在不考虑控制变量的情况下，环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策

^①考虑到估计方法差异，本文还使用 Logit 模型和 OLS 估计方法检验了引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的影响，回归结果与表 3 中的结果一致。限于篇幅，并未报告具体的回归结果，感兴趣的读者可向作者索要。

的影响容易被低估。

表3 基准回归：不同类型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策影响的 Probit 模型回归结果

变量名称	生猪粪便资源 化利用 (1)	生猪粪便资源 化利用 (2)	生猪粪便资源 化利用 (3)	生猪粪便资源 化利用 (4)	生猪粪便资源 化利用 (5)	生猪粪便资源 化利用 (6)
引导型环境规制	0.528*** (0.067)	0.698*** (0.092)				
约束型环境规制			0.529*** (0.066)	0.577*** (0.080)		
激励型环境规制					0.512*** (0.064)	0.556*** (0.080)
性别		-0.239 (0.230)		-0.347 (0.234)		-0.368 (0.234)
年龄		-0.001 (0.009)		0.007 (0.009)		0.005 (0.008)
受教育年限		0.015 (0.023)		0.032 (0.022)		0.033 (0.022)
个人能力		0.160** (0.074)		0.112 (0.073)		0.097 (0.074)
自评健康得分		-0.278*** (0.079)		-0.218*** (0.073)		-0.175** (0.072)
生猪养殖经验		-0.056*** (0.134)		-0.044*** (0.011)		-0.044*** (0.012)
家庭劳动力数量		0.127** (0.064)		0.113* (0.061)		0.098 (0.063)
家庭外出务工人员数		-0.111 (0.070)		-0.104 (0.068)		-0.120* (0.066)
家庭成员政治身份		-0.303** (0.132)		-0.228* (0.130)		-0.252* (0.130)
生猪养殖场位置		-0.022 (0.135)		-0.017 (0.132)		-0.001 (0.132)
生猪养殖规模		0.176** (0.075)		0.203*** (0.072)		0.207*** (0.073)
生猪养殖收益		-0.056 (0.090)		-0.105 (0.084)		-0.118 (0.083)
生猪养殖规模预期		0.019 (0.080)		0.092 (0.076)		0.117 (0.076)
地形		0.270		0.170		0.162

(续表 3)

	(0.175)		(0.170)		(0.168)	
地区固定效应	已控制		已控制		已控制	
常数项	-1.383	-1.157	-1.284	-1.556	-1.187	-1.429
观测值	656	656	656	656	656	656
伪 R ²	0.084	0.287	0.077	0.259	0.077	0.259

注：①括号中的数值为稳健标准误；②***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

(二) 稳健性检验

为了防止某些不可控因素导致的估计偏误使基准回归的结论缺乏说服力，本文进一步通过以下 4 种方法开展稳健性检验。

1. 替换核心解释变量。本文运用 SPSS 统计软件，通过因子分析对引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制进行降维处理，构建 1 个新的环境规制变量，并基于 (1) 式重新回归。信度和效度检验结果显示，克隆巴哈系数值为 0.905，表明用于因子分析的样本数据的信度较高；KMO 统计量为 0.853，巴特利特球形检验的 P 值为 0.000，表明样本数据的效度较高，适用于做因子分析。通过主成分分析法提取出特征值大于 1 的主成分 F1^①，并将其作为新的环境规制变量替换基准回归中的 3 类环境规制变量。替换核心解释变量的稳健性检验结果见表 4。(1) 列的结果显示，环境规制在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明基准回归的结果是可靠的。

2. 改变核心解释变量取值。笔者将原来 3 类环境规制变量下具体题项的赋值方法由李克特 5 级量表变为二分量表^②，并重新计算 3 类环境规制变量的取值。改变环境规制变量取值的稳健性检验结果见表 4。通过观察表中的 (2) ~ (4) 列不难发现，3 类环境规制变量均在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明基准回归的结果是可信的。

表 4 稳健性检验：替换核心解释变量和改变核心解释变量取值

变量名称	生猪粪便资源化利用 (1)	生猪粪便资源化利用 (2)	生猪粪便资源化利用 (3)	生猪粪便资源化利用 (4)
环境规制	0.640*** (0.072)			
引导型环境规制		0.943*** (0.148)		
约束型环境规制			0.707*** (0.135)	
激励型环境规制				0.729*** (0.139)

^①共提取出 6 个主成分，但仅有第一主成分的特征值大于 1，为 4.075。

^②当受访者对表 2 中 3 类环境规制下的相应题项回答“非常同意”或“比较同意”时，记为 1；当回答“一般”“比较不同意”“非常不同意”时，记为 0。

(续表 4)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	656	656	656	656
伪 R ²	0.298	0.248	0.226	0.228

注：①括号中的数值为稳健标准误；②***代表在 1% 的统计水平上显著。

3.重新划定规模养猪户标准。笔者在前文依据《全国农产品成本收益资料汇编》和《中国畜牧业年鉴》的划分标准，并结合湖北省的实际情况，将生猪年出栏量在 30 头以上的养猪户界定为规模养猪户，但各地区对于规模养猪户的界定标准不尽相同，学界对此亦存在分歧。鉴于此，本文根据不同的规模养猪户界定标准筛选样本，并基于（1）式对基准模型估计结果进行稳健性检验。按照不同规模养猪户界定标准筛选样本后的稳健性检验结果见表 5。

表 5（1）～（3）列是参考潘丹（2015）的界定标准，将生猪年出栏量在 50 头及以上的养猪户界定为规模养猪户，并以此筛选样本后的回归结果。（4）～（6）列是按照《湖北省畜禽规模养殖场备案管理办法》的界定标准，将生猪年出栏量在 500 头及以上的养猪户界定为规模养猪户，并以此筛选样本后的回归结果。通过对比可知，按照两种界定标准重新筛选样本后的回归结果均与基准模型的回归结果一致。

表 5 稳健性检验：基于不同规模养猪户界定标准

变量名称	生猪粪便资源 化利用 (1)	生猪粪便资源 化利用 (2)	生猪粪便资源 化利用 (3)	生猪粪便资源 化利用 (4)	生猪粪便资源 化利用 (5)	生猪粪便资源 化利用 (6)
引导型环境规制	0.615*** (0.098)			0.603** (0.239)		
约束型环境规制		0.509*** (0.087)			0.987*** (0.268)	
激励型环境规制			0.489*** (0.087)			0.607*** (0.209)
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	561	561	561	131	131	131
伪 R ²	0.294	0.272	0.274	0.341	0.407	0.360

注：①括号中的数值为稳健标准误；②***、**分别代表在 1%、5% 的统计水平上显著。

4.考虑遗漏变量。本文讨论遗漏变量主要考虑以下方面：第一，在农村地区环境规制作用较弱的情况下，非正式制度可以作为环境规制的替代机制推动农户开展绿色生产行为，甚至在某些情况下，非正式制度对农户的约束力大于正式制度（李芬妮等，2019）。第二，尽管本文已尽可能控制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的诸多因素，但仍存在偏好、习惯等难以测度的因素。鉴于此，一

方面,本文参考李芬妮等(2019)的做法,从价值导向、监督惩戒、传递内化^①3个方面测度非正式制度,并将其作为控制变量纳入基准回归方程。另一方面,本文借鉴李涛、陈斌开(2014)的研究思路,将受访规模养猪户2013年的生猪粪便处理方式引入基准回归方程。

考虑遗漏变量的稳健性检验结果见表6。从表6可以看出,在控制了上述可能存在的遗漏变量后,引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制对规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策仍具有显著的正向影响。

表6 稳健性检验:考虑遗漏变量

变量名称	生猪粪便资源 利用 (1)	生猪粪便资源 利用 (2)	生猪粪便资源 利用 (3)	生猪粪便资源 利用 (4)	生猪粪便资源 利用 (5)	生猪粪便资源 利用 (6)
引导型环境规制	0.713*** (0.098)			0.877*** (0.112)		
约束型环境规制		0.586*** (0.086)			0.780*** (0.086)	
激励型环境规制			0.550*** (0.084)			0.730*** (0.093)
价值导向	-0.030 (0.084)	-0.003 (0.086)	0.015 (0.083)			
惩戒监督	-0.030 (0.075)	-0.040 (0.076)	-0.046 (0.079)			
传递内化	0.017 (0.080)	0.016 (0.085)	0.013 (0.041)			
2013年的生猪 粪便处理方式				1.945*** (0.243)	1.912*** (0.237)	1.840*** (0.257)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	656	656	656	656	656	656
伪R ²	0.288	0.260	0.260	0.412	0.388	0.386

注:①括号中的数值为稳健标准误;②***代表在1%的统计水平上显著。

(三) 内生性讨论

通常而言,环境规制对于规模养猪户是外生的,即在分析环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的影响时,如果用具体的政策内容测度环境规制,由于单一养猪户的行为通常不会影响政府行为,所以环境规制的内生性并不严重。但从规模养猪户感知视角测度环境规制时,就有可能存在两方面潜在的内生性问题:一方面,环境规制会影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策;另一方面,

^①价值导向、监督惩戒和传递内化在问卷中对应的问题分别是:“保护环境会提高我在当地的身份地位”“污染环境会让我遭受其他村民的批评与鄙视”“邻居支持我保护环境”。上述3个变量也采用李克特5级量表赋值(非常不同意=1,比较不同意=2,一般=3,比较同意=4,非常同意=5)。

已经选择了生猪粪便资源化利用的规模养猪户也可能对环境规制的感知更加强烈。严谨起见,需要寻找合适的工具变量检验是否存在上述潜在的内生性问题。

借鉴以往研究(例如 Rozelle et al., 1999; 方颖、赵扬, 2011; 阮荣平等, 2014), 并根据数据可得性, 本文选择同一乡镇(街道)除受访者自身之外所有其他受访者的环境规制感知水平均值、受访者所在乡镇(街道)畜牧兽医站数量、受访者所在县(区)畜牧站的在编技术人员数量作为3类环境规制的工具变量。从相关性看, 同一地区具有相似特征或从事相同职业的人往往交流更加频繁, 因此同一地区的规模养猪户对环境规制的感知可能会相互影响。基层畜牧兽医站能够通过发放资料、开展讲座、制定奖罚措施等方式影响规模养猪户对环境规制的感知。县(区)畜牧站的技术人员能够通过为规模养猪户提供技术服务支持、实地教学、口头批评表扬等行为影响规模养猪户对环境规制的感知。因此, 3个工具变量在理论上都满足相关性要求。从外生性看, 同一地区其他规模养猪户对环境规制的感知并不会直接影响受访规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策, 而基层畜牧兽医站的设立和县(区)畜牧站在编技术人员的数量主要取决于政府部门决策, 也难以直接影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策, 故3个工具变量均满足外生性要求。

为了检验是否需要工具变量修正内生性偏误^①, 本文做了杜宾-吴-豪斯曼检验。结果显示, 引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制的卡方值(p值)分别为0.470(0.495)、1.213(0.271)和2.040(0.154), 均不能拒绝所有变量均为外生变量的零假设, 即在有效工具变量的帮助下, 本文没有发现支持存在潜在内生性问题的证据, 因此, 本文的基准回归结果是稳健的, 具有因果意义上的解释, 后文的实证检验也不再考虑内生性问题。

五、进一步研究

前文的基准模型估计结果表明, 引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用均具有显著的促进作用。接下来, 笔者聚焦引导型环境规制, 开展以下两方面分析: 一是将环境认知、价值感知、技术认知和社会信任作为中介变量, 检验引导型环境规制是否通过它们影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策; 二是分析引导型环境规制在约束型环境规制和激励型环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策过程中的调节效应。

(一) 引导型环境规制通过中介变量影响规模养猪户生猪粪便资源化利用的分析

依据理论分析, 本文选取环境认知、价值感知、技术认知和社会信任作为引导型环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的中介变量, 并预期引导型环境规制会显著增强规模养猪户的环境认知、价值感知、技术认知和社会信任, 进而提高他们选择生猪粪便资源化利用的概率。为保证变量测度的准确性, 本文设置多个问题测度中介变量, 并通过探索性因子分析进行降维处理, 从而得到相应的中介变量。具体而言, 环境认知包括农村环保类法律法规认知、农村环保政策认知、生态农业认知和环境价值观4个维度, 价值感知包括社会价值、经济价值和环境价值3个维度, 技术认知包括生

^①工具变量的两阶段回归结果限于篇幅没有汇报, 感兴趣的读者可向作者索要。

猪粪便资源化、肥料化、饲料化和种养结合 4 个维度，社会信任包括人际信任和制度信任两个维度。中介变量的含义及其描述性统计见表 7。

表 7 中介变量的含义及其描述性统计

变量名称	维度	题项及赋值	均值	标准差
环境认知		根据因子分析计算而得		
	农村环保类法律法规认知	对农村环保类法律法规的了解程度：不了解=1，不太了解=2，一般=3，较了解=4，非常了解=5	3.175	0.932
	农村环保政策认知	对农村环保类政策的了解程度：不了解=1，不太了解=2，一般=3，较了解=4，非常了解=5	3.003	0.943
	生态农业认知	对低碳循环农业的了解程度：不了解=1，不太了解=2，一般=3，较了解=4，非常了解=5	2.729	1.017
	环境价值观	是否认同人类的生存与生态环境息息相关？不认同=1，较不认同=2，一般=3，较认同=4，非常认同=5	3.884	0.830
价值感知		根据因子分析计算而得		
	社会价值	带动当地产业发展的作用：很小=1，较小=2，一般=3，较大=4，很大=5	3.302	0.915
		创造就业岗位的作用：很小=1，较小=2，一般=3，较大=4，很大=5	3.204	0.954
	经济价值	减少疾病传播的作用：很小=1，较小=2，一般=3，较大=4，很大=5	3.514	0.965
		合理开发资源的作用：很小=1，较小=2，一般=3，较大=4，很大=5	3.393	0.938
		提高农民收入的作用：很小=1，较小=2，一般=3，较大=4，很大=5	3.287	0.906
		节约生活、生产成本的作用：很小=1，较小=2，一般=3，较大=4，很大=5	3.377	0.949
	环境价值	改善村容村貌的作用：很小=1，较小=2，一般=3，较大=4，很大=5	3.623	0.923
		提高环境质量的作用：很小=1，较小=2，一般=3，较大=4，很大=5	3.502	0.970
技术认知		根据因子分析计算而得		
	能源化	是否了解粪便制沼气或生物天然气技术？不了解=1，不太了解=2，一般=3，较了解=4，非常了解=5	3.171	1.001
	肥料化	是否了解粪便制有机肥技术？不了解=1，不太了解=2，一般=3，较了解=4，非常了解=5	3.018	0.924
	饲料化	是否了解粪便制饲料技术？不了解=1，不太了解=2，一般=3，较了解=4，非常了解=5	2.753	0.971
	种养结合	是否了解种养结合技术？不了解=1，不太了解=2，一般=3，较了解=4，非常了解=5	3.247	0.962
社会信任		根据因子分析计算而得		
	人际信任	对同行的信任程度：很低=1，较低=2，一般=3，较高=4，很高=5	3.477	0.861
	制度信任	对法律法规的信任程度：很低=1，较低=2，一般=3，较高=4，很高=5	3.660	0.997

本文基于（1）～（3）式采用“三步法”检验引导型环境规制是否可以通过环境认知、价值感知、技术认知和社会信任影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策。表 8 的（1）、（3）、（5）、（7）

列中引导型环境规制均在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明引导型环境规制对规模养猪户的环境认知、价值感知、技术认知和社会信任水平具有显著促进作用，验证了假说 H2a、H3a、H4a 和 H5a。（2）、（4）、（6）、（8）列的中介效应检验（Sobel test）结果显示，环境认知、价值感知、技术认知和社会信任的检验统计量均十分显著。以上结果表明，引导型环境规制可以通过增强规模养猪户的环境认知、价值感知、技术认知和社会信任间接影响他们的生猪粪便资源化利用决策，验证了假说 H2b、H3b、H4b 和 H5b。

表 8 环境认知、价值感知、技术认知和社会信任的中介效应检验结果

变量名称	OLS	Probit 模型	OLS	Probit 模型
	环境认知	生猪粪便资源化利用	价值感知	生猪粪便资源化利用
	(1)	(2)	(3)	(4)
引导型环境规制	0.480*** (0.044)	0.622*** (0.102)	0.454*** (0.043)	0.653*** (0.101)
环境认知		0.218*** (0.079)		
价值感知				0.171** (0.079)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
中介效应		14.99%		11.12%
中介效应检验		2.675***		2.120**
变量名称	OLS	Probit 模型	OLS	Probit 模型
	技术认知	生猪粪便资源化利用	社会信任	生猪粪便资源化利用
	(5)	(6)	(7)	(8)
引导型环境规制	0.449*** (0.051)	0.610*** (0.103)	0.428*** (0.046)	0.649*** (0.101)
技术认知		0.332*** (0.071)		
社会信任				0.202*** (0.068)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
中介效应		21.36%		12.39%
中介效应检验		4.130***		2.830***

注：①括号中的数值为稳健标准误；②***、**分别代表在 1%、5% 的统计水平上显著。

（二）引导型环境规制的调节效应分析

为检验引导型环境规制在“约束型环境规制—规模养猪户生猪粪便资源化利用决策”和“激励型环境规制—规模养猪户生猪粪便资源化利用决策”过程中的调节效应，笔者在对引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制变量进行中心化处理后，基于（1）式中分别引入交互项“引导型环境规制×约束型环境规制”和“引导型环境规制×激励型环境规制”，并进行回归。另外，考虑到受访

