

提出以下改善家庭净资产进而缓解家庭资产负债表约束的政策建议。

第一，关于“减支出”，根据城镇家庭调查数据，我国家庭债务主要分布在中青年和低收入群体，对于这部分群体，债务偿还以外的主要支出就是教育支出。建议在托育、高质量和多元化的基础教育供给方面扩大投资，不仅能减少家庭对校外教育的需求，还能减轻中青年群体对教育的精力投入，这在一定程度上可以抵消房价下降造成的房产净值损失。

第二，关于“扩收入”，短期内可以向有房贷偿还压力且失业超过一定时期的群体提供适度补贴，以帮助资产负债表受损最严重的群体渡过难关，减少债务违约群体规模；中长期扩大职业培训、成人教育以及失业保险等领域的投入，通过提升家庭人力资本和应对未来不确定性的能力，增强家庭资产负债表的内生韧性。

第三，关于“稳房价”，建议不断完善存量住房收购制度，一方面加快商品住房市场出清，解决住房市场“供大于求”问题；另一方面更多用于保障性住房，根据房源差异性转化为租赁住房、青年公寓、人才公寓等。同时完善“租购同权”“租售转换”等机制，通过促进保障性住房市场良性发展带动房地产市场整体平稳运行。

系统性金融压力下的信贷“脱绿” 与信用风险研究

林师涵 杨子晖 戴志颖 温雪莲

党的二十届四中全会提出“加快经济社会发展全面绿色转型，建设美丽中国”。2025年中央经济工作会议进一步将“坚持‘双碳’引领，推动全面绿色转型”列为经济工作重点任务。值得注意的是，“经济社会发展全面绿色转型”往往伴随着大规模、长期性的资金需求，但随着近年来国内外金融压力高企，信贷资源由绿色

企业向棕色企业偏转的“脱绿”现象屡见不鲜。在此背景下，如何优化信贷配置结构，引导金融资源对绿色经济“精准滴灌”，已成为我国现阶段不容回避的重要问题。鉴于此，本文提出信贷“脱绿”（DGCA）指数，并深入考察“系统性金融压力-信贷‘脱绿’-信用风险”三者间的作用关系。这不仅有助于揭示金融压力情境下的绿色信贷资金缺口程度，为我国强化对低碳经济发展的金融支持力度提供决策参考，也有助于识别绿色信贷再配置过程中易受冲击的脆弱环节，防止金融风险因资金分配失衡而快速积聚，从而筑牢我国生态环境安全与经济金融安全的双重防线。

在我国以银行体系为主导的融资结构下，信贷资源配置在绿色经济转型过程中发挥着关键作用。然而，随着国内外系统性金融压力的加剧，信贷资源是否会偏离绿色领域，并由此带来潜在金融风险，仍缺乏系统而清晰的研究结论。一方面，既有研究对压力情景下的资金偏转方向尚未形成一致认识，一类研究强调绿色资产的“长期持有”属性，认为市场动荡时资金更可能流入绿色领域，另一类研究则聚焦于市场主体在高压环境中的“短期主义”倾向，认为资金将流向短期回报更明确的非绿色领域。这也意味着，在系统性金融压力情境下，信贷资源究竟会呈现“趋绿”还是“脱绿”特征，仍有待进一步检验。另一方面，我国经济低碳转型过程中的资源再分配行为是否会催生新的金融风险，这一问题也尚未得到明确解答。过往文献大多集中于探讨绿色资金分配如何影响研发支出、全要素生产率等问题，而较少考察与其相伴随的风险隐患。这不仅将造成对金融资源配置影响的片面理解，还可能使政策制定者低估经济转型过程中的风险累积效应。因此，结合系统性金融压力下绿色与非绿色企业间的资金再分配现象，进一步探讨其潜在金融风险，具有重要的理论价值与现实意义。

鉴于此，本文基于2010年第一季度至2023年第一季度4652家中国上市企业的样本数据，构建省级层面的信贷“脱绿”指数，以刻画各省份信贷资源由绿色企业向棕色企业的偏移程度。在此基础

上，深入考察系统性金融压力对信贷“脱绿”指数的影响作用及其机制，并基于不同的经济景气、政策不确定性区间剖析两者间的异质性关系。同时，结合省份层面和企业层面数据，探究信贷“脱绿”指数对信用风险的影响效应，并引入空间杜宾模型分析单一省份信贷“脱绿”指数对信用风险的直接影响与间接影响，从而刻画其空间溢出效应。

