

## 绿色信贷在驱动“两高一剩”企业的“转型”还是“转移”？

**摘要：**本文基于绿色信贷推动产业结构升级过程中的传导机制，进一步考察了该推动作用的地区性差异与空间效应，分并别建立了中介效应模型、分地区固定效应模型和空间杜宾模型进行了实证研究。研究表明：第一，绿色信贷能通过两大机制（资金导向机制、技术激励机制）推动本地区的产业结构优化，且推动效果分别在中国东、中、西部地区呈现出地区差异性；第二，绿色信贷对地区产业结构的影响具有双向空间溢出效应——绿色信贷一方面通过两大机制（资金导向机制、技术激励机制）直接推动本地区与周边地区的产业结构升级，即存在正面空间溢出效应。同时在另一方面通过资金导向机制抑制周边地区的产业结构升级，即存在负面空间溢出效应。针对本文研究结果，提出以下政策建议：第一，理解金融力量对于推动企业转型的可行性与重要作用，制定内容具体且操作性强的行业政策；第二，重视绿色信贷在我国中部地区对产业结构升级呈现出的弱推动作用，针对性地对高污染企业在中部地区的聚集现象采取措施；第三，对于绿色信贷在周边地区同时存在的促进与抑制作用保持警惕，针对性地区间的高污染产业迁移采取政策，提高地区内高污染企业的准入标准，建立有效的监督与制约机制。

**关键词：**绿色信贷；产业结构升级；双向空间溢出效应；污染企业转移；空间杜宾模型

## 一、引言

绿色信贷，又被称为“可持续融资”与“环境融资”，其概念起源于绿色文明与金融业的结合，即提倡通过金融力量促进高污染企业的转型，并最终实现经济增长与环境保护的协调发展。如今，我国日益严重的环保问题伴随着不尽如人意的管理效果，使得国际上被广泛认可的绿色信贷概念逐渐引起了我国的重视。2007年7月12日，我国发布《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》，首次提出关于“通过发展绿色信贷以促进产业升级”的政策目标；2012年，原银监会发布《绿色信贷指引》，明确要求金融机构加大对绿色信贷的实施力度，并提出引导绿色信贷进入稳步发展期的目标；2016年，“十三五”规划纲要明确提出要“建立绿色金融体系，发展绿色信贷、绿色债券、设立绿色发展基金”，进一步实现“创新、绿色、开放、共享”的发展理念；如今，在中央政策的指引下，我国绿色信贷的规模已经实现了稳步增长——截至2019年第一季度末，我国本外币的绿色贷款余额已经高达9.23万亿元；

绿色信贷政策的根本措施在于对我国商业银行的信贷投放业务做出指导性指示。根据指示，以商业银行为代表的金融机构应当对环保企业与新能源企业提供利率优惠和额度支持，并对高污染、高能耗企业采取限制性融资或者惩罚性高利率等措施。以上关于绿色信贷的政策手段，旨在通过对商业银行的有意识引导，使资金从高污染行业主动流向节能环保行业，逐渐实现经济发展向高质量环境的友好转变，并最终推动产业结构的升级。上海银监局绿色信贷研究课题组<sup>[1]</sup>在2016年研究了上海辖区内的绿色信贷与产业结构发展的相关性，认为当地银行对借款人环境风险的评价过于依赖环保部门的环境评价报告，且绿色信贷在成本收入、投入产出上缺乏优势，导致银行的风险管理难度的相应增大，因此上海辖内绿色信贷对产业结构调整作用虽有所体现，但力度相对偏弱。陈琪（2019）<sup>[2]</sup>的研究结果认为绿色信贷对于“两高一剩”（高污染、高能耗与产能过剩）企业的贷款规模具有显著抑制作用，且这一抑制作用在非国有“两高一剩”企业中更为显著。

如今，在国家政策的积极导向与绿色信贷对资源的良好调配这一双重背景下，绿色信贷已经被认为是我国实现产业结构升级的助推器。如今，许多学者试图研究绿色信贷与产业结构升级之间的相互作用。李斌和苏珈璇（2016）<sup>[3]</sup>运用灰色关联分析模型，认为绿色信贷比率（节能环保项目贷款额/贷款总额）与第二、三产业占GDP比重的相关性较强。徐胜、赵欣欣和姚双（2018）<sup>[4]</sup>试图探究绿色信贷对产业结构升级的影响机制，并提出资本形成、信号传递、反馈与信用催生等三种可能影响机制。钱水土、王文中和方海光（2019）<sup>[5]</sup>基于徐胜等人的研究基础，从资本形成、资本导向、信息传导、产业整合、风险分配机制理论等五个角度分析了绿色信贷对产业结构的影响。以上前人研究中，描述绿色信贷与产业升级的相关性的研究很多，探讨可能影响机制的文章也不少，但是大多停留在对控制变量回归结果的直接解释上，鲜有采取逐步检验来验证影响机制。

另外，由于我国东、中、西部地区存在政策和文化上的差异，许多学者开始对绿色信贷进行分地区研究。比较常见的做法以宋沁鸽等人<sup>[6]</sup>的研究为例，选取某一地区（如青海、河北）的数据分别研究并对比总结城市间的差异。该做法的优点是可以针对性地对单一城市的政策制定提供借鉴，但由于受到数据量的限值，难以得出稳健的实证结果。李毓、胡海亚和李浩

