**4 模型构建**

在完成现有文献的梳理和对于山西、内蒙古两个传统能源大省的案例分析后，我们于第五、第六章进行实证检验，测量两地转型金融实践的有效性，并加以分析，识别优势与不足，提出针对性建议，并给出政策建议。

**4.1研究设计与识别策略**

**4.1.1 政策事实与处理组设定**

本文的核心目标是通过评估山西和内蒙古转型金融政策试点的政策效果，识别转型金融政策手段的有效性，并根据实证结果，给出一套优化的、一般性的转型金融实施方案。山西和内蒙古转型金融试点政策的实施，对于经济学研究而言，构成了一次准自然实验，为采用因果推断方法提供了可能。

首先，在处理组设定上，山西和内蒙古作为以煤炭等传统化石能源为主要能源的省份，其作为国家转型金融先行区具有较强的政策发展空间和改革空间。

山西初步构建覆盖重点高碳行业的转型金融制度框架，并以信贷工具为突破口推动实践落地，转型金融发展进入有序探索阶段。山西既是国家煤电、钢铁转型金融目录先行先试的重点地区，也发布了省级焦化、有色转型金融目录，围绕四大转型关键行业建立了较为全面的转型金融标准体系。在体系下，山西转型金融产品发展整体处于起步阶段，在转型信贷方面已积累实践经验。2024年转型金融标准实施后，山西转型信贷增量相比之前提升明显。当前，山西转型金融产品以信贷为主，可持续发展挂钩贷款、碳足迹挂钩贷款、转型信贷等产品均有实践。

内蒙古作为国家重要的能源和战略资源基地，同样被被纳入转型金融支持高碳产业低碳转型的重点区域。地方层面，鄂尔多斯市率先出台《推动转型金融支持重点产业绿色低碳发展的指导意见》，探索建立适用于煤电、煤化工、电解铝等本地支柱行业的转型技术路径与金融支持清单。在政策引导下，内蒙古转型金融实践以试点城市为突破口，金融机构对接高碳企业低碳改造需求。2023年以来，鄂尔多斯、霍林郭勒等地陆续落地多笔可持续发展挂钩贷款（SLL）和转型项目贷款，用于支持煤电机组节能改造、绿电替代、煤化工CCUS技术研发等具体项目。当前，内蒙古转型金融产品以贷款类为主，政策引导、企业需求、金融支持三个环节已经初步形成闭环，显示出较强的政策落地活力和地方创新潜力。

综上，山西和内蒙古不仅在能源结构上高度依赖煤炭等传统化石能源，具备典型高碳区域特征，且均已纳入国家及地方层面的转型金融政策试点体系，在制度建设、标准制定、产品实践和区域创新等方面展现出先行先试的政策深度与改革动能。因此，将两省作为实证分析中的处理组具有充分的政策事实依据与典型代表性。

其次，在识别策略上，本文使用双重差分法（DID）检测政策效果。Imbens 和 Wooldridge（2009）系统阐述了政策评估的主流计量方法，指出在满足识别假设的前提下，双重差分法能够可靠地估计政策施行的平均处理效应。

**4.1.2 变量选取与说明**

文章收集、构造了2007年至2022年30个省、市、自治区与直辖市的相关面板数据三十余项。其中，选取四个被解释变量，分别为：gtfp\_level，ln\_so2，ln\_co2和coal\_share\_pctg。四个变量分别是：

绿色全要素生产率，综合衡量经济增长“绿色质量”的效率指标，综合考虑了以工业增加值为代表的期望产出和以污染物为代表的非期望产出；二氧化硫排放量，代表工业部门产生的、与燃煤高度相关的主要大气污染物水平。二氧化碳排放量，代表一个地区总体的温室气体排放水平，反映其对气候变化的宏观影响。其中，绿色全要素生产率来自薛若男（2024）的研究，二氧化硫排放量和二氧化碳排放量来自全球大气排放数据库（EDGAR），各省能源煤炭占比，代表一个地区能源消费结构对煤炭的依赖程度，是能源结构转型的核心指标。来自中国能源统计年鉴。

对于解释变量，文章将其分为政策变量和机制变量。

政策变量是为了应用双重差分模型，精确识别转型金融政策的净效应而构建的变量。基础的DID模型通过构建处理组虚拟变量treat（山西、内蒙古=1）与政策时期虚拟变量post（2021年及以后=1）的交互项 treat \* post 来捕捉政策的平均处理效应。然而，为了更严谨地检验DID模型的平行趋势前提，并考察政策效果随时间变化的动态路径，本文同时采用更高级的事件研究法。我们首先定义了一个相对时间变量：event\_time = year - 2021，并以此为基础，构建了一系列动态政策虚拟变量。这些变量分为两组，在回归中扮演着截然不同的角色：一是平行趋势检验变量 (did\_pre\_\*): 该系列变量，如did\_pre2，代表了政策实施前处理组与控制组的差异。在回归中，这些变量的系数在统计上不显著，是证明本研究满足平行趋势假设、模型设定可靠的关键证据。二是动态政策效应变量 (did\_post\_\*): 该系列变量，如did\_post0（政策当年效应）和did\_post1（政策后一年效应），是衡量政策效果的核心。系数清晰地刻画了转型金融政策在实施后，逐年对被解释变量产生的净影响，从而构成了本文的核心研究发现。

机制变量是衡量转型金融具体金融工具对转型贡献的变量。我们使用云虹，付湘（2025）的数据，涵盖绿色信贷、绿色债券、绿色投资、绿色保险、绿色基金、绿色权益、碳金融七个指标。同时，为了衡量技术创新在绿色转型中的核心驱动作用，本文额外引入了绿色发明专利和绿色实用新型专利两个指标，通过统计各省每年与绿色发展的专利数得到。这九个指标一定程度上共同构成了能够全面刻画我国省级层面转型金融发展的综合衡量体系。

我们发现云虹，付湘 （2025）构建的七个指标在经济学含义上存在一定程度的重叠，若将它们全部直接放入回归模型会引发严重的多重共线性问题，从而使得回归结果不稳定、难以解释。如表3所示，七个指标间存在显著的相关性，为避免多重共线性并提炼出转型金融的核心传导机制，本文采用主成分分析法是必要而合理的。