研究发现，多个西部省份的 DGCA 指数均位居前列，表明其辖内企业面临更为严峻的信贷“脱绿”挑战。回归分析则表明，系统性金融压力的上升，将加剧信贷“脱绿”效应。而且，银行的“短期主义”是其主要的作用渠道：随着金融压力增大，银行的关注点将由长期可持续性发展转向短期经济回报，使其忽视了绿色企业的潜在长期效益，进而收紧绿色企业贷款、引发信贷“脱绿”。研究亦发现，系统性金融压力对信贷“脱绿”指数的正向作用，在经济低景气、政策高度不确定时更为明显，且在金融压力缓解后往往难以自发扭转。

进一步研究发现，信贷“脱绿”指数的上升，将通过加剧绿色企业的违约可能，显著加剧信用风险。此外，空间杜宾模型结果表明，单一省份的信贷“脱绿”效应，不仅易对本省的企业违约概率产生显著影响，还可能对邻近省份形成正向的空间溢出效应，最终引发区域信用风险的整体恶化。

基于上述发现，本文得到以下三点政策启示：

第一，重点关注西部地区的信贷“脱绿”问题，推动经济社会发展全面绿色转型。鉴于多个西部省份存在较为突出的信贷“脱绿”现象，建议加强绿色金融政策的区域差异化设计，引导金融机构根据地方绿色产业发展需求，实施精准的信贷支持。尤其对西部地区，可通过创设区域性金融支持工具、提高绿色信贷在考核中的权重等方式，增强绿色信贷的可得性，实现对重点领域和区域的“精准滴灌”，助力全国经济社会全面绿色转型。

第二，加强逆周期调控，引导信贷资源向绿色领域配置。随着

国内外系统性金融压力高企，有必要加强对整体金融压力的监测与研判，实施更具针对性的绿色信贷逆周期调节措施，如适时适度提高绿色再贷款额度、扩大绿色再贴现支持范围等等。尤其在当前全球经济增长放缓、政策环境多变的背景下，应积极引导社会资金重回可持续发展轨道，防范出现大规模信贷“脱绿”。同时，在金融压力缓解、市场预期改善的关键窗口期，可配合相应激励政策，推动信贷资源更多流向绿色环保项目，避免形成持久性的绿色信贷收缩。

第三，促进金融监管的省际协调合作，防止因信贷“脱绿”而引起跨区域风险蔓延。分析显示，单一省份的信贷“脱绿”冲击可能外溢至邻省企业，加剧区域防范绿色金融风险的难度。对此应建立跨区域绿色金融协调监管机制，以政策顶层设计推进省际监管协作，对出现显著“脱绿”趋势的重点地区展开差异化监管。同时，考虑将信贷“脱绿”指数纳入区域信用风险监测预警系统，并基于局部地区信贷“脱绿”等情境开展压力测试，识别易受到“脱绿”冲击的重点区域，及时干预和处置。

非标违约后地方债务的可持续路径： 资金腾挪还是产业升级？

刘思瑶 董青马 尚玉皇 汤继强

现阶段，实现地方债务可持续不是刚性控制地方债务规模，2025年《政府工作报告》明确指出“在发展中化债，在化债中发展”。“发展中化债”弥补了资金腾挪的不足，能促进发展的产业升级是有效的“造血”方式，国际上，德国等国家持续推进制造业高端化、建设创新生态系统，扩大税基拓宽财政收入渠道增强经济韧性，平稳应对欧债危机等金融风险冲击。我国目前也推出了一系列举措推动产业升级，促进地方自我“造血”，例如：推进现代服务业升级，实施服务业综合改革，在重点城市设立服务业开放示范

《系统性金融压力下的信贷“脱绿”与信用风险研究》附录

附录 1 针对上市企业样本选择偏误的稳健性检验

受限于数据可得性，本文仅基于上市企业样本构造 *DGCA* 指数。但必须指出的是，相较于非上市企业，上市企业通常具有更高的 ESG 评级和信贷可得性，因此样本棕色企业和绿色企业在信贷配置上的差异可能被低估。这也意味着，仅基于上市企业所构造的 *DGCA* 指数，或将在一定程度上低估信贷资源向低 ESG 评级企业偏移的真实幅度，这种情况在上市企业样本较少的中西部省份可能尤为明显，进而带来潜在的样本选择偏误¹。有鉴于此，本文对上述样本选择偏误问题展开稳健性检验。