者受教育水平差异以及农村人口老龄化,本文还开展了引导型环境规制对“约束型环境规制—规模养猪户生猪粪便资源化利用决策”和“激励型环境规制—规模养猪户生猪粪便资源化利用决策”调节效应的异质性分析。具体而言,笔者按照受访者是否受教育年限为9年及以上将全部样本划分为高学历组和低学历组,按照受访者是否1972年后出生将全部样本划分为新一代组和老一代组,并使用费舍尔组合检验(Fisher's permutation test)对交互项的组间系数差是否显著进行检验。表9报告了引导型环境规制调节效应的回归结果,其中(1)列和(2)列的结果显示,交互项“引导型环境规制×约束型环境规制”和“引导型环境规制×激励型环境规制”均在1%的统计水平上显著,且回归系数为正,表明引导型环境规制在约束型环境规制和激励型环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策中起到了显著的正向调节效应,验证了假说H6a和H6b。

表中(3)~(6)列是基于受访者受教育年限分组的异质性回归结果。在高学历组中,交互项“引导型环境规制×约束型环境规制”和“引导型环境规制×激励型环境规制”均在1%的统计水平上显著,且系数为正;但在低学历组中,只有交互项“引导型环境规制×约束型环境规制”在1%的统计水平上显著,且系数为正。通过观察组间系数差可知,交互项“引导型环境规制×约束型环境规制”在高学历组和低学历组的组间系数差为0.233,且在10%的统计水平上显著;交互项“引导型环境规制×激励型环境规制”在高学历组和低学历组的组间系数差为0.244,同样在10%的统计水平上显著。以上结果表明,相较于低学历组而言,引导型环境规制在“约束型环境规制—规模养猪户生猪粪便资源化利用决策”和“激励型环境规制—规模养猪户生猪粪便资源化利用决策”过程中对高学历组的调节效应更强。

表中(7)~(10)列是基于代际分组的异质性回归结果。不难发现,无论是新一代组还是老一代组,交互项“引导型环境规制×约束型环境规制”和“引导型环境规制×激励型环境规制”均在1%的统计水平上显著,且系数为正。通过观察交互项的组间系数差可知,虽然老一代组中两个交互项的系数均低于新一代组,但交互项的组间系数差均不显著。

表9 引导型环境规制的调节效应检验结果

变量名称	全样本 (1)	全样本 (2)	高学历组 (3)	低学历组 (4)	高学历组 (5)	低学历组 (6)
引导型环境规制	0.740*** (0.116)	0.677*** (0.105)	0.852*** (0.181)	0.667*** (0.153)	0.810*** (0.165)	0.576*** (0.141)
约束型环境规制	0.209** (0.100)		0.201 (0.155)	0.164 (0.146)		
激励型环境规制		0.276*** (0.093)			0.270** (0.136)	0.265** (0.140)
引导型环境规制×约束型环境规制	0.391*** (0.082)		0.498*** (0.138)	0.265*** (0.117)		
引导型环境规制×激励型环境规制		0.309*** (0.071)			0.410*** (0.113)	0.166 (0.108)

(续表 9)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
交互项的组间系数差			0.233* (P=0.097)		0.244* (P=0.070)	
观测值	656	656	407	249	407	249
变量名称	新一代组 (7)	老一代组 (8)	新一代组 (9)	老一代组 (10)		
引导型环境规制	0.732*** (0.176)	0.807*** (0.169)	0.695*** (0.163)	0.783*** (0.145)		
约束型环境规制	0.307** (0.136)	0.255* (0.152)				
激励型环境规制			0.474** (0.145)	0.234* (0.130)		
引导型环境规制×约束型环境规制	0.483*** (0.140)	0.342*** (0.114)				
引导型环境规制×激励型环境规制			0.443*** (0.128)	0.304*** (0.107)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制		
交互项的组间系数差	0.141 (P=0.309)		0.139 (P=0.287)			
观测值	253	403	253	403		

注：①括号中的数值为稳健标准误；②***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

六、结论与启示

作为世界上最大的发展中国家，中国一直把可持续发展战略视为重要的国家战略之一。21 世纪以来，中国畜牧业的迅速发展带来了畜禽粪便产量的激增，但畜禽粪便资源化利用情况不容乐观。作为国家可持续发展战略的具体化，环境规制是缓解经济发展与环境保护之间矛盾的重要政策措施。环境规制可以有效促进规模养殖户畜禽粪便资源化利用已经得到了部分学者的验证，但其中的作用机制尚不明确。

本文利用湖北省规模养猪户的微观调查数据，从理论和实证两方面分析了引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的影响，并在此基础上重点关注引导型环境规制通过中介变量影响规模养猪户生猪粪便资源化利用的间接效应，以及引导型环境规制在“约束型环境规制—规模养猪户生猪粪便资源化利用决策”“激励型环境规制—规模养猪户生猪粪便资源化利用决策”过程中的调节效应。

基准模型回归结果显示，在控制了一系列变量后，引导型环境规制、约束型环境规制和激励型环境规制均对规模养猪户生猪粪便资源化利用决策产生了显著的正向影响，其中，引导型环境规制的作用最大。在进一步研究中，本文通过中介效应检验模型验证了引导型环境规制除了直接影响规模养猪户的生猪粪便资源化利用决策外，还可以通过环境认知、价值感知、技术认知和社会信任间接地产生

影响。此外,引导型环境规制在约束型环境规制、激励型环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策的过程中起调节效应,但对于低学历组而言,引导型环境规制在激励型环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用决策过程中的调节效应作用不明显。

基于上述结论,可得到以下政策启示:第一,目前中国畜禽粪便资源化利用还有很大的提升空间,作为有效改善中国畜禽粪便资源化率的重要措施之一,环境规制体系的建设和完善有必要进一步加强,并需要加强不同类型环境规制措施之间的有效衔接;第二,引导型环境规制在约束型环境规制、激励型环境规制影响规模养猪户生猪粪便资源化利用过程中的调节效应应该得到重视,除了要加强地方相关部门对中央政策文件的解读,充分考虑低学历规模养猪户群体和老一代规模养猪户群体的认知水平外,还要增强引导型环境规制具体内容的吸引力;第三,除了发挥引导型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用的直接作用外,还应着重提高规模养猪户的环境认知、价值感知、技术认知和社会信任,尤其是尝试拓展更多渠道以增强规模养猪户生猪粪便资源化利用的价值感知和社会信任,例如,通过项目示范等方式,进一步提升规模养猪户选择生猪粪便资源化利用的概率。

本文仍存在一些不足。现实中,环境规制对养殖户畜禽粪便资源化利用决策的影响是隐蔽而又复杂的,虽然本文尝试寻找并验证了引导型环境规制对规模养猪户生猪粪便资源化利用的作用机制,但仍存在很多未知的作用机制,期望在未来能够开展进一步研究。

参考文献

1. 庇古, 2006: 《福利经济学》, 朱泂、张胜纪、吴良健译, 北京: 商务印书馆。
2. 宾幕容、覃一枝、周发明, 2016: 《湘江流域农户生猪养殖污染治理意愿分析》, 《经济地理》第 11 期。
3. 陈斌开、陈思宇, 2018: 《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业?》, 《经济研究》第 3 期。
4. 程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华, 2016: 《人力资本积累与农户收入增长》, 《经济研究》第 1 期。
5. 方颖、赵扬, 2011: 《寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献》, 《经济研究》第 5 期。
6. 盖豪、颜廷武、张俊飏, 2020: 《感知价值、政府规制与农户秸秆机械化持续还田行为——基于冀、皖、鄂三省 1288 份农户调查数据的实证分析》, 《中国农村经济》第 8 期。
7. 何可、张俊飏, 2014: 《农民对资源性农业废弃物循环利用的价值感知及其影响因素》, 《中国人口·资源与环境》第 10 期。
8. 何可、张俊飏、张露、吴雪莲, 2015: 《人际信任、制度信任与农民环境治理参与意愿——以农业废弃物资源化为例》, 《管理世界》第 5 期。
9. 何可、李凡略、畅华仪, 2021a: 《构建低碳共同体: 地方性共识与规模养猪户农业碳交易参与——以农村沼气 CCER 碳交易项目为例》, 《中国农村观察》第 5 期。
10. 何可、王安邦、张俊飏, 2021b: 《新时代中国农业教育发展的对策》, 《世界农业》第 8 期。
11. 和丽芬、赵建欣, 2010: 《政府规制对安全农产品生产影响的实证分析——以蔬菜种植户为例》, 《农业技术经济》第 7 期。
12. 李芬妮、张俊飏、何可, 2019: 《非正式制度、环境规制对农户绿色生产行为的影响——基于湖北 1105 份农户

调查数据》，《资源科学》第7期。

13.李乾、王玉斌，2018：《畜禽养殖废弃物资源化利用中政府行为选择——激励抑或惩罚》，《农村经济》第9期。

14.李涛、陈斌开，2014：《家庭固定资产、财富效应与居民消费：来自中国城镇家庭的经验证据》，《经济研究》第3期。

15.李卫、薛彩霞、姚顺波、朱瑞祥，2017：《农户保护性耕作技术采用行为及其影响因素：基于黄土高原476户农户的分析》，《中国农村经济》第1期。

16.刘丽、褚力其、姜志德，2020：《技术认知、风险感知对黄土高原农户水土保持耕作技术采用意愿的影响及代际差异》，《资源科学》第4期。

17.闵继胜、刘玲，2015：《机会成本、政府行为与农户农村生活污染治理意愿——基于安徽省的实地调查》，《山西农业大学学报（社会科学版）》第12期。

18.潘丹，2015：《规模养殖与畜禽污染关系研究——以生猪养殖为例》，《资源科学》第11期。

19.乔娟、张翎，2019：《政府干预与道德责任对养殖废弃物治理绩效的影响——基于养殖场户视角》，《中国农业大学学报》第9期。

20.阮荣平、郑风田、刘力，2014：《信仰的力量：宗教有利于创业吗？》，《经济研究》第3期。

21.石晓晓、郑国砥、高定、陈同斌，2021：《中国畜禽粪便养分资源总量及替代化肥潜力》，《资源科学》第2期。

22.王欢、乔娟、李秉龙，2019：《养殖户参与标准化养殖场建设的意愿及其影响因素——基于四省（市）生猪养殖户的调查数据》，《中国农村观察》第4期。

23.徐志刚、张炯、仇焕广，2016：《声誉诉求对农户亲环境行为的影响研究——以家禽养殖户污染物处理方式选择为例》，《中国人口·资源与环境》第10期。

24.杨惠芳，2013：《生猪面源污染现状及防治对策研究——以浙江省嘉兴市为例》，《农业经济问题》第7期。

25.于婷、于法稳，2019：《环境规制政策情境下畜禽养殖废弃物资源化利用认知对养殖户参与意愿的影响分析》，《中国农村经济》第8期。

26.尹昌斌、周颖、刘利花，2013：《我国循环农业发展理论与实践》，《中国生态农业学报》第1期。

27.虞祎、张晖、胡浩，2012：《排污补贴视角下的养殖户环保投资影响因素研究——基于沪、苏、浙生猪养殖户的调查分析》，《中国人口·资源与环境》第2期。

28.张郁、江易华，2016：《环境规制政策情境下环境风险感知对养殖户环境行为影响——基于湖北省280户规模养殖户的调查》，《农业技术经济》第11期。

29.赵玉民、朱方明、贺立龙，2009：《环境规制的界定、分类与演进研究》，《中国人口·资源与环境》第6期。

30.钟真、施臻韬、曹世祥，2021：《小农户农业生产环节外包的主观意愿与客观程度的差异研究》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第1期。

31.He, K., J. B. Zhang, and Y. M. Zeng, 2019, "Knowledge Domain and Emerging Trends of Agricultural Waste Management in the Field of Social Science: A Scientometric Review", *Science of the Total Environment*, 670: 236-244.

32.Langenbach, B. P., S. Berger, T. Baumgartner, and D. Knoch, 2020, "Cognitive Resources Moderate the Relationship between Pro-Environmental Attitudes and Green Behavior", *Environment and Behavior*, 52(9): 979-995.

33.Li, Q., J. J. Wang, X. Y. Wang, and Y. B. Wang, 2020, “The Impact of Alternative Policies on Livestock Farmers’ Willingness to Recycle Manure: Evidence from Central China”, *China Agricultural Economic Review*, 12: 583-594.

34.Rozelle, S., J. E. Taylor, and A. DeBrauw, 1999, “Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China”, *American Economic Review*, 89(2): 287-291.

35.Synodinos, N. E., 1990, “Environmental Attitudes and Knowledge: A Comparison of Marketing and Business Students with other Groups”, *Journal of Business Research*, 20(2): 161-170.

36.Zheng, C., Y. Liu, B. Bluemling, J. Chen., and A. P. Mol, 2013, “Modeling the Environmental Behavior and Performance of Livestock Farmers in China: An ABM Approach”, *Agricultural systems*, 122: 60-72.

（作者单位：¹华中农业大学经济管理学院；

²湖北农村发展研究中心；

³华中农业大学农业绿色低碳发展实验室）

（责任编辑：张丽娟）

How Do Environmental Regulations Affect Farmers’ Decision-making of Utilizing Livestock and Poultry Manure as Resources? From the Perspective of Perceptions of Large-scale Pig Farmers

ZHU Run HE Ke ZHANG Junbiao

Abstract: This article attempts to measure the guiding environmental regulations, constrained environmental regulations and incentive environmental regulations from the perspective of the perception of large-scale pig farmers, and discusses the impacts of these three types of environmental regulations on their resource utilization of livestock and poultry manure based on theoretical and empirical analyses. The results show that with the passage of time, more large-scale pig farmers began to use livestock and poultry manure as resources, but there is still much room for improvement. The guiding environmental regulations, constrained environmental regulations and incentive environmental regulations all exert significant influences on these farmers’ resource utilization of livestock and poultry manure, among which, the influence of guiding environmental regulations is the greatest. Further analysis shows that guiding environmental regulations also indirectly influence farmers’ resource utilization of livestock and poultry manure through environmental cognition, value perception, technology cognition and social trust. Guiding environmental regulations play a regulatory role in the relationships between constrained environmental regulations and farmers’ decisions, and between incentive environmental regulations and farmers’ decisions.

Keywords: Environmental Regulation; Pig Manure; Large-scale Pig Farmer; Resource Utilization; Mediating Effect; Moderating Effect

项目进村、不合作者与基层治理*

——基于江苏省天生桥村的调查

崔盼盼

摘要：在国家资源下乡和基层治理转型同步推进的背景下，基层社会面临新的治理环境。调查发现，项目进村阶段的不合作行为在资源向村庄聚集时显现出来，不合作者会利用各种机会提出利益诉求，其诉求涉及的利益相对微小、细碎，其行为具有反复性和不确定性，此类现象作为法治剩余事务和处于规范边缘的事务存在于村庄社会中。资源向村庄聚集激活了村庄利益主体的诉求，民意表达渠道的畅通为不合作者降低了要价成本，农民在公共建设中参与性不足使不合作者的要价行为缺乏社会约束。通过利益治理的方式回应不合作者，成为当前地方政府和基层组织的主要治理逻辑。利益治理能够在短期内化解项目落地过程中的不合作问题，却带来不合作行为再生产和基层治理“内卷化”困境。为破解基层治理转型困境，需重建村庄内部规范，加强基层自治组织建设，促进基层治理的规范性与有效性的平衡。

关键词：不合作行为 项目进村 乡村治理 治理转型

中图分类号：C913.6 **文献标识码：**A

一、问题的提出与文献综述

农村税费改革以来，中国乡村治理模式和基层治理环境发生巨大转变。一方面，国家不断向农村输入资源，改善村庄基础设施，有效提升农民福祉，国家与农民的关系发生深刻变革；另一方面，在治理转型的背景下，政府回应基层社会需求的能力不断增强，同时国家将建立现代公共规则作为农村基层政权建设的重要方向，基层治理趋于规范化。资源下乡时期，项目进村激活了村庄社会利益，在村庄公共品供给的过程中，少数农民为争取更多的私人利益采取不合作行为，导致村庄集体行动难以达成，项目落地受到影响。党的十九大报告明确提出实施乡村振兴战略。乡村振兴，治理有效是基础。在国家资源下乡和基层治理规范化转型同步推进的背景下，基层社会面临新的治理环境。如何妥善应对项目落地过程中的不合作问题，进而促进基层有效治理，既涉及基层治理秩序的维系，也关乎基层

*本文系国家社会科学基金青年项目“乡村振兴背景下农村‘三治’协同机制研究”（项目编号：18CZZ037）的阶段性成果。

治理转型的顺利实现。

针对基层治理中的不合作行为引发的治理问题，学界展开了十分丰富的研究。在以往相关研究中，不合作的行为主体被称为“边缘人”（田先红、高万芹，2013）、“钉子户”（吕德文，2009）和“机会主义者”（陈锋，2015）等，本文采用“不合作者”的表述。从研究范式来看，相关研究主要采取以国家为中心的理论分析范式，从国家治理能力、地方政府应对策略、国家代理人等角度展开对不合作行为及其治理的分析。学界重点关注了不同阶段基层治理中不合作者的类型与应对和处理不合作行为的方式，相关研究涉及农业税费时期、征地拆迁时期和资源下乡时期。

