金融发展影响区域绿色发展的机理 ——基于生态效率和空间计量的研究

黄建欢1,2,吕海龙1,王良健1

(1. 湖南大学经济与贸易学院,长沙 410079; 2. 中国科学院数学与系统科学研究院,北京 100190)

摘要:近年来严重的雾霾在中国许多城市持续大面积出现,这敲响了提升区域发展绿色度的警钟。金融可以也应该在促进绿色发展中发挥重要作用。本文分析金融发展影响区域绿色发展的四个机理,利用生态效率反映区域绿色发展水平,运用空间杜宾模型和中国省域面板数据实证研究了各机理的相对重要性及其空间溢出效应。主要发现有:相对而言,企业监督效应和资本配置效应的作用更显著;前者对当地绿色发展的积极影响相对最大,但长期中才会对周边区域的绿色发展产生积极的空间溢出效应;后者对当地绿色发展具有显著影响,但空间溢出效应不显著;金融危机后资本支持效应和长期贷款的监督效应得到了加强,但证券市场的监督效应则反而具有负面影响;绿色金融效应及其空间溢出均不明显,暗示着有必要加强金融支持绿色产业和环境保护的力度。金融支持绿色发展的政策重点可能在于加强资金使用监督,而不仅是加大资金投人。

关键词:金融发展;绿色发展;生态效率;空间杜宾模型;机理;金融危机

DOI: 10.11821/dlyj201403012

1 引言

与传统的高消耗、高污染而低附加值、低生产率的黑色发展相反^[1],绿色发展的本质是通过减少对资源过度消耗,加强环境保护和生态治理,追求经济、社会、生态全面协调可持续发展^①。2013年经常弥漫全国许多城市的雾霾进一步凸显了走绿色发展之路、建设生态文明的必要性和紧迫性。目前区域发展和金融实践中存在一些典型问题,例如,中西部地区和农村的金融发展水平薄弱,对区域发展尤其是环境保护投资的资本支持力度有限^[2]。再如,一些区域的资金利用效率偏低,地方政府性债务高企,金融风险凸显^[3]。在此背景下,金融支持经济结构调整和转型升级、提升区域发展"绿色度"已上升为国家战略^②。如何合理而充分地发挥金融发展对区域发展的支撑作用,是亟待研究的科学问题。

尽管许多文献探讨了金融发展与经济发展的关系,围绕金融发展与经济增长[47]、金融深化与生产率[8-10]等方面进行了大量研究。然而,相关文献较少考虑环境污染等问题,鲜见有文献把金融发展和绿色发展联系起来分析其影响机理。另一方面,根据增长极理

收稿日期: 2013-10-15; 修订日期: 2014-01-17

基金项目: 国家社科基金项目 (10CGL039); 中国博士后科学基金项目 (2013M541059); 湖南省自然科学基金项目 (13JJ3052); 湖南大学 "青年教师成长计划"

作者简介:黄建欢(1974-),男,湖南邵阳人,副教授,博士后,主要从事金融地理方面的研究。 E-mail: myhotpot@163.com

① 马建堂(2012),见《2012中国绿色发展指数报告》,北京师范大学出版社2012年8月第一版、序一。

② 2013年7月《国务院办公厅关于金融支持经济结构调整和转型升级的指导意见》,国办发〔2013〕67号。

论[11-12],金融因素不仅影响本地经济增长,还影响周边区域的经济增长,即产生空间溢出效应(Spatial Spillover Effects)。但很少有文献研究金融发展对区域绿色发展的空间溢出效应。因此一些重要的机理性问题尚未被厘清。例如,金融发展主要通过哪些途径来影响绿色发展?是否存在空间溢出效应?再如,实践中哪些因素或机理的作用效果相对更显著?不厘清前述问题,就难以选取恰当的金融措施和政策以更有效地促进绿色发展。有鉴于此,本文旨在前人研究基础上,通过理论分析和实证研究探讨前述亟待回答但尚未解决的问题,试图厘清金融发展影响绿色发展的作用机理和实际效果,拓展和丰富金融地理学的研究视角与内容,为发挥金融发展在区域发展质量提升和发展方式转变中的积极作用提供决策依据。