（2020）<sup>[7]</sup>打破对某一区域的局限研究，转而对全国各省市的区域进行横向对比分析，发现绿色信贷对产业结构升级的促进作用在我国东部地区较强，而在中西部地区较弱。同时，在跨地区的空间效应研究上，韩科振<sup>[8]</sup>提出本地区的绿色金融发展水平会对相邻地区的绿色技术创新效率的提高起到积极促进作用；吴佳慧等人<sup>[9]</sup>也指出绿色信贷对于周边地区环境质量的提高具有正向的直接促进作用，但他们却对研究结果中显示的绿色信贷对周边地区环境质量的间接抑制作用采取了忽略态度。在本文的研究结果中，绿色信贷对于周边地区产业升级也呈现出了相似的间接抑制作用。基于绿色信贷可以提高“两高一剩”企业的融资成本这一认知，本文认为

一些发展受到绿色信贷抑制的企业可能受到规避转型成本的驱使从而转移进入邻近省份，最终在间接上对周边地区的产业升级造成负面影响。

综上所述，目前有关绿色信贷对产业结构升级的机制研究局限于对回归系数的直接解释上，缺乏对影响机制的逐步检验；局限于颂赞绿色信贷对产业升级的促进作用，缺乏挖掘绿色信贷在促进企业转型中出现的问题。因此，本文将结合绿色信贷对产业结构升级的影响机制，借助 2007-2018 年中国 31 个省市（不包含港、澳、台）的面板数据，从资金导向和技术激励角度，运用逐步检验法验证绿色信贷对产业结构升级的影响机制，并探究绿色信贷对与产业结构升级的整体性与区域性影响。同时，本文利用空间杜宾模型，发现绿色信贷对周边地区间产业结构升级呈现出“双向空间溢出效应”，并针对该结果做出了机理解释与政策建议。

## 二、理论分析与研究机制

绿色信贷是绿色金融概念下最强有力的工具之一，兼具微观资金融通与宏观政策调控的双重性质，因此对地区产业结构升级的影响机制也比较复杂。结合已有文献与我国绿色信贷政策，本文认为绿色信贷推动产业结构优化的过程主要包含两种机制：直接机制，即资金导向机制——绿色信贷政策的措施体现在商业银行将环境污染治理水平纳入信贷发放标准，从源头上把控信贷资金流向，一方面直接提高“两高一剩”行业企业的信贷成本并促使部分高污染企业退出市场，另一方面对环保类、新能源企业提供直接融资支持并促进绿色企业的规模扩大；间接机制，即技术激励机制——通过差异化贷款政策间接促进已有企业的技术进步。一方面，资金流规模的受限将会倒逼“两高一剩”企业进行内部转型以拓宽融资渠道，即加大对环保节能技术的研发投入，提高自身产能，提高企业自身环保治理水平。另一方面，原有环保节能企业会在原基础上扩大绿色项目规模。

基于上述两种机制，本文提出第一个假设：

**H1：绿色信贷能通过“资金导向机制”与“技术激励机制”推动地区产业结构升级**

另外，由于不同地区存在绿色信贷政策差异、经济发展基础差异等等地区异质性的因素，这种推动机制及作用效果可能会产生地区性差异。据此，本文提出第二个假设：

**H2：绿色信贷对地区产业结构优化升级的促进作用存在地区性异**

此外，差异化信贷政策可能通过以下两种机制推动周边地区第三产业比重的上升：一方面，在与周边地区形成配套设施的需求趋使下从需求端拉动邻近省市的产业结构升级，最终促进良性产业集群的形成；另一方面，由于信息不对称、城市群定位分工、区域经济发展不协调等因素，直接传导机制将导致负面间接效应——部分环境治理水平低下的企业为规避技术创新成本，在考虑到原有客户市场、运输成本等多重因素之后，选择进入邻近地区谋求生存。而部分邻近地区出于对自身经济发展的追求从而放宽绿色信贷政策并承接同类“两高一剩”企业，最终阻碍了自身产业结构的升级。根据上述理论分析，本文提出第三个假设：

**H3：绿色信贷对地区产业结构优化升级的促进作用存在双向空间溢出效应**

## 三、实证模型设定及变量说明

### 3.1 数据来源与变量

基于数据可得性与绿色信贷政策实施的实际情况，本文选取 2007-2018 年中国 31 个省市（不包含港、澳、台）作为研究样本，以产业结构作为被解释变量，采用绿色信贷水平作为核心解释变量。

#### （1）被解释变量

依照产业结构演变理论，从宏观层面看，产业结构的升级一般表现为经济重心由第一产业向第二产业、进而向第三产业转移。为了排除经济增长对第三产业发展的内生性影响，本文采取各

省第三产业规模占 GDP 总量的比值（SGR）来衡量当地产业结构水平。

### （2）核心解释变量

目前国内的绿色信贷数据缺乏直接指标，因此大多数学者选择采用间接指标对绿色信贷额度进行估测。其中，如刘传哲和任懿（2019）<sup>[10]</sup>采用节能环保项目贷款占银行总贷款规模占比，而 Chen 和 Liu(2019)<sup>[11]</sup>则利用当地上市环保企业的信贷数据作为当地绿色信贷量的代理指标。如今，徐胜等（2018）<sup>[4]</sup>和李毓等（2018）<sup>[7]</sup>为代表的大多数学者则将六大高耗能产业的利息支出作为绿色信贷的反向代理指标。考虑到节能环保项目贷款只有国家层面数据可获得，本文最终参考大多数学者常用的方法<sup>1</sup>，即将各省（市、区）六大高耗能产业利息支出的对数作为反向指标，并对其进行正向化处理来衡量绿色信贷水平。

### （3）中介变量

本文针对绿色信贷推动产业结构升级的中间过程提出了直接机制（资金导向机制）与间接机制（技术激励机制）等两种传导机制。其中，直接机制从绿色信贷自身的定义出发，强调以商业银行为代表的金融机构对环保企业提供额外的利率优惠与额度支持。因此，本文在实证设计中将绿色信贷作为核心解释变量来检验其对产业结构升级的促进作用，其本身已经可以解释资金导向机制的存在性。因此，本文采用各省市 R&D 支出（lnRDexp）来量化技术进步水平并将其当作中介变量，采取逐步回归法检验技术激励机制的存在。