一是关于农业税费时期不合作行为的研究。在一定的农业税费负担下，与特困户之间“攀比”是这一时期尾欠户产生的重要原因（吕德文、陈锋，2008）。尾欠户增多导致税费征收成本增加，乡村干部通过各种正式和非正式手段治理尾欠户，其中包括“软硬兼施”的手段（吕德文，2009）和资源捆绑连带的方式（陈锋，2014）等。农业税费时期，地方政府和基层组织可以实现对不合作行为的有效制约，其原因在于农民的权利与义务可以在治理实践中实现平衡。这一时期，基层组织具有配置物质性资源和权威性资源进行乡村治理的能力（申端锋，2010），对于拒缴税费的农户，基层组织可以利用手中掌握的集体财产分配权等治理资源对其进行规约和制衡。这种权利与义务平衡的关系不断再生产着农民的公平观和社区的正义观（赵晓峰，2011），并持续维系着村庄社会秩序。但是，由于农业税费时期的基层治理强调治理实效，忽视治理规则，进而造成基层治理规范性不足。

二是关于城镇化进程中围绕征地拆迁出现的不合作行为的研究。在城市扩张和城镇化飞速发展的阶段，围绕征地拆迁展开利益博弈成为一种常态。政府与拆迁户之间存在大量或明或暗的增量博弈空间（周娟，2019）。征地拆迁过程中出现的不合作者（亦即所谓的“钉子户”）与其他拆迁户之间出现了“补偿差异”（桂晓伟，2016），拆迁安置政策的实施存在“弹性运作”（王福强，2020），带来了不平等的示范和倒逼效应，增强了拆迁户的相对剥夺感和不公平感，刺激了不合作行为的产生。政府采用“非正式的软手段”（武小龙，2018）和私人治理的方式（曾红萍，2013）治理不合作者，或引入拆迁公司展开“半正式治理”（谢小芹，2014）。这一阶段，地方政府对拆迁中不合作行为的治理过程充满了权宜性、随意性、策略性和隐蔽性，这种模糊治理引发了维权抗争的异化、社会治理的不公和公共利益的受损，阻碍了社会治理的规范化进程。

三是关于资源下乡时期不合作行为的研究。农村税费改革后，国家向农村输入越来越多资源，地方政府和基层组织很重要的一项治理任务就是将国家资源合法合规地分配下去，以提升村庄公共品的供给水平和农民的福祉。在项目进村开展村庄建设的过程中，基层治理遭遇机会主义者（陈锋，2015）。在项目开展过程中，少数村民的利益冲动彰显，导致村庄集体行动难以达成，公共品供给的对接成本增加，项目资源无法顺利惠及广大村民。针对项目落地过程中出现的不合作者，地方政府和基层组织主要采取以下两种方式展开治理：其一，消极回应。在维稳的压力下，地方政府和基层组织缺乏应对不合作行为的强制手段，不得不采取消极态度来妥协、回避和退让，甚至放弃项目资金和村庄公共建设。其二，引入灰黑势力。地方政府主持开发和建设时，在不具备使用暴力的合法性的情况下，借助地方势力等私人暴力快速处理不合作行为（陈柏峰，2018），以清除村庄公共建设中的潜在障碍。消

极回应和借助私人暴力的治理手段都是策略主义的“摆平处理”，是实用主义的治理方式和非正式的治理手段，引入灰黑势力的私人治理方式更是缺乏合法性，它消解了公共规则，造成了乡村治理的去公共化和基层治理的“内卷化”（贺雪峰，2011）。

既有研究结合不同阶段的政策特点和治理环境展开对农民不合作行为及其治理的分析，新近的研究将焦点放在资源下乡时期村庄公共品供给过程中出现的不合作者，呈现新的时代背景下基层治理逻辑的深刻转变。但既有研究仍存在一些不足：首先，既有研究虽充分注意到项目进村阶段基层治理中存在的非合作问题，但是，对于资源下乡时期此种类型的非合作者的个体特征、非合作行为的逻辑以及治理机制仍缺乏专门系统的分析。其次，随着国家治理转型的持续推进，基层社会的治理环境正在发生深刻变迁，既有研究较少关注治理体制变迁对非合作者及其行为的影响，而基于具体经验展开的对基层治理转型困境的反思也相对匮乏。鉴于此，本文将延续资源下乡时期基层治理转型的研究，以项目进村过程中出现的非合作行为作为研究对象，展示村庄公共品供给过程中非合作者的行为表现与生成逻辑。在既有研究的基础上，本文将农民非合作行为置于基层治理转型的背景下，探讨基层治理转型对农民非合作行为及其治理的影响。区别于既有的从社会变迁、农民维权和利益博弈等视角进行的研究，本文从治理体制的角度对农民非合作行为及其治理展开分析。

本文的经验材料来自江苏省南京市溧水区天生桥村，2020年末笔者及团队成员在天生桥村开展了为期20天的驻村调研，调研过程中对基层干部和农民群众进行了深度访谈，主要了解了当地的项目进村情况与基层治理转型的过程和机制。调研发现，当地项目实施过程中存在部分村民非合作导致项目进程受阻的现象，这构成了本文问题意识的来源。调研访谈了若干名基层干部、村民小组长和普通村民。在深度访谈的基础上，笔者跟踪了村干部开展人居环境整治工作的过程，并有幸亲临了村干部调处矛盾的现场，同时收集了村庄最近几年项目实施的相关文件资料。

天生桥村位于江苏省南京市溧水区的西北部，属于城乡接合部，人口约有4500人，辖15个自然村，自然村分布较为分散，每个自然村又分为2~3个村民小组。自然村根据人口规模设置了村民小组长、会计和党小组长。由于地处工业发达的省会城市郊区，天生桥村大部分劳动力保持着在本地务工的就业模式，家庭平均年收入在10万元左右。

二、项目进村过程中不合作行为的表现

随着城镇化的发展和城乡一体化的推进，近几年溧水区踏上了发展的“快车道”，大量项目资金和惠农政策下乡，各类发展项目在各个乡镇落地。以溧水区天生桥村为例，该村最近几年承接的项目中既有省级大型项目，也有区级、街道级项目，其中大型项目包括工业园区征地、秦淮河航道整治、美丽乡村建设、高标准农田整治等，小型项目则主要有自然村的文体广场建设、道路硬化、停车场工程，以及机耕路提升、公厕建设、水塘整治、人居环境整治工程等。各类项目资源的输入，使得资源在村庄高度集聚。与此同时，项目的实施涉及当地群众的一些配合性工作，在具体的项目协调过程中出现了部分村民不合作的现象，给项目落地和基层治理带来了一些困扰。

案例 1：天生桥村开展污水管网改造工程，涉及对村内管道的重新规划。项目实施过程中，陈某多次拨打“12345”市长热线投诉，说施工导致他家院落围墙墙面出现裂缝，要求施工队赔偿。村干部前去查看，发现是陈旧裂缝。村里联系了城建部门派人到现场鉴定，也证明是陈旧裂缝。村里如实回复，陈某依然不满意，反复拨打“12345”，村干部多次上门解释无效。在做工作的过程中，村干部了解到，由于陈某家院落围墙老旧，陈某希望借助项目施工的机会，让施工队帮助他修补围墙。（20201213-CWHHYS^①）

案例 2：天生桥村开展农村公路提升项目，涉及道路两旁的环境卫生整治。一位姓张的老太太家门口堆了一堆瓦片，村委会提出让张某将瓦片收到院内，张某直接拒绝，说“这是我家的（瓦片），我愿意放在哪里就放在哪里，不收也不给”。村干部上门做工作，连续一个月每天早中晚各去一次，还找她的儿子帮忙做工作，来回反复谈了一个月，未能说服。经过多次做工作，最后村里给了 240 元将瓦片回收，而瓦片当时的市场价为 0.3 元/块，这一堆瓦片大约有 80 块。（20201220-CWHHYS）

案例 3：供电部门在天生桥村栽电线杆，涉及占用农户的宅基地或承包地，政策统一规定给予的补偿是每户 200~500 元，大部分农户都同意。在征求彭某意见时，彭某提出 3000 元的赔偿要求，如果施工队不满足他的要求他就不同意栽电线杆。村干部和施工队与彭某经过反复协商，最后给了他 1000 元，彭某才答应栽电线杆。此事之后，有几位村民到村委会问村干部：“同样都是栽电线杆，为什么他可以多拿钱？”导致村干部后期开展工作的过程中遇到不少难题。（20201213-WHHDS^②）

基于上述案例，可以发现，在村庄公共品供给过程中，农民不合作行为呈现以下几个突出特征。

第一，从发生场域来看，不合作行为发生在乡村常规治理场域中。区别于以往学界和媒体所关注的相对激烈且具有较大影响力的社会事件（郁建兴、黄飏，2016），资源下乡时期的不合作行为大多发生在村庄日常的项目建设过程中。不合作行为带来的矛盾密度不高，涉及的冲突烈度不大，但充满了“扯”和“磨”的特征，基层干部将项目落地过程中出现的不合作者称为“难缠户”。此类不合作行为对村庄日常工作的开展和村庄常态秩序的维系会产生负面影响，村干部需要花费大量的时间和精力来处理和回应不合作者带来的治理问题。

第二，从行为特征来看，不合作者主要谋取的是经济利益。在谋取经济利益的过程中，不合作者的行为边界具有模糊性，他们会根据自己的主观认知和个体经验提出利益诉求。当其利益诉求未得到满足时，他们会采取“非暴力不合作”的方式阻碍项目实施，要求地方政府和基层组织回应他们的诉求。不合作者的谋利边界不清晰，导致其行为具有很强的不确定性和反复性，比如今天答应了，明天又反悔了，在获得一次好处之后，下次出现新的利益时还会再站出来。

第三，从行动价值来看，不合作者以个体权利本位为价值导向。农业税费时期的不合作者往往被学界当作村庄社会“边缘人”的一种类型来处理，他们是游离于村庄主流社会之外、有其自身独特文

^①本文涉及的案例中所有人名均系化名，括号内为访谈资料编码，由访谈时间、访谈地点简拼信息组成，例如，“20201213”代表访谈时间为 2020 年 12 月 13 日，“CWHHYS”代表访谈地点为天生桥村村委会会议室，余同。

^②“WHHDS”代表访谈地点为天生桥村文化活动室。

化的群体，是村庄中的少数村民（田先红、高万芹，2013）。资源下乡时期的不合作者并非村庄社会的边缘群体，他们大多是村庄中的普通群众，其行为受个人利益驱动，具有理性化和功利化的特征。

第四，从行为影响来看，不合作者的行为具有一定的社会示范效应。村庄中的其他村民看到采取不合作行为有利可图时，会产生不满情绪和相对剥夺感，并效仿不合作者的行为。不合作者的行为具有带动性和扩散性，对村庄中其他村民的观念和行为产生影响，加剧了乡村社会的“结构混乱”（董磊明等，2008），破坏了乡村社会和基层治理的公共规则，使得村庄秩序缺乏保障。

总体而言，项目进村阶段的不合作行为在资源向村庄聚集时显现出来，不合作者会利用各种机会提出利益诉求，其诉求涉及的利益相对微小、细碎，其行为具有反复性和不确定性，基层组织难以稳定控制，因而它可能演化为常规治理中潜在的治理风险。此外，由于不合作者的诉求具有模糊性，既有的基层治理规则难以有效制约其行为。具体而言，从法律的角度来看，不合作者的行为并未违反法律法规，即“不违纪、不犯法”；从地方性规范的角度来看，不合作行为充满了“扯”和“磨”的特征，往往涉及不合常理的要求，难以被地方性规范体系所覆盖。对于这类行为，基层干部难以借助刚性的法律条文和柔性的地方性规范进行约束，此类现象作为法治剩余事务（吕德文，2019）和处于规范边缘的事务存在于村庄社会中，属于基层治理的灰色地带。

三、基层治理转型与不合作行为的产生

不同阶段的不合作行为受到国家制度环境、基层治理形态和村庄社会结构等多重因素的影响。农业税费时期，农民承担着税费压力，在与困难户攀比的过程中，出现了一些尾欠户，成为国家政策落地的障碍。在征地拆迁过程中，一部分农民与政府之间产生利益博弈，他们为追求远高于普通拆迁户（可以）得到的补偿金额，与政府讨价还价以获得最大利益。在资源下乡的背景下，项目进村进一步推动了基层治理转型，基层社会中多元利益主体之间关系发生了变化。此外，在推进国家治理体系和治理能力现代化的总体目标的过程中，基层治理的权力结构和运行规则也发生相应的转变，基层组织朝着服务型组织转型。同时，国家不断加强对基层权力运作过程的监督，乡村治理趋于规范化、程序化和规则化（桂华，2018）。伴随着基层治理转型，乡村社会的内部秩序也在不断被塑造和改变着，项目进村过程中不合作者的出现与基层治理体制的变迁密切相关。

首先，项目进村使得资源向村庄聚集，激活了村庄利益主体的诉求。取消农业税之前，农民需要上缴税费提留来发展村庄公益事业，村庄公共品的成本由农民以货币和提供劳力的方式承担。取消农业税之后，国家不再向农民收取税费。资源下乡时期，国家以财政专项转移支付的方式大量向农村输入资源，加大对乡村建设和发展的投入，农民成为资源分配的对象和直接受益者。在资源下乡和惠农资金源源不断输入村庄的背景下，村庄公益事业不再需要农民出钱出力，农民对中央政策的认同度较高，但也出现国家出资开展村庄建设是“应该做的”思想乃至“等靠要”现象。在国家资源下乡项目协调的过程中，虽然配套了相关的补偿措施，但难以覆盖农民的个性化诉求。在村庄资源日益聚集的背景下，一部分农民的利益诉求被激活，一些懂政策、会谈判的“聪明人”抓住资源下乡的获利机会，并产生一种“反正是国家的钱，多要一点是一点”的心理预期，他们借机要价，在项目落地过程中采

取不合作行为。

其次，服务型政府拓展了农民的诉求表达渠道，为不合作者降低了要价成本。在服务型政府理念的指导下，国家加快推进行政管理体制改革，不断提升公共服务水平和公众满意度，其中最具代表性的是“12345”市长热线和网格化管理系统等技术治理平台的建立。现代治理体系的建设和完善，一方面拓展了农民表达诉求的制度化渠道，降低了民意表达的门槛，促使村庄社会内部诉求得以快速有效地向上反映（杜姣，2019）；另一方面相关制度安排也使得个性化诉求不断被放大和延续，农民的诉求不断被制造和再生产出来（田先红，2019），民意表达渠道逐渐被一些机会主义者利用来表达自己的不合理诉求。此外，现有治理体系要求地方政府和基层组织积极回应民众诉求。部分农民深谙基层干部面临自上而下的行政考核压力，他们知道“国家政策一定会实施，政府项目一定要落地，诉求一定能得到回应”。正是抓住这种心理，不合作者拿捏住地方政府和基层组织的软肋进行利益博弈，以争取个人利益，少数群众的诉求表达甚至异化为低成本的私人利益表达和无边界的个体权利实践。这种行为逻辑呈现的特征是，只要其具体的利益谋取没有得到满足，不合作者就可以借助制度化渠道经由抽象的政治话语将个性化诉求转换和放大为农民群体的政治表达。

最后，与资源下乡和规则下乡相对的是，农民在公共建设中参与性不足，不合作者的要价行为缺乏社会约束。一方面，随着国家治理能力的提升，国家在强化对基层社会的资源要素输入和制度供给的同时，基层大量治理事务也被纳入国家治理的范畴（桂华，2021）。另一方面，市场经济的冲击加大和提高了村庄社会的流动性和分化程度，村庄社会的原子化特征日益凸显，村民之间的情感纽带和利益关联弱化（夏柱智，2015），村民之间的“不得罪”逻辑盛行。随着基于宗族、村庄等传统共同体的地方性规范的解体，村民“搭便车”行为和不合理行为难以得到社会制裁，一些违背道德的不合理行为因缺少村庄地方性规范的制约而大行其道。在乡村治理现代化的背景下，国家力图把具有现代性的治理规则嵌入乡村社会内部（韩鹏云，2020），以此来重建基层治理的公共规则和秩序。国家主导村庄公共品建设，使得村庄社会日益成为国家治理和改造对象。与国家大包大揽投入资源相对的是，农民组织起来参与公共事务的积极性不高，对村庄公共事务置身事外。对于项目落地过程中出现的不合作者，农民选择听之任之，村庄内部难以形成对不合作行为的制约机制。

四、不合作行为的治理与基层治理转型的困境

在资源下乡和项目进村的背景下，基层组织运行的经济基础和治理任务发生转变。一方面，国家大量的转移支付构成了基层组织最重要的经费来源，基层组织需要与政府密切合作才能获得更多的项目支持；另一方面，各种项目涉及征地、占地，包括改造村庄基础设施和生活环境等，下乡的资源与广大的农民之间产生密切关联，基层组织的主要任务变成如何将国家资源合法合规地分配下去。由此，地方政府和基层组织既要严格按照上级政府的规定行事，同时还要确保项目的顺利落地。妥善应对项目落地过程中的不合作问题成为地方政府和基层组织非常重要的一项工作。通过利益治理的方式回应不合作者，成为当前地方政府和基层组织的主要治理逻辑。