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | | (3) | (4) | | (5) | | (6) | | (7) | | (8) | | (9) | |
| (1) credit | 1.000 |
| (2) bond | 0.965 | 1.000 |
| (3) investment | -0.201 | -0.220 | 1.000 | | |
| (4) insurance | 0.550 | 0.567 | -0.344 | | | 1.000 | |
| (5) equity | 0.960 | 0.984 | -0.216 | | | 0.574 | | 1.000 | |
| (6) fund | 0.953 | 0.980 | -0.211 | | | 0.551 | | 0.972 | | 1.000 | |
| (7) carbon\_finance | -0.415 | -0.432 | 0.784 | | | -0.418 | | -0.433 | | -0.420 | | 1.000 | |
| (8) green\_invention\_patents | 0.448 | 0.445 | -0.201 | | | 0.717 | | 0.447 | | 0.441 | | -0.245 | | 1.000 | |
| (9) green\_utility\_patents | 0.454 | 0.462 | -0.204 | | | 0.735 | | 0.462 | | 0.451 | | -0.256 | | 0.899 | | 1.000 | |
| 表1. 云虹，付湘 （2025）构建的七个绿色金融指标及绿色发明专利和绿色实用新型专利的相关系数 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |

本文同时探索了技术创新与绿色金融机制的相关性，最终通过九个变量识别并构建了三个相互正交（即统计上不相关）且具有清晰经济学含义的综合因子，它们分别代表了转型金融的三个核心传导机制：绿色金融市场 (factor\_1)、绿色创新 (factor\_2) 和绿色投资 (factor\_3)。这三个因子将作为核心的机制变量，应用到的计量模型中进行检验。

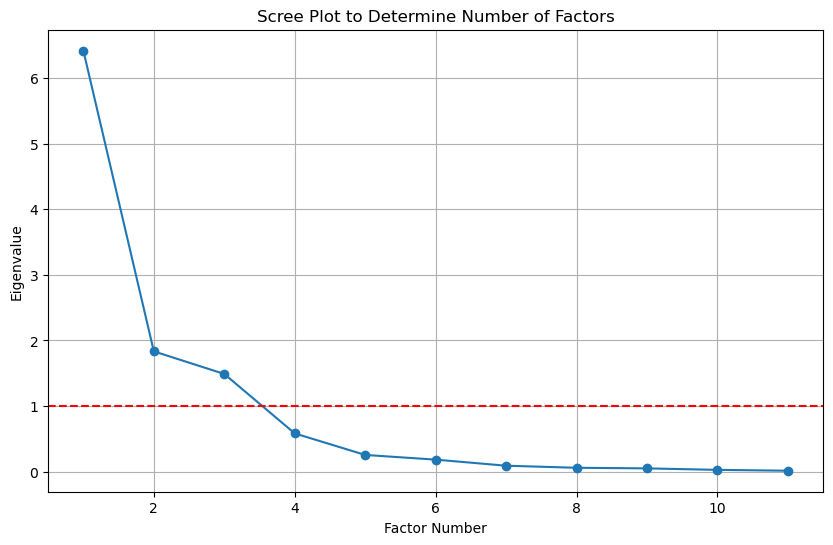
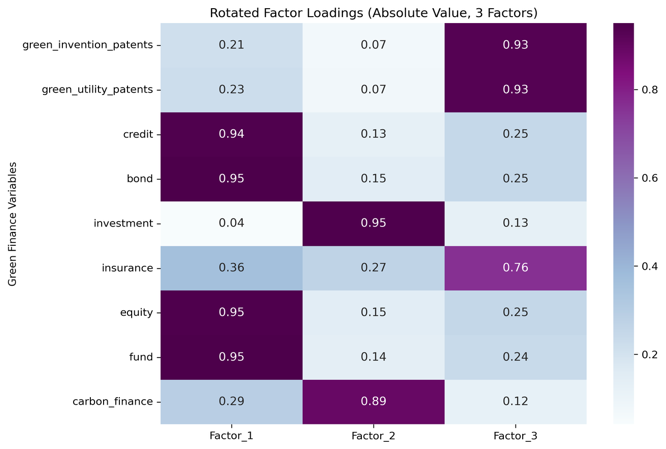


图1. 绿色金融机制与基础创新指标的主成分分析碎石图与因子载荷矩阵

根据图1，我们选取三个因子（Factor\_1, Factor\_2, Factor\_3）解释九个变量。Factor\_1解释了credit, bond, equity以及fund四个变量；Factor\_2解释了investment, carbon\_finance两个变量。而Factor\_3解释green\_invention\_patents, green\_utility\_patents以及insurance三个变量。Factor\_2的结果与Kun Tian等人发现碳交易制度通过提高碳成本信号，间接推动被覆盖的行业和地区进行企业绿色转型与绿色直接投资的研究结果一致；而Factor\_3的结果与 Hu et al., 2023的研究一致，即绿色保险等绿色直接投资工具能够显著促进企业绿色创新与碳减排绩效，验证了其在碳金融体系中的积极作用。对于三个因子，可以总结为：

综上所述，本文的解释变量体系由两部分构成：一是用于识别转型金融政策净效应的政策变量，二是用于解释政策传导路径的机制变量。前者探究政策是否有效，而后者通过主成分分析法提炼出三个因子，深入探究了转型金融政策落地的内在逻辑。

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 因子名称 | 因子标签 | 主要构成指标 | 经济学含义 |
| factor\_1 | 绿色金融市场因子 | credit bond equity fund | 衡量一个地区绿色金融市场的整体发展水平、规模和活跃度 |
| factor\_2 | 绿色投资因子 | investment carbon\_finance | 衡量更具政策引导性和针对性的绿色投资活动及碳交易活动 |
| factor\_3 | 绿色创新生态因子 | green\_invention\_patents green\_utility\_patents insurance | 衡量一个地区完整的绿色创新生态系统。专利代表了技术创新的供给；保险则代表了创新成果应用的保障 |
| 表2. 主成分分析因子名称与含义 | | | |

对于控制变量，文章选取ln\_gdp, urbanization\_rate等七个控制变量，以控制经济基础、经济结构、社会人口因素和政府与制度环境四个方面对于被解释变量的影响。由于被解释变量包括二氧化碳、二氧化硫排放量和煤炭占一次能源比例，而经济基础、结构与人口结构的变化会导致社会总能源需求的变动，进而对被解释变量产生影响。文章具体的控制变量选取逻辑如下：