首先，由于北京、上海、广东是我国主要证券交易所的所在地，其辖内企业更易获得上市机会和信贷资源，这意味着基于上市企业所构造的 *DGCA* 指数将更加贴近上述省份的实际信贷“脱绿”情况。因此，本文在式（2）模型中加入代表“省份是否为北京、上海或广东”的虚拟变量与 *CISS* 指数的交互项，在此基础上展开分析。如附表 1 的列（2）所示，*CISS* 指数的系数依然显著为正，且以上交互项的影响系数并不显著，表明在同等的系统性金融压力下，北京、上海、广东的信贷“脱绿”变动程度与其他省份不存在显著差异。相类似地，考虑到东部与西部省份在企业上市资源、信贷可得性等方面可能呈现异质性，我们在列（3）中引入“东部省份”与“西部省份”的虚拟变量与 *CISS* 指数的交互项，并发现 *CISS* 指数的系数方向与显著性保持不变，且以上交互项均未通过 10% 水平的显著性检验。这就意味着，相较于基准组的中部和东北省份而言，东部、西部省份的信贷“脱绿”程度对系统性金融压力的反应并未呈现显著差异。因此，上述结果在一定程度上缓解了上市企业样本分布不均可能带来的样本选择偏误担忧。

此外，本文还进一步探讨了“各省份上市企业数量差异”对研究结论的影响。具体而言，在上市企业较少的省份，*DGCA* 指数的代表性相对不足，可能存在更强的样本选择偏误。这就意味着，若上述样本选择偏误挑战成立，那么在式（2）模型中加入“上市企业数量”相关变量后，核心解释变量的估计系数应当发生显著变化。基于这一思路，我们在列（4）和列（5）中依次控制“省份内上市企业数目”、“省份内上市企业比重”等变量，并发现 *CISS* 指数对 *DGCA* 指数的影响显著为正，且上述控制变量均在统计上不显著。由此可见，尽管不同省份的上市企业覆盖度存在差异，但这一差异并未对系统性金融压力与信贷“脱绿”之间的关系产生显著影响，从而在一定程度上支持了本文核心结论的稳健性。

附表 1 针对上市企业样本选择偏误的稳健性检验

| | 基准回归 | 考虑区域异质性 | | 考虑上市公司数量 | |
|----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | | “北上广”区域异质性 | 东西部省份异质性 | 控制上市企业数量 | 控制上市企业比重 |
| <i>CISS</i> | 0.0844** (2.2861) | 0.0946** (2.4407) | 0.1346** (2.0539) | 0.0845** (2.2870) | 0.0844** (2.2864) |
| <i>CISS</i> × <i>Tier1</i> | | -0.1022 (-0.8656) | | | |
| <i>CISS</i> × <i>East</i> | | | -0.0489 | | |

¹ 感谢审稿人对此提出的宝贵建议。

| | | | | | |
|----------------|---------------------------|----------|----------|-----------|-----------|
| | | | | (-0.5556) | |
| | <i>CISS</i> × <i>West</i> | | | -0.0967 | |
| | | | | (-1.0854) | |
| | <i>ListedNum</i> | | | 0.0001 | |
| | | | | (0.3034) | |
| | <i>ListedPct</i> | | | | -0.8423 |
| | | | | | (-0.3990) |
| 常数项 | 0.8324* | 0.8229* | 0.8408* | 0.8798* | 0.8631* |
| | (1.8859) | (1.8636) | (1.9039) | (1.8783) | (1.9257) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份×年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 1,528 | 1,528 | 1,528 | 1,528 | 1,528 |
| R ² | 0.2761 | 0.2766 | 0.2768 | 0.2761 | 0.2762 |

注：*Tier1* 变量为代表“省份是否为北京市、上海市或广东省”的虚拟变量；*East* (*West*) 变量为代表“省份是否为东部（西部）省份”的虚拟变量，其中东部省份包括北京市、上海市、浙江省、福建省、广东省、海南省、山东省、天津市、河北省，西部省份包括重庆市、四川省、云南省、贵州省、广西壮族自治区、西藏自治区、陕西省、甘肃省、宁夏回族自治区、青海省、新疆维吾尔自治区、内蒙古自治区；*ListedNum* 变量为省份辖内上市企业数量；*ListedPct* 为省份辖内上市企业数量占全国上市企业数量的比重。