（一）利益治理：基层组织的治理逻辑

利益治理是指地方政府和基层组织通过现实利益让渡的方式来解决项目进村过程中出现的农民不合作问题。利益治理在治理目标上具有可控性，在治理手段上具有市场性，在治理结果上具有暂时性。在天生桥村，基层干部普遍采用利益吸纳、利益交换和利益补偿等方式实现对不合作者的治理。利益吸纳是指通过利益输送的方式实现对不合作者的吸纳式治理。如在村庄人居环境整治过程中，存在垃圾清扫、杂物整理和杂草清理等各种务工机会，村民小组长和村干部倾向于将这些有限且相对轻松的务工机会分配给那些可能会给基层工作带来麻烦的不合作者。通过这样有倾向性的资源分配方式，实现基层组织与不合作者之间博弈的暂时性平衡，在短期内降低不合作行为对项目实施的影响。利益交换是指地方政府和基层组织提供相应的条件来满足不合作者的要求，以换取相关人员在项目落地过程中的同意和配合。利益补偿是指通过直接的物质福利对不合作者进行补偿，适当满足他们的物质需求，弥补其在项目落地过程中的相关损失，以推动项目顺利实施。利益补偿的经费主要有两个来源：一是乡村两级的公共支出，在天生桥村表现为项目协调经费，这笔项目协调经费是地方政府为确保项目落地而匹配到村一级的工作经费，其中大部分用于治理项目落地过程中不合作行为；二是通过“做账”的方式，将用于补偿相关人员的不合规资金纳入正规的财务报账体系，比如将摆平不合作者的额外支出以务工费的名目报账。

案例4：天生桥村开展水泥路拓宽新建工程，工程涉及农户家门口的道路硬化和卫生清理工作。当工程开展到徐某家门口时，发现徐某家的院门口堆满了柴火和杂物，工程无法推进。据村民说，徐某家早已不再使用柴火灶，柴火一直堆在院门口未清理。村民小组长找到徐某，提出让他将柴火放到院内。徐某提出，自己白天要打工，没有时间搬柴火。村民小组长说可以安排清洁员协助处理。徐某答应在第二天下班后处理。但到了第二天徐某又以院落面积小容纳不了为由，不配合工作。第三天，村民小组长又找到徐某，徐某提出村里可以掏钱将柴火买下来，否则他宁愿不修家门口的路。工程搁置近一周后，村委会在施工进程的压力下，最终以务工费的名目，补偿给徐某一笔费用，才最终将柴火清理干净。（20201220-CWHHYS）

案例5：天生桥村修建文化广场，经过项目设计和规划，需要在原有场地的基础上扩大面积并安装健身设施，项目建设涉及占用田某家门口的部分菜园地。村干部征求田某意见，提出按照相关政策标准给予田某一定的补偿。多次做工作后，田某还是没有同意，坚持提出高于政策标准的赔偿要求。村干部解释说补偿标准不能随意上浮，因为村里一系列的公共建设都是按此标准进行的，一旦满足田某的要求，可能会引起其他涉及占地补偿的村民的不满。经过多次协商，村干部最后在按照政策标准给予田某补偿的同时，答应以广场建设项目的名义，帮助田某将家门口其余的菜园地都实现硬化，并为其修补和加高院墙，田某最终同意了。（20201217-WHGC^①）

在过往的工作中，地方政府和基层组织将低保、精准扶贫等惠民保障政策作为治理资源，来服务于对不合作者的治理工作（王福强，2020）。但是，随着政策规范化程度的提高，可供地方政府和基

^① “WHGC”代表访谈地点为天生桥村文化广场。

层组织运作的利益治理空间越来越小。利益治理积极的一面在于通过尽可能地在合法合规的框架内满足不合作者的需求以取得他们的配合,进而让项目工程能够在村庄内如期推进,顺利实现政策目标。然而,利益治理并不意味着实现了村庄的有效治理。从治理效果来看,利益治理是试图在规范的政策框架内寻求经济补偿的弹性空间,通过利益吸纳、利益交换和利益补偿,推动项目工作顺利实施、政府政策有效落地,进而实现国家治理目标。在此过程中,村庄内部矛盾的解决依靠的是国家资源的输入,村庄社会并未在公共建设和矛盾化解中形塑出有效的治理机制,村级组织的治理能力也未得到明显提升。采取利益治理的方式来应对不合作者,往往进一步加深村庄治理对外部治理资源的依附性。从治理技术来看,利益治理是一种暂时性的治理,具有不可持续性,其治理过程往往基于一种非正式的行动逻辑,是一种软性的、模糊的非正式治理方式,而如此具有倾向性的利益分配模式难以生成基层有效治理所需的规则与价值。

采取利益治理的方式应对不合作行为,这背后是在传统治理手段受到约束,现代治理方式又无法全方位覆盖村庄治理事务的背景下,基层社会出现治理规则断裂的问题。具体而言,一方面,基层治理规范化转型提升了基层组织权力运作的规范性,但也压缩了基层治理的弹性空间,导致基层治理可援引的有效治理手段不足。在基层治理规范化转型的背景下,基层组织必须使用制度框架内的方式,依法依规处理基层治理中的不合作行为。过去的软硬兼施(吕德文,2009)、策略主义(欧阳静,2011)、连带式制衡(陈锋,2012)、感情运作(陈柏峰,2007)等治理方式式微。另一方面,当前乡村社会仍处于从传统社会向现代社会转型的过渡阶段,基层社会的治理场域仍具有极强的不规则性和复杂性(仇叶,2017),包含本文探讨的不合作行为在内的种种法治剩余事务在基层治理中普遍存在。然而,基层社会规范化治理难以有效回应基层治理需求,突出表现为规范化治理难以吸纳不规则治理事务,导致基层治理过程中政策执行的制度空间不足,缺乏有效应对不合作者的治理方式。

(二) 基层治理“内卷化”

利益治理本质上是基层组织在治理任务高压和治理手段匮乏的背景下,寻找化解国家治理目标与村庄社会逻辑之间张力的策略性手段。以利益治理为导向的非正式治理存在一定的治理限度,效果十分有限,表现为利益吸纳、利益交换和利益补偿等方式只能暂时性地安抚不合作者,无法实现治理的持续性和有效性。同时,利益治理会促使不合作行为再生产,削弱了基层治理的规范性和公共性,导致基层治理转型陷入“内卷化”困境。

首先,利益治理促使不合作行为再生产,降低了基层治理绩效。利益治理是基层组织达到短期治理目标和解决临时性问题较为便捷的方式,但这种方式会导致机会主义的行为冒头。不合作者利用地方政府和基层组织必须落实国家政策的心理,为争取额外利益展开博弈,并在村庄中形成示范效应,诱发更多的不合作行为发生。类似的不合作行为不断被再生产出来,项目落地面临的治理成本上升,增加了基层治理的不稳定性。为了控制和降低基层治理过程中累积的治理风险,地方政府和基层组织不得不延续利益治理的方式,通过投入更多的时间、精力和财力来处理 and 应对,基层治理陷入“内卷化”困境:基层组织为了治理不合作行为而采取利益治理的方式,反而导致了更多不合作行为的产生,直接损耗与侵蚀了国家与地方公共资源,降低了基层治理绩效。同时,利益治理无法实现对不合作者

的稳态治理，一旦有新的利益进入，此类行为又会再次出现，基层干部难以对不合作者进行硬性约束，村庄无法形成妥善应对不合作行为的秩序和规范。

其次，利益治理强化了策略主义的基层治理逻辑，削弱了基层治理的规范性和公共性。通过利益吸纳、利益交换和利益补偿等方式来处理不合作行为，本质上仍然是策略主义的治理逻辑。对于个人利益驱动下的不合作者的要价行为，通过适当满足其个性化诉求，能够暂时摆平和安抚不合作者，化解不合作行为，以实现推动村庄项目进展的短期目标。但是，对不合作者利益诉求的满足，增加了其他村民的相对剥夺感和不公平感，破坏了社会公平正义观，消解了村庄公共规则。在此过程中，少数村民的机会主义与基层组织的策略主义相互形塑，增强了基层治理的风险和不确定性。基层组织采取利益治理的方式应对项目落地过程中的不合作者，造成基层权力运作充满了短期性和权宜性，基层社会缺乏稳定的、普遍的治理规则。这与基层治理规范化的要求背道而驰，导致基层治理转型困境。

五、总结与讨论

资源下乡时期，村庄社会在进行项目协调的过程中，一部分具有谋利导向的农民，提出“合法但不合理”的个性化诉求，以“非暴力不合作”的方式阻碍项目实施和资源落地，破坏了村庄日常治理秩序，降低了村庄公共品供给效率。农民不合作行为的出现与当前基层治理转型密切相关，国家治理现代化转型推动了基层治理转型，民意表达渠道愈益畅通，村庄治理日益嵌入国家治理轨道，而项目进村促进了资源在村庄高度集聚。在项目落地过程中，对于部分村民的不合作行为，基层组织多采取利益治理的逻辑来处理和应对以推动项目顺利实施，利益治理的方式是基层组织在自上而下的规范化治理要求与自下而上的非制度化治理需求之间寻找平衡的策略性选择。利益治理可以实现对不合作者的暂时性摆平和安抚，但存在一定的治理限度。利益治理会降低基层治理绩效，导致不合作行为的再生产，使基层治理陷入“内卷化”困境。

项目进村过程中出现的不合作现象以及基层组织应对不合作行为的逻辑反映了当前乡村治理体制与乡村社会治理现实之间存在一定程度的不匹配。乡村治理是国家治理在农村基层社会的具体实践，乡村治理既具有“国家性”，也具有“基层性”（桂华，2021）。乡村治理的双重属性意味着基层治理转型既受到国家力量的影响，也受到乡村社会自身特质与社会基础的影响，乡村治理转型包含着国家与乡村社会的双向互动。鉴于此，乡村治理的有效性和乡村治理现代化的可行性取决于乡村治理体制与乡村社会治理现实的匹配程度（贺雪峰，2017）。在治理现代化转型的背景下，基层组织也发生了重大变化。具体表现为村干部的专职化，基层权力运行的规范化，以及治理过程程序化、精细化和技术化。国家试图通过现代公共规则重塑基层社会。但是，在现实层面，现代化的法律规则和规范化制度体系面对的是不规则的基层治理事务和利益诉求多元化的农民。在具体治理实践中，基层治理规范化转型的同时也压缩了基层治理的弹性空间，导致大量非规则的治理事务无法纳入既有治理体制的范畴，处于治理灰色地带和“权力真空”地带（李祖佩，2012），乡村治理需求无法得到有效回应，并进一步带来村级治理有效性不足和基层治理能力弱化。如何填补基层治理规范化与村庄治理不规则性之间的治理缝隙，将基层治理体制的制度优势转化为治理效能，是破解当前基层治理转型困境的关

键。基于上述分析，笔者认为，重建村庄内部规范，加强基层自治组织建设是破解当前基层治理转型困境的重要出路。

第一，重建村庄内部规范，提升村庄社会的公共性。在坚持和加强党对乡村治理的集中统一领导、构建完善的乡村治理多元共治体制机制的背景下，现代乡村治理的制度框架和政策体系基本形成。但法治剩余事务仍大量存在于乡村社会，仅依靠单向度的外部规则输入难以满足基层治理的现实需求，亦不能很好地应对基层社会复杂的治理现实。国家在向村庄输入现代公共规则的同时，应注重村庄内部规范对村庄秩序的维系作用。应重建和激活村庄内部规范，通过内部规则体系的再造，实现地方性规范对村庄价值体系的整合，发挥内部规范对村社成员的社会性约束，形成有效的治理规则并提升村庄治理的公共性。对于当前日益原子化的村庄社会来说，可以从以下两条路径来重建村庄内部规范：一是积极探索制定村规民约，发挥村规民约的作用，强化农民的集体认同，完善村庄内部约束机制，实现村庄社会权威的再造。二是依靠自上而下的制度输入促进村庄社会的公共性的生产。比如通过治理机制的设立和制度规则的输入，对个体行为进行规范和约束，制约少数农民的投机行为，重建农民与集体的权利义务关系。实践中一些地区正在积极推进的“诚信档案”和“道德红黑榜”等制度，对于塑造村集体的治理权威，强化村级治理权力和自治基础，调适国家与农民的关系，具有重要的借鉴和指导意义。

第二，加强基层自治组织建设，提升基层治理的自主性和能动性。基层治理体系是国家权力与村庄社会有效互动的重要载体，基层组织构成了承接农民自身利益表达并与国家沟通协商的中间区域，即“第三领域”（黄宗智，2007）。在向服务型和技术治理转型的过程中，行政科层体系向基层组织延伸，基层组织日益正规化和行政化，村干部逐渐成为承接国家任务的行政工作人员，其回应农民内生性治理需求的动力下降。随着国家权力的下沉，村干部作为代理人和当家人的双重角色及其功能被弱化。鉴于此，国家在推进基层治理规范化的同时应保持村民自治的自治边界和自治空间，提升基层治理的自主性。需要重新重视并强化村干部在整合与回应村民诉求、组织与动员群众等方面的基础性作用，加强村民委员会、村民议事会等村民自治组织建设，拓展基层自治空间，完善国家行政权与村民自治权之间的衔接机制，确保基层组织既不偏离制度化要求又能积极作为，以增强基层治理的活力。

第三，促进基层治理规范性与有效性的平衡。农业税费时期，为了推进政策落地，国家给予基层干部自由裁量空间，却导致基层干部对农民的“合法伤害”。在当前阶段，国家通过一系列制度体系建设和治理结构调整，不断强调和赋予基层组织“合规性权力”，以规范基层组织的权力运行，通过制度化手段理顺基层治理体制，促使基层组织在合法合规的条件下行使权力，构建基层治理的合法性基础。但是，还要确保基层组织在合规使用权力的同时，拥有了相应的资源配置能力，保持基层治理手段的多样性和治理工具的丰富性，增加基层治理的弹性空间，提升基层治理体系的灵活性与多元性，强化基层治权，以对应基层社会不规则的治理事务和复杂的治理情境，回应乡村治理的实际需求，促进基层治理规范性与有效性的平衡。

参考文献

- 1.陈柏峰,2007:《从利益运作到感情运作:新农村建设时代的乡村关系》,《开发研究》第4期。
- 2.陈柏峰,2018:《乡村“混混”介入的基层治理生态》,《思想战线》第5期。
- 3.陈锋,2012:《连带式制衡:基层组织权力的运作机制》,《社会》第1期。
- 4.陈锋,2014:《从整体支配到协商治理:乡村治理转型及其困境——基于北镇“钉子户”治理的历史考察》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第6期。
- 5.陈锋,2015:《分利秩序与基层治理内卷化 资源输入背景下的乡村治理逻辑》,《社会》第3期。
- 6.董磊明、陈柏峰、聂良波,2008:《结构混乱与迎法下乡——河南宋村法律实践的解读》,《中国社会科学》第5期。
- 7.杜姣,2019:《服务型政府转型中的技术治理实践——以12345政府服务热线的乡村经验为例》,《西南大学学报(社会科学版)》第6期。
- 8.桂华,2018:《面对社会重组的乡村治理现代化》,《政治学研究》第5期。
- 9.桂华,2021:《迈向强国家时代的农村基层治理——乡村治理现代化的现状、问题与未来》,《人文杂志》第4期。
- 10.桂晓伟,2016:《拆迁钉子户的生产机制:不平等的示范和倒逼效应》,《领导科学论坛》第13期。
- 11.韩鹏云,2020:《乡村治理现代化的实践检视与理论反思》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第1期。
- 12.贺雪峰,2011:《论乡村治理内卷化——以河南省K镇调查为例》,《开放时代》第2期。
- 13.贺雪峰,2017:《乡村治理现代化:村庄与体制》,《求索》第10期。
- 14.黄宗智,2007:《集权的简约治理:中国以准官员和纠纷解决为主的半正式基层行政》,载黄宗智(主编)《中国乡村研究》第5辑,福州:福建教育出版社。
- 15.李祖佩,2012:《“资源消解自治”——项目下乡背景下的村治困境及其逻辑》,《学习与实践》第11期。
- 16.吕德文,2009:《治理钉子户——农村基层治理中的权力与技术》,华中科技大学博士学位论文。
- 17.吕德文,2019:《乡村治理法治化的实践过程——基于P县砂石盗采治理的分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 18.吕德文、陈锋,2008:《在“钉子户”与“特困户”之间——重新理解税费改革》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 19.欧阳静,2011:《压力型体制与乡镇的策略主义逻辑》,《经济社会体制比较》第3期。
- 20.仇叶,2017:《乡镇片区责任制与官僚制的二元共治机制——基于浙东K镇的实证研究》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 21.申端锋,2010:《乡村治权与分类治理:农民上访研究的范式转换》,《开放时代》第6期。
- 22.田先红,2019:《国家与社会生活:农民上访的一种理论解释》,《中国农村观察》第4期。
- 23.田先红、高万芹,2013:《发现边缘人——近年来华中村治研究的转向与拓展》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第5期。
- 24.王福强,2020:《政治嵌入行政:乡村拆迁补偿安置政策的“弹性运作”》,《求实》第1期。
- 25.武小龙,2018:《“不出事”治理:地方政府软化钉子户的行动逻辑——基于江苏省A市3个社区的实践考察》,

《南京农业大学学报（社会科学版）》第6期。

26.夏柱智, 2015: 《基层治理视野下的边缘人——基于豫东村庄的田野调查》, 《中共宁波市委党校学报》第3期。

27.谢小芹, 2014: 《半正式治理及其后果——基于纠纷调解及拆迁公司参与的半正式行政分析》, 《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第5期。

28.郁建兴、黄飏, 2016: 《地方政府在社会抗争事件中的“摆平”策略》, 《政治学研究》第2期。

29.曾红萍, 2013: 《去公共化的乡村治理及其后果——以利益密集型村庄为例》, 《学习与实践》第2期。

30.赵晓峰, 2011: 《“被束缚的村庄”: 单向度的国家基础权力发展困境》, 《学习与实践》第11期。

31.周娟, 2019: 《农村征地拆迁中“钉子户”的产生机制及其治理》, 《华南农业大学学报（社会科学版）》第3期。

（作者单位：武汉大学社会学院）

（责任编辑：王 藻）

Projects Entering the Village, Non-cooperators and Grassroots Governance: An Exploration Based on Field Survey in Tianshengqiao Village, Jiangsu Province

CUI Panpan

Abstract: In the context of the simultaneous advancement of national resources to the countryside and the transformation of grassroots governance, grassroots society is facing a new type of governance environment. The survey finds that uncooperative behavior appears when national resources flow to rural areas in the initial stage of project implementation. Non-cooperators can take advantage of various opportunities to claim interests, which are relatively trivial and detailed, and their behavior is repetitive and uncertain. This phenomenon exists in villages as a residual matter of the rule of law and a matter on the edge of norms. With the demands of rural stakeholders activated by the gathering of resources towards rural areas, non-cooperators claim individual interests at a lower cost through unblocked channels for public opinions, but there is a lack of social constraints on the pricing behavior of non-cooperators due to insufficient participation of farmers in public construction. Dealing with non-cooperators through profit-based governance has become the main logic for local governments and grassroots organizations. Profit-based governance is conducive to resolving the problem of non-cooperation in the process of project implementation in a short period of time, but it brings about the reproduction of uncooperative behavior and the “involution” dilemma of grassroots governance. In order to break through the dilemma of the transformation of grassroots governance, it is necessary to rebuild the internal norms of village society, enhance the autonomy of grassroots organizations, and promote the standardization and effectiveness of grassroots governance.

