

据。第三，本文采用地方商业银行微观数据与地区宏观数据，实证分析转型风险效应以及不同绿色技术发展水平所带来的差异，从实证层面拓展了碳减排政策影响银行风险的相关研究。

基于研究发现，本文提出以下政策建议。

一是统筹碳减排推进与转型风险防控，健全跨部门协调与数据共享机制。建立碳核算体系与金融体系信息共享平台，完善环境政策与金融风险联合评估机制，推动环保减排标准与信贷标准互认衔接，防范政策叠加下的断贷风险。

二是完善市场化机制，推动绿色技术资产化与金融化，加快技术成果转化应用。健全绿色技术交易市场，并建立与碳减排交易市场互通机制，强化绿色科技金融服务，创新绿色技术知识产权质押等融资工具。

三是完善绿色财政体系，深化绿色财政与绿色金融协同。统筹绿色技术直接补贴与专项融资担保基金，依托政府产业引导基金支持长周期、高风险共性绿色技术，不断提升绿色财政与绿色金融政策协同效能。

## 基层医疗资源下沉与农村家庭贫困脆弱性 ——来自紧密型医共体建设的证据

艾爽 孟恩慧 牛耕

实现全体人民共同富裕是中国式现代化的本质要求。中国在2020年实现了现行标准下农村人口的全面脱贫，取得了消除绝对贫困举世瞩目的重要成就。但进一步巩固脱贫成果，仍是发展过程中一项长期而艰巨的任务。农村低收入家庭在抵御未来不确定性冲击方面的能力较弱，依然处于脆弱状态，“因病致贫、因病返贫”仍是新时期防止规模性返贫的核心问题。2025年中央一号文件提出“统筹建立农村防止返贫致贫机制，持续巩固拓展脱贫攻坚成果”。

要完善农村常态化防止返贫致贫机制，统筹推进农村公共服务提质升级，其中推进紧密型县域医共体建设、推动优质医疗资源下沉基层成为重要政策举措。当前我国医疗资源供给总量持续增长，但区域间、城乡间分布不均问题仍存在，基层医疗机构面临优质资源配置不足、服务能力偏低等困境，严重制约了农村基本医疗服务的可及性，而健康风险冲击正是农村家庭陷入贫困脆弱性的重要诱因。在此背景下，如何通过推动医疗资源下沉基层，提升农村医疗服务保障能力，进而降低农村家庭贫困脆弱性，成为亟待研究的现实问题。2019年我国启动的紧密型县域医共体建设试点，为研究医疗资源下沉的减贫效应提供了准自然实验场景，深入考察该政策对农村家庭贫困脆弱性的影响及作用机制，不仅能为理解医疗资源配置的经济效应提供新视角，更能为完善农村防止返贫致贫机制、推进乡村全面振兴提供实证参考。

现有关于贫困脆弱性的研究多聚焦公共转移支付、金融普惠、教育、资产储备、居住模式与医疗保险制度等因素的影响，部分研究探讨了医疗资源供给数量、医疗服务均等化对减贫的作用，但鲜有文献关注优质医疗资源向基层下沉对农村家庭贫困脆弱性的影响机制，且关于紧密型县域医共体建设试点的研究多集中于医疗服务利用、医保支付改革等方面，尚未将其与农村家庭贫困脆弱性进行系统性关联分析。本文利用2015—2023年中国家庭金融调查（CHFS）微观数据，结合《中国县域统计年鉴》等宏观经济指标，以2019年紧密型县域医共体建设试点政策为准自然实验，采用双重差分法实证检验基层医疗资源下沉对农村家庭贫困脆弱性的影响。研究发现：（1）紧密型县域医共体建设使得试点地区社区卫生室和诊所数量、医院数量、医疗队卫生人员数量与医疗卫生机构床位数有显著增加。这说明了该政策的实施确实增加了基层医疗资源的供给。（2）以紧密型县域医共体为载体的医疗资源下沉显著降低了农村家庭贫困脆弱性，政策使农村家庭贫困脆弱性平均降低2.96%。在样本中，共有1356户家庭脱离了贫困脆弱，即每百户家庭中约有