1. 经济维度：添加了两个变量同时控制经济发展水平 (ln\_gdp) 和产业结构 (sec\_pctg)。GDP指标用于控制经济规模扩张导致的能源消耗和污染排放的增加，而后者控制了以工业为主的第二产业在经济中的权重，因为工业部门通常是能源消耗和污染物排放的主要来源，且不同省份的工业化差异使得不同省份污染情况各异。
2. 社会维度：文章控制了人口规模(population)和城镇化率 (urbanization\_rate)。人口规模与能源的总需求相关程度较高，而城镇化进程则通过改变居民的生活方式、消费模式和产业集聚效应，对能源消耗的强度与结构有较大的影响。
3. 政策与制度维度：为了排除其他政策和制度环境的干扰，同时加入三个关键变量。第一，环保支出占比（env\_exp\_share），它代理了地方政府在环境治理上的主动规制强度。第二，国家绿色金融改革创新试验区虚拟变量 (green\_finance\_pilot)，这是一个至关重要的控制，它剔除了同期另一项重要的国家级绿色金融政策可能产生的混淆效应，使得本研究对“转型金融”政策的评估更为纯净。第三，市场化指数 (market\_index)，用以控制各地区市场化进程和制度环境的差异，因为这会影响资源配置效率和企业对政策信号的响应速度。

在模型中添加上述三组七个控制变量，本研究的计量模型较好地排除了其他混杂因素的干扰，从而能够更可靠地估计出转型金融政策对绿色转型各维度的真实影响。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量类别 | 变量 | 说明 | 衡量维度 | 来源 |
| 被解释变量 | gtfp\_level | 绿色全要素生产率 | 绿色经济增长质量 | 薛若男，2024 |
|  | ln\_so2 | 经过对数变换，ln\_so2 = ln(so2+1) | 宏观气候影响 | EDGAR |
|  | ln\_co2 | 经过对数变换，ln\_co2 = ln(co2+1) | 工业污染治理 | EDGAR |
|  | coal\_share\_pctg | 某省份的煤炭消费总量/该省份的一次能源消费总量 | 能源消费结构 | 中国能源统计年鉴 |
| 解释变量 | treat | 处理组虚拟变量 | 标识一个省份是否为转型金融试点区域（山西、内蒙古 = 1；其他省份 = 0） | 根据两地转型金融报告整理 |
|  | did\_pre\_\* | 动态双重差分交互项 | 用于平行趋势检验 | 基于*treat*变量和年份数据生成 |
|  | did\_post\_\* | 动态双重差分交互项 | 用于衡量动态政策效果 | 基于*treat*变量和年份数据生成 |
|  | credit | 绿色信贷占总贷款比重 | 衡量银行体系对绿色产业和项目的资金支持力度，是绿色金融体系中最主要的组成部分 | 云虹, 付湘 （2025） |
|  | bond | 绿色债券发行额占总债券发行额比重 | 衡量债券市场在为绿色项目提供中长期资金方面的发展程度 | 云虹, 付湘 （2025） |
|  | investment | 绿色领域投资额占总投资比重 | 衡量政府与企业在环保、节能、新能源等领域的直接资本投入规模 | 云虹, 付湘 （2025） |
|  | insurance | 绿色保险保费收入占总保费收入比重 | 衡量保险市场在为绿色项目分担风险、管理环境责任方面的作用 | 云虹, 付湘 （2025） |
|  | equity | 绿色相关上市公司市值占比 | 衡量股票市场对绿色和环保产业的估值与支持程度 | 云虹, 付湘 （2025） |
|  | fund | 绿色主题基金资产净值占 比 | 衡量基金（资产管理）行业在引导社会资本进行绿色责任投资方面的活跃度 | 云虹, 付湘 （2025） |
|  | carbon\_finance | 碳金融市场交易额 | 衡量以碳排放权为标的的市场化定价与交易活动的规模 | 云虹, 付湘 （2025） |
|  | green\_invention\_patents | 绿色发明专利授权量 | 衡量地区在高质量、突破性绿色技术创新方面的产出水平 | 国家知识产权局 |
|  | green\_utility\_patents | 绿色实用新型专利授权量 | 衡量地区在应用型、改良型绿色技术创新方面的产出水平 | 国家知识产权局 |
| 控制变量 | ln\_gdp | 对数化地区生产总值 | 控制经济发展规模对能源消耗、污染排放和技术进步的总体影响。 | 历年《中国统计年鉴》 |
|  | sec\_pctg | 第二产业增加值占GDP比重 | 控制以工业为主的第二产业在经济中的权重，因其是能源消耗和污染物排放的主要来源。 | 历年《中国统计年鉴》 |
|  | coal\_share\_pctg | 煤炭消费占一次能源消费总量的比重 | 控制地区固有的能源消费结构和对煤炭的依赖程度。 | 历年《中国统计年鉴》 |
|  | population | 年末常住人口 | 控制人口规模对能源总需求和排放总量的影响。 | 历年《中国统计年鉴》 |
|  | urbanization\_rate | 城镇人口占总人口比重 | 控制城镇化进程中，生产生活模式变迁对能源消费强度和结构的影响。 | 历年《中国统计年鉴》 |
|  | env\_exp\_share | 环保支出占财政支出比重 | 控制地方政府在环境治理上的主动规制强度和投入力度。 | 历年《中国财政年鉴》、《中国环境统计年鉴》 |
|  | green\_finance\_pilot | 国家绿色金融改革创新试验区虚拟变量 | 控制同期其他绿色金融政策可能产生的干扰效应，使本研究的政策评估结果更纯净。 | 根据中国人民银行等部委发布的官方政策文件手动整理。 |
|  | market\_index | 中国分省市场化指数 | 控制各地区市场化进程和制度环境的差异，因其会影响资源配置效率和企业行为。 | 王小鲁、樊纲等编制的《中国市场化指数年度报告》。 |
| 表2. 主要变量的类别、说明、衡量位度与数据来源 | | | | | |

**4.2计量模型设定**

本节将根据上一节的变量构建计量模型，以检验转型金融政策的净效应及转型金融下的机制效应。为此，我们首先设定一个基准回归模型，用以考察绿色金融发展水平的普遍影响：

模型中，为被解释变量，，， 为三个核心机制变量，为一系列控制变量，和分别代表省份个体固定效应和年份时间固定效应，以控制省份异质性和个别年份对经济表现的冲击。

随后，在基准模型的基础上引入动态双重差分项，构建最终的实证研究模型。我们构建以下模型：

该模型在基准模型的全部变量之外，主要增加了项，以捕捉转型金融政策在实施前后相对于政策前一年的逐年净效应。其中，政策实施前的系数用于平行趋势检验，而政策实施后的系数用于衡量政策动态效果。

**5 实证结果与分析**

本章呈现本文核心计量模型的回归结果，以系统性地检验转型金融政策的净效应及其内在传导机制。如上文所述，所有模型均采用双向固定效应模型，以控制不随时间变化的省份个体特征和不随省份变化的年度宏观冲击，同时在省份层面进行聚类稳健标准误调整。