Keywords: Uncooperative Behavior; Projects Entering the Village; Rural Governance; Governance Transformation

“撤点并校”是否提高了学生成绩*

——基于云南省鹤庆县中学合并的案例分析

吴海军¹ 杨继东^{1,2}

摘要：“撤点并校”自推行以来，关于它的效果说法不一。本文以云南省鹤庆县为例，采用对学生跟踪调查的面板数据，使用双重差分方法对中学合并是否提高了学生成绩进行检验。研究结果显示，学校合并短期内（合并后的第1和第2学期）会显著降低学生成绩，但在合并后的第3学期特别是第4学期，学生成绩显著提高。该结论在控制学生、家庭、教师和学校等方面的特征变量后，依然成立。机制分析表明，学校合并后学生寄宿比例上升、班级规模扩大、家校距离增加会对学生成绩造成负向影响，但是男性班主任比例提高在一定程度上可以削弱学校合并的负向影响。在考察学校合并的异质性影响时，本文发现，学校合并主要提高了学生的语文成绩，学校合并后，数学成绩和英语成绩出现过下降，政治成绩则呈现先下降后上升的特点；学校合并短期内给女生、寄宿生和客校生学习成绩造成了显著的负向影响。

关键词：“撤点并校” 中学合并 学生成绩 教育公平

中图分类号：G459 **文献标识码：**A

一、引言

2000年以来，农村适龄儿童减少，生源萎缩（侯海波等，2018）。同时，教育体制改革^①使得县级政府成为农村义务教育经费的承担主体，为缓解财政入不敷出的困境，全国各地开始大力推行“撤点并校”^②，以提升办学效益（丁冬、郑风田，2015）。在此背景下，农村中小学数量迅速减少。2000年，中国农村小学和初级中学的数量分别为41.62万所和3.50万所；2011年，二者分别减少至15.50

*本文系中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目（项目编号：18XNI008）的阶段性成果。第19期香樟经济论坛 Seminar（北京）的参会者和杨其静教授为本文提供了建设性意见，在此表示诚挚谢意。当然，文责自负。本文通讯作者：杨继东。

^①《关于基础教育改革与发展的决定》提出，“实行在国务院领导下，由地方政府负责、分级管理、以县为主的体制”。参见《关于基础教育改革与发展的决定》（国发〔2001〕21号），http://www.gov.cn/gongbao/content/2001/content_60920.htm。

^②2001年起正式开展的全国大规模农村义务教育学校布局调整，称为“撤点并校”。

万所和 1.37 万所，降幅分别为 62.76%和 60.86%^①。

学校布局调整的政策效果如何，莫衷一是。范先佐、郭清扬（2009）根据实地调查数据提出，农村中小学布局调整促进了教育资源的合理配置，提高了农村学校的规模效益，促进了区域内教育的均衡发展，提高了农村学校的教育质量。但在政绩冲动的驱使下，地方政府大力推行“撤点并校”的根源在于压缩教育经费，降低生均成本（丁冬、郑风田，2015；单丽卿、王春光，2015）。扭曲的“撤点并校”政策在一定程度上引发了负向效应，主要体现为辍学率上升、上学距离增加、教育成本增加、校车与住宿等方面存在安全隐患、教育资源浪费、学生身心健康受损、乡村文化衰亡等（赵丹等，2012；方亮、刘银，2013；蔡志良、孔令新，2014；娄立志、吴欣娟，2016；潘光辉，2017）。这些问题无疑会直接或间接地影响学生成绩。

国外的学校合并大多是自发的，因此，直接研究学校合并对学生成绩影响的文献并不多。国外相关研究显示，学校合并会导致学校或班级规模的改变，这些变化有可能对学生成绩产生一定的影响，这与中国学校合并之后的结果非常类似。国外关于学校或班级规模变化影响学生成绩的研究对评价中国学校合并的效果具有一定的借鉴意义。此方面的研究始于 20 世纪 50 年代，但研究结果存在分歧。一些学者发现，学校的规模越大，学生的成绩越好，二者存在正相关关系（Conant, 1959; Conant, 1967; Haller et al., 1990; De Haan et al., 2016）。而一些学者得到相反的结论，他们认为，小规模办学具有更大的好处。比如，Leithwood and Jantzi（2009）总结了 57 份关于学校规模影响的研究，这些研究提供的证据倾向于支持小规模学校对学生更有利，特别是对于那些社会背景和经济背景较差、不适应学校生活的学生。Finn et al.（2003）认为，较小的班级规模可以显著提高学生成绩，主要原因在于小班教学有助于提高学生的课堂参与度。Welsch and Zimmer（2016）以美国威斯康星州的小学为样本研究发现，学校规模对学生学习成绩具有显著的负向影响。这些研究表明，学校或班级规模与学生成绩之间的关系有可能不是简单的线性关系。甚至在不同群体学生之间，学校或班级规模对学生成绩的影响存在差别（Gershenson and Langbein, 2015）。

国内方面，学校合并对学生成绩的影响成为学者评估“撤点并校”政策效果的一个重要方向。贾勇宏（2014）基于中国 9 个省（自治区）的样本，就农村中小学布局调整对学生学习成绩的影响进行统计分析。研究显示，被动转学的客校生学习成绩显著不如主校生，上学距离较远的走读生学习成绩显著不如家校距离较近的学生，班级规模超标对小学生英语学习成绩有显著的负向影响。更多实证研究聚焦于小学合并。卢珂、杜育红（2010）使用统一编制的测试题目，获得广西壮族自治区 3 个县 32 所小学 787 名学生 2006 年和 2008 年学习成绩的面板数据。研究发现，学校布局调整对学生成绩具有负向影响，对语文成绩的影响尤为显著。由于该研究未控制学生个体固定效应和时间固定效应，学生成绩的变化可能是学生个人能力差异或国家相关教育政策调整造成的，回归结果实际上不能被解读为学校布局调整对学生成绩的净影响。东梅等（2008）则引入对照组，采用双重差分方法，发现合并学校与未合并学校学生成绩没有显著差异。但该研究采用的是陕西省 6 个县 36 个样本小学的期末考试

^①参见《中国教育统计年鉴 2001》《中国教育统计年鉴 2012》。

成绩,不同县之间试题和阅卷方式存在差异,学生成绩未必具有可比性。Liu et al. (2010) 研究发现,小学合并整体上对学生成绩不存在显著影响,但会显著降低低年级学生的成绩。遗憾的是,他们的研究同样存在成绩不可比的问题。Mo et al. (2012) 使用陕西省石楼县的调查数据研究发现,从教学点或乡村小学合并到县级小学的学生,成绩会显著提高。但该研究采用的是一期的横截面数据,难以控制学生个体层面不随时间变化的异质性,结果存在一定的内生性。此外,学生成绩采用的是学校合并结束后的数学成绩数据,这种成绩的差异可能并不是学校合并造成的^①。侯海波等 (2018) 则发现,“撤点并校”带来了低龄学生寄宿问题,而这些低龄寄宿学生阅读成绩更低。此外,部分研究关注到“撤点并校”政策在一定程度上增加了农村学生的教育成本,不利于农村学生教育机会的获得(潘光辉, 2017; Liu and Xing, 2016; Cai et al., 2017)。郑力 (2020) 发现,班级规模对学生的“情绪控制”“毅力”“创造性思维”等非认知能力具有显著影响。

正如前文所述,评估“撤点并校”对学生成绩的影响存在以下困难:第一,不能简单地比较学校合并前后学生成绩的变化,因为成绩变化可能是合并带来的,也可能是其他因素引起的,比如考试内容变化等,都会导致成绩随时间发生变化。第二,不同地区试题和阅卷方式存在差异性,因此,学生成绩不具有可比性。第三,在对学习成绩进行回归分析时,学生不同时期的成绩与其个人特征密切相关,学生能力等难以观测的因素经常在分析中被遗漏。

相较于已有文献,本文主要有以下几点贡献:首先,之前的实证研究主要关注“撤点并校”对小学生的影响,考虑到中学生与小学生的异质性,本文对中学合并如何影响学生成绩进行考察。其次,本文将研究的样本范围限定于同一个县,这样做的好处是考试题目和阅卷标准具有一致性,解决了学生成绩不可比的问题,研究结论更为可靠。再次,不同于既有研究,本文跟踪调查获得了 628 名学生 5 个学期的面板数据。一方面,使用面板数据可以控制难以观测的固定效应,较好地缓解遗漏变量问题,帮助本文获得的学校合并对学生成绩影响的因果效应估计更加可信。另一方面,使用面板数据也可考察学校合并对学生成绩的动态影响。最后,借助数据的丰富性,本文还就学校合并对不同群体学生的异质性影响进行考察。本文的研究对于认识中国教育改革、推动乡村教育发展、维护教育公平具有重要意义。

二、研究背景和研究假说

(一) 研究背景

20 世纪 90 年代,中国政府进一步普及九年制义务教育,全国范围内逐渐形成“一村一校”的格局。然而,1994 年的分税制改革减少了地方财政收入,导致农村义务教育经费短缺。为提高资金使用效率,1995 年,原国家教委和财政部根据“贯彻教育资源优化配置,合理调整学校布局”的原则,开始推行“撤点并校”(侯海波等, 2018)。2001 年,国务院发布了《关于基础教育改革与发展的决定》

^①该研究在调查过程中对七年级学生的数学能力进行测试,测试学生的题目相同,测试时间均为 30 分钟。由于只有学校合并后的数学成绩数据,缺乏学校合并前的数学成绩数据,所以,无法使用双重差分方法识别学校合并的净效应。

（国发〔2001〕21号），提出“按照小学就近入学、初中相对集中、优化教育资源配置的原则，合理规划和调整学校布局”。自此，中小学布局调整在全国范围内展开，“村村办小学，乡乡办中学”的格局逐渐被打破。地方政府运动化的“撤点并校”引发了一系列社会问题，以致引起中央政府的高度关注。2012年，国务院出台《关于规范农村义务教育学校布局调整的意见》（国办发〔2012〕48号），提出“坚决制止盲目撤并农村义务教育学校”，“农村义务教育学校布局要保障学生就近上学的需要”，“确因生源减少需要撤并学校的，县级人民政府必须严格履行撤并方案的制定、论证、公示、报批等程序”。这是“撤点并校”的一个关键节点，实施了十余年的“撤点并校”政策进入调整、反思和完善阶段（胡宏伟等，2016）。

然而，随着中国城镇化进程稳步推进，进城务工人员的随迁子女增加，加之农村人口出生率持续降低，农村生源萎缩的趋势难以逆转，地方“撤点并校”的热度虽然有所下降，但农村中小学布局调整仍在进行（单丽卿、王春光，2015；梁超、王素素，2020）。相较于2011年中国农村小学（15.50万所）和初级中学（1.37万所）的数量，2018年，二者进一步下降至8.86万所和0.87万所，降幅高达42.84%和36.50%^①。2018年，国务院办公厅印发《关于全面加强乡村小规模学校和乡镇寄宿制学校建设的指导意见》（国办发〔2018〕27号），对农村学校布局调整提出了新的要求，“既要防止过急过快撤并学校导致学生过于集中，又要避免出现新的‘空心校’”，“布局规划中涉及小规模学校撤并的，由县级人民政府因地制宜确定，但要按照‘科学评估、应留必留、先建后撤、积极稳妥’的原则从严掌握”。

短时间内学校数量的急剧减少保障了中国“撤点并校”政策的外生性，评估该政策对学生成绩的影响可为中国基础教育布局调整的相关政策讨论提供研究依据。过往研究将“撤点并校”对学生成绩的影响聚焦于小学合并，但中学合并的数量和力度同样值得关注。此外，由于小学生和中学生在年龄、心智成熟度和心理承受力等方面存在差别，学校合并对二者成绩的影响或许存在差异。因此，本文以云南省鹤庆县的中学合并作为外生性事件，考察学校合并对中学生成绩的影响。

2009年11月，云南省召开中小学区域布局调整工作推进会议，时任副省长高峰在会上表示，到2012年，云南省将全部撤销“一师一校”点，小学和中学将分别撤并三成和二成^②。随后，《云南省人民政府办公厅关于印发云南省中小学区域布局调整指导意见的通知》（云政办发〔2009〕241号）下发至各州、市、县人民政府，云南省开始大力推行“撤点并校”。

在此背景下，笔者在2010年初，首先从云南省73个国家级贫困县中随机抽取出鹤庆县^③，再从

^①参见《中国教育统计年鉴2012》《中国教育统计年鉴2019》。

^②参见《云南省三成小学两成中学三年内将被撤并》，<http://www.chinanews.com/edu/edu-zcdt/news/2009/11-10/1956426.shtml>。

^③对国家级贫困县进行抽样调查，主要原因在于国家级贫困县一般辖区面积大，村庄分散，学校合并的概率较高。只抽取一个县主要是因为云南省不同县之间，并未实现统一命题、统一考试、统一阅卷，学生样本的抽样区域集中于一个县，可以保证成绩的可比性。

鹤庆县的10所乡镇中学中随机抽取出4所^①，分别为松桂初级中学、三庄初级中学、西邑初级中学和辛屯初级中学。为了方便地持续跟踪学生成绩，笔者对这4所学校的所有初中一年级学生进行调查，获取了628名学生的语文、数学、英语和政治成绩，以及其他相关信息。2010年9月，这4所乡镇中学有3所发生了合并^②。松桂初级中学和三庄初级中学位于松桂镇，西邑初级中学位于西邑镇。在松桂初级中学的基础上，西邑初级中学、松桂初级中学和三庄初级中学共同组建成新学校——鹤庆二中。其中，松桂初级中学规模最大，学生最多；西邑初级中学次之；三庄初级中学规模最小，学生最少。松桂初级中学距离鹤庆二中最近，仅0.5千米左右；西邑初级中学最远，距离为13.6千米；三庄初级中学居中，其与鹤庆二中的距离为7.9千米。本文把西邑初级中学和三庄初级中学的学生称为“客校生”，把松桂初级中学的学生称为“主校生”。同时，4所中学中的辛屯初级中学没有被合并，可以成为本文研究的“对照组”。它与鹤庆二中的距离为38.2千米。为了研究学校合并的长期影响，在接下来的两年里，笔者继续跟踪了这628名学生的成绩，以及其他相关信息。由此，本文获得了628名学生5个学期的面板数据。

（二）研究假说

从前文的文献梳理可以看出，由于学校合并影响的复杂性，关于中国“撤点并校”政策对学生成绩的影响并未得到一致的结论。但现有文献从不同渠道解释了“撤点并校”如何影响学生成绩。第一，“撤点并校”使得部分学生家校距离变远，学生通勤时间变长。一方面，家校距离变远使得学生在上学路上花费较多时间，从而减少了学生的学习时间，不利于学生成绩的提高（东梅等，2008；贾勇宏，2014）；另一方面，家校距离增加使得很多学生被迫寄宿。有研究表明，“撤点并校”会带来寄宿问题，特别是低龄学生寄宿并不利于学生成绩提高（Mo et al., 2012；侯海波等，2018）。主要原因在于，乡镇地区寄宿制学校财力有限，基础设施不足，生活老师缺乏，学生的身心健康容易受到影响，比如寄宿生往往营养状况较差和身高较矮，表现出更多的心理问题（Luo et al., 2009；侯海波等，2018）。第二，“撤点并校”政策使得学校或班级规模非正常扩张，虽然学校或班级规模的扩大会带来一定的规模效应，如节约教育成本，但如果盲目扩张，也会对学生成绩产生负向影响（Finn et al., 2003；卢珂、杜育红，2010）。第三，实施“撤点并校”导致大量农村地区的学生被迫转移到合并后的学校就读，新环境往往会给学生的学业带来“中断效应”，给学生的学习成绩造成负向影响（Engberg et al., 2012；Beuchert et al., 2018）。此外，Beuchert et al.（2018）的研究表明，对于那些最初就读于小型学校的学生，这种“中断效应”更加明显。基于以上分析，本文认为，在学校合并的初期，由于家校距

^①之所以选取乡镇中学，主要是因为乡镇中学与县级中学在政府资金支持、教育政策以及所在地经济发展状况等方面存在很大差异。比如，县级中学每年获得的教育局的拨款要高于乡镇中学；县级中学一般坐落在县城或经济发展水平较高的地区。截至2010年，鹤庆县仅有的两所县级中学，一所位于县城，另一所位于县城近郊。选取同一个县的乡镇中学作为样本，有利于控制学校层面的特征等因素对学生成绩的影响。