2 理论和机理分析

绿色发展强调经济发展与保护环境的统一与协调¹¹,这就要求通过各种途径和方法,以更少的资源投入实现更高的经济产出,同时减少环境污

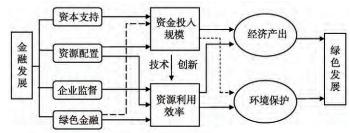


图1 金融发展影响绿色发展的机理

Fig. 1 The mechanism of financial development influencing green development

染。借鉴Levine^[6]和白钦先^[13]等将金融体系的功能作为分析起始点的做法,本文先分析金融发展如何影响经济发展和环境保护进而影响绿色发展的机理,然后再实证检验和比较其实际作用效果。理论上而言,金融发展影响绿色发展的机理至少有以下4个方面(图1)。

2.1 资本支持效应

金融体系有改善风险、促进信息获取与资源配置、加强企业控制、动员储蓄等功能^[6]。金融中介和金融市场通过各类融资机制将资金转化为资本,满足具有市场竞争力的企业的资金需求,支持企业的创建、生产经营、投资、技术研发创新等活动^[8],进而创造更多的国内生产总值(GDP)等产出。资本支持效应是指金融市场提供资金等生产要素,帮助企业在更大的规模上开展生产销售、技术创新等经营活动,进而促进经济增长和绿色发展。在资本实力相对雄厚的区域,微观主体可以获得相对更多的资本要素投入并实现规模经济,因而可能具有相对更高的经济产出和生产率。

2.2 资本配置效应

资本配置是指资金在不同区域、不同时期和不同主体之间的分配。白钦先等指出,中介和服务功能是金融的基础功能,资源配置是核心功能^[13]。在市场竞争力量的作用下,资本从效率低的企业和部门流出,向效率高的企业和部门流入,即将资本分配到最有效率的地方^[14]。资本配置效应是指通过金融中介和金融市场对资本的重新配置,将有限的资源更多地投入到具有更高生产率和更高产出增长率的区域或主体,进而提高整个社会和区域的资源利用效率和绿色发展水平。高效率的资本配置意味着资本从效率低和成长慢的地区或产业流出,向效率高和成长快的地区或产业流入^[15],因而可能导致不同区域或产业在经济产出等方面出现显著差异。

2.3 企业监督效应

企业监督效应是指金融体系对平台内融资的企业具有监督、管理和控制作用,促使微观主体提高生产率和绩效,进而促进经济增长和环境保护。金融体系至少可以从两个方面

对经济的微观主体——企业进行监督。一方面,证券市场不仅为企业提供直接的资金支持,而且通过规范化和强制性的信息披露,使更多外部投资者能够监督上市公司。这有助于改善公司治理,提高资金利用效率和公司经营绩效。另一方面,银行是企业债务融资的主要来源,在获取企业经营管理和财务状况等信息方面具有绝对优势¹⁶¹,因此能更好地发挥其"大贷款人"的监督作用¹⁷¹,促使企业将精力用于生产经营并提高经营效率。

2.4 绿色金融效应

绿色金融是金融中介支持低能耗、低排放、低污染、高效率的业务的行为[18]。绿色金融效应强调金融因素直接或间接地作用于降低环境污染,例如,为环境污染治理提供资金支持、为环保生产技术提供研发资金、向环保产业和新能源产业提供优先扶持,等等。其作用机理在于,一方面降低了环境污染等坏产出,同时也增加了经济效益等好产出。

上述四个效应中,资本支持效应侧重于通过增加资本要素投入规模来促进技术创新和提升经营规模,进而增加 GDP 等好产出。资本配置效应则强调向资源利用效率高的区域提供更多资金支持,推动其技术创新和提升经营管理水平,进而影响经济产出和绿色发展。企业监督效应侧重于影响生产主体的经营效率和经济产出,同时降低环境污染等坏产出。绿色金融效应侧重于通过对绿色和环保产业、环境保护等提供资金等支持,降低环境污染等坏产出。需要指出的是,前述机理还可能存在空间溢出效应,即某个区域的金融发展可能对周边区域具有扩散或者回流效应,促进或削弱其绿色发展水平。下文基于中国省域的数据实证检验前述机理或者效应的存在显著性及其影响方向。