**5.1基准模型**

本章的核心发现集中呈现于表1。为了全面而清晰地探索政策效应与传导渠道，表1列出了对每一个被解释变量（绿色全要素生产率、工业二氧化硫、煤炭消费占比、二氧化碳排放）构建了两个递进的模型的回归分析结果。

1. 机制分析基准模型（表1中的奇数列）：该模型不包含政策冲击的did变量。该模型的意义在于检验通过主成分分析法构建的三个核心机制变量（市场因子、投资因子、创新因子）在全国范围内的普遍影响，以理解在没有特定政策干预时，广义的绿色金融发展如何影响经济与环境。
2. 动态DID模型（表1中的偶数列）：在基准模型的基础上，该模型进一步加入了转型金融政策的动态did虚拟变量。该模型同时回答两个关键问题：第一，转型金融政策本身是否产生了显著的净效应（由did系列变量的系数回答）？第二，在控制了政策冲击后，绿色金融的传导渠道（由factor系列变量的系数回答）又扮演了怎样的角色？

我们将首先对表1的主回归结果进行深入解读，随后通过一系列严格的稳健性检验来巩固本文核心结论的可靠性。

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| VARIABLES | (gtfp\_level) PCA | (gtfp\_level) DID | (ln\_so2) PCA | (ln\_so2) DID | (coal\_share\_pctg) PCA | (coal\_share\_pctg) DID | (ln\_co2) PCA | (ln\_co2) DID |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| did\_pre2 |  | 0.339\* |  | -0.141\*\* |  | 0.0278 |  | -0.00693 |
|  |  | (0.179) |  | (0.0639) |  | (0.0307) |  | (0.0233) |
| did\_post0 |  | 1.022\* |  | -0.354\*\*\* |  | 0.0361\* |  | 0.0430 |
|  |  | (0.544) |  | (0.0808) |  | (0.0191) |  | (0.0413) |
| did\_post1 |  | 4.235\*\*\* |  | -0.348\*\*\* |  | 0.0200 |  | 0.0787\* |
|  |  | (0.429) |  | (0.0970) |  | (0.0382) |  | (0.0446) |
| factor\_1 | 0.116 | 0.115 | 0.112 | 0.114 | 0.0101 | 0.00989 | -0.0542\* | -0.0543\* |
|  | (0.168) | (0.154) | (0.0745) | (0.0730) | (0.0128) | (0.0128) | (0.0310) | (0.0311) |
| factor\_2 | 0.206\*\* | 0.229\*\*\* | 0.00798 | 0.00452 | 0.00963 | 0.00993 | -0.0734\* | -0.0729\* |
|  | (0.0947) | (0.0741) | (0.0597) | (0.0588) | (0.0110) | (0.0110) | (0.0422) | (0.0425) |
| factor\_3 | -0.159 | -0.288 | -0.254 | -0.236 | -0.0989\*\* | -0.100\*\*\* | 0.0628 | 0.0601 |
|  | (0.285) | (0.244) | (0.190) | (0.188) | (0.0361) | (0.0357) | (0.0982) | (0.0986) |
| ln\_gdp | 1.358\*\* | 1.351\*\* | 0.246 | 0.237 | -0.118 | -0.116 | 0.162 | 0.161 |
|  | (0.551) | (0.558) | (0.376) | (0.368) | (0.0729) | (0.0721) | (0.163) | (0.162) |
| sec\_pctg | 8.922\*\*\* | 6.992\*\*\* | 1.269 | 1.510 | -0.0338 | -0.0525 | 0.158 | 0.115 |
|  | (2.297) | (2.170) | (0.992) | (0.947) | (0.270) | (0.273) | (0.354) | (0.351) |
| coal\_share\_pctg | 0.478 | 0.230 | 1.216\*\* | 1.264\*\*\* |  |  | 0.323\* | 0.318\* |
|  | (1.038) | (0.878) | (0.449) | (0.441) |  |  | (0.178) | (0.183) |
| population | -0.000519\*\* | -0.000442\*\* | -0.000219 | -0.000227 | 1.69e-05 | 1.73e-05 | 9.56e-05\*\* | 9.74e-05\*\* |
|  | (0.000224) | (0.000195) | (0.000139) | (0.000139) | (3.70e-05) | (3.67e-05) | (4.57e-05) | (4.61e-05) |
| urbanization\_rate | -7.222\*\*\* | -7.066\*\*\* | 1.045 | 1.059 | -0.178 | -0.182 | 0.0333 | 0.0398 |
|  | (1.701) | (1.647) | (1.345) | (1.343) | (0.177) | (0.178) | (0.311) | (0.310) |
| env\_exp\_share | 1.765 | 0.0321 | -3.590 | -3.349 | -0.881 | -0.894 | -0.594 | -0.639 |
|  | (5.343) | (4.936) | (2.535) | (2.467) | (0.539) | (0.539) | (0.742) | (0.735) |
| green\_finance\_pilot | -0.122 | -0.124 | 0.241\* | 0.241\* | -0.0161 | -0.0158 | 0.100 | 0.0999 |
|  | (0.188) | (0.174) | (0.120) | (0.119) | (0.0217) | (0.0219) | (0.0784) | (0.0788) |
| market\_index | 0.0808 | 0.119\*\* | -0.104\*\* | -0.111\*\* | -0.000722 | -6.77e-05 | -0.0123 | -0.0116 |
|  | (0.0596) | (0.0484) | (0.0476) | (0.0474) | (0.00828) | (0.00808) | (0.0192) | (0.0194) |
| Constant | -9.298\*\* | -8.891\*\* | 2.058 | 2.073 | 1.567\*\* | 1.551\*\* | 17.03\*\*\* | 17.04\*\*\* |
|  | (4.099) | (3.832) | (2.874) | (2.803) | (0.596) | (0.590) | (1.207) | (1.202) |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Observations | 480 | 480 | 480 | 480 | 480 | 480 | 480 | 480 |
| R-squared | 0.686 | 0.755 | 0.946 | 0.947 | 0.750 | 0.752 | 0.847 | 0.848 |
| Number of province\_id | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| Robust standard errors in parentheses | |  |  |  |  |  |  |  |
| \*\*\* p<0.01, \*\*p<0.05, \* p<0.1 | | | | | | | | |
| 表1. 四个被解释变量的主回归结果 | | | | | | | | |