^②所有学校的学生在学校合并前后都是随机分班，并没有所谓的“好班”和“差班”。分班的随机性在一定程度上减少了分班对学生成绩的内生性影响。

离、寄宿条件、班级规模等就读环境发生变化，被合并学校的学生学习成绩很可能出现下滑。因此，本文提出假说 1。

假说 1：从短期来看，学校合并会显著降低学生成绩。

中国的“撤点并校”主要是将落后地区规模较小、质量较差的学校合并到规模较大、质量较高的学校，从而使落后地区学生享受的师资条件和教学质量得到改善，以帮助学生获得更多的教育机会（梁超、王素素，2020）。Engberg et al.（2012）基于美国的数据研究发现，学校合并虽然短期内给学生成绩造成了显著的负向冲击，但是学校质量的改善可以在一定程度上抵消此负向影响。Beuchert et al.（2018）发现，丹麦的学校合并虽然短期内降低了学生成绩，但随着学校合并后的资源整合，比如教师质量的提高，学校合并带来的“中断效应”从长期来看会消失。梁超、王素素（2020）研究发现，“撤点并校”有利于中国农村儿童的长期人力资本积累，提高了其获得高中教育的概率。基于以上分析，本文认为，学校合并虽然短期内会给学生学习成绩造成负向冲击，但是随着学校合并优势的显现，学生成绩从长期来看是会提高的。因此，本文提出假说 2。

假说 2：从长期来看，学校合并会显著提高学生成绩。

三、方法、数据和描述性分析

（一）方法

利用双重差分（Difference-in-Differences，DID）方法，本文将受学校合并政策影响的学生（来自西邑初级中学、松桂初级中学、三庄初级中学的学生）作为“处理组”，将不受政策影响的辛屯初级中学的学生作为“对照组”。由此可以构造如下的 DID 模型：

$$y_{it} = \sum_{k=2}^5 \beta_k Merge_i \times I_t + \theta Merge_i + \sum_{k=2}^5 \rho_k I_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，被解释变量 y_{it} 是不同学期的学生成绩，下标 i 表示不同学生个体，下标 t 表示不同学期。本文以合并前的第 1 学期作为基期，第 2、第 3、第 4 和第 5 学期是发生学校合并后的学期。 I_t 是学期的分类变量。 $Merge_i$ 是学生来自的学校是否发生合并的二分类变量，来自的学校发生过合并时该变量取值为 1，否则取值为 0。 ε_{it} 为随机扰动项。

$Merge_i$ 的估计系数 θ 反映了学校合并前合并学校与未合并学校间的学生成绩差异， I_t 的估计系数 ρ_k 反映了学生成绩随时间的变化。本文感兴趣的系数是核心解释变量 $Merge_i$ 与 I_t 的交互项的系数 β_k ，该系数反映了学校合并后的不同学期，相较于未合并学校，合并学校学生成绩的变化。这与东梅等（2008）采用的交互项方法一致。在东梅等（2008）的研究中，设置了时间二分类变量（2002 年 = 0，2006 年 = 1），分别对应着学校合并前后的两个调查年份；还设置了学校合并的二分类变量（未合并 = 0，合并 = 1），分别对应着未合并学校和合并学校；交互项系数刚好衡量了学校合并政策对学生成绩的净影响。与此项研究不同的是，在本文的模型中，交互项 $Merge_i \times I_t$ 的系数可以识别学校合并后连续 4 个学期的成绩变化情况。换句话说，本文不仅能够考察学校合并的短期效应，还能够考察学校合并的长期效应，即分析学校合并对两年后的学生成绩特别是中考成绩的影响。

当然,参考相关文献,本文还需在(1)式的基础上控制学生个体固定效应以及影响学生成绩的学生特征、家庭特征、教师特征、学校质量、学校规模等特征变量,从而尽可能控制其他因素对被解释变量的影响,缓解遗漏变量问题。综合以上考虑,本文设定的回归模型如下:

$$y_{it} = \sum_{k=2}^5 \beta_k Merge_i \times I_t + \gamma X_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

由于本文采用2009—2011学年5个学期学生成绩的面板数据^①, (2)式通过学生分类变量 α_i 和学期分类变量 α_t 来控制学生个体固定效应和时间固定效应。与(1)式相比, $Merge_i$ 和 I_t 分别被学生个体固定效应和时间固定效应吸收,不再被单独引入模型加以控制。 X_{it} 表示可能影响被解释变量且随时间变化的特征变量:学生是否寄宿、班主任学历、班主任性别、班主任年龄、班级规模、家校距离、学生年龄、人均占地面积等。为得到稳健的回归结果,本文使用在学生个体层面聚类标准误。

(二) 数据

本文共搜集了628名学生连续5个学期(下文以“学期1”“学期2”“学期3”“学期4”“学期5”表示)语文、数学、英语和政治的期末考试成绩,共计2907个观察值^②。其中,来自合并学校的学生484名,共计2229个观察值;来自未合并学校的学生144名,共计678个观察值。学校合并前的2010年初,鹤庆县共有12所中学,剔除2所县级中学后,本文所用的学校样本量占该县乡镇中学数量的40%;样本学生数占该县同一年级学生总数的42.73%。因此,样本具有一定的代表性。

鹤庆县初中期末考试是全县统一命题、统一考试、统一标准阅卷,且来自合并学校的学生与来自未合并学校的学生都是同一年级的,故学生成绩具有可比性。但是,这批学生进入初三后,语文、数学、英语成绩的计分方式发生变化,由之前的满分100分变为120分,到学期5,政治成绩的计分方式即中考政治成绩的满分变为70分。为了消除这种影响,本文对4科的总成绩进行标准化处理^③:每个学生的总成绩减去该学期所有学生总成绩的均值,再除以该学期所有学生总成绩的标准差,得到学生各学期总成绩的标准化分数。标准化分数解释了学生在抽样总体中的相对位置(Runyon et al., 2000)。

根据已有文献,本文收集了每个学期影响学生成绩的相关控制变量。控制变量主要分为以下五大类。一是学生特征变量。包括学生的性别、年龄、是否少数民族、是否寄宿等。二是家庭特征变量。包括家中读书孩子数、父亲受教育年限、母亲受教育年限、父母婚姻状况、家庭经济条件是否中偏下

^①正如前文指出的,2012年后“撤点并校”的热度下降,本文难以提供近年来学校合并的案例。此外,学校合并虽然其具体实施情况因时间、地点不同而有所差异,但其对学生成绩的影响存在共性。因此,利用现有数据分析学校合并对学生成绩的影响具有重要意义。

^②样本量少于3140个,是因为部分学生成绩样本缺失。缺失比例为7.42%。

^③本文采用鹤庆县中考必考科目中语文、数学、英语和政治的加总成绩对其进行标准化作为学生学习结果的衡量指标,相较于既有文献仅采用单科成绩或语文和数学的平均成绩,更能综合反映学生的学习结果。由于调查初期,这批学生处于初一下学期,尚未开展物理和化学教学,故未将中考必考科目中物理和化学的成绩纳入总成绩。

等^①。三是教师特征变量。本文对每个学生所在班级的班主任进行跟踪调查,获取了班主任的相关信息^②。主要包括班主任学历^③、班主任性别以及班主任年龄等。四是学校质量特征变量。包括教学楼质量^④、有无现代化教学设施^⑤、是否有学生宿舍、是否有学生食堂等。五是学校规模特征变量。主要包括学生所在班级的规模、学校人均占地面积等。此外,本文还控制了家校距离。

(三) 描述性分析

本文对比了合并学校与未合并学校在合并之前和之后,学生总成绩的标准化分数均值随时间的变化情况^⑥。从总成绩的标准化分数均值来看,合并之前即学期1,合并学校学生总成绩的标准化分数均值低于未合并学校,但仅低0.0017,二者相差不大。从学期2开始,差距拉大,合并学校学生总成绩的标准化分数均值比未合并学校低0.22。到了学期3,差距增至0.27。不过到了学期4,合并学校学生总成绩的标准化分数均值显著提高,比未合并学校仅低0.01。到学期5,成绩差异发生反转,合并学校学生总成绩的标准化分数均值比未合并学校高出0.43,与学期1合并学校学生总成绩的标准化分数均值(-0.0004)相比,增幅极大。需要强调的是,学期5的学生成绩是中考成绩,对学生升学和未来发展具有重要影响,需重点关注。以上结果初步表明,学校合并短期内没有提高学生成绩,但随着时间的推移,学校合并对学生成绩的提高作用逐渐显现出来。初步验证了假说1和假说2成立。

表1展示了学校合并前的1个学期和合并后的4个学期,相关特征变量在合并学校与未合并学校之间的对比情况。表1中的控制变量可以大致分为两类。一类是与学校合并无关,但可能影响学生成绩的变量,比如学生特征中的性别、年龄,家庭特征中的父亲受教育年限、母亲受教育年限等。另一类是与学校合并有关并且可能影响学生成绩的变量,比如家校距离、班主任性别、班级规模等。表1显示,前一类变量在学校合并前后,均值差异都不大。这在一定程度上说明处理组与对照组除了是否发生合并外,其他特征基本类似。而后一类变量的均值差异无论在学校合并前还是在学校合并后都较大。一方面,家校距离、班级规模等的差异可能会造成不同学校学生成绩的差异;另一方面,学校合并也可能会改变家校距离、班级规模等特征,而这些特征的改变很可能会影响学生成绩。为了精确识别学校合并对学生成绩的净影响,本文尽可能控制后一类变量,从而缓解遗漏变量造成的内生性问题。

^①以上信息来自对学生家庭的问卷调查。关于家庭经济条件,在家长问卷中询问“您家的经济条件好吗?”。若被访者选择“中下”或“很不好”,本文视其为家庭经济条件中偏下,赋值1;若选择“很好”或“中上”,则赋值0。

^②在初中阶段,班主任一般是主要任课教师,对学生成绩具有重要影响。因此,已有文献多使用班主任特征作为教师特征的代理变量。

^③所有班主任的学历要么是本科,要么是专科,无硕士研究生、博士研究生等其他学历。

^④如果学校负责人对“贵校教学楼是否由砖、钢或其他优质材料制成?”的回答为“是”,则认为教学楼是高质量的,赋值1,否则赋值0。

^⑤如果学校负责人对“贵校是否有录音机、电视机、台式电脑、远程学习系统等现代化教学设施?”的回答为“是”,则赋值1,否则赋值0。

^⑥限于篇幅,本文未报告学生总成绩的标准化分数均值随时间变化趋势图,读者如有需要请联系笔者索取。

表1显示,学校合并前,合并学校中少数民族学生比例略高于未合并学校,学校合并后,这种差异也未发生显著变化。而合并学校的学生从家到学校距离的均值,由合并前的8.33千米上升至12.02千米,而未合并学校的学生家校距离的均值维持在2.28千米。家校距离的扩大,导致合并学校在政策出台后,学生寄宿比例由合并前的87%上升至93%。此外,学校合并后,合并学校的教师进行了重组,本科学历班主任比例略有下降,男性班主任比例升高,班主任年龄增加。在此期间,未合并学校的部分班级的班主任也发生了变更,本科学历班主任比例上升,男性班主任比例升高,班主任年龄增加。学校合并也改变了班级规模,合并学校班级规模的均值由之前的44.82人上升至48.03人,人均占地面积由30.39平方米缩减至28.55平方米。而对于未合并学校来说,班级规模和人均占地面积变化不大。

表1 合并学校与未合并学校在“撤点并校”前后相关特征变量均值对比情况

	变量	“撤点并校”前			“撤点并校”后		
		合并学校 (1)	未合并学校 (2)	差分项 (1) - (2)	合并学校 (3)	未合并学校 (4)	差分项 (3) - (4)
学生特征	学生性别(女=1,男=0)	0.54	0.53	0.01	0.54	0.53	0.01
	学生年龄(单位:岁)	13.31	13.32	-0.01	14.81	14.82	-0.01
	学生是否少数民族(是=1,否=0)	0.84	0.74	0.10**	0.84	0.74	0.10***
	学生是否寄宿(是=1,否=0)	0.87	0.37	0.50***	0.93	0.37	0.56***
家庭特征	家中读书孩子数(单位:人)	1.82	1.81	0.01	1.82	1.81	0.01
	父亲受教育年限(单位:年)	8.31	8.24	0.07	8.31	8.24	0.07
	母亲受教育年限(单位:年)	7.38	7.35	0.03	7.38	7.35	0.03
	父母婚姻状况(在婚=1,离异或丧偶=0)	0.94	0.94	0.00	0.94	0.94	0.00
	家庭经济条件是否中偏下(是=1,否=0)	0.84	0.85	-0.01	0.84	0.85	-0.01
教师特征	班主任学历(本科=1,专科=0)	0.66	0.00	0.66***	0.62	0.18	0.44***
	班主任性别(女=1,男=0)	0.50	1.00	-0.50***	0.12	0.69	-0.57***
	班主任年龄(单位:岁)	33.08	33.39	-0.31	37.10	36.25	0.85***
学校质量	教学楼质量(高=1,低=0)	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00
	有无现代化教学设施(有=1,无=0)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	是否有学生宿舍(有=1,无=0)	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00
	是否有学生食堂(有=1,无=0)	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00
学校规模	班级规模(单位:人)	44.82	44.31	0.51	48.03	42.10	5.93***
	人均占地面积(单位:平方米)	30.39	18.60	11.79***	28.55	19.14	9.40***
其他特征	家校距离(单位:千米)	8.33	2.28	6.05***	12.02	2.28	9.74***

注:①“撤点并校”前对应的是学期1相关特征变量的均值,“撤点并校”后对应的是学期2至学期5这4个学期相关特征变量的均值;②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

四、回归结果

（一）“撤点并校”是否提高了学生成绩

表2中回归1给出了(2)式在没有控制个体固定效应情况下的回归结果。学校合并与学期的交互项系数是本文感兴趣的系数。回归1报告了学校合并对学生总成绩的标准化分数的影响。从学生总成绩的标准化分数来看,给定其他条件不变,相较于未合并学校,合并学校学生总成绩的标准化分数在合并后的第1学期(即学期2)显著降低0.214,第2学期(即学期3)显著降低0.271,第3学期(即学期4)差异不显著,到了第4学期(即学期5),学校合并使学生总成绩的标准化分数显著提高0.431。这初步表明,学校合并短期效应为负,长期效应为正。

表2中回归1没有控制学生个体层面不随时间变化的异质性的影响。为了缓解遗漏变量问题,本文控制学生个体固定效应,得到表2中回归2的估计结果。回归2的估计结果显示,与未合并学校相比,合并后的第1和第2学期,合并学校学生总成绩的标准化分数分别显著降低0.216和0.233,第3学期成绩差异不显著,第4学期学生总成绩的标准化分数显著提高0.212。回归2相较于回归1,交互项系数发生了较大变化,亦即学校合并对学生成绩影响的估计结果(特别是对合并后第4学期中考成绩影响的估计结果)发生了较大变化,表明不控制学生个体固定效应的回归可能会使得学校合并对学生成绩影响的估计发生偏误。

需要强调的是,个体固定效应也能控制表1中那些不随时间变化的特征变量,比如学生性别、是否少数民族等学生特征,家中读书孩子数、父亲受教育年限、母亲受教育年限等家庭特征,学校教学楼质量、有无现代化教学设施等学校质量特征。因此,回归2的估计结果进一步缓解了遗漏变量问题。此外,本文还加入不受学校合并影响但可能影响学生成绩的控制变量,即学生年龄,以及受到学校合并影响且可能影响学生成绩的控制变量,即人均占地面积,得到表2中回归3的估计结果。本文发现,学生年龄对学生成绩没有显著影响,但是人均占地面积下降会提高降低学生成绩^①。对比表2中回归3与回归2的估计结果可以发现,在控制了人均占地面积和学生年龄的净影响后,在合并后的第1和第2学期,学校合并对合并学校学生成绩的负向影响程度上升,在第3和第4学期,学校合并对合并学校学生成绩的正向影响程度下降。这主要是因为学生成绩的上升更多地被学校合并后的人均占地面积下降所解释^②。综上所述,在控制了一系列学生、家庭、学校等方面的固定效应以及学生年龄和人均占地面积后,学校合并短期内显著降低学生成绩,但长期来看会显著提高学生成绩的结论依然成立。

^①在学生人数一定的情况下,学校占地面积越小,学生活动空间收缩,一方面会使得学生课外活动时间减少,将更多的时间用于学习(赵丹、曾新,2018);另一方面,也有利于学生之间增进交流和互动,进而缓解学生对陌生环境的不适应性,有利于学生成绩的提高(方亮、刘银,2013)。

^②笔者对样本进行统计分析,发现学校合并后的第1学期,合并学校的人均占地面积均值由合并前的30.39平方米下降至28.58平方米;但未合并学校的人均占地面积均值反而由原来的18.60平方米上升至18.93平方米。