### （4）控制变量

本文控制变量的选取从三个维度展开：经济发展水平、能源价格水平与外商投资水平：（1）地区的经济发展水平用人均 GDP（pGDP）衡量。通常来说，地区的经济发展水平越高，其产业结构升级也就越快、效果越好；（2）能源价格水平采用工业生产者购进价格指数衡量。为消除异方差性和通货膨胀因素，本文以 2007 年为基期对数据进行处理，得到对数化的工业生产者实际购进价格指数（lnrEPI）。理论上说，能源价格越高，会在一定程度上抑制该地区工业企业的生产活动，从而促进本地区产业结构的升级；（3）外商投资水平采用外商直接投资占本地区 GDP 的比重（lnFDIR）衡量。

本文各省市第三产业增加值数据来源于《中国第三产业统计年鉴》，地区人均 GDP、GDP 指标均来自《中国统计年鉴》，各地工业生产者购进价格指数来自《中国价格统计年鉴》，地区 R&D 支出、外商直接投资、规模以上工业企业数均来自各省统计年鉴，六大高耗能产业利息支出数据来自《中国工业统计年鉴》。各变量的描述性统计分析如表 1 所示：

表 1 变量描述性统计

变量含义	变量测算	变量符号	平均值	标准差	最小值	最大值
产业结构	第三产业占GDP总量	SGR	43.87	9.481	28.6	80.980
绿色信贷	六大高耗能产业利息支出	lnPGL	5.852	1.804	-.266	9.246
技术进步水平	R&D支出	lnRDexp	12.124	1.504	8.064	15.93
经济发展水平	人均GDP	pGDP	4.390	2.510	0.692	140.211
能源价格水平	工业生产者实际购进价格指数	lnrEPI	4.664	0.191	4.388	6.954
外商投资水平	外商直接投资占GDP比重	lnFDIR	-6.108	1.054	-11.194	-4.36

## 3.2 模型设定

### （1）中介效应模型

本文建立中介效应模型来验证假设 1 与假设 2，检验方法参考 Judd 和 Kenny(1981)<sup>[13]</sup>提出的逐步检验法。具体模型如下所示：

<sup>1</sup> 本文第四部分将会使用上市环保企业的信贷支出作为解释变量，以检验模型稳健性。

$$SGR_{it} = \beta_{11} \ln PGL_{it} + \beta_{12} \ln pGDP_{it} + \beta_{13} \ln rEPI_{it} + \beta_{14} FDIR_{it} + \lambda_{1i} + \epsilon_{1it} \quad (1)$$

$$RDexp_{it} = \beta_{21} \ln PGL_{it} + \beta_{22} \ln pGDP_{it} + \beta_{23} \ln rEPI_{it} + \beta_{24} FDIR_{it} + \lambda_{2i} + \epsilon_{2it} \quad (2)$$

$$SGR_{it} = \beta_{31} \ln PGL_{it} + \beta_{32} \ln pGDP_{it} + \beta_{33} \ln rEPI_{it} + \beta_{34} RDexp_{it} + \beta_{35} FDIR_{it} + \lambda_{3i} + \epsilon_{3it} \quad (3)$$

其中,  $SGR_{it}$  为地区  $i$  在  $t$  年的第三产业占 GDP 比重,  $\ln PGL_{it}$  为地区  $i$  在  $t$  年用六大高耗能产业利息支出衡量的绿色信贷额度,  $\ln RDexp_{it}$  为地区  $i$  在  $t$  年的 R&D 支出,  $\ln pGDP_{it}$  为地区  $i$  在  $t$  年的人均 GDP,  $\ln rEPI_{it}$  为地区  $i$  在  $t$  年的工业生产者实际购进价格指数,  $\ln FDIR_{it}$  为地区  $i$  在  $t$  年的外商直接投资占当年 GDP 比重,  $\lambda_{ji}$  为个体固定效应,  $\epsilon_{jit}$  为随机扰动项。

若上述三式核心解释变量、中介变量的系数都较为显著, 则认为假设 1 成立。接下来, 本文会在此基础上将通过划分地区样本来进一步检验假设 2。

## (2) 莫兰指数

根据 Waldo R. Tobler 提出的地理学第一定律<sup>2</sup>, 本文认为绿色信贷对地区产业结构升级的促进作用同样存在空间相关性以及空间溢出效应。首先, 对于空间相关性的检验, 本文选用全局 *Moran's I* 统计量和局部 *Moran* 指数, 对空间自相关进行双侧检验 (全局空间自相关检验、局部空间自相关检验)。全局 *Moran's I* 反映的是空间邻接、空间邻近的单元格的相似程度, 其计算公式为:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \left( \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n} \right)} \quad (4)$$

衡量局部空间自相关性的局部 *Moran* 指数可以反映出第  $i$  个地区的产业结构优化水平与整个区域的平均水平之间、第  $i$  个地区的周边地区产业结构优化水平与整个区域水平之间的关联情况。局部 *Moran* 指数被定义为:

$$I_i = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n}} \quad (5)$$

其中,  $Y_i = SGR_i$ ,  $\bar{Y} = \frac{\ln DSGR_i}{n}$ ,  $n$  代表地区总数 (本模型中  $n = 31$ ),  $w_{ij}$  代表空间权重矩阵。