从表的偶数列（DID回归结果）可知，转型金融政策对试点地区的绿色转型产生了显著而又复杂的结构性影响。在提升经济增长质量方面，政策对绿色全要素生产率（gtfp\_level）有显著的正向作用，但该效应存在明显的滞后性，在政策实行后第一年（did\_post1）集中体现。在推动工业污染治理方面，政策对二氧化硫排放量（ln\_so2）则表现出更强的即时效应，在政策当年（did\_post0）和次年均有显著的负向抑制作用。值得注意的是，对于调整能源结构（coal\_share\_pctg）和降低总碳排放（ln\_co2），我们并未发现政策在短期内有显著的正面效果。尽管观察到个别系数存在边际显著的正值，但考虑到其显著性水平较弱且在经济学含义上与政策目标相悖，更稳健的结论是政策的短期影响尚不明确。

从表的奇数和偶数列（机制变量因子回归结果）的分析可以得到，不同的绿色金融渠道在转型过程中扮演着高度分工的差异化角色。绿色投资因子（factor\_2）提质减污，其对绿色全要素生产率的提升效应显著为正，表明以项目投资和碳金融为代表的资金投入是提升经济绿色内涵的关键。绿色创新生态因子（factor\_3）是结构调整的抓手，其系数在煤炭消费占比模型中显著为负，说明由技术产出和风险保障构成的创新体系在推动能源结构优化方面发挥了重要作用。绿色金融市场因子（factor\_1）则在宏观层面展现出对整体二氧化碳减排的影响。

最后，一个必须正视的计量问题是，在gtfp和so2这两个被解释变量中，表中第一行did\_pre2的系数显著，这说明双重差分模型所依赖的平行趋势检验假设可能没有完全通过。这一方法论上的挑战将在后续的稳健性检验部分使用通过更严格的模型设定（即表4）解决。

**5.2 稳健性检验1**

基准回归模型（表1）的结果包含了预设的全部控制变量。尽管该模型已尽可能全面地缓解了遗漏变量问题，但解释变量相对于被解释变量的高度显著性及由此观察到的政策效应和机制渠道可能高度依赖于特定控制变量的组合。为了验证这一假设并检验基准模型结论的可靠性，我们首先进行逐步增加控制变量的稳健性检验。具体而言，我们以一个仅包含核心解释变量（did\_\*与factor\_\*）和最基础的经济发展水平（ln\_gdp）的模型为起点，随后依次分组加入经济结构、社会人口以及制度环境层面的控制变量，并观察核心政策效应变量，尤其是did\_post1和机制变量的系数大小与显著性的变化。

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| VARIABLES | (gtfp\_level) +Base | (gtfp\_level) +Econ | (gtfp\_level) +Social | (gtfp\_level) +Full | (ln\_so2) +Base | (ln\_so2) +Econ | (ln\_so2) +Social | (ln\_so2) +Full |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| did\_pre2 | 0.177 | 0.130 | 0.336\* | 0.339\* | -0.0244 | -0.0820 | -0.0894 | -0.141\*\* |
|  | (0.124) | (0.123) | (0.180) | (0.179) | (0.163) | (0.0736) | (0.0704) | (0.0639) |
| did\_post0 | 1.394\* | 1.166\* | 1.072\* | 1.022\* | -0.179 | -0.323\*\*\* | -0.303\*\*\* | -0.354\*\*\* |
|  | (0.707) | (0.572) | (0.531) | (0.544) | (0.144) | (0.0796) | (0.0831) | (0.0808) |
| did\_post1 | 4.756\*\*\* | 4.464\*\*\* | 4.304\*\*\* | 4.235\*\*\* | -0.161 | -0.307\*\*\* | -0.283\*\*\* | -0.348\*\*\* |
|  | (0.267) | (0.391) | (0.432) | (0.429) | (0.170) | (0.0957) | (0.0954) | (0.0970) |
| factor\_1 | 0.258 | 0.269\* | 0.141 | 0.115 | -0.0496 | 0.0329 | 0.0808 | 0.114 |
|  | (0.172) | (0.140) | (0.131) | (0.154) | (0.0945) | (0.0762) | (0.0703) | (0.0730) |
| factor\_2 | 0.213\*\* | 0.260\*\*\* | 0.238\*\*\* | 0.229\*\*\* | -0.150\*\* | -0.0913 | -0.0317 | 0.00452 |
|  | (0.0832) | (0.0675) | (0.0550) | (0.0741) | (0.0705) | (0.0540) | (0.0720) | (0.0588) |
| factor\_3 | -0.420\*\* | -0.469\*\*\* | -0.360\* | -0.288 | -0.196\* | -0.219\*\* | -0.265 | -0.236 |
|  | (0.193) | (0.129) | (0.193) | (0.244) | (0.108) | (0.0939) | (0.157) | (0.188) |
| ln\_gdp | 1.296\*\*\* | 0.520 | 1.397\*\* | 1.351\*\* | 0.140 | -0.0164 | 0.0694 | 0.237 |
|  | (0.417) | (0.477) | (0.539) | (0.558) | (0.302) | (0.309) | (0.391) | (0.368) |
| sec\_pctg |  | 5.080\*\* | 5.736\*\*\* | 6.992\*\*\* |  | 1.914\*\* | 1.522 | 1.510 |
|  |  | (1.914) | (1.886) | (2.170) |  | (0.882) | (0.912) | (0.947) |
| coal\_share\_pctg |  | 0.0929 | 0.0433 | 0.230 |  | 1.305\*\*\* | 1.298\*\*\* | 1.264\*\*\* |
|  |  | (0.792) | (0.685) | (0.878) |  | (0.404) | (0.424) | (0.441) |
| population |  |  | -0.000386\*\* | -0.000442\*\* |  |  | -9.15e-05 | -0.000227 |
|  |  |  | (0.000172) | (0.000195) |  |  | (0.000113) | (0.000139) |
| urbanization\_rate |  |  | -7.137\*\*\* | -7.066\*\*\* |  |  | 0.961 | 1.059 |
|  |  |  | (1.597) | (1.647) |  |  | (1.489) | (1.343) |
| env\_exp\_share |  |  |  | 0.0321 |  |  |  | -3.349 |
|  |  |  |  | (4.936) |  |  |  | (2.467) |
| green\_finance\_pilot |  |  |  | -0.124 |  |  |  | 0.241\* |
|  |  |  |  | (0.174) |  |  |  | (0.119) |
| market\_index |  |  |  | 0.119\*\* |  |  |  | -0.111\*\* |
|  |  |  |  | (0.0484) |  |  |  | (0.0474) |
| Constant | -8.546\*\* | -4.735 | -7.793\*\* | -8.891\*\* | 2.543 | 2.524 | 2.136 | 2.073 |
|  | (3.308) | (3.654) | (3.627) | (3.832) | (2.398) | (2.462) | (2.944) | (2.803) |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Observations | 720 | 600 | 540 | 480 | 720 | 600 | 540 | 480 |
| R-squared | 0.786 | 0.768 | 0.776 | 0.755 | 0.906 | 0.930 | 0.939 | 0.947 |
| Number of province\_id | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| Robust standard errors in parentheses | | | |  |  |  |  |  |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | | | |  |  |  |  |  |
| 表2：绿色全要素生产率、二氧化硫排放量逐步增加控制变量的稳健性检验 | | | | | | | | |