3 实证研究设计

3.1 绿色发展的测度

目前测度绿色发展的方法主要有两类。一类是指数法,例如,李晓西等[19]建立三级指标体系并综合各级指标信息构建了绿色发展指数。不过,他们采用的是专家赋权法,而且目前只有少数年度的数据可用。另一类是效率法,利用数据包络分析(DEA)方法等测度投入产出效率,强调刻画绿色发展的核心特征:以更少的资源投入实现更高的经济产出,同时减少环境污染。有关概念有生态效率[20-23]、环境效率[24]等。DEA方法采用客观赋权且可以综合多种投入产出变量的信息,故应用更广泛。为获得跨期可比的结果且区分所有样本的效率,Huang等[23]提出了同时考虑全局参比、超效率和坏产出的SBM(Slacks-based Measure model)模型来测度面板数据的生态效率。为利用长期数据和客观评价结果来分析,本文利用Huang等[23]的方法来测度生态效率并将之作为绿色发展的代理变量。假定有N个决策单元(DMU)各有三类要素:投入变量、好产出和坏产出(bad/undesirable output),观测期为t=1,···T,时期t第o个(o=1,···, N)DMU。的投入产出变量分别用三个向量来表示: $x_u \in R^m, y_u^{\ b} \in R^{\ b}, y_u^{\ b} \in R^{\ b}$,其中m, s_1 和 s_2 分别代表三类要素的数量。在包含坏望产出的SBM模型中,DMU。在时期t(t=1,···T)的超效率可通过求解以下规划得到:

$$\rho_{ot}^* = \min \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{k=1}^{m} \frac{s_{kot}^-}{x_{kot}}}{1 - \frac{1}{s_1 + s_2} (\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_{rot}^g}{y_{rot}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_{rot}^b}{y_{rot}^b})}$$

s.t.
$$x_{ot} - \sum_{j=1, j \neq o}^{N} \sum_{i \neq t}^{T} \lambda_{j\tau} x_{j\tau} + s_{ot}^{-} \ge 0$$

$$\sum_{j=1, j \neq o}^{N} \sum_{i \neq t}^{T} \lambda_{j\tau} y_{j\tau}^{g} - y_{ot}^{g} + s_{ot}^{g} \ge 0$$

$$y_{ot}^{b} - \sum_{j=1, j \neq o}^{N} \sum_{i \neq t}^{T} \lambda_{j\tau} y_{j\tau}^{b} + s_{ot}^{b} \ge 0$$

$$1 - \frac{1}{s_{1} + s_{2}} \left(\sum_{r=1}^{s_{1}} \frac{s_{rot}^{g}}{y_{rot}^{g}} + \sum_{r=1}^{s_{2}} \frac{s_{rot}^{b}}{y_{rot}^{b}} \right) \ge \varepsilon$$

$$\lambda_{ot}, s_{ot}^{-}, s_{ot}^{g}, s_{ot}^{g}, s_{ot}^{b} \ge 0$$

$$(1)$$

式中: s_{oi}^- , s_{oi}^s , s_{oi}^b , 分别代表与投入和好产出以及坏产出对应的松弛变量; ϵ 为非阿基米德无穷小。可以利用著名的 Charnes-Cooper 变换^[25] 将式(1)转化为线性规划,进而求解得到各期的超效率得分 ρ_{ii}^- , 即各样本在各期的生态效率。

参考现有文献[21-24],用固定资本存量、就业人数、建成区面积、耕地面积、用水总量、能源消费总量等作为投入变量反映资源约束,用环境污染物排放量代表坏产出来反映环境约束,以地区生产总值(GDP)代表好产出。不同的是,为充分考虑各种环境污染物的信息,本文根据数据可得性考虑了更多的污染物(共7种),包括废水总量、废水中的化学需氧量(COD)和氨氮、废气、二氧化硫、烟(粉)尘、工业固体废物的排放量。为避免数据异常值和高度相关性的影响,避免因投入产出变量太多而导致测度结果出现偏差³³,参考现有文献[22-23],运用熵权法综合7种污染物排放量的信息以获得环境污染指数作为坏产出指标,以综合反映环境约束,其取值在0-100之间,越大(小)意味着污染物排放越多(少)。

3.2 变量和计量模型

3.2.1 自变量选取

- (1) 选取两个代理变量来观测资本支持效应:用人均存款(金融机构年末存款总额/年末人口数)衡量资本支持的规模或者说潜在能力[®];用存贷比(金融机构年末贷款总额/金融机构年末存款总额)衡量资本支持强度,或者说存款转化为贷款的效率^[26]。
- (2) 借鉴黄建欢等的思路^[27],用贷款配置效率来考察资本配置效应。计算方法为:当地GDP占全国比重/当地贷款总额占全国比重,该比值越高意味着贷款利用效率越高。
- (3)企业监督效应方面选取3个代理变量。首先,上市公司需要公开披露信息并接受外部监督,某区域的上市公司占比越多,意味着其接受的监督程度相对更高、信息更透明。因此本文提出利用上市公司比重(上市公司数量/规模以上工业企业数)来衡量证券市场的监督效应。其次,考虑到企业的债务大多来自银行,既有短期借款,也有长期借款。因此分别用短期借款占比(上市公司短期借款/总资产)和长期借款占比(上市公司长期借款/总资产)来衡量银行贷款对企业的监督效应[28]。
 - (4) 绿色金融方面,根据数据可得性,本文从绝对和相对规模角度分别选取了两个变