## (3) 空间杜宾模型

若 2007-2018 年间我国 31 个省市的产业结构优化率的莫兰指数均大于 0, 且通过了显著性检验, 则说明产业结构在 2007-2018 年的区间内存在显著的空间正自相关关系。据此, 本文将选取具有更广泛适应性的空间杜宾模型 (SDM), 进一步考察绿色信贷与产业结构之间的空间溢出效应。出于对内生性的考虑, 本文将建立固定效应的空间杜宾模型:

$$SGR_{it} = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln SGR_{it} + \beta X_{it} + \psi \sum_{j=1}^n w_{jt} X_{jt} + \lambda W u_i + \epsilon_i \quad (6)$$

$$W = \begin{bmatrix} w_{1,1} & w_{2,1} & \cdots & w_{1,31} \\ w_{2,1} & w_{2,2} & \cdots & w_{2,31} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{31,1} & w_{31,2} & \cdots & w_{31,31} \end{bmatrix} \quad (7)$$

其中,  $\rho$  是因变量的空间自回归系数,  $\psi$  是自变量的空间回归系数,  $W_{ij}$  是空间权重矩阵——表示 31 个省份的邻接程度 ( $w_{i,j} = 1$  代表  $i, j$  省份之间是相接的;  $w_{i,j} = 0$  则代表  $i, j$  省份之间不相

<sup>2</sup> 美籍瑞士裔地理学家、制图学家 Waldo R. Tobler 于 1970 年提出了地理学第一定律: “任何事物都相关, 相近的事物关联更紧密”。

接)， $\lambda$ 是空间误差系数， $X_{it}, X_{jt}$ 分别包含地区*i, j*在*t*年的绿色信贷水平、人均 GDP、工业生产者实际购进价格指数、R&D 支出，外商直接投资占当年 GDP 比重。

#### 四、实证结果分析

本文实证检验顺序如下：首先，建立中介效应模型验证绿色信贷推动产业结构升级的传导机制，并按照地理位置分地区检验地区差异性；之后，通过可视化处理与莫兰指数检验来验证被解释变量——产业结构所存在的空间相关性；最后，建立固定效应的空间杜宾模型进一步考察绿色信贷水平对地区间产业结构升级的双向空间溢出效应，并对结果做出机理分析与政策建议。

本文的实证检验流程图为：

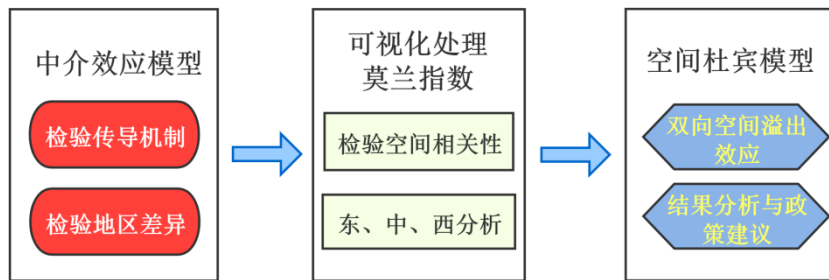


图 1 实证分析流程图

##### 4.1 中介效应模型的实证结果分析

为研究间接与间接两大传导机制的存在性，本文通过逐步检验法来验证假设 1。

表 2 中介效应模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SGR	lnRDexp	SGR
lnPGL	1.422*** (31.39)	0.261*** (13.78)	1.303*** (23.40)
lnRDexp	—	—	0.455*** (3.55)
Pgdp	0.477*** (13.71)	0.109*** (7.49)	0.427*** (11.57)
lnrEPI	0.367*** (2.56)	0.064 (1.07)	0.338** (2.40)
lnFDIR	-0.234*** (-4.13)	-0.083*** (-3.49)	-0.197*** (-3.47)
Constant	56.389*** (74.52)	9.319*** (29.49)	52.147*** (37.04)
R-squared	0.962	0.851	0.963

注：括号中为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

模型（一）中，绿色信贷对产业结构的回归系数显著为正，表示绿色信贷对产业结构有一定

的促进作用；而模型（二）中绿色信贷对研发支出的系数同样显著为正，证实绿色信贷的增加可以推动当地加大投研力度；模型（三）则表示无论是绿色信贷还是研发支出，都对产业结构有明显的促进作用。综合三个模型结果，绿色信贷既能直接促进产业结构优化，又能通过推动地区研发投入的增加、促进技术进步水平，进而推动当地的产业结构升级。这一结论验证了假设 1，即直接“资金导向”机制和间接“技术激励”机制的存在使得绿色信贷成为产业结构升级的助推器。

尽管 MacKinnon 等（2002）<sup>[13]</sup>的论文中提出：当中介效应较弱时，逐步检验回归系数的方法很难检验出中介效应显著，因而逐步检验的检验力较低。但是温忠麟等（2014）<sup>[14]</sup>则认为，如果逐步检验法已经得到显著的结果，那么检验力较低这一结论将不再成立。因此，上述研究进一步验证了本文结果的有效性。

#### 4.2 分地区固定效应模型的实证检验

为了深入考察绿色信贷对各地区产业结构升级差异性影响，本文根据国家发改委所提出的划分依据<sup>3</sup>，进一步将样本按照经济发展状况划分为东、中、西部，并分别从整体和各地区进行固定效应回归分析。