附录 2 针对核心指标测量偏误的稳健性检验

本文进一步考虑“大型上市企业跨省经营”现象、金融压力指数构造方法差异、金融压力指数历史趋势等潜在的干扰因素，对系统性金融压力与信贷“脱绿”指数间的作用关系展开一系列稳健性检验。首先，考虑到我国大型上市企业可能存在跨省经营的现象，若仅基于其注册地构建省级层面的信贷“脱绿”指数，则可能造成测量偏误¹。有鉴于此，本文基于上市企业办公地址重新构建省级层面的信贷“脱绿”指数 (*DGCA^{office}*)，在此基础上展开稳健性检验。如附表 2 列 (1) 所示，*CISS* 指数对 *DGCA^{office}* 指数具有显著的正向影响。这就意味着，在考虑企业实际经营地分布的情况下，系统性金融压力的上升仍将显著驱动信贷“脱绿”效应。由此可见，在缓解“大型上市企业跨省经营”所带来的测量偏误后，基准回归发现依然稳健。

其次，本文在基准分析中使用中国系统性金融压力 (*CISS*) 指数，对我国金融市场所面临的整体压力水平进行刻画。而需要注意的是，金融压力指数的构造方式在变量选择、权重设定、合成方法等方面具有多样性，不同方法构建的指数虽均旨在捕捉系统性压力，但其具体内涵和覆盖范围可能存在差异。为避免本文分析受到金融压力指数构造方式的干扰，我们进一步引入亚洲开发银行提供的中国金融压力指数 (*FSI*)，替代 *CISS* 指数展开回归。如附表 2 的列 (2) 所示，*FSI* 指数对信贷“脱绿”的影响系数显著为正，表明中国金融压力的上升，将带动信贷资源由绿色企业向棕色企业偏移，与基于 *CISS* 指数的结果保持一致。可见，本文的核心结论不受到金融压力指数变量选取的影响。

最后，当期金融环境的压力程度可能受到金融周期或过往金融风险的影响，使其呈现特有的历史趋势。为缓解历史趋势的干扰，我们基于 Hamilton 滤波法和 H-P 滤波法，对金融压力指数进行过滤，并提取其周期性波动成分，在此基础上重新展开回归。由附表 2 的列 (3) 和列 (4) 可以看到，在剔除历史趋势后，*CISS* 指数与 *DGCA* 指数间的正相关关系保持不变，

¹ 感谢审稿人对此提出的宝贵建议。

结果稳健。因此，信贷资源在绿色企业与棕色企业间的偏转，在一定程度上归因于金融压力的相对变动，而非完全受到其历史趋势的影响。

附表 2 系统性金融压力对信贷“脱绿”指数影响的敏感性检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------------|------------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | <i>DGCA^{Office}</i> | <i>DGCA</i> | <i>DGCA</i> | <i>DGCA</i> |
| <i>CISS</i> | 0.0755** (2.0723) | | | |
| <i>FSI</i> | | 0.0072** (2.4899) | | |
| <i>CISS^{Detrended1}</i> | | | 0.1088*** (2.8201) | |
| <i>CISS^{Detrended2}</i> | | | | 0.0858** (2.3038) |
| 常数项 | 0.6055 (1.3881) | 0.7251* (1.6737) | 0.9163** (2.0657) | 0.8622* (1.9414) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份×年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 1516 | 1528 | 1528 | 1528 |
| R ² | 0.2827 | 0.2767 | 0.2778 | 0.2761 |

注：(1) *DGCA^{Office}* 为基于上市企业办公地址所重新构建的信贷“脱绿”指数，由于部分企业的办公地址数据存在缺失值，基于企业办公地构建的 *DGCA^{Office}* 指数观测值少于基于企业注册地构建的 *DGCA* 指数。(2) *FSI* 为亚洲开发银行所提供的中国金融压力指数。(3) *CISS^{Detrended1}* 和 *CISS^{Detrended2}* 分别为基于 Hamilton 滤波法和 HP 滤波法所得到的 *CISS* 指数周期波动项。

附录 3 针对极端风险事件冲击的稳健性检验

本文研究发现，系统性金融压力的上升，将显著加剧信贷“脱绿”趋势。为检验上述作用关系是否由极端的风险事件所驱动，我们将 2015 年股市异常波动时期、2020 年“新冠”疫情暴发初期依次剔除出样本，以探究基准回归结果在非极端风险时期是否依然成立。如附表 3 的列 (2) 和列 (3) 所示，在分别剔除股市异常波动时期与“新冠”疫情暴发初期的样本观测值后，*DGCA* 指数的回归系数依然在 10% 的置信度水平下显著为正。列 (4) 则进一步显示，即使同时剔除上述两类极端风险时期的样本观测值，本文的主要结论依然成立。由此可见，在非极端风险时期，系统性金融压力的上升，仍将显著加剧信贷“脱绿”效应。