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| VARIABLES | (coal\_share\_pctg)  +Base | (coal\_share\_pctg)  +Econ | (coal\_share\_pctg)  +Social | (coal\_share\_pctg)  +Full | (ln\_co2) +Base | (ln\_co2) +Econ | (ln\_co2) +Social | (ln\_co2) +Full |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| did\_pre2 | 0.00871 | 0.00954 | 0.0231 | 0.0278 | 0.0573 | 0.0176 | -0.00611 | -0.00693 |
|  | -0.0344 | -0.0345 | -0.0351 | -0.0307 | -0.0647 | -0.0369 | -0.0289 | -0.0233 |
| did\_post0 | 0.0179 | 0.0202 | 0.0286 | 0.0361\* | 0.0846 | 0.0359 | 0.0357 | 0.043 |
|  | -0.0154 | -0.0185 | -0.0191 | -0.0191 | -0.0805 | -0.0511 | -0.0476 | -0.0413 |
| did\_post1 | 0.000214 | 0.00295 | 0.012 | 0.02 | 0.106 | 0.0618 | 0.0701 | 0.0787\* |
|  | -0.0364 | -0.0399 | -0.0398 | -0.0382 | -0.0911 | -0.0551 | -0.0511 | -0.0446 |
| factor\_1 | -0.0162 | -0.0166 | -0.00688 | 0.00989 | -0.0663\*\* | -0.0495\*\* | -0.0468 | -0.0543\* |
|  | -0.0126 | -0.0135 | -0.00979 | -0.0128 | -0.0298 | -0.0233 | -0.0294 | -0.0311 |
| factor\_2 | -0.00572 | -0.00607 | -0.0024 | 0.00993 | -0.0546\* | -0.044 | -0.073 | -0.0729\* |
|  | -0.0129 | -0.0134 | -0.0112 | -0.011 | -0.0305 | -0.0263 | -0.0482 | -0.0425 |
| factor\_3 | -0.0178 | -0.0177 | -0.0548\*\*\* | -0.100\*\*\* | 0.00475 | 0.0135 | 0.0265 | 0.0601 |
|  | -0.016 | -0.0162 | -0.0173 | -0.0357 | -0.0502 | -0.0497 | -0.0765 | -0.0986 |
| ln\_gdp | -0.0912 | -0.0836 | -0.116\* | -0.116 | 0.346\*\*\* | 0.212\* | 0.156 | 0.161 |
|  | -0.0694 | -0.0627 | -0.0661 | -0.0721 | -0.107 | -0.111 | -0.142 | -0.162 |
| sec\_pctg |  | -0.0429 | 0.0195 | -0.0525 |  | 0.441 | 0.273 | 0.115 |
|  |  | -0.223 | -0.266 | -0.273 |  | -0.304 | -0.325 | -0.351 |
| coal\_share\_pctg |  |  |  |  |  | 0.307 | 0.339\*\* | 0.318\* |
|  |  |  |  |  |  | -0.186 | -0.16 | -0.183 |
| population |  |  | 0.0000127 | 0.0000173 |  |  | 0.000118 | 9.74e-05\*\* |
|  |  |  | -0.000037 | -0.0000367 |  |  | -0.0000716 | -0.0000461 |
| urbanization\_rate |  |  | -0.108 | -0.182 |  |  | 0.22 | 0.0398 |
|  |  |  | -0.21 | -0.178 |  |  | -0.287 | -0.31 |
| env\_exp\_share |  |  |  | -0.894 |  |  |  | -0.639 |
|  |  |  |  | -0.539 |  |  |  | -0.735 |
| green\_finance\_pilot |  |  |  | -0.0158 |  |  |  | 0.0999 |
|  |  |  |  | -0.0219 |  |  |  | -0.0788 |
| market\_index |  |  |  | -0.0000677 |  |  |  | -0.0116 |
|  |  |  |  | -0.00808 |  |  |  | -0.0194 |
| Constant | 1.238\*\* | 1.194\*\* | 1.448\*\* | 1.551\*\* | 15.54\*\*\* | 16.46\*\*\* | 16.59\*\*\* | 17.04\*\*\* |
|  | -0.562 | -0.505 | -0.53 | -0.59 | -0.863 | -0.911 | -1.274 | -1.202 |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Observations | 600 | 600 | 540 | 480 | 720 | 600 | 540 | 480 |
| R-squared | 0.7 | 0.7 | 0.725 | 0.752 | 0.949 | 0.923 | 0.888 | 0.848 |
| Number of province\_id | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| Robust standard errors in parentheses | |  |  |  |  |  |  |  |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 |  |  |  |  |  |  |  |  |
| 表2：煤炭占一次能源比例、二氧化碳排放量逐步增加控制变量的稳健性检验 | | | | | | | | |

对于核心产出变量，政策效应表现出高度的稳定性。在表2.1中，针对绿色全要素生产率（gtfp\_level）的回归显示，did\_post1的系数在所有四个模型中始终保持为显著的正值。尽管其系数大小随着控制变量的增加而略有吸收，但其经济学含义和统计显著性均未发生根本改变。同样在表2.1中，针对工业二氧化硫（ln\_so2）的回归（第5-8列）显示，did\_post1的系数在加入经济结构控制变量后，立即转为显著为负（-0.307），并在后续更复杂的模型中保持了其显著的抑制作用。这表明在充分控制了相关因素后，政策的减排效应是清晰且稳健的。

对于结构性指标，稳健性检验结果同样印证了基准回归的发现。在表2.2中，针对煤炭消费占比和总二氧化碳排放量的回归显示，did\_post1的系数在所有模型设定下均不具备统计显著性。