③ DEA模型中决策单元的数量一般应超过投入和产出变量之和的3倍。变量或者维度过多时可能产生负面影响(the curse of dimensionality)。当投入或产出变量较多时需要进行降维以确保测度结果准确。因环境污染物种类较多,本文借鉴王恩旭等、Huang et al的做法,采用熵权法进行降维和整合。

④ 褚保金, 莫媛. 中心城市的金融发展水平及影响因素的研究分析: 以江苏省十三个中心城市为例. 2010国际都市圈发展论坛会议论文集, 2010.

量:环境污染治理投资中银行贷款规模、银行贷款占环境污染治理投资的比重,这两个指标说明了银行贷款对环境治理的直接支持力度,可以从一定程度上反映绿色金融效应。

控制变量方面,本文考虑了三个方面的因素。其一,技术水平:考虑到研发费用产生作用具有较长时滞,难以反映当期实际技术水平,本文采用发明、实用新型和外观设计三项专利的年授权数来衡量区域的技术水平。其二,能源消费结构:用能源消费总量中油类能源占比来衡量[24]。其三,外资利用:用外商直接投资(FDI)来衡量[24]。

3.2.2 模型设定

由于区域之间存在着客观的经济或社会联系,区域之间的经济社会环境指标在空间上存在着相互影响。在此背景下样本数据不一定满足独立同分布的正态分布等假设,故需考虑利用空间计量模型来分析各因素对生态效率的影响。参考LeSage & Pace^[29]给出的截面形式的空间杜宾模型(spatial Durbin model, SDM),本文采用如下空间面板杜宾模型:

$$Y = \rho (I_T \otimes W_N) Y + \alpha I_{NT} + X\beta + (I_T \otimes W_N) X\theta + (I_T \otimes I_N) u + \varepsilon$$
(2)

式中: $Y=(Y_1,\cdots,Y_T)'$, $Y_t=(Y_1,\cdots,Y_N)'$,本文中为生态效率; $X=(X_1,\cdots,X_T)'$, $X_t=(X_1,\cdots,X_N)'$, X_u 是 $K\times 1$ 维的解释变量(包括各类效应的代理变量以及控制变量), β 是其对应的系数向量; $u=(u_1,\cdots,u_N)'$ 是 $N\times 1$ 维的个体效应; \otimes 是克罗内克积; ε 是 $NT\times 1$ 的扰动项,其排列方式与 Y 相同; W_N 是 $N\times N$ 的空间加权矩阵, I_T 是 T 维单位阵, I_T 和 I_{NT} 分别为 T 维和 NT 维的全 1 向量, ρ 是空间自回归系数向量。个体效应 u 可以设定为固定或随机的形式,若为固定效应,则约束 $\sum_{i=1}^N u_i=0$,若为随机效应,则假定 u 与 ε 不相关。 θ 是尚待估计的系数。常用的空间滞后模型(Spatial lag model)和空间误差模型(Spatial error model)是空间杜宾模型的特例[29]。实证研究中还需进行相关的统计检验以确定最终的模型形式。

3.3 样本数据

以中国30个省份或直辖市、自治区为观测对象。根据数据可得性,研究样本暂不包括香港、澳门、台湾和西藏。观测周期为2001-2011年。主要数据来源如下:物价指数、地区生产总值等来源于历年《中国统计年鉴》;专利授权数来源于历年《中国科技统计年鉴》;就业人数、资本当年投入、年末人口数、用水总量、耕地面积、金融机构存款和贷款总额、外商投资实际使用额等来源于历年《中国区域经济统计年鉴》;建成区面积来源于历年《中国城市统计年鉴》;环境污染治理投资总额、环境污染治理投资中银行贷款、污染物排放量等来自于历年《中国环境统计年鉴》和《中国环境年鉴》;上市公司短期借款、长期借款、总资产等数据来源于国泰安(CSMAR)数据库;上市公司数及所在地等数据来源于历年《中国证券期货统计年鉴》;规模以上工业企业数来自于历年《中国工业经济统计年鉴》;能源相关数据来源于历年《中国能源统计年鉴》;个别缺失值由上一年和下一年平均得到。涉及价格的变量均调整到2000年不变价格。表1给出了各变量的描述性统计情况。