附表 3 系统性金融压力对信贷“脱绿”指数的影响效应（分时期）

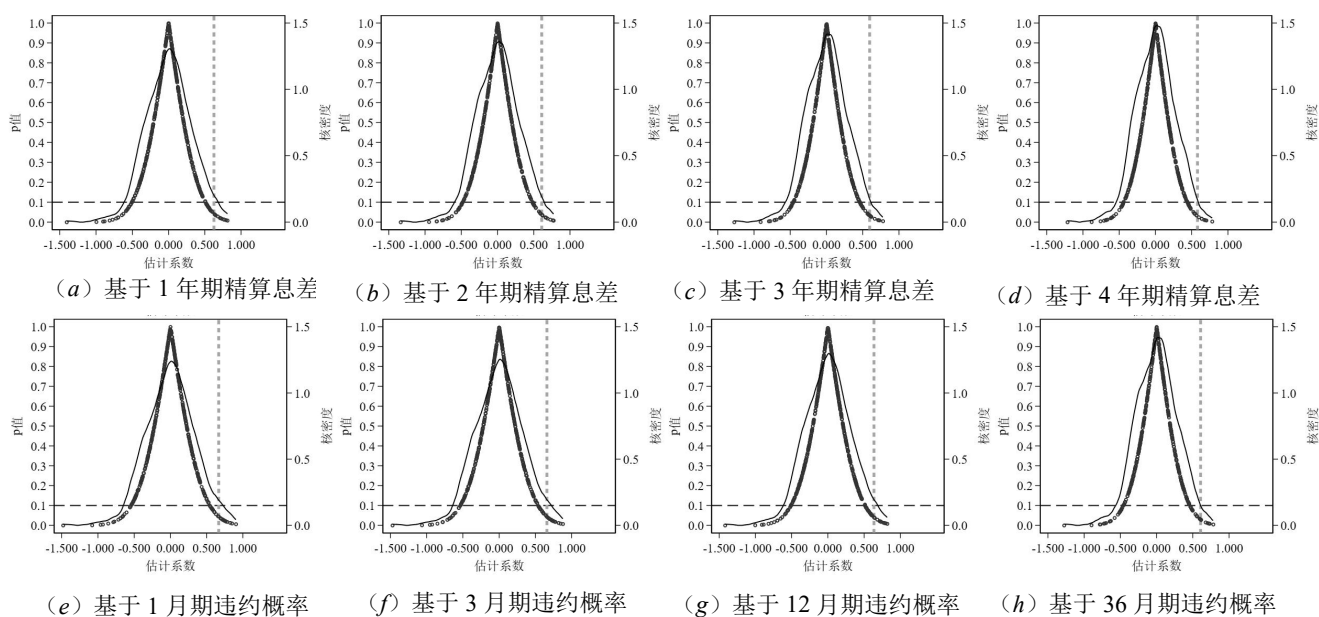
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 全样本回归 | 剔除股市异常波动时期 | 剔除“新冠”疫情暴发初期 | 剔除股市异常波动时期与“新冠”疫情暴发初期 |
| <i>CISS</i> | 0.0844** (2.2861) | 0.0723** (1.9976) | 0.0863** (2.3027) | 0.0743** (2.0227) |
| 常数项 | 0.8324* (1.8859) | 0.8887** (2.0728) | 0.8310* (1.8472) | 0.8816** (2.0155) |

| | | | | |
|----------------|--------|--------|--------|--------|
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份×年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 1528 | 1467 | 1498 | 1437 |
| R ² | 0.2761 | 0.3583 | 0.2780 | 0.3606 |

注：本文将 2015 年二季度至三季度划分为 2015 年股市异常波动时期，将 2020 年一季度划分为 2020 年“新冠”疫情暴发初期。

附录 4 针对随机性因素干扰的安慰剂检验

为检验信贷“脱绿”指数与信用风险的因果关系是否受到随机性因素的影响，本文进一步对两者间的作用关系展开安慰剂检验。具体而言，本文通过随机打乱 *DGCA* 指数观测值，构建新的“伪 *DGCA* 指数”，并在此基础上展开回归分析。在重复以上过程 500 次后，本文得到 500 组“伪 *DGCA* 指数”的伪回归系数，并将其系数估计值核密度分布与 *p* 值分布绘制于附图 1。由黑色散点可见，500 组伪回归系数估计值多数落于零值附近，且大部分伪回归系数的 *p* 值均大于 0.1，表明“伪 *DGCA* 指数”对信用风险的解释力在统计上不显著。此外，我们可以清楚地看到，实际系数估计值（竖虚线）位于伪回归系数核密度分布（黑色曲线）的右尾区域，这就意味着，安慰剂检验结果与基准回归结果间存在显著的差异。因此，信贷“脱绿”对信用风险的影响效应，可在一定程度上排除随机性因素的干扰。