表 3 分地区的固定效应回归结果

变量	整体地区	东部地区	中部地区	西部地区
lnPGL	1.303*** (23.40)	1.021*** (9.77)	0.912*** (7.38)	1.100*** (7.61)
lnRDexp	0.455*** (3.55)	0.870*** (4.76)	0.273 (1.29)	0.237 (0.97)
pGDP	0.427*** (11.57)	0.389*** (8.64)	0.933*** (8.39)	0.858*** (6.27)
lnrEPI	0.338** (2.40)	0.672 (1.55)	0.253 (1.56)	0.538 (1.18)
lnFDIR	-0.197*** (-3.47)	-0.308 (1.05)	0.195 (1.09)	-0.170*** (-2.69)
Constant	52.147*** (37.04)	47.991*** (18.03)	58.084*** (25.78)	51.485*** (16.07)
R-squared	0.963	0.970	0.964	0.975
Number of provinces	31	11	10	10

注：括号中为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

表3显示了绿色信贷对整体地区、东中西部地区产业升级影响的回归结果。首先，从整体样本上看，核心解释变量绿色信贷水平对被解释变量产业结构的回归系数为1.303，且在1%的水平上显著，且整体模型拟合度较高，因此假设1中两者的正向关联性可以得到验证。同时，我们注意到人均GDP与产业结构升级也呈现出正向联系，而这一点与以往大多数研究结论相符合——在地区经济发展整体水平较低时，经济的增长与生产的扩大往往伴随着污染的加重，最终污染带来的负外部性会超过经济增长带来的社会福利，人们会转而寻求在发展经济的同时控制环境污染，最终促进了产业结构优化和升级。其次，工业生产者购进价格指数所衡量的能源价格与产业结构升级呈现正向关系，这一点也与实际经验相符，潜在原因是能源价格越高，本地高污染企业

<sup>3</sup> 东部是最早实行沿海开放政策并且经济发展水平较高的省市，包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等 11 个省（自治区）；中部是指经济次发达地区，包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西等 11 个省（自治区）；西部则是指经济欠发达地区，包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 10 个省（自治区）。

越少,从而间接在结果上促进了产业结构的升级调整。**R&D**的投入同样能够促进产业结构升级,结合实际经验,**R&D**的投入一方面代表着政府和企业对研发的重视,一方面也是企业自身从成本端推动研发创新,因此研发投入的力度增大可以推动产业结构的升级。外商直接投资比重对产业结构升级有一定的抑制作用,这一定程度上契合了“污染天堂”假说,即外商优先选择在环境标准较低、产业结构较为落后的地区进行投资,而这一点值得引起我们的警惕。

绿色信贷对产业结构优化的促进作用在不同地区的样本中也得到验证——回归系数均在 1% 的水平上显著,但显示出一定的地区差异。其中,中部地区相对东部地区的回归系数更小,说明这种绿色信贷对产业升级的驱动作用在中部地区较弱。中部地区作为我国第二产业聚集地,发展过于依赖自身的“资源优势”,因此高污染企业在中部地区的聚集更为密集。这导致了中部地区的产业升级对绿色信贷水平的提高呈现出弱敏感性,因此产业升级也相对缓慢;同时,我们注意到西部地区相对东部地区的回归系数更大,这说明绿色信贷对产业结构的促进作用在西部地区更为明显。这在一定程度上也验证了假设 2,说明随着西部地区环保意识的提升以及政府干预力度的加大<sup>[4]</sup>,提高绿色信贷的投放力度更能推动产业结构的优化;反之,由于东部地区发展起步早、市场机制较为成熟,环保设施与产业结构基本调整到位(李毓等,2018)<sup>[7]</sup>,因而绿色信贷的驱动作用效果相对降低。综合中西部地区来看,两地区 **R&D** 研发投入对当地产业升级的促进作用并不显著,究其原因一是中西部区域与东部区域经济基础相差悬殊,创新差距过大,学习能力欠缺,因此对先进技术在总体上表现出较弱的消化吸收能力,从而影响中西部地区对新技术的引用和模仿,难以形成有效的创新和经济增长(聂艳华和张玉明,2009)<sup>[15]</sup>。

#### 4.3 产业结构优化升级的空间相关性检验

基于上述结论,本文进一步采取空间杜宾模型来验证假设 3。首先,本文依据我国 31 省的产业结构优化率对这些地区的产业结构水平进行了可视化处理,发现地区之间存在一定程度的相关性,如东部沿海发达地区的省份普遍产业结构升级效果较好。

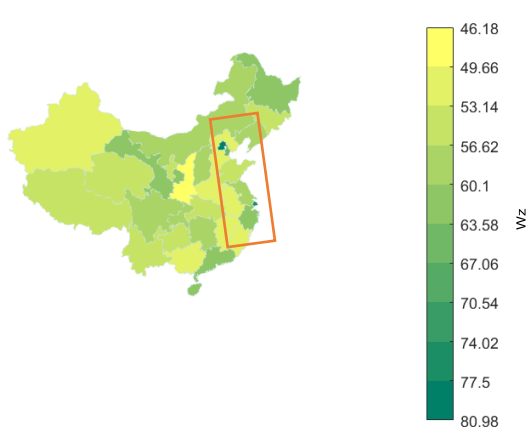


图 2：中国 31 省的第三产业占比可视化<sup>4</sup>

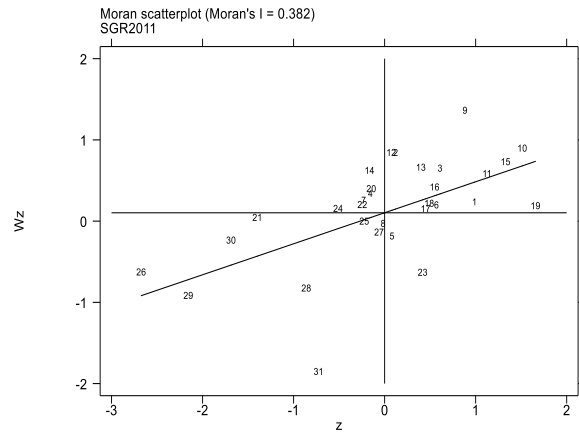


图 3：第三产业占比的局部 Moran's I 散点图<sup>5</sup>

其次,本文根据 31 个省市 2007-2018 年的产业结构与绿色信贷发展水平的面板数据,测算产业结构优化水平的 *Moran's I* 值和局部 *Moran* 指数,发现产业结构存在显著的空间相关性。其全局相关性的结果如表 4 所示,局部相关性(以 2011 年为例)的结果如图 3 所示。