逐步增加控制变量的检验结果表明，转型金融政策能够显著提升绿色全要素生产率、降低工业SO2排放，但短期内对能源结构和总碳排影响有限这一结论是高度稳健的。这一结论并不依赖于特定控制变量组合的选择。

**5.3 稳健性检验2**

为检验本文采用主成分分析法构建机制变量的合理性，并确保核心结论不依赖于特定的因子构建方式，我们以绿色全要素生产率（gtfp\_level）为被解释变量，分别构建了平行的动态DID模型和两组固定效应模型。两组模型的区别在于：衡量绿色金融发展的机制变量分别采用了九个原始指标和主成分分析法降维提取的三个主成分因子。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| VARIABLES | (1) Raw Indicators | (3) PCA Factors | (4) DID + Raw | (6) DID + PCA |
|  |  |  |  |  |
| did\_pre2 |  |  | 0.269 | 0.339\* |
|  |  |  | (0.198) | (0.179) |
| did\_post0 |  |  | 1.094\* | 1.022\* |
|  |  |  | (0.579) | (0.544) |
| did\_post1 |  |  | 4.326\*\*\* | 4.235\*\*\* |
|  |  |  | (0.404) | (0.429) |
| green\_invention\_patents | 4.99e-05\*\* |  | 7.48e-05\*\*\* |  |
|  | (2.12e-05) |  | (1.60e-05) |  |
| green\_utility\_patents | -7.54e-06 |  | -1.70e-05 |  |
|  | (1.64e-05) |  | (1.50e-05) |  |
| credit | 24.94\* |  | 15.01 |  |
|  | (13.74) |  | (11.20) |  |
| bond | -24.94 |  | -16.85 |  |
|  | (17.46) |  | (15.44) |  |
| investment | 0.973 |  | 0.547 |  |
|  | (0.748) |  | (0.580) |  |
| insurance | 0.214 |  | -2.322 |  |
|  | (3.771) |  | (2.869) |  |
| equity | 11.09 |  | 13.09 |  |
|  | (15.10) |  | (12.63) |  |
| fund | 5.859 |  | -2.508 |  |
|  | (9.182) |  | (6.885) |  |
| carbon\_finance | -0.0728\*\*\* |  | -0.0806\*\*\* |  |
|  | (0.0240) |  | (0.0219) |  |
| factor\_1 |  | 0.116 |  | 0.115 |
|  |  | (0.168) |  | (0.154) |
| factor\_2 |  | 0.206\*\* |  | 0.229\*\*\* |
|  |  | (0.0947) |  | (0.0741) |
| factor\_3 |  | -0.159 |  | -0.288 |
|  |  | (0.285) |  | (0.244) |
| ln\_gdp | 1.179\*\* | 1.358\*\* | 0.985\* | 1.351\*\* |
|  | (0.537) | (0.551) | (0.538) | (0.558) |
| sec\_pctg | 9.156\*\*\* | 8.922\*\*\* | 7.307\*\*\* | 6.992\*\*\* |
|  | (2.231) | (2.297) | (2.053) | (2.170) |
| coal\_share\_pctg | 0.701 | 0.478 | 0.377 | 0.230 |
|  | (0.890) | (1.038) | (0.775) | (0.878) |
| population | -0.000429\* | -0.000519\*\* | -0.000342\* | -0.000442\*\* |
|  | (0.000217) | (0.000224) | (0.000186) | (0.000195) |
| urbanization\_rate | -5.849\*\*\* | -7.222\*\*\* | -4.989\*\* | -7.066\*\*\* |
|  | (2.010) | (1.701) | (1.844) | (1.647) |
| env\_exp\_share | 4.048 | 1.765 | 6.192 | 0.0321 |
|  | (6.135) | (5.343) | (5.139) | (4.936) |
| green\_finance\_pilot | -0.136 | -0.122 | -0.0989 | -0.124 |
|  | (0.204) | (0.188) | (0.186) | (0.174) |
| market\_index | 0.0911 | 0.0808 | 0.131\*\* | 0.119\*\* |
|  | (0.0631) | (0.0596) | (0.0526) | (0.0484) |
| Constant | -8.376\*\* | -9.298\*\* | -6.851\* | -8.891\*\* |
|  | (3.710) | (4.099) | (3.477) | (3.832) |
|  |  |  |  |  |
| Observations | 480 | 480 | 480 | 480 |
| R-squared | 0.698 | 0.686 | 0.767 | 0.755 |
| Number of province\_id | 30 | 30 | 30 | 30 |
| Robust standard errors in parentheses | |  |  |  |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | |  |  |  |
| 表3. 针对主成分分析的稳健性检验 | | | | |

本检验的结果如表3所示，其有力地支持了基准回归的设定和结论。首先，直接使用多指标的局限性得以验证。我们将九个原始指标或标准化指标直接放入DID模型时，可以观察到明显的多重共线性问题。尽管部分指标表现出显著性，但许多重要变量，如绿色信贷、绿色投资的系数并不显著，难以从中清晰地识别出独立的传导渠道，结果的经济学解释力有限。这反向印证了在面对多个高度相关的指标时，进行降维处理的必要性。

核心政策效应表现出一致性与稳健性。尽管两组模型中机制变量的设定不同，但did\_post1 的系数回归结果一致，其系数分别为4.326和4.235，均在1%的水平上显著。

替换核心解释变量的稳健性检验得出了两个层面的重要结论：第一，它充分暴露了直接使用多个相关指标进行回归的局限性，从而有力地论证了本文采用主成分分析法来构建机制变量的合理性。第二，它证明了本文关于“转型金融政策能够显著提升绿色全要素生产率”这一核心发现是极其稳健的，该结论并不会因为机制变量具体衡量方式的改变而发生改变，具有很强的可靠性。

**5.4 稳健性检验3**

在本文的核心回归结果（表1）中，我们发现对于被解释变量绿色全要素生产率（gtfp\_level）和工业SO2排放（ln\_so2），政策实施前的交互项did\_pre2系数在统计上显著。这一结果表明，在这两个维度上，处理组（山西、内蒙古）与控制组在政策实施前可能已存在系统性的趋势差异，即双重差分模型所依赖的“平行趋势假设”未能完全满足。如果不对这种异质性趋势加以控制，可能会导致对政策效应的估计产生偏误。