3 户家庭摆脱了脆弱状态。(3) 经过事前趋势检验、安慰剂检验、试点实施时间提前检验、更换被解释变量定义方式、剔除户主为非农户口的样本、使用 2025 年世界银行国际贫困线标准等一系列稳健性检验后, 研究结果依然成立。(4) 机制检验表明, 紧密型县域医共体建设通过降低家庭健康风险、提升城乡居民社会医疗保险参保率、实质性提高医疗支出与住院支出报销比例三条路径, 实现农村家庭贫困脆弱性的降低。(5) 差异化分析显示, 紧密型县域医共体建设对人力资本、物质资本、社会资本较低的家庭作用效果更显著, 凸显了医疗资源下沉基层对农村弱势群体的兜底保障作用。

基于上述研究结论, 结合我国农村医疗资源配置现状和乡村振兴战略要求, 为进一步推动优质医疗资源下沉基层、降低农村家庭贫困脆弱性、巩固脱贫攻坚成果, 提出以下政策建议: 第一, 优化医疗资源配置结构, 持续推动优质医疗资源下沉基层。在增加医疗资源供给总量的基础上, 重点强化医疗资源的空间和层级配置, 通过医疗专家下沉坐诊、基层医务人员定向培训、县域医疗设备共享等方式, 提升乡镇卫生院、村卫生室等基层医疗机构的诊疗能力; 加大对医疗资源匮乏地区的倾斜力度, 扩大紧密型医共体覆盖范围, 确保农村居民就近获得优质、便捷的基本医疗服务。

第二, 深化医保制度改革, 提升农村医疗保障的普惠性与公平性。进一步扩大农村医保覆盖范围, 针对农村低收入家庭强化缴费补贴与医疗费用减免, 切实降低自付比例; 推广医保按人头总额预算管理, 完善“结余留用、合理超支分担”机制, 引导医疗机构减少过度医疗、优化诊疗服务, 提升医保基金使用效率; 优化分级诊疗报销政策, 提高基层医疗机构报销比例, 引导农村居民基层首诊; 针对农村老年群体收入有限、医疗需求持续的特征, 探索差异化医保缴费机制, 完善高龄老人缴费减免、困难群体费用代缴等制度, 减轻农村老年群体医保负担。第三, 提升基层医疗服务质量, 从源头降低农村家庭健康风险。通过推动医疗专家下沉、提升基层医务人员专业能力、加强基层医疗机构基础设施与诊疗设备配置,

提高基层医疗机构的诊疗能力，保障农村居民在基层获得及时、有效的医疗服务。此外，应重视与完善家庭医生签约服务体系，实现疾病早发现、早干预、早治疗，推动基层医疗服务从“以治病为中心”向“以健康为中心”转变，加强预防性保健与慢性病管理服务，减少“小病拖成大病”现象，降低因疾病导致的劳动能力丧失和收入损失。降低因病致贫返贫的风险，进一步巩固脱贫攻坚成果。

## 分析师跟踪对企业产品质量违规的影响研究

鲍珩森 吴超鹏

产品质量不仅关乎企业的生存与发展，也与公众利益密切相关。近年来，随着质量强国战略的深入推进，产品质量日益成为企业树立品牌形象、提升市场竞争力的重要途径。同时，保障产品市场安全稳定对于畅通消费内循环、增进民生福祉也具有重要的现实意义。然而，过去一段时期内，我国企业产品质量违规事件时有发生，不仅使涉事企业品牌资产蒙受损失，也威胁消费者安全，制约经济社会的可持续发展。因此，加强对产品质量违规行为的治理，对于维护市场秩序和推动经济高质量发展具有重要意义。

管理层是企业产品质量安全的关键责任人。然而，作为具有自利动机的有限理性个体，管理者在追求短期经营绩效和维护职业生涯的过程中，可能利用内部信息优势弱化对产品质量的管控，进而增加质量违规风险。公司治理的目标之一是对管理层实施有效激励和约束，确保其充分履行对股东和其他利益相关者的义务。若企业内部治理体系不健全，管理层的质量决策将难以受到有效约束，产品质量违规行为亦无法得到有效遏制。因此，借助外部监督渠道优化公司治理、促使管理层重视产品质量安全，成为抑制企业产品质量违规的重要突破口。现有文献多从政府监管和媒体监督角度探讨