表 2 学校合并对学生成绩影响的估计结果

主要变量	总成绩的标准化分数							
	回归1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
学校合并×学期2	-0.214*** (0.039)	-0.216*** (0.044)	-0.222*** (0.044)	-0.219*** (0.044)	-0.267*** (0.045)	-0.123** (0.055)	-0.166*** (0.048)	-0.192*** (0.057)
学校合并×学期3	-0.271*** (0.053)	-0.233*** (0.051)	-0.239*** (0.052)	-0.236*** (0.052)	-0.256*** (0.052)	-0.144** (0.057)	-0.182*** (0.054)	-0.189*** (0.059)
学校合并×学期4	-0.012 (0.061)	0.061 (0.050)	0.053 (0.050)	0.056 (0.050)	0.067 (0.052)	0.122** (0.055)	0.108** (0.054)	0.119** (0.056)
学校合并×学期5	0.431*** (0.090)	0.212*** (0.070)	0.205*** (0.071)	0.207*** (0.071)	0.217*** (0.073)	0.269*** (0.076)	0.258*** (0.072)	0.268*** (0.077)
学校合并	-0.002 (0.096)							
学生是否寄宿				-0.044 (0.101)				0.115 (0.111)
班主任学历					0.022 (0.043)			0.027 (0.043)
班主任性别					-0.091*** (0.029)			-0.051 (0.031)
班主任年龄					0.004 (0.004)			0.006 (0.004)
班级规模						-0.018*** (0.006)		-0.005 (0.008)
家校距离							-0.017** (0.007)	-0.014 (0.010)
学生年龄			0.002 (0.014)	0.003 (0.015)	0.008 (0.021)	0.014 (0.015)	0.018 (0.015)	0.006 (0.021)
人均占地面积			-0.003* (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.009*** (0.003)	-0.006*** (0.002)	-0.008*** (0.003)
常数项	0.001 (0.084)	0.083*** (0.014)	-0.007 (0.194)	0.023 (0.201)	-0.208 (0.237)	0.942*** (0.338)	-0.078 (0.197)	0.278 (0.432)
时间固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含
个体固定效应	未包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	2907	2907	2907	2907	2907	2907	2907	2907
R ²	0.010	0.919	0.919	0.919	0.920	0.920	0.919	0.920

注：括号内数字为在学生个体层面聚类的标准误，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

（二）机制分析

表 1 的统计结果表明，在学校合并过程中，部分学生特征、教师特征和学校规模等特征发生了变

化。上述特征的变化一部分也是间接由学校合并造成的。因此,本文可以在表2中回归3的估计结果的基础上,来分析学校合并对学生成绩影响的具体机制。本文借鉴中介效应的分析方法(参见 Baron and Kenny, 1986; 温忠麟、叶宝娟, 2014),在(2)式的基础上构建模型如下:

$$M_{it} = \sum_{k=2}^5 \phi_k Merge_i \times I_t + \delta Z_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \sum_{k=2}^5 \eta_k Merge_i \times I_t + \lambda M_{it} + \omega Z_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(3)式和(4)式中, M_{it} 为学生是否寄宿、班主任学历、班主任性别、班主任年龄、班级规模、家校距离等中介变量。中介变量的选取主要基于第二节“研究假说”的相关分析,本文试图考察学校合并是否通过学生寄宿情况、教师特征、班级规模 and 家校距离的改变来影响学生成绩。 Z_{it} 为控制变量,其设定与表2回归3相同。

依次检验(3)式中的系数 ϕ_k 和(4)式中的系数 λ , 如果 ϕ_k 和 λ 均显著,则间接效应显著;如果 ϕ_k 和 λ 至少有一个不显著,用 Bootstrap 法直接检验 $H_0: \phi_k \lambda = 0$, 如果显著拒绝原假设,则间接效应显著。在间接效应显著的基础上,如果 η_k 不显著,则表明存在完全中介效应;如果 η_k 显著且 η_k 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号一致,则表明存在部分中介效应;如果 η_k 显著且 η_k 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相反,则表明存在遮掩效应。

本文对(3)式进行回归,回归结果如表3所示。从表3可以看出,相较于未合并学校,合并学校在合并之后的第1~4学期,学生寄宿比例显著上升,班主任学历显著下降,男性班主任比例先显著上升后显著下降;合并之后的第1~2学期,班主任年龄显著上升,但第3~4学期变化不显著;合并之后的第1~4学期,班级规模显著扩大,学生从家到学校的距离显著增加。这说明,学校合并确实对学生是否寄宿、教师特征、班级规模、家校距离等造成显著影响。因此,本文对(4)式进行回归,并以表2中回归3作为对比基准,展开机制分析。

表3 学校合并对中介变量影响的估计结果

主要变量	学生是否寄宿 回归1	班主任学历 回归2	班主任性别 回归3	班主任年龄 回归4	班级规模 回归5	家校距离 回归6
学校合并×学期2	0.056*** (0.012)	-0.119*** (0.039)	-0.382*** (0.035)	2.922*** (0.399)	5.541*** (0.189)	3.245*** (0.225)
学校合并×学期3	0.057*** (0.012)	-0.356*** (0.057)	-0.139*** (0.054)	2.640*** (0.403)	5.320*** (0.194)	3.269*** (0.227)
学校合并×学期4	0.058*** (0.013)	-0.247*** (0.055)	0.119* (0.061)	-0.112 (0.559)	3.846*** (0.201)	3.140*** (0.231)
学校合并×学期5	0.059*** (0.013)	-0.257*** (0.057)	0.108* (0.061)	0.016 (0.559)	3.586*** (0.291)	3.100*** (0.233)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含

(续表 3)

个体固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	2907	2907	2907	2907	2907	2907
R ²	0.960	0.642	0.657	0.650	0.949	0.971

注：括号内数字为在学生个体层面聚类的标准误，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

一是考虑学生特征变量的影响。表 2 中回归 4 的估计结果表明，除了合并后的第 3 学期交互项的系数不显著外，学校合并与其他学期的交互项系数均显著，而学生是否寄宿的系数不显著。参考温忠麟、叶宝娟（2014）的研究，本文使用 Bootstrap 法对表 3 中回归 1 学校合并与学期的交互项的系数和表 2 中回归 4 学生是否寄宿的系数进行检验，检验结果均在低于 5%的显著性水平上拒绝原假设 $\phi_k \lambda = 0$ ，说明中介变量的间接效应显著。由表 3 中回归 1 和表 2 中回归 4 的估计结果可知，合并后的第 1 和第 2 学期， η_k 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相同，说明学生是否寄宿存在部分中介效应。对比表 2 中回归 4 与回归 3 的估计结果可以发现，在合并后的第 1 和第 2 学期，学校合并对合并学校学生成绩的负向影响程度下降。其主要原因在于，学生成绩的下降更多地被学校合并后学生寄宿比例的上升（见表 3 回归 1）所解释。

二是考虑教师特征变量的影响。表 2 中回归 5 的估计结果表明，除了合并后的第 3 学期交互项的系数不显著外，学校合并与其他学期的交互项系数均显著，而班主任学历和班主任年龄的系数不显著。Bootstrap 法的检验结果显示，班主任学历和班主任年龄均不存在中介效应。但是，班主任是男性相较于班主任是女性，学生成绩显著更高。由表 3 中回归 3 和表 2 中回归 5 的估计结果可知，合并后的第 1 和第 2 学期， η_k 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相反，说明班主任性别存在遮掩效应。对比表 2 中回归 5 与回归 3 的估计结果可以发现，在控制了班主任特征变量后^①，在合并后的第 1 和第 2 学期，学校合并对学生成绩的负向影响程度上升。其主要原因在于，学校合并的初期（合并后的第 1 和第 2 学期），合并学校的女性班主任比例相较于未合并学校，分别下降 38.2 个百分点和 13.9 个百分点（见表 3 回归 3）。这种差异使得在控制了男性班主任对学生成绩的拉抬作用后，学校合并初期对合并学校学生成绩的负向影响程度上升。这说明，学校合并后，男性班主任比例的提高在一定程度上可以削弱学校合并给学生成绩带来的负向影响。虽然相关文献在教师性别对学生成绩有无影响以及影响方向的研究结论方面存在差异（洪松舟，2021），但是学校合并后班级规模扩大、寄宿比例上升、学生矛盾与冲突加剧，管理难度往往加大（方亮、刘银，2013；娄立志、吴欣娟，2016）。而男性班主任一般而言精力较为充沛，拥有较强的成就动机（王斌，1993；周天梅、周开济，2017），这在一定程度上有利于被合并学校学生成绩的提高。

^①由于班主任学历、班主任性别和班主任年龄这些特征会统一受到学校合并的影响，本文将这些特征变量一并纳入模型加以控制。如果分别考察各个变量的作用机制，也会得到类似的结果。限于篇幅，本文未报告分别控制各个教师特征变量的回归结果，读者如有需要请联系笔者索取。

三是考虑班级规模的作用。表2中回归6的估计结果显示,学校合并与合并后的4个学期的交互项系数均显著,班级规模的扩大对学生总成绩的标准化分数具有显著的负向影响。由表3中回归5和表2中回归6的估计结果可知,合并后的第1和第2学期, η_k 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相同,说明班级规模存在部分中介效应;合并后的第3和第4学期, η_k 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相反,说明班级规模存在遮掩效应。对比表2中回归6与回归3的估计结果可知,在控制了班级规模特征变量后,在合并后的第1和第2学期,学校合并对合并学校学生成绩的负向影响程度下降。其主要原因在于,学校合并后,合并学校的班级规模出现较大幅度的扩大^①,学生成绩的下降更多地被学校合并后班级规模的扩大(见表3回归5)所解释。

四是考虑家校距离的作用。表2中回归7的估计结果显示,学校合并与合并后的4个学期的交互项系数均显著,家校距离对学生总成绩的标准化分数具有显著的负向影响。由表3中回归6和表中2回归7的估计结果可知,合并后的第1和第2学期, η_k 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相同,说明家校距离存在部分中介效应;合并后的第3和第4学期, η_k 与 $\phi_k \times \lambda$ 的符号相反,说明家校距离存在遮掩效应。对比表2中回归7与回归3的估计结果可以发现,在控制了家校距离的影响后,在合并后的第1和第2学期,学校合并对合并学校学生成绩的负向影响程度下降。其主要原因在于,学生成绩的下降更多地被学校合并后家校距离的增加(见表3回归6)所解释。

进一步地,本文在表2回归8中同时控制学生个体固定效应和时间固定效应,以及学生特征、教师特征、学校规模和家校距离等特征变量,发现学校合并短期内(合并后的第1和第2学期)会显著降低学生成绩,但长期内(合并后的第3学期特别是第4学期)会显著提高学生成绩的结论依然成立。具体来说,相较于未合并学校,合并学校在合并后的第1和第2学期,学生总成绩的标准化分数分别显著降低0.192和0.189,但到了第3学期,学生总成绩的标准化分数反而显著提高0.119,在第4学期,学生的中考成绩的标准化分数会显著提高0.268。

综上所述,本文发现,学校合并使得学生寄宿比例上升、班级规模扩大、家校距离增加,这些变化给学生成绩带来负向影响。但是,学校合并后男性班主任比例提高在一定程度上可以削弱学校合并对学生成绩的负向影响。这与“研究假说”中对学校合并如何影响学生成绩的分析基本一致。

(三) 稳健性检验

1.改变模型设定。表2中回归8使用的是固定效应(FE)模型,因此,表1中学生性别、学生是否少数民族、家中读书孩子数、父亲受教育年限、母亲受教育年限等不随时间变化的特征变量的影响被吸收了。为了考察这些变量的影响,本文进一步使用随机效应(RE)模型,并在表2中回归8的基础上增加学生性别、学生是否少数民族、父亲受教育年限、母亲受教育年限等控制变量,得到表4中回归1的估计结果。表4中回归1与表2中回归8的估计结果相比,交互项的系数符号和显著性水平并未改变,但就学校合并对合并学校学生成绩的影响而言,在学校合并后的第1和第2学期,学校合

^①笔者对样本进行统计分析,发现学校合并后的第1学期,合并学校的班级规模均值由合并前的44.82人上升至51.80人;但未合并学校的班级规模均值仅由原来的44.31人上升至45.01人。

并的负向影响程度下降，第3学期学校合并的正向影响程度下降，而第4学期学校合并的正向影响程度上升。本文使用 Hausman 检验对模型进行筛选，Hausman 统计量的值为 148.28，在 1%的水平上显著，说明固定效应（FE）模型更适合本文研究的情境。

表 4 稳健性检验模型的估计结果

主要变量	总成绩的标准化分数		
	回归1	回归2	回归3
学校合并×学期2	-0.183*** (0.057)	-0.190*** (0.057)	-0.184*** (0.062)
学校合并×学期3	-0.186*** (0.055)	-0.187*** (0.059)	-0.170*** (0.062)
学校合并×学期4	0.111** (0.052)	0.120** (0.056)	0.149** (0.060)
学校合并×学期5	0.271*** (0.053)	0.267*** (0.078)	0.268*** (0.079)
控制变量	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已包含	已包含	已包含
个体固定效应	未包含	已包含	已包含
样本量	2907	2892	2330
R ²		0.920	0.893

注：①由于本文重点关注的是学校合并与学期的交互项系数，对于解释变量只汇报交互项系数的估计结果，其他变量系数的估计结果省略；②回归2和回归3中的控制变量与表2回归8相同；③括号内数字为在学生个体层面聚类标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

2.PSM-DID 方法检验。考虑到合并学校与未合并学校可能存在系统性差异，本文进一步采用倾向得分匹配（PSM）方法进行稳健性检验。首先，本文使用学校合并对学生性别、学生是否少数民族、家中读书孩子数、父亲受教育年限、母亲受教育年限、父母婚姻状况、家庭经济条件是否中偏下这些变量进行 Logit 回归，得到各个样本的倾向得分。其次，根据估计的倾向得分，采用 1：1 最近邻匹配法进行匹配。再次，为了保证匹配的可靠性，对匹配后的样本进行平衡性检验^①。平衡性检验结果显示，匹配变量均值在处理组 and 对照组之间均不存在显著差异，并且各匹配变量的标准化偏差均在 5% 以内，说明匹配后样本满足平衡性假设，可以做进一步分析。最后，使用得到的匹配数据按照表2中回归8的设定进行回归，得到表4中回归2的估计结果。该估计结果与表2中回归8的估计结果基本一致，说明前文结论稳健。

3.考虑成绩缺失情况。本文注意到，随着时间的推移，合并学校与未合并学校部分学生成绩发生

^①限于篇幅，本文未报告平衡性检验结果，读者如有需要请联系笔者索取。

缺失。这些样本成绩缺失的原因主要有三种情况：一是学生辍学，二是学生转学^①，三是学生未参加期末考试。表5统计了合并学校与未合并学校成绩缺失学生在各种原因上的分布情况。从表5可以看出，学校合并后的第1和第2学期（对应表5中的学期2和学期3），合并学校与未合并学校成绩缺失学生样本比例都不高。进入初三后，合并学校与未合并学校成绩缺失学生样本比例大幅提高，主要是因为学生未参加期末考试的比例大幅提高^②。由于学校合并后的第1和第2学期，成绩缺失学生样本比例较低，表2回归8中学校合并与学期2、学期3的交互项系数由样本缺失引起的估计偏误不大。而学校合并后的第3和第4学期，成绩缺失学生样本比例较高，会使得表2回归8中学校合并与学期4、学期5的交互项系数的估计发生偏误。由于这些未参加考试的学生大多数是学习成绩比较差的学生，本文认为，学校合并与学期4、学期5的交互项系数可能高估了学校合并对合并学校初三学生学习成绩特别是中考成绩的提升作用。鉴于此，本文删除了学生成绩缺失的样本^③，再按照表2中回归8的设定进行回归，得到表4中回归3的估计结果。可以看出，相较于表2中回归8的估计结果，剔除了这些往往是成绩较差的成绩缺失样本后，学校合并对合并学校学生成绩的影响，在合并后的第1和第2学期，负向影响程度下降，在第3学期，正向影响程度上升。这在一定程度上说明，学校合并对合并学校学习成绩较差的学生影响更大。

表5 合并学校与未合并学校成绩缺失学生在各种原因上的分布情况 单位：%

学期	合并学校				未合并学校			
	辍学比例	转学比例	未参加考试比例	合计	辍学比例	转学比例	未参加考试比例	合计
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.00	0.00	0.41	0.41	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.62	0.00	2.27	2.89	0.69	0.00	3.47	4.17
4	1.65	0.41	4.75	6.82	2.08	0.69	8.33	11.11
5	4.13	0.21	25.00	29.34	2.78	0.69	10.42	13.89

五、学校合并对学生成绩影响的异质性分析

（一）学校合并对不同科目成绩的影响

本文之前的分析使用学生总成绩的标准化分数的变化来衡量学校合并对学生成绩的影响。由于不同科目的任课教师不同，学校合并对不同科目成绩的影响可能存在差别（卢珂、杜育红，2010；贾勇宏，2014）。因此，本文分别计算语文、数学、英语和政治成绩的标准化分数，并按照表2中回归8

^①转学分为合并学校与未合并学校之间的转学，以及转学到样本校之外的学校这两种情况。追踪调查期间一共发生5人转学，他们均转学到样本校之外的学校。

^②初三学年，特别是初三下学期，大量学生成绩缺失，主要是因为很多成绩较差的学生未参加初三下学期的中考，而是参加了当地的职业高级中学或技工学校入学考试。

^③一共删除了577个样本，占总样本的比例为19.85%。

的设定进行回归，估计结果如表 6 所示^①。

从语文成绩的标准化分数来看，合并后的第 1 学期，学校合并对语文成绩的影响不显著。给定其他条件不变，合并后的第 2、第 3、第 4 学期，与未合并学校相比，合并学校学生语文成绩的标准化分数均显著上升。总体来看，学校合并提高了学生的语文成绩。从数学成绩的标准化分数来看，与未合并学校相比，合并后的第 1、第 2 学期，学校合并对数学成绩的影响不显著，第 3 学期合并学校学生数学成绩的标准化分数显著下降 0.157。到了第 4 学期，数学成绩并未显著提高。从英语成绩的标准化分数来看，合并后的第 1 学期，与未合并学校相比，合并学校学生英语成绩的标准化分数显著下降 0.166，但在其他学期，影响均不显著。从政治成绩的标准化分数来看，合并后的第 1、第 2 学期，与未合并学校相比，合并学校学生政治成绩显著降低，学校合并的影响是负向的。但到了第 3、第 4 学期，学校合并的影响显著且为正向。政治成绩的标准化分数的变化趋势与学生总成绩的标准化分数的变化趋势非常类似，学校合并后学生成绩先下降后上升。