为确保研究结论的可靠性，我们采用一种更严格的稳健性检验方法：在双向固定效应模型的基础上，进一步加入“处理组虚拟变量与时间趋势的交互项” c.sec\_pctg\_2019\_final#c.year。这允许了处理组和控制组拥有各自独立的线性时间趋势，可以有效剥离并控制那些在政策实施前就已经存在的、随时间线性发展的趋势差异。通过这种设定，模型能够更纯净地识别出由政策冲击本身带来的效应。调整后的模型回归结果如表4所示。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | | (2) | |
| VARIABLES | (gtfp\_level)  DID with 2019 Trends | | (ln\_so2)  DID with 2019 Trends | |
|  |  | |  | |
| did\_pre2 | 0.340 | | -0.212\*\*\* | |
|  | | (0.227) | | (0.0714) | |
| did\_post0 | 1.046\* | | -0.485\*\*\* | |
|  | (0.595) | | (0.0969) | |
| did\_post1 | 4.249\*\*\* | | -0.517\*\*\* | |
|  | (0.551) | | (0.119) | |
| factor\_1 | 0.0801 | | 0.0902 | |
|  | (0.162) | | (0.0703) | |
| factor\_2 | 0.227\* | | 0.0575 | |
|  | (0.113) | | (0.0631) | |
| factor\_3 | -0.124 | | 0.0121 | |
|  | (0.244) | | (0.198) | |
| ln\_gdp | 1.374\*\*\* | | 0.485 | |
|  | (0.437) | | (0.334) | |
| sec\_pctg | 7.079\*\*\* | | 0.825 | |
|  | (1.585) | | (0.802) | |
| coal\_share\_pctg | 0.132 | | 0.959\* | |
|  | (0.864) | | (0.474) | |
| population | -0.000353 | | -0.000187 | |
|  | (0.000209) | | (0.000145) | |
| urbanization\_rate | -6.250\*\*\* | | 0.289 | |
|  | (1.781) | | (1.177) | |
| env\_exp\_share | 0.339 | | -1.222 | |
|  | (4.963) | | (3.101) | |
| green\_finance\_pilot | -0.157 | | 0.169 | |
|  | (0.180) | | (0.126) | |
| market\_index | 0.140\*\*\* | | -0.0785\* | |
|  | (0.0484) | | (0.0428) | |
| year | 0.184\* | | -0.0786 | |
|  | (0.100) | | (0.0552) | |
| c.sec\_pctg\_2019\_final#c.year | -0.144 | | -0.00642 | |
|  | (0.166) | | (0.104) | |
| Constant | -208.7\*\* | | 381.7\*\*\* | |
|  | (100.8) | | (61.95) | |
|  |  | |  | |
| Observations | 480 | | 480 | |
| R-squared | 0.757 | | 0.951 | |
| Number of province\_id | 30 | | 30 | |
| Robust standard errors in parentheses | | |  | |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | | |  | |
| 表4. 控制了省份异质性后关于绿色全要素生产率和二氧化硫排放量的稳健性检验 | | | | |

在控制了省份异质性趋势后，绿色全要素生产率的平行趋势假设得到了满足。如第(1)列所示，(gtfp\_level) DID with 2019 Trends的系数变得不再显著，这表明新模型的设定有效，解决了基准模型中存在的问题。ln\_so2的did\_pre2仍显著，说明在政策实行之前山西和内蒙古的二氧化硫的排放变化相对其他省较为显著。推测2010年左右，中国北方地区雾霾严重，国家实行蓝天保卫战政策[]，山西和内蒙古分别作为排放大省和主要沙源地，成为重点治理对象，一定程度上减少了两个省的二氧化硫排放量。但对于ln\_so2政策实行后山西和内蒙古的二氧化硫的排放变化相对其他省较为显著，调整后模型因子解释性不强。

政策实施后第一年的绿色全要素生产率(did\_post1)系数为4.249，仍在1%的水平上显著为正。这再次确认了转型金融政策对提升经济增长质量具有显著的、但存在一定滞后性的促进作用。同时，绿色投资因子(factor\_2)的系数依然为正并显著，其作为关键传导机制的结论保持不变。

**5.4 实证总结**

本章运用双重差分模型，系统性检验了转型金融试点政策的实施效果及其内在传导机制。

基准回归分析（表1）表明，该政策对试点地区的绿色转型产生了显著的结构性影响。政策显著提升了区域的绿色全要素生产率并降低了工业二氧化硫排放，但其效果在提升增长质量方面存在滞后，在工业污染治理方面则表现出更强的即时性。然而，研究并未发现政策在短期内对能源消费结构与碳排放总量产生显著影响。机制分析进一步识别出“投资驱动的结构调整”与“创新驱动的质量提升”是政策发挥作用的两条核心传导路径。

为确保上述结论的可靠性，本文实施了一系列严格的稳健性检验。结果证明，核心发现不受特定控制变量组合（表2）或机制变量具体衡量方式（表3）的影响。尤为重要的是，本研究正视并解决了基-模型中存在的平行趋势假设不满足问题。在采用控制了省份异质趋势的模型（表4）后，政策对绿色全要素生产率的提升效应在克服了计量挑战后依然稳健，为该因果关系的成立提供了强有力的证据，但发现二氧化硫排放量在政策前后仍然显著，表明存在其他因素影响处理组省份二氧化硫排放情况。

但模型仍然存在无法解释的部分。第一，转型金融的界定标准仍在发展，本研究无法区分不同质量和标准的转型活动对经济与环境产生的差异化影响。第二，模型设定与数据层面的固有约束。本研究的实证模型也存在未能完全解释的问题：首先，对于工业二氧化硫（ln\_so2）指标，即使在控制了省份异质性趋势后（表4），平行趋势假设仍未完全满足。这表明处理组省份在政策前已存在更强的减排趋势，本模型虽已尽力剥离，但政策净效应的估算仍可能包含这种预先存在的趋势。其次，本研究的考察期有限，样本数据仅覆盖政策实施后的两年，这决定了本研究的结论主要聚焦于政策的短期效应。对于能源消费结构（coal\_share\_pctg）和碳排放总量（ln\_co2）这类惯性极强的宏观指标，其调整可能需要更长的政策周期才能显现，本研究无法对其长期效果做出判断。

参考文献

1. Hu, Y.; Du, S.; Wang, Y.; Yang, X. (2023). How Does Green Insurance Affect Green Innovation? Evidence from China. Sustainability, 15, 12194. https://doi.org/10.3390/su151612194
2. Wang, Y., & Zhi, Q. (2016). The role of green finance in environmental protection: Two aspects of market mechanism and policies. Energy Procedia, 104, 311–316. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1876610216316113
3. Zhang, D., Rong, Z., & Ji, Q. (2019). Green innovation and firm performance: Evidence from listed companies in China. Technological Forecasting and Social Change, 144, 48–58. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0921344919300254>