4 实证结果

4.1 区域金融发展与生态效率的时空变迁及联系

图 2 分别报告了三个年度(2001、2007 和 2011年)的生态效率和人均存款⑤的省域分

⑤ 限于篇幅,这里仅以人均存款为例报告区域金融发展水平情况。

表1	2010年变量名定义与描述性统计

Tab. 1 Definition of variables and descriptive statistics (2010)

变量名	变量名解释	均值	最小值	最大值	标准差	单位
GE	生态效率	0.526	0.260	1.047	0.275	 比率
SAVINGS_PER	人均存款	6.004	2.117	31.622	6.179	万元/人
SLR	存贷比	0.688	0.454	0.932	0.112	比率
GRP_LOAN	贷款配置效率	1.028	0.485	1.836	0.314	比率
LISTED_RATIO	上市公司占比	0.008	0.003	0.044	0.008	比率
SHLOAN	短期借款占比	0.113	0.060	0.190	0.026	比率
LOLOAN	长期借款占比	0.073	0.030	0.140	0.028	比率
OIL_R	能源消费中油类占比	0.244	0.060	0.620	0.135	比率
PATENTS	授权专利数	23976.133	264.000	138382	36529.342	件
FDI	外商直接投资	358.800	5.000	1683	401.738	亿元(2000年价)
L_P_A	环境污染治理投资中银行贷款	0.911	0.000	14.220	2.656	亿元(2000年价)
L_P_R	环境污染治理投资中银行贷款占比	0.067	0.000	0.587	0.132	比率

注: 因LPA和LPR尚无2011年数据,故这里只报告2010年截面数据的描述性统计。

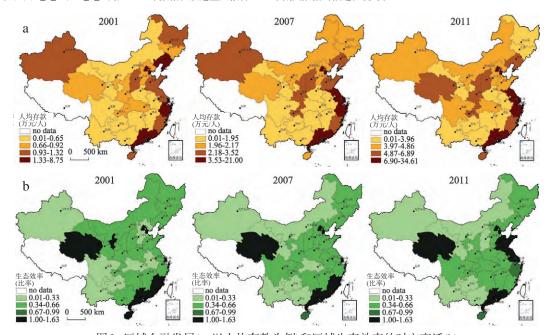


图 2 区域金融发展(a, 以人均存款为例)和区域生态效率的时空变迁(b)

Fig. 2 Spatial-temporal changes of regional financial development (a) and spatial-temporal changes of regional eco-efficiency (b)

布情况。比较这些图可以观察绿色发展和金融发展的时空变迁及其联系。三个年度中,广东和福建等东南部沿海地区和京津地区以及青海省等保持了较高的绿色发展水平,而大部分中部地区一直呈低值集聚状态。近年来沿海地区如山东、上海等地绿色发展水平也有明显提升。相似地,金融发展水平较高的地区集中在京津地区、东南部沿海地区,而内蒙古和广大中西部地区金融发展水平呈低值集聚状态。中西部省份中,青海和山西等省市的金融发展水平呈现出明显跃升。比较可知,生态效率较高的区域往往也是金融发展水平相对较高的地区,如东南沿海区域,而生态效率相对较低的中西部省市往往也是金融发展水平较低的地区,这初步说明两者具有较高程度的空间相关关系。

观察图2还可发现:金融发展水平较高的区域,其周边区域的金融水平往往偏低,例 如、东南部广东和福建等及其周边的广西、江西等省份。这暗示着金融资源在经济较发达 的地区形成集聚,并吸引经济相对落后地区的金融资源,具有极化效应。生态效率也存在 类似的集聚现象。不过在生态效率较高的广东等沿海地区,其周边区域如江西等的生态效 率并非最低的,而是略低于沿海地区,暗示着扩散效应的存在。前述现象说明了空间交互 效应的存在性。

表2进一步报告了各变量的空间相关性情况。无论是Moran's I还是Geary's c指标都显 示: 生态效率、人均存款和贷款配置效率等指标均具有显著的空间自相关性(10%水平 下)。故有必要利用空间计量模型进行分析。