<sup>4</sup> 注:限于数据可得性,本文样本仅包括我国 31 个省(市),没有纳入中国港澳台三地,因此数据无法在图 1 中显示。

<sup>5</sup> 注:1—北京,2—天津,3—河北,4—山西,5—内蒙古,6—辽宁,7—吉林,8—黑龙江,9—上海,10—江苏,11—浙江,12—安徽,13—福建,14—江西,15—山东,16—河南,17—湖北,18—湖南,19—广东,20—广西,21—海南,22—重庆,23—四川,24—贵州,25—云南,26—西藏自治区,27—陕西,28—甘肃,29—青海,30—宁夏,31—新疆。



表 4 产业结构水平 (SGR) 的全局 Moran's I 指数

年份	全局 Moran's I	年份	全局 Moran's I	年份	全局 Moran's I
2007	0.369***	2011	0.394***	2015	0.368***
2008	0.372***	2012	0.386***	2016	0.383***
2009	0.383***	2013	0.380***	2017	0.382***
2010	0.398***	2014	0.368***	2018	0.383***

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著

图 3 中,落在第一、三象限的点明显多于第二、四象限的点,说明“低低”型和“高高”型聚集的省市较“高低”型、“低高”型的省市更多。因此,即产业结构优化水平较低(高)的省市在空间上更易聚集,空间差异较小。

#### 4.4 空间杜宾模型的实证结果分析

在上述检验的基础上,本文建立考虑固定效应的空间杜宾模型,并通过拆分空间直接效应与空间间接效应来深入研究绿色信贷水平对地区间产业结构升级效果的空间效应。

根据空间杜宾模型的统计结果,空间滞后被解释变量  $W*SGR$  的系数为 0.535,且通过了 1% 的显著性检验,说明不同省份产业结构水平存在相互影响,并且某个省(市)的产业结构升级也会对相邻省(市)的产业结构起到积极作用;绿色信贷水平 ( $\ln PGL$ ) 的系数为 1.505,通过了 1% 的显著性检验,再次说明绿色信贷水平对当地产业结构水平起到正向促进作用;此外,对比“固定效应模型”与“空间固定效应的 SDM 模型”,发现  $R^2$  上升至 0.969,说明空间杜宾模型的拟合程度进一步上升,证明了空间计量模型的合理性;

表 5 考虑固定效应的空间杜宾模型回归结果

变量	变量系数	变量	变量系数
$\ln PGL$	1.505*** (16.84)	$W*\ln PGL$	-1.086*** (-9.27)
$pGDP$	0.313*** (8.29)	$W*pGDP$	-0.067 (-1.05)
$\ln rEPI$	0.071 (0.63)	$W*\ln rEPI$	0.070 (0.32)
$\ln RDexp$	0.277*** (2.80)	$W*\ln RDexp$	0.335 (1.44)
$\ln FDIR$	-0.164*** (-3.62)	$W*\ln FDIR$	0.194** (2.27)
$W*SGR$	0.535*** (10.69)		
R-squared	0.969		

注: 括号中为 t 值, \*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著

由于一个自变量的变化不仅会影响本省(市)的产业结构水平,还可能将带来的效应反馈到邻近地区的产业结构水平,因此本文将系数的估计值分解为直接效应与间接效应(即空间溢出效应),分解结果如表 6:

表 6 空间固定效应的 SDM 分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnPGL	1.466***	-0.540***	0.926***
pGDP	0.326***	0.191*	0.052***
lnrEPI	0.098	-0.204	0.302
lnRDexp	0.350***	0.936**	1.285***
lnFDIR	-0.147***	0.215	0.067

注：括号中为 t 值，\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著

从直接效应结果来看，核心解释变量“绿色信贷水平”对产业结构的直接影响效应为 1.466，在 1% 的水平上显著。这说明绿色信贷水平的对于本地产业结构的升级具有显著正向作用，也即绿色信贷通过“资金导向”和“技术激励”机制，一方面从源头上把控信贷资金流向，提高“两高一剩”企业的信贷成本，扩大环保类、新能源等企业的规模；另一方面加大对环保节能技术的研发投入，从而实现区域产业结构的升级。控制变量的直接效应中除能源消费价格的解释力度相较固定效应模型有所下降外，其他变量的符号与显著性变动不大，此处不再赘述。

从间接效应结果来看，本文观察到主要解释变量“绿色信贷水平”对产业结构的间接影响效应为 -0.540，在 1% 的水平上非常显著。事实上，吴佳慧等（2019）在研究绿色信贷与环境质量时也出现了负系数结果，却未对此做出解释。本文结果表明，**地方绿色信贷的发展会对周边地区产业结构升级造成显著的负面作用**，这似乎与产业结构水平的聚集效应产生偏差。本文对此做出如下解释：一方面，根据空间自相关系数的结果，一个省份产业结构的升级会通过配套产业需求来带动周边地区的产业结构升级，形成良性产业结构集群；另一方面，绿色信贷通过“资金导向”机制大幅提高了“两高一剩”企业的信贷成本，而这类高污染企业在规避技术创新成本的驱使下转移进入邻近省份，从而对邻近省份产业结构的升级起到抑制作用。**以上两种效应相互叠加，产生“双向空间效应”。**