# 《基层医疗资源下沉与农村家庭贫困脆弱性》附录

## 附录 1 变量定义及描述性统计

附表 1 列出了主要变量的描述性统计结果。数据显示，在 1.9 美元和 3.1 美元的贫困线下，家庭的脆弱性均值分别为 0.0622 和 0.1824。以 1.9 美元和 3.1 美元的贫困线 29% 概率值为脆弱线定义的贫困脆弱性，家庭脆弱性均值则分别为 0.0389 和 0.2349。值得说明的是，与现有研究（张栋浩和尹志超，2018）对比，本文采用的四种方法所定义的贫困脆弱性均值略有下降。这可能是由于本研究使用了 2022 年即在中国完成脱贫攻坚目标任务之后的最新数据进行分析。这反映了国家和政府在推动乡村振兴及实现共同富裕方面的努力，因此我国的脱贫工作取得了良好成效，从而导致贫困脆弱性呈现出下降的趋势。

附表 1 变量定义及描述性统计

变量	变量说明	样本量	均值	标准差
<i>Vul1.9</i>	在人均日消费 1.9 美元贫困标准下的家庭贫困脆弱性	45812	0.0622	0.0695
<i>Vul3.1</i>	在人均日消费 3.1 美元贫困标准下的家庭贫困脆弱性	45812	0.1824	0.1743
<i>Vul1.9_29</i>	在人均日消费 1.9 美元贫困标准 29% 贫困脆弱线标准下定义的家庭贫困脆弱性，高于 29% 概率值时取值为 1，否则为 0	45812	0.0389	0.2538
<i>Vul3.1_29</i>	在人均日消费 3.1 美元贫困标准 29% 贫困脆弱线标准下定义的家庭贫困脆弱性，高于 29% 概率值时取值为 1，否则为 0	45812	0.2349	0.4145
紧密型医共体	家庭所在县域是否为紧密型医共体试点，是=1，否=0	45812	0.1556	0.3451
家庭总收入	家庭可支配总收入，单位：万元	45812	5.1349	12.244
家庭总资产	家庭总资产，包括金融资产与非金融资产，单位：万元	45812	37.194	80.204
儿童占比	年龄小于 16 岁的儿童占家庭人口数量之比	45812	0.1289	0.1459
老人占比	女性 55 岁以上，男性 60 岁以上的老年人占家庭人口数量之比	45812	0.3623	0.4824
社会养老保险占比	参与社会养老保险人数占家庭总人数比例	45812	0.6923	0.3641
社会医疗保险占比	参与社会医疗保险人数占家庭总人数比例	45812	0.8302	0.3138
年龄	户主年龄	45812	54.025	9.8357
年龄的平方	户主的年龄平方除 100	45812	29.187	12.494
已婚	户主婚姻状态，已婚=1，其他=0	45812	0.8611	0.2644
受教育年限	户主文化水平，没有上学=0，小学=6，初中=9，高中、中职与中专=12，大学、大专与高职=16，硕士研究生=18，博士研究生=22	45812	8.8244	5.2049
健康水平	户主身体状况为一般、好或非常好=1，不好或非常不好=0	45812	0.3509	0.4194
是否为农业户口	户主户口类型为农业户口=1，其他=0	45812	0.9048	0.2516
是否有工作	户主是否有工作，有=1，无=0	45812	0.8137	0.4342
国家级贫困县	县域是否为贫困县，是=1，否=0	45812	0.3028	0.4149
县域人均 GDP	县域人均 GDP，单位：万元	45812	3.2494	3.5025

县域 GDP 增长率	县域 GDP 增长率	45812	0.0736	0.0729
县域人口数量	县域人口数量对数, 单位: 万人	45812	3.2045	2.5836
公共财政支出	县域公共财政支出对数, 单位: 万元	45812	12.528	0.5939
县域面积	县域土地面积对数, 单位: 平方公里	45812	7.7317	0.9519

## 附录 2 政策效果验证

在分析紧密型医共体试点对家庭贫困脆弱性的影响之前, 本文首先对该试点政策能否带来基层公共医疗资源供给的增加进行检验。本文采用由中国家庭金融调查与研究中心在相应年份开展的中国城乡社区治理调查数据来检验政策效果, 该数据详细收集了乡镇和社区基本公共服务设施、基层法治、社会组织及社区经济等信息。附表 2 回归结果显示, 紧密型医共体试点使得试点地区社区卫生室和诊所数量、医院数量、医疗队卫生人员数量与医疗卫生机构床位数有显著增加。这初步说明了紧密型医共体试点的实施确实增加了基层医疗资源的供给, 这为下文基于紧密型医共体试点, 实证考察医疗资源下沉对家庭贫困脆弱性的影响提供了基本证据。