Tube 2 Spanial contention of the (uniform)									
变量	Moran's I	p-value	Geary's c	p-value					
GE	0.156	0.082	0.654	0.042					
SAVINGS_PER	0.156	0.033	0.393	0.038					
SLR	-0.095	0.588	0.868	0.384					
GRP_LOAN	0.207	0.030	0.64	0.018					
LISTED_RATIO	0.075	0.237	0.355	0.02					
SHLOAN	0.036	0.519	0.624	0.029					
LOLOAN	0.076	0.323	0.792	0.158					

表2 2011年各变量的空间相关性

Tab. 2 Spatial correlation of the variables (2011)

4.2 各类效应的检验

4.2.1 计量模型选取

为选取最佳模型,首先进行最小二乘法(OLS)回归。因绿色金融的代理变量仅有 2003-2010年度的数据,且绿色金融效应可能与其他三个效应存在重叠,故估计了两个模 型。模型A的样本期为2001-2011年。模型B样本期为2003-2010年,在模型A的基础上增 加两个解释变量(环境污染治理投资中银行贷款和环境污染治理投资中银行贷款占比)得 到模型B,以观察绿色金融效应。表3第2和3列报告了OLS估计结果。两个模型的稳健 LM 检验统计量均在5%水平下显著,说明存在显著的空间自相关,应采用空间计量模型。 为确定空间面板模型的形式,还需要用 Wald 统计量检验空间杜宾模型(SDM)可否弱化 为空间滞后模型或空间误差模型。用 SDM 进行回归分析并检验假设 H'_0 : $\theta=0$ 和 H'_0 : $\theta = -\rho\beta$ 。表 3 第 4 和 5 列报告了随机效应 SDM 模型点估计时的系数和显著情况[®]。比较可 知,OLS模型的拟合优度分别为0.518/0.603,与之相比,SDM的拟合优度大幅度提高到 0.92以上;两个模型的Wald统计量均在1%水平下显著,这表明应采用更广义的SDM。而 目, Hausman 检验显示应采用随机效应模型。

选定计量模型后,许多实证研究采用一个或多个空间模型的点估计方法来考察空间溢 出效应。LeSage & Pace 指出点估计容易产生错误[29]、建议从求解偏微分的角度得到一个 区域的自变量发生变化时对相邻区域产生的平均溢出效应、然后进行统计检验。这为度量 和检验空间溢出效应提供了更有效的思路和更坚实的基础[30]。考虑到一个区域的自变量发 生变化,不仅影响该区域的因变量,还可能影响其他地区的因变量,LeSage & Pace^[29]将 前者定义为直接效应(direct effect),后者定义为间接效应(indirect effect),认为后者反 映了空间溢出效应,并给出了利用均值来测度直接效应和间接效应以及总效应的方法,

⑥ 限于篇幅未披露固定效应模型,其结果在系数方向和显著性方面与随机效应模型的结果非常接近。

	表3	OLS和SE)M(点估	i计)回	归结果	
Tab. 3	Regress	sion of OLS	model and	l point	estimation	of SDM