实际上，这种双向机制在我国京津冀地区已经有所体现：天津在北京的带动下大力发展绿色信贷，促进了当地产业结构的升级，并在 2019 年 3 月起开始实施《天津市生态环境保护条例》，有效阻止了市内高污染企业的迁入与增多。同时，北京、天津的高污染企业纷纷转移进入政策较为宽松的河北，而后者又出于自身经济发展以及区域协同发展的需要承接大量同类企业，导致了本地如今亟待解决的产业升级难题。具体而言，随着北京本地的产业结构转型升级，有大批企业受到低廉生产要素成本与宽松政策环境的吸引而纷纷迁往河北，具体方式可分为直接迁移和间接迁移两种，如图 4 所示（蓝色箭头表示直接迁移，红色箭头表示简介迁移）。直接迁移表现为北京本地的工业企业从市区搬迁至河北地区，例如北京首钢迁往河北曹妃甸，尽管缓解了北京大气污染、地下水污染等等众多环境问题，但却对迁入地带来了较大的负面影响；此外，包括北京炼焦化学厂在内的数十家企业的主体装置也都陆续迁入唐山地区<sup>[17]</sup>。尽管这类企业在迁移时对技术、设备等多方面进行全方位改造，且当地政府也针对这类企业给予资金支持以辅助其减少污染物排放，但总量上仍对迁入地造成一定的环境污染；间接迁移则表现为地处河北的工业企业为北京生产工业产品，满足北京在其发展过程中所需的能耗。典型的例子为河北的三河热电厂自 2011 年开始向北京供热，据赵玉明等（2013）<sup>[18]</sup>的测算，三河热电厂总需燃烧煤 80 万吨，排放二氧化硫高达 3000 吨。



图 4：京津冀地区高污染企业转移示意图

除京津冀地区外，同样也存在东部地区向中西部地区迁入污染类企业的现象，例如在安徽、广西等中西部地区设立的国家级承接产业转移示范区为东部高耗能企业迁入提供政策便利。总之，绿色信贷产生的地区间“双向空间效应”一方面抑制了绿色信贷的正向作用，另一方面也产生造成负面的外部性，给社会带来无谓损失。

此外，R&D 投入展示出显著的正面溢出效应，说明本地的技术进步能够带动周边地区的产业结构升级，这与以往研究结论一致（孙早等，2014）<sup>[16]</sup>，并契合我国区域协同发展机制的设计初衷；同时，工业生产者购进价格指数所衡量的能源价格具有负面溢出效应，说明本地的高能源价格迫使部分对能源需求较高的企业在地区之间发生转移，这部分企业大多数依赖能源发展，一定程度上抑制了被转移地区的产业结构升级。

#### 4.5 稳健性检验

为了保证以上实证结论的稳健性和可靠性，本文通过替代核心解释变量的方法进行稳健性检验。考虑到绿色信贷总额只有国家层面数据，本文用当地上市环保企业的信贷数额（lnPGAL）代替原六大高耗能产业的利息支出，重新构建了地区绿色信贷水平的衡量指标。将新的核心解释变量带入模型进行检验后，本文主要结论并没有受到影响，因此，本文认为所建立的模型具有一定的稳健性。限于篇幅，具体稳健性检验结果在文末附录展示。

## 五、结论与政策启示

首先，绿色信可以通过通过直接“资金导向”机制和间接“技术激励”机制显著促进产业结构的升级，同时，该促进作用存在明显地区差异——绿色信贷对西部地区的促进作用强于东部地区，而对中部地区促进作用最弱。据此，我国应当统筹规划，分地区对症下药——制定针对各地区发展现状的绿色信贷政策，平衡各地区绿色金融发展，在东部着重加强政府管控与宣传、在西部推动金融深化与自由化、在中部地区则实现两政策并行。应当充分认识西部地区相对薄弱的金融行业规模，原有经济问题导致的企业环保转型困难，企业自生改造创新能力弱，当地的绿色金融信贷产业发展慢的现状；相比之下，东部地区金融市场机制较为成熟，因此政

府在产业政策制定与宣传方面的重要性更为重要；中部地区绿色信贷的推动机制作用最弱，因此政府需要进行管控引导与金融深化的双重措施并行。

其次，绿色信贷推动本地产业结构升级的过程中，又进而形成规模更大的高质量产业群带动了周边地区的产业结构升级。因此，我国应当完善绿色金融信贷与产业结构升级间的协调机制，努力建成兼备协调性，科学性与战略性的相应对接机制。充分利用经济发达地区的正向溢出效应，辐射带动周边地区。形成分工明确，相互促进的良性产业集群，建立合理的治理框架，提高整体效率。发挥金融机构，环保部门与政府政策之间的联动优势，出台具备明确导向性的优惠政策与监管规定。对于相对落后地区，在进行定向援助的同时注意激发环保企业自身的对于资金的再生性并提高自身的社会责任感，逐步降低企业对于政府援助的依赖。

最后，绿色信贷发展对周边地区的产业结构优化产生抑制作用，具有负面的空间溢出效应。该现象可以解释为：部分发达地区转移污染企业造成周边地区的产业升级困难；部分环保企业未履行环保承诺；金融机构对于环保企业的经营状况与未来风险缺乏全面评估；部分绿色贷款违约风险较高等等。因此，我国应当推动相关立法与监督，及时进行数据披露，及时督促环保企业及时披露经营状况，加大对转移产业严格把控，切实提高污染产业本地转型的比例。同时，政府需要及时疏通当地环保部门与金融机构之间的信息沟通渠道，降低信息不对称的影响。