附表 2 紧密型医共体试点实施效果验证

变量	(1) 卫生室和诊所数	(2) 医院数	(3) 卫生人员数	(4) 床位数
紧密型医共体	0.2516*** (3.1284)	0.1088** (2.0924)	0.2009** (2.3375)	0.9163*** (2.7485)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	803	803	803	1245
$R^2$	0.5382	0.5623	0.5712	0.5911

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著, 括号内为  $t$  值, 聚类到县域标准误。下同。

## 附录 3 稳健性检验

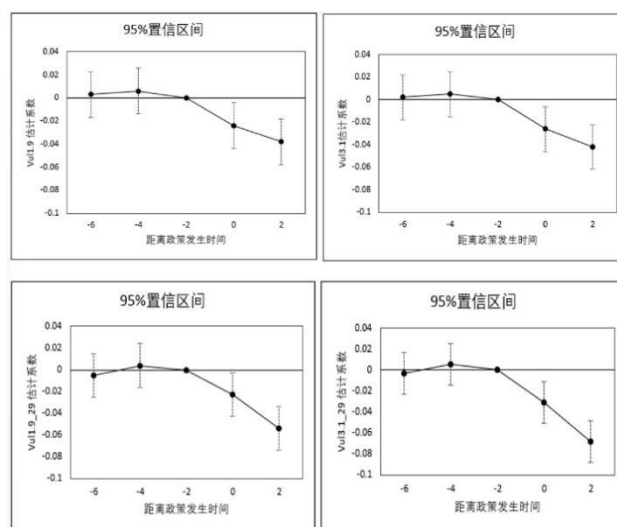
### (一) 事前趋势检验

使用双重差分模型的前提是实验组与对照组满足平行趋势假设。本文参考 Li et al. (2016) 的模型设定, 基于事件研究法 (event study) 设定如式 (1) 所示的模型。该模型用于考察设立紧密型医共体试点之后, 实验组与对照组家庭贫困脆弱性的动态差异。

$$Vul_{ict} = \alpha + \sum_{k=-6}^4 \beta_k Treated_{ic} \times D_{it}^k + \gamma X_{ict} + \lambda_t + \theta_i + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中,  $D_{it}^k$  代表 5 个哑变量, 包括  $D_{it}^{-6}$ 、 $D_{it}^{-4}$ 、 $D_{it}^{-2}$ 、 $D_{it}^0$  和  $D_{it}^2$ 。具体而言,  $D_{it}^{-6}$  表示进入紧密型医共体试点前 6 年的家庭, 相关变量以此类推。其他符号的含义与基准模型一致。鉴于中国家庭金融调查数据为双年调查数据库, 且相关变量多询问前一年的情况, 而紧密型医共体建设试点自 2019 年后连续实施, 因此本文将其发生时间设定为 2020 年, 并据此定义  $D_{it}^k$ 。在回归分析中, 本文将  $D_{it}^{-2}$  作为基准组。如果在事件发生前,  $D_{it}^{-6}$ 、 $D_{it}^{-4}$  的系数不显著, 则表明实验组和对照组满足平行趋势假设。为考察紧密型医共体建设对家庭贫困脆弱性影响的时间变化趋势, 本文使用固定效应模型进行实证分析。附图 1 展示了在 95% 的置信区间下紧密型医共体建设试点对以人均日消费 1.9 美元贫困标准、人均日消费 3.1 美元贫困标准、人均日消费 1.9 美元贫困标准 29% 贫困脆弱线标准、人均日消费 3.1 美元贫困标准 29% 贫困脆弱线标准, 四种不同贫困脆弱性标准下的动态影响。结果表明, 在政策实