附图 1 信贷“脱绿”指数对信用风险影响的安慰剂检验

注：黑色散点的横坐标为 500 组“伪 *DGCA* 指数”的伪回归系数，纵坐标为伪回归系数的 *p* 值（见左纵轴），黑色曲线为伪回归系数的核密度拟合分布（见右纵轴），竖虚线为 *DGCA* 指数实际系数估计值。

附录 5 针对空间权重矩阵选择的稳健性检验

基于地理距离倒数空间权重矩阵的估计结果表明，信贷“脱绿”对信用风险具有显著为正的间接效应，本文将其解读为“单一省份信贷‘脱绿’对邻近省份信用风险所产生的空间溢出效应”。但必须指出的是，在国内金融市场加速一体化的背景下，省际的金融资源配置与风险联动现象并不完全取决于地理邻近性，如全国性的市场信号变动、政策环境调整也可

能导致非邻近省份信贷“脱绿”与信用风险的同步波动。因此，信贷“脱绿”对信用风险的间接效应，可能既包含了邻近省份间的风险溢出效应，也反映了远距离省份因共同的全国性冲击而产生的趋同变化。鉴于此，本文进一步基于地理距离平方倒数的空间权重矩阵¹，重新估计空间杜宾模型，以检验在“空间溢出效应随地理距离增加而快速衰减”的情形下，基准分析结论是否依然成立。较之基于地理距离倒数的权重设定，基于地理距离平方倒数的空间权重矩阵对远距离省份影响赋予了更低的相对权重，因而更为强调邻近省份间的空间相互作用，能够在一定程度上缓解全国性共同冲击所带来的估计偏误。如附表 4 所示， ρ 系数均显著为正，且信贷“脱绿”指数对 8 类信用风险指标均具有显著为正的直接效应、间接效应与总效应，与表 5 结果保持高度一致。这意味着，在更为严格的空间权重矩阵设定下，本省份信贷“脱绿”对其他省份信用风险的空间溢出效应依然成立，相关结论保持稳健。

附表 4 信贷“脱绿”对信用风险的空间溢出效应（变换空间权重矩阵）

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | AS^{1y} | AS^{2y} | AS^{3y} | AS^{4y} | PD^{1m} | PD^{3m} | PD^{12m} | PD^{36m} |
| ρ | 0.8504*** (64.8292) | 0.8607*** (69.8523) | 0.8663*** (73.0385) | 0.8693*** (74.9293) | 0.8258*** (55.5105) | 0.8313*** (57.3447) | 0.8486*** (64.0829) | 0.8683*** (74.2566) |
| 直接效应 | 0.0544*** (2.7435) | 0.0527*** (2.7493) | 0.0512*** (2.7384) | 0.0493*** (2.6947) | 0.0579*** (2.7863) | 0.0573*** (2.7753) | 0.0552*** (2.7612) | 0.0522*** (2.7947) |
| 间接效应 | 0.7265** (2.5739) | 0.7283** (2.5696) | 0.7073** (2.5089) | 0.6734** (2.4125) | 0.6688** (2.4640) | 0.6836** (2.4901) | 0.7259** (2.5706) | 0.7237** (2.5464) |
| 总效应 | 0.7809*** (2.6134) | 0.7811*** (2.6062) | 0.7585** (2.5462) | 0.7227** (2.4512) | 0.7267** (2.5219) | 0.7409** (2.5435) | 0.7810*** (2.6120) | 0.7759*** (2.5845) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 1519 | 1519 | 1519 | 1519 | 1519 | 1519 | 1519 | 1519 |
| R ² | 0.3590 | 0.4018 | 0.4314 | 0.4528 | 0.2913 | 0.3012 | 0.3473 | 0.4273 |

注：附表 4 基于地理距离平方倒数构建空间权重矩阵，其他模型设置与表 5 保持一致。

¹ 与式 (10) 模型相类似，本文采用两省份间质心距离倒数平方构建空间权重矩阵，开展稳健性检验。