## 六、参考文献

- [1] 上海银监局绿色信贷研究课题组,张光平,董红蕾,沈澍.绿色信贷支持金融创新与产业结构转型研究[J].金融监管研究,2016(05):98-108.
- [2] 陈琪.中国绿色信贷政策落实了吗——基于“两高一剩”企业贷款规模和成本的分析[J].当代财经,2019(03):118-129.
- [3] 李斌,苏珈漩.产业结构调整有利于绿色经济发展吗?——基于空间计量模型的实证研究[J].生态经济,2016,32(06):32-37.
- [4] 徐胜,赵欣欣,姚双.绿色信贷对产业结构升级的影响效应分析[J].上海财经大学学报,2018,20(02):59-72.
- [5] 钱水土,王文中,方海光.绿色信贷对我国产业结构优化效应的实证分析[J].金融理论与实践,2019(01):1-8.
- [6] 宋沁鸽,李阳,敬港.绿色金融推动青海产业升级发展研究[J].统计与管理,2020,35(09):8-14.
- [7] 李毓,胡海亚,李浩.绿色信贷对中国产业结构升级影响的实证分析——基于中国省级面板数据[J].经济问题,2020(01):37-43.
- [8] 韩科振.绿色金融发展与绿色技术创新效率关系研究——基于空间溢出视角的实证分析[J].价格理论与实践,2020(04):144-147+178.
- [9] 吴佳慧,王露,瞿佳慧,张景.绿色信贷是否有助于改善环境质量?——基于空间杜宾模型的实证研究[J].甘肃金融,2020(06):39-46.
- [10] 刘传哲,任懿.绿色信贷对能源消费结构低碳化的影响研究[J].武汉金融,2019(11):66-70.
- [11] Chen H, Liu C, Xie F, Zhang T, Guan, F. Green Credit and Company R&D Level: Empirical Research Based on Threshold Effects[J].Sustainability,2019,11(07): 1-14.
- [12] Judd CM, Kenny DA. Process Analysis: Estimating Mediation in Treatment Evaluations[J].Evaluation Review,1981,5(5):602-619.
- [13] MacKinnon DP, Lockwood CM, Hoffman JM, West SG, Sheets V. A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects[J].Psychol Methods,2002,7(1):83-104.
- [14] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5): 731-745.
- [15] 聂艳华,张玉明.区域创新视角下的中国三大区域经济差异分析[J].经济研究导刊,2009(03):135-136.
- [16] 孙早,刘李华,孙亚政.市场化程度、地方保护主义与R&D的溢出效应——来自中国工业的经验证据[J].管理世界,2014(08):78-89.
- [17] 邱灵,申玉铭,任旺兵,严婷婷.中国能源利用效率的区域分异与影响因素分析[J].自然资源学报,2008(05):920-928.
- [18] 赵宇明,孙根年.河北省火电企业吨煤烟气排放量测定及污染动态预测[J].中国环境监测,2013,29(04):142-146.

## 七、附录

表 7 中介效应模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SGR	lnRDexp	SGR
lnPGAL	1.499*** (28.44)	0.293*** (14.60)	1.368*** (20.59)
lnRDexp			0.446*** (3.15)
Pgdp	0.000*** (11.94)	0.000*** (6.43)	0.000*** (10.37)
lnrEPI	0.383** (2.49)	0.076 (1.30)	0.349** (2.29)
lnFDIR	-0.194*** (-3.18)	-0.074*** (-3.20)	-0.161*** (-2.63)
Constant	63.747*** (82.65)	10.667*** (36.36)	58.993*** (34.93)
R-squared	0.956	0.857	0.957

注：括号中为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

表 8 固定效应模型稳健性检验

变量	整体地区	东部地区	中部地区	西部地区
lnPGAL	1.368*** (20.59)	1.120*** (10.16)	0.944*** (7.42)	0.892*** (6.36)
pGDP	0.418*** (10.37)	0.352*** (7.68)	1.004*** (9.69)	1.103*** (8.59)
lnrEPI	0.349** (2.29)	0.896** (2.06)	0.292* (1.80)	0.137 (0.29)
lnRDexp	0.446*** (3.15)	0.815*** (4.50)	0.185 (0.86)	0.181 (1.13)
lnFDIR	-0.016*** (-2.63)	-2.37 (0.60)	0.352** (2.05)	-0.174*** (-2.59)
Constant	58.99*** (34.93)	52.835*** (20.12)	64.678*** (26.00)	61.044*** (16.06)
R-squared	0.957	0.971	0.963	0.971
Number of provinces	31	11	10	10

注：括号中为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

表9 SDM 稳健性检验

变量	系数	变量	系数
lnPGAL	1.823*** (17.06)	W*lnPGAL	-1.474*** (-11.36)
pGDP	0.199*** (5.48)	W*pGDP	0.064 (0.97)
lnrEPI	-0.027 (-1.42)	W*lnrEPI	0.096 (0.44)
lnRDexp	0.120 (1.14)	W*lnRDexp	0.553** (2.36)
lnFDIR	-0.115** (-2.21)	W*lnFDIR	0.135 (1.61)
W*SGR	0.551*** (11.45)		
R-squared	0.969		

注：括号中为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

表10 空间效应分解稳健性检验

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnPGAL	1.754*** (16.64)	-0.935*** (-5.09)	0.819*** (4.41)
pGDP	0.224*** (6.12)	0.344*** (3.36)	0.569*** (5.38)
lnrEPI	-0.035 (-0.03)	-0.160 (0.39)	0.156 (0.33)
lnRDexp	0.217* (1.88)	1.236*** (2.87)	1.453*** (2.90)
lnFDIR	-0.103** (-2.21)	0.153 (0.92)	0.050 (0.27)

注：括号中为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著