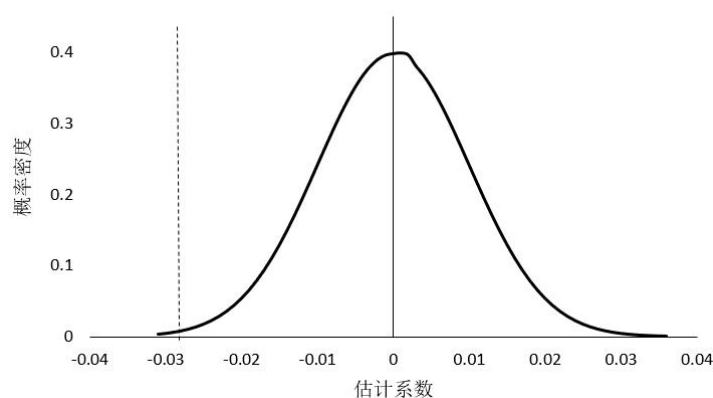
施前，家庭贫困脆弱性影响的回归系数均不显著，未拒绝事前趋势平行的假设。此外，紧密型医共体建设显著降低了家庭当年及后两年的贫困脆弱性，表明该项目具有持续降低家庭贫困脆弱性的效果。



附图 1 事前趋势检验结果

### (二) 安慰剂检验

为了证明紧密型医共体建设对家庭贫困脆弱性的负向影响并非偶然结果，本文借鉴 Li et al. (2016) 的做法，采用安慰剂检验方法以确保结果的稳健性。具体做法为：保留已有的紧密型医共体试点县变量，并将该变量的取值随机赋给各个县域。随后，使用赋值后的样本重新进行双重差分估计，计算关注变量的估计系数，并重复上述操作 1000 次，从而得到 1000 个估计系数的分布。附图 2 展示了安慰剂检验的结果，显示在随机处理后，紧密型医共体试点对家庭贫困脆弱性的回归系数均值为 0.0015，接近于 0，而本文的基准回归系数为-0.0296。这表明本文的结果并非随机发生，且不受遗漏变量的影响，结论保持稳健<sup>1</sup>。



附图 2 安慰剂检验结果

### (三) 更换被解释变量定义方式

考虑到中国贫困标准以人均收入为依据，本文将以农村地区收入贫困标准重新定义家庭贫困脆弱性，进行稳健性检验。具体而言，将人均消费变量替换为人均收入变量重新进

<sup>1</sup> 此外，本文将试点政策时间提前进行时间安慰剂检验，本文的结论仍稳健。限于篇幅，留存备索。

行估计。中国现行贫困标准为农村居民每年人均收入 2300 元（以 2010 年不变价计算）。鉴于国家统计局不同年份贫困线标准<sup>1</sup>，2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2020 年和 2022 年的贫困线，分别对应人均收入为 2652 元、2800 元、2952 元、2995 元、3442 元和 4000 元。同样，本文将人均收入贫困线 29% 贫困脆弱线以及人均消费贫困线 50% 贫困脆弱线替换为被解释变量。附表 3 汇报了估计结果，可以看出，在调整贫困脆弱性的 3 种定义方式之后，本文的结论依然成立。

**附表 3 稳健性检验：替换被解释变量结果**

变量	(1) <i>Vul_人均收入贫困线</i>	(2) <i>Vul_人均收入贫困线_29</i>	(3) <i>Vul_人均消费贫困线_50</i>
紧密型医共体	-0.0341*** (-3.2042)	-0.0362*** (-3.5928)	-0.0332*** (-2.9475)
控制变量	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	45812	45812	45812
$R^2$	0.5312	0.5035	0.5115

#### （四）剔除户主为非农户口的样本

为进一步验证基准回归结果的稳健性，本文对样本进行了户籍限制作进一步检验。具体而言，为避免非农户口家庭可能因户籍的差异，对基层医疗资源下沉与贫困脆弱性之间关系的识别产生干扰，本文在稳健性检验中剔除了户主为非农户口的样本来进行分析。附表 4 回归结果显示，主要结论依然成立，进一步证明了基准结果的稳健性。

**附表 4 稳健性检验：剔除户主为非农户口的样本**

变量	(1) <i>Vul1.9</i>	(2) <i>Vul3.1</i>	(3) <i>Vul1.9_29</i>	(4) <i>Vul3.1_29</i>
紧密型医共体	-0.0043*** (-2.9348)	-0.0058*** (-2.9794)	-0.0219*** (-3.0593)	-0.0301*** (-3.3541)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	40128	40128	40128	40128
$R^2$	0.5517	0.5538	0.5661	0.5725