		eg. cosion	Tubi b Regression of OED model and point estimation of OEM										
OLS模型	A_OLS	B_OLS	SDM模型(点估计)	A_SDM	B_SDM	A1_SDM	A2_SDM						
变量	系数	系数	变量	系数	系数	系数	系数						
SAVINGS_PER	0.020***	0.020***	SAVINGS_PER	0.006^{*}	0.009***	-0.023***	0.025***						
SLR	0.258**	0.203	SLR	-0.046	-0.04	0.807***	-0.246						
GRP_LOAN	-0.157***	-0.144***	GRP_LOAN	0.157**	0.034	0.475***	0.038						
LISTED_RATIO	7.574***	7.438***	LISTED_RATIO	1.115	2.558	9.038***	-3.947°						
SHLOAN	0.477°	0.211	SHLOAN	0.990***	0.362°	0.708***	0.824**						
LOLOAN	0.553	0.896°	LOLOAN	-0.014	-0.036	0.319	1.085**						
OIL_R	0.417***	0.454***	OIL_R	0.201^{*}	-0.098	0.104	0.570***						
Ln(PATENTS)	-0.053***	-0.058***	Ln(PATENTS)	0.100^{***}	0.056***	0.146***	0.075***						
Ln(FDI)	0.092***	0.098***	Ln(FDI)	-0.055***	-0.023**	0.012	-0.052***						
L_P_A		0.003	L_P_A		-0.005								
L_P_R		-0.219	L_P_R		0.008								
intercept	0.135	0.187	W*SAVINGS_PER	0.011	0.006	-0.001	-0.013						
			W*SLR	-0.782***	-0.488°*	0.684	-1.848***						
			W*GRP_LOAN	-0.219	-0.065	0.590**	0.14						
			W*LISTED_RATIO	-3.11	-7.424	-5.081	5.465						
			W*SHLOAN	0.617	-0.029	0.104	0.777						
			W*LOLOAN	1.263**	1.046°	1.408**	1.878°						
			W*OIL_R	0.874^{**}	-0.13	0.562	1.716***						
			W*Ln(PATENTS)	0.147***	0.126***	0.164**	0.176***						
			W*Ln(FDI)	-0.028	-0.012	0.063	-0.073°						
			W*L_P_A		-0.008								
			W*L_P_R		0.076								
			W*dep.var.	-0.06	-0.084	-0.146	-0.269						
			Teta	0.106***	0.078		0.241***						
R-squared	0.518	0.603	R-squared	0.9202	0.9641	0.962	0.925						
LM test no spatial lag	5.486**	6.447**	Wald_spatial_lag	51.886***	29.939***	16.422°	59.039***						
robust LM test no spatial lag	10.299***	13.986***	Wald_spatial_error	52.312***	29.326***	16.007°	54.204***						
LM test no spatial error	0.971	0.539	Hausman test probability	1	0.122	0.003	0.126						
robust LM test no spatial error	5.784**	8.078***											

注: ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。 Ln(PATENTS)表示对授权专利数取对数,Ln(FDI) 类似。

Elhorst & Fréret(2009)进一步给出了相应的统计检验量[31]。可见,更合适的方式是通过观察直接效应和间接效应等来分析。故下文主要通过直接效应和间接效应等来观察各类变量对生态效率的影响。

4.2.2 直接效应

表4第1至7列报告了因变量为生态效率时基于SDM测度的直接效应和间接效应以及总效应。这里同样区分了两个模型A和B,分别与OLS回归时的变量一致。

就直接效应而言,模型 A_SDM 表明(表4第2列): ① 人均存款(SAVINGS_PER)的系数显著为正,说明提高资本支持的规模和潜在能力有助于提升当地的生态效率,暗示着资本支持效应发挥了一定程度的积极作用。但存贷比(SLR)的系数不显著,说明银行存贷比与因变量之间关系不密切,提高存贷比的积极作用不明显。② 贷款配置效率(GRP LOAN)的系数显著为正,说明贷款配置效率高的区域,生态效率也比较高,暗示

表4	空间	1杜宾模	型的直	接效应	和间	接效原	竗
Ta	h. 4	Direct an	d indi	ect effe	cts of	SDM	

模型		A_SDM			B_SDM	I	A	1_SDM	1		A2_SDN	1
变量	直接效应	间接 效应	总效应	直接效应	间接 效应	总效应	直接效应	间接 效应	总效应	直接效应	间接 效应	总效应
SAVINGS_PER	0.006*	0.01	0.016**	0.009**	0.005	0.014**	-0.023***	0.002	-0.021	0.025***	-0.016	0.01
SLR	-0.031	-0.746***	-0.777***	-0.034	-0.442°	-0.476**	0.791***	0.514	1.305**	-0.133	-1.510***	-1.643***
GRP_LOAN	0.162**	-0.218	-0.057	0.034	-0.06	-0.026	0.459***	0.470°	0.929***	0.032	0.105	0.137
LISTED_RATIO	1.156	-2.929	-1.772	2.759	-7.456	-4.697	9.308**	-5.752	3.556	-4.366*	5.396	1.03
SHLOAN	0.991***	0.558	1.549***	0.368°	-0.064	0.304	0.708**	0.005	0.713	0.799°	0.459	1.259°
LOLOAN	-0.031	1.193**	1.162°	-0.054	1.017°	0.963°	0.268	1.249**	1.517**	0.996°	1.362	2.357**
OIL _R	0.19	0.826**	1.016***	-0.098	-0.101	-0.199	0.084	0.498	0.582	0.474**	1.344***	1.818***
Ln(PATENTS)	0.098***	0.134***	0.232***	0.054**	* 0.115***	0.169***	0.144***	0.125^{*}	0.268***	0.067**	0.133***	0.199***
Ln(FDI)	-0.054***	-0.023	-0.077***	-0.022**	-0.011	-0.033	0.009	0.055	0.065	-0.050**	-0.05	-0.099***
L_P_A				-0.005	-0.007	-0.012						
L_P_R				0.006	0.068	0.074						