表 6 学校合并对不同科目成绩的影响的估计结果

主要变量	语文成绩的标准化分数	数学成绩的标准化分数	英语成绩的标准化分数	政治成绩的标准化分数
	回归1	回归2	回归3	回归4
学校合并×学期2	0.142 (0.090)	-0.034 (0.076)	-0.166* (0.089)	-0.751*** (0.099)
学校合并×学期3	0.467*** (0.092)	-0.092 (0.076)	-0.148 (0.100)	-0.792*** (0.095)
学校合并×学期4	0.356*** (0.093)	-0.157** (0.070)	0.100 (0.092)	0.604*** (0.090)
学校合并×学期5	0.306** (0.129)	0.100 (0.085)	0.157 (0.107)	0.700*** (0.094)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
个体固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	2907	2907	2907	2907
R ²	0.807	0.864	0.822	0.812

注：①由于本文重点关注的是学校合并与学期的交互项系数，对于解释变量只汇报交互项系数的估计结果，其他变量系数的估计结果省略；②回归 1 至回归 4 的控制变量与表 2 回归 8 相同；③括号内数字为在学生个体层面聚类的标准误，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

学校合并对学生不同科目成绩的影响存在差异，说明学校合并非普遍或全面地改善了教学质量，很可能个别科目在学校合并后，师资力量得到了改善，学生成绩因而提高；而有些科目并没有因为学校合并得到了教学质量的改善。学校合并后，数学成绩和英语成绩出现过下降，政治成绩则呈现先显著下降后显著上升的特点。但语文比较特殊，在合并后的第 2~4 学期，与未合并学校相比，合并学

^①非常感谢匿名审稿专家的宝贵建议，促使本文进一步考察学校合并对不同科目成绩的影响，丰富了本文的研究。

校学生语文成绩均显著更高。可能的原因如下：合并学校学生所在年级的年级组长由原西邑初级中学的教导主任担任，他是语文老师，对该年级语文教学抓得比较紧，并且该教师能力较强——在学校合并后的第2年，升任鹤庆二中副校长。该教师的高能力和所任职务的重要性有利于提升合并学校学生的整体语文成绩，这也验证了学校合并带来的教师质量提升有助于提高学生成绩。

（二）学校合并对不同群体学生成绩的影响

前文的分析表明，即使在控制了一系列特征变量后，学校合并短期内依旧给学生成绩造成了显著的负向影响。结合“研究假说”的分析，本文推测这很可能是学校合并后的“中断效应”导致的。此外，既有研究表明，在学校合并的初期，女生、寄宿生和客校生等群体更容易受到学校合并带来的“中断效应”的冲击（卢珂、杜育红，2010；Mo et al., 2012；贾勇宏，2014；Beuchert et al., 2018）。因此，本文在（2）式的基础上进行分组回归，得到的估计结果如表7所示。

表7中回归1和回归2考察学校合并对男生和女生成绩影响的异质性。回归结果显示，男生和女生总成绩的标准化分数的变化趋势非常类似，学校合并后成绩先下降后上升。但在学校合并后的第1、第2学期，学校合并对女生成绩的负向影响更大。在之后的第4学期，与男生相比，学校合并对女生成绩的正向影响更小。与男生相比，女生对环境变化的适应性更差，对家庭的依赖性更强。学校合并后，女生往往很难在短时间内适应这种变化，由此造成了女生成绩波动幅度加大的现象。另外，学校合并后采取大班教学方式，学生数大大增多，教师很难更好地关注学生（方亮、刘银，2013；娄立志、吴欣娟，2016）。离家较远及教师关注度下降，给女生带来的冲击往往更大。

表7中回归3和回归4的估计结果显示，对于寄宿生来说，在学校合并后的第1、第2学期，学校合并对其成绩的负向影响显著，在第4学期，则具有显著的正向影响。但对于非寄宿生来说，除了合并后的第2学期，在其余学期学校合并的影响均不显著^①。受政府财力的限制，学校合并和相关设施配套很难同步完成，学生宿舍不足、食堂拥挤等问题往往会对寄宿生的学习成绩造成冲击（Liu et al., 2010；侯海波等，2018；黎煦等，2018）。而当学校基础设施改善，学生逐渐适应环境改变后，寄宿生可将更多的时间用于学习，从而成绩显著提高（贾勇宏，2014）。

与一直在本校就读的学生相比，客校生因为进入一个陌生的学习环境，可能会在入学初期较难适应，加之新老学校在教育质量和教学方式上存在差异，学校合并往往对客校生的成绩有显著的负向影响（郑磊、卢珂，2011；Brummet, 2014；贾勇宏，2014）。表7中回归5的估计结果表明，在学校合并后的第1、第2学期，学校合并会对客校生的成绩有显著的负向冲击；到了第3、第4学期，学校合并对客校生成绩的影响不显著。而对于主校生来说，表7中回归6的估计结果显示，在学校合并后的第1、第2学期，学校合并对主校生成绩也具有负向影响，但影响程度远小于对客校生的影响；在学校合并后的第3、第4学期，学校合并对主校生成绩具有显著的正向影响。主校生成绩变化趋势与样本整体呈现的趋势是一致的。学校合并对客校生学习成绩产生负向影响，意味着合并学校的被动转学学生的教育公平在“撤点并校”过程中受到了损害。

^①回归的样本中不包括学校合并之前未寄宿而学校合并之后寄宿的学生，样本量为124。

结合表 2 所呈现的机制分析，表 7 的各个估计结果在一定程度上说明，在学校合并的初期，伴随着学生寄宿比例的上升、班级规模的扩大以及家校距离的增加，女生、寄宿生和客校生更容易受到环境变化的负向影响，即学校合并会导致这些学生成绩降低。但是，随着学校合并的优势逐渐显现，女生、寄宿生成绩特别是他们的中考成绩有了显著提高。

表 7 学校合并对不同群体学生成绩的影响的估计结果

主要变量	总成绩的标准化分数					
	女生 回归1	男生 回归 2	寄宿生 回归 3	非寄宿生 回归 4	客校生 回归 5	主校生 回归 6
学校合并×学期 2	-0.213*** (0.065)	-0.165* (0.098)	-0.232*** (0.071)	-0.137 (0.135)	-0.517*** (0.133)	-0.233*** (0.057)
学校合并×学期 3	-0.212*** (0.061)	-0.165 (0.107)	-0.216*** (0.077)	-0.296** (0.124)	-0.541*** (0.139)	-0.208*** (0.059)
学校合并×学期 4	0.116* (0.061)	0.126 (0.098)	0.081 (0.076)	0.129 (0.144)	-0.196 (0.132)	0.099* (0.057)
学校合并×学期 5	0.207*** (0.072)	0.335** (0.148)	0.264** (0.106)	0.058 (0.208)	-0.009 (0.151)	0.227*** (0.078)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含
个体固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	1609	1298	2190	593	1571	2014
R ²	0.924	0.907	0.931	0.887	0.908	0.921

注：①由于本文重点关注的是学校合并与学期的交互项系数，对于解释变量只汇报交互项系数的估计结果，其他变量系数的估计结果省略；②回归 1 和回归 2 的控制变量与表 2 回归 8 相同，回归 3 和回归 4 的控制变量中，不含有学生是否寄宿，回归 5 和回归 6 由于人均占地面积变量和学校合并与学期的交互项存在共线性，故不将人均占地面积变量纳入回归；③括号内数字为在学生个体层面聚类标准误，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

六、结论

本文采用云南省鹤庆县 628 名初中学生 5 个学期的面板数据，使用双重差分方法对乡镇中学合并是否提高了学生成绩进行检验。本文研究发现，短期内（合并后的第 1、第 2 学期），乡镇中学合并非但没有显著提高学生学习成绩，反而使得学生总成绩显著下降，但到了合并后的第 3、第 4 学期，学生总成绩显著提高。机制分析表明，学校合并后学生寄宿比例上升、班级规模扩大、家校距离增加会对学生成绩造成负向影响，但学校合并后男性班主任比例提高在一定程度上可以削弱学校合并对学生成绩的负向影响。学校合并对不同科目成绩以及不同群体学生学习成绩的影响具有异质性，尤其是学校合并短期内给女生、寄宿生和客校生学习成绩造成了显著的负向影响。

本文关注中学“撤点并校”的短期效应和长期效应，具有较强的政策含义。首先，本文的研究结

果表明,学校合并的初期会对学生成绩产生不利影响,特别对于女生、寄宿生和客校生来说,他们受到的负向冲击更加明显。在学校合并的过程中,应当提高对于这些学生的关注,对学习成绩下滑明显的学生及时给予疏导,帮助他们提高学习成绩,降低这部分学生的辍学率,保障教育公平。其次,从长期来看,学校合并有利于学生成绩的提高。从这个角度出发,“一刀切”地否定“撤点并校”政策并不可取,城镇化进程中在农村实行“撤点并校”是有其积极意义的。再次,对于学校合并应当全面核算,不要操之过急,应当在学校配套设施建设基本完成之后再合并,尽量使学校合并对学生成绩的负向冲击降至最低。最后,需要强调的是,在学校合并的过程中,不同地方可能具有不同特点。关于“撤点并校”影响的考察应该结合区域的特质,做到具体问题、具体分析。

参考文献

- 1.蔡志良、孔令新,2014:《撤点并校运动背景下乡村教育的困境与出路》,《清华大学教育研究》第2期。
- 2.丁冬、郑风田,2015:《撤点并校:整合教育资源还是减少教育投入?——基于1996—2009年的省级面板数据分析》,《经济学(季刊)》第2期。
- 3.东梅、常芳、白媛媛,2008:《农村小学布局调整对学生成绩影响的实证分析——以陕西为例》,《南方经济》第9期。
- 4.范先佐、郭清扬,2009:《我国农村中小学布局调整的成效、问题及对策——基于中西部地区6省区的调查与分析》,《教育研究》第1期。
- 5.方亮、刘银,2013:《农村小学“撤点并校”的成效与困境分析》,《西南石油大学学报(社会科学版)》第3期。
- 6.侯海波、吴要武、宋映泉,2018:《低龄寄宿与农村小学生人力资本积累——来自“撤点并校”的证据》,《中国农村经济》第7期。
- 7.胡宏伟、汤爱学、江海霞、袁水苹,2016:《撤点并校对不同收入家庭学生政策效应的比较评估》,《公共行政评论》第1期。
- 8.洪松舟,2021:《小学教师人力资本特征对学生学业成绩的影响:基于20年实证文献的分析》,《全球教育展望》第2期。
- 9.贾勇宏,2014:《农村中小学布局调整对学生学业成绩的影响——基于全国九省(自治区)样本的考察》,《教育与经济》第2期。
- 10.黎煦、朱志胜、宋映泉、吴要武,2018:《寄宿对贫困地区农村儿童阅读能力的影响——基于两省5县137所农村寄宿制学校的经验证据》,《中国农村观察》第2期。
- 11.梁超、王素素,2020:《教育公共品配置调整对人力资本的影响——基于撤点并校的研究》,《经济研究》第9期。
- 12.娄立志、吴欣娟,2016:《农村小规模学校“撤点并校”的代价与补偿》,《教育研究与实验》第2期。
- 13.卢珂、杜育红,2010:《农村学校布局调整对学生成绩的影响——基于两水平增值模型的分析》,《清华大学教育研究》第6期。
- 14.潘光辉,2017:《“撤点并校”、家庭背景与入学机会》,《社会》第3期。
- 15.单丽卿、王春光,2015:《“撤点并校”的政策逻辑》,《浙江社会科学》第3期。

- 16.王斌, 1993: 《教师心理的性别差异及其教育学意义》, 《教育科学》第1期。
- 17.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第5期。
- 18.赵丹、吴宏超、Bruno Parolin, 2012: 《农村学校撤并对学生上学距离的影响——基于GIS和Ordinal Logit模型的分析》, 《教育学报》第8期。
- 19.赵丹、曾新, 2018: 《学校规模扩大对“生均成本, 教育质量”影响的复杂性——基于美国学者研究的文献综述》, 《外国教育研究》第7期。
- 20.郑磊、卢珂, 2011: 《转学对学生成绩的影响: 来自中国西部农村的证据》, 《教育学报》第2期。
- 21.郑力, 2020: 《班级规模会影响学生的非认知能力吗? —— 一个基于CEPS的实证研究》, 《教育与经济》第1期。
- 22.周天梅、周开济, 2017: 《中国教师心理资本性别差异的元分析》, 《四川师范大学学报(社会科学版)》第7期。
23. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
24. Beuchert, L., M. K. Humlum, H. S. Nielsen, and N. Smith, 2018, “The Short-term Effects of School Consolidation on Student Achievement: Evidence of Disruption?”, *Economics of Education Review*, 65: 31-47.
25. Brummet, Q., 2014, “The Effect of School Closings on Student Achievement”, *Journal of Public Economics*, 119: 108-124.
26. Cai, W. X., G. Chen, and F. Zhu, 2017, “Has the Compulsory School Merger Program Reduced the Welfare of Rural Residents in China?”, *China Economic Review*, 46: 123-141.
27. Conant, J. B., 1959, *The American High School Today: A First Report to Interested Citizens*, N.Y.: McGraw-Hill Book Company.
28. Conant, J. B., 1967, *The Comprehensive High School: A Second Report to Interested Citizens*, N.Y.: McGraw-Hill Book Company.
29. De Haan, M., E. Leuven, and H. Oosterbeek, 2016, “School Consolidation and Student Achievement”, *Journal of Law, Economics, and Organization*, 32(4): 816-839.
30. Engberg, J. B., B. Gill, G. Zamarro, and R. Zimmer, 2012, “Closing Schools in a Shrinking District: Do Student Outcomes Depend on Which Schools Are Closed?”, *Journal of Urban Economics*, 71(2): 189-203.
31. Finn, J. D., G. M. Pannozzo, and C. M. Achilles, 2003, “The ‘Why’s’ of Class Size: Student Behavior in Small Classes”, *Review of Educational Research*, 73(3): 321-368.
32. Gershenson, S., and L. Langbein, 2015, “The Effect of Primary School Size on Academic Achievement”, *Educational Evaluation & Policy Analysis*, 37(1): 135-155.
33. Haller, E. J., D. H. Monk, A. S. Bear, J. Griffith, and P. Moss, 1990, “School Size and Program Comprehensiveness: Evidence from ‘High School and Beyond’”, *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 12(2): 109-120.
34. Leithwood, K., and D. Jantzi, 2009, “A Review of Empirical Evidence about School Size Effects: A Policy Perspective”, *Review of Educational Research*, 79(1): 464-490.
35. Liu, C., L. Zhang, R. Luo, S. Rozelle, and P. Loyalka, 2010, “The Effect of Primary School Mergers on Academic

Performance of Students in Rural China”, *International Journal of Educational Development*, 30(6): 570-585.

36.Liu, J., and C. Xing, 2016, “Migrate for Education: An Unintended Effect of School District Combination in Rural China”, *China Economic Review*, 40: 192-206.

37.Luo, R., Y. Shi, L. Zhang, C. Liu, S. Rozelle, and B. Sharbono, 2009, “Malnutrition in China's Rural Boarding Schools: The Case of Primary Schools in Shaanxi Province”, *Asia Pacific Journal of Education*, 29(4): 481-501.

38.Mo, D., H. Yi, L. Zhang, Y. Shi, S. Rozelle, and A. Medina, 2012, “Transfer Paths and Academic Performance: The Primary School Merger Program in China”, *International Journal of Educational Development*, 3: 423-431.

39.Runyon, R. P., K. A. Coleman, and D. J. Pittenger, 2000, *Fundamentals of Behavioral Statistics*, N.Y.: McGraw-Hill Inc.

40.Welsch, D. M., and D. M. Zimmer, 2016, “The Dynamic Relationship between School Size and Academic Performance: An Investigation of Elementary Schools in Wisconsin”, *Research in Economics*, 70(1): 158-169.

（作者单位：¹ 中国人民大学经济学院；

² 中国人民大学企业与组织研究中心）

（责任编辑：王 藻）

Whether School Merger Programs Improved Academic Performance of Students: Based on the Case Study of Middle School Merger in Heqing County, Yunnan Province

WU Haijun YANG Jidong

Abstract: Since the implementation of school merger programs, there have been different opinions on its effect. This article takes Heqing County, Yunnan Province as an example and makes an empirical analysis on whether the combination of middle schools has improved students' academic performance by adopting a DID method based on the individual panel data of the follow-up survey. The results show that school merger programs have significantly reduced academic performance of students in a short period of time (in the first and second semesters), but their academic performance have started to improve significantly in the third, especially in the fourth semester after the school merger. The mechanism analysis shows that the increase of boarding proportion, the expansion of class size, and the increase of distance between home and school have a negative impact on students' performance, but the increase of the proportion of male teachers can weaken the negative impact of the school merger on students' performance to a certain extent. When investigating the heterogeneous impact of the school merger, this study finds that the school merger can mainly improve students' Chinese performance, significantly reduce their mathematics and English performance for some time, while their political performance declines first and then increases. School merger programs have a significant negative impact on the academic performance of girls, boarding students and visiting students in a short period of time.

Keywords: School Merger Program; Middle School Merger; Academic Performance of Student; Educational Equity