#### （五）2025 年世界银行国际贫困线标准

根据 2025 年世界银行国际贫困线标准，低收入国家标准从人均消费支出 1.9 美元/天上升至 3.0 美元/天，中低收入国际标准从人均消费支出 3.1 美元/天上升至 4.2 美元/天。经购买力和农村居民 CPI 调整，人均日消费 3.0 美元、4.2 美元分别对应 2012 年人均年消费额 3940 元、5516 元，2014 年人均年消费额 4123 元、5772 元，2016 年人均年消费额 4255 元、5957 元，2018 年人均年消费额 4401 元、6162 元，2020 年人均年消费额 4502 元、6303 元，2022 年人均年消费额 4561 元、6385 元。附表 5 回归结果显示，使用 2025 年世界银行国际贫困线标准之后，主要结论依然成立，进一步证明了基准结果的稳健性。

**附表 5 稳健性检验：2025 年世界银行国际贫困线**

变量	(1) <i>Vul3.0</i>	(2) <i>Vul4.2</i>	(3) <i>Vul3.0_29</i>	(4) <i>Vul4.2_29</i>
紧密型医共体	-0.0049***	-0.0073***	-0.0261***	-0.0358***

<sup>1</sup> 国家统计局网站：[https://www.stats.gov.cn/zs/tjws/tjzb/202301/t20230101\\_1903716.html](https://www.stats.gov.cn/zs/tjws/tjzb/202301/t20230101_1903716.html)。

	(-2.6385)	(-2.5924)	(-2.7173)	(-2.6125)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	45812	45812	45812	45812
R <sup>2</sup>	0.3204	0.3952	0.4123	0.4481

#### 附录 4 差异化分析

附表 6 差异化分析：家庭人力资本差异

变量	(1) <i>Vul1.9</i>	(2) <i>Vul3.1</i>	(3) <i>Vul1.9 29</i>	(4) <i>Vul3.1 29</i>
紧密型医共体	-0.0014 (-0.9238)	-0.0015 (-0.9024)	-0.0083 (-1.0834)	-0.0096 (-1.2943)
老年人占比	0.0782** (2.0931)	0.0836** (1.9928)	0.0919** (2.1124)	0.0922** (2.2312)
紧密型医共体×老年人占比	-0.0043*** (-3.6039)	-0.0061*** (-3.6392)	-0.0225*** (-3.4294)	-0.0246*** (-3.2945)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	45812	45812	45812	45812
R <sup>2</sup>	0.4631	0.4722	0.5009	0.5137

附表 7 差异化分析：家庭物质资本差异

变量	(1) <i>Vul1.9</i>	(2) <i>Vul3.1</i>	(3) <i>Vul1.9 29</i>	(4) <i>Vul3.1 29</i>
紧密型医共体	-0.0008 (-0.5293)	-0.0012 (-0.5832)	-0.0036 (-0.5523)	-0.0044 (-0.5956)
低物质资本	0.0071** (2.1839)	0.0119** (2.4284)	0.0237** (2.3249)	0.0983** (2.3631)
紧密型医共体×低物质资本	-0.0052** (-2.0294)	-0.0058** (-2.3245)	-0.0218** (-2.4628)	-0.0226** (-2.4245)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	45812	45812	45812	45812
R <sup>2</sup>	0.3628	0.3742	0.4091	0.4364

附表 8 差异化分析：家庭社会资本差异

变量	(1) <i>Vul1.9</i>	(2) <i>Vul3.1</i>	(3) <i>Vul1.9 29</i>	(4) <i>Vul3.1 29</i>
紧密型医共体	-0.0009 (-0.2485)	-0.0014 (-0.2832)	-0.0043 (-0.2365)	-0.0059 (-0.2847)
低社会资本	0.0382*** (2.6374)	0.0448*** (2.6628)	0.1039*** (2.9145)	0.1115*** (2.9837)
紧密型医共体×低社会资本	-0.0053*** (-2.9813)	-0.0087*** (-2.9573)	-0.0211*** (-3.1194)	-0.0295*** (-3.1452)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	45812	45812	45812	45812
R <sup>2</sup>	0.4024	0.4295	0.4476	0.4499

## 参考文献

- [1] 张栋浩和尹志超, 2018, 《金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性》, 《中国农村经济》第4期, 第54~73页。
- [2] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016. “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123, pp.18~37.