注: ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。下同。

着资本配置效应发挥了积极作用。③上市公司占比(LISTED_RATIO)的系数并不显著,说明总体而言,证券市场的监督效应不明显。短期借款占比(SHLOAN)的系数显著为正,长期借款占比(LOLOAN)的系数不显著,这一方面说明银行体系发挥了积极的监督效应,另一方面也说明银行在短期贷款方面可能更为谨慎和严格,监督效果相对更好。④模型B_SDM进一步加入了绿色金融的代理变量。环境污染治理投资中银行贷款的绝对规模(L_P_A)和占比(L_P_A)均不显著,说明两个变量与生态效率之间无明显联系,缺乏证据支持绿色金融效应。其原因可能是:金融体系对环境污染治理的投入有限,尚未起到有效的治理作用;污染治理本身可能就是一种效率的损失,更多的资金投入可能意味着更高规模的环境污染物产出。但是,这并不意味着应该减少对绿色和环保产业以及环境污染治理的投入,而恰恰相反,应该加强绿色金融的支持作用。比较模型A和B可知,反映资本支持、贷款配置、企业监督等效应的有关变量的显著性差异不大,说明是否加入绿色金融的变量对模型的解释力影响不大,实证结果具有稳健性。

就各控制变量而言:能源消费结构因素(OIL_R)的影响不显著;授权专利数(Ln(PATENTS))的系数显著为正,表明技术进步促进了生态效率的提升;外商直接投资(Ln(FDI))系数显著为负,说明FDI规模提升未带来生态效率的提升。

4.2.3 空间溢出效应

间接效应衡量了各变量的空间溢出效应。模型A_SDM表明(表4第3列):①人均存款的系数不显著,而存贷比的系数显著为负,这暗示着本地存贷比的提高对周边区域的生态效率具有负向影响,暗示着资本支持效应具有负向的空间溢出。这可能因为极化效应,金融发展水平高的区域会吸收周边区域的金融资源,导致周边区域缺乏足够的资金支持来进行发展。②贷款配置效率的系数不显著,说明其空间溢出效应不明显。③上市公司占比和短期借款占比的系数均不显著,长期借款占比的系数显著为正。仅长期贷款具有正向的空间溢出效应,这暗示着企业监督效应需要在长期中才会对周边区域的绿色发展产生积极影响。④模型B_SDM中,环境污染治理投资中银行贷款的绝对规模和占比的系数仍然不显著,说明两个变量对于周边区域的生态效率无明显影响,空间溢出效应不明显。

就各控制变量的间接效应而言:能源消费结构因素的系数显著为正,说明其对周边区域具有正向的空间溢出效应;授权专利数的系数显著为正,表明技术进步不仅促进了当地绿色发展,也促进了周边区域的绿色发展,具有正向的空间溢出效应;外商直接投资的空间溢出效应不明显。

4.3 金融危机前后各类效应的变化

经济发展的不同阶段可能需要不同的金融结构与之对应¹⁶。2007年发端于美国次贷危机的全球性金融危机对中国经济发展等产生了巨大影响。该因素可能会导致金融影响绿色发展的机理发生结构性变化。因此将样本分为金融危机前后两个阶段分别进行回归。模型检验显示均应选用 SDM 模型。阶段 1 为 2001-2006年,对应模型为 A1_SDM,根据 Hausman 检验结果采用固定效应模型;阶段 2 为 2007-2011年,对应模型为 A2_SDM,根据 Hausman 检验结果采用随机效应模型。限于篇幅只报告直接效应和间接效应等结果。

比较金融危机前后的回归结果可知,就直接效应而言(见表4第8和11列),明显变化有:①人均存款的系数在A1_SDM中显著为负,但在A2_SDM中显著为正,这暗示着金融危机后资本支持效应得到了加强。②上市公司占比系数在A1_SDM中显著为正,但在A2_SDM中显著为负,这暗示着证券市场的监督效应在金融危机后反而削弱了绿色发展,其原因可能在于金融危机发生后企业绩效下降且更倾向于忽视环境污染问题。进而使得总体回归结果中监督效应不显著(见模型A_SDM)。③长期借款占比的系数在A1_SDM中为正但不显著,而在A2_SDM中显著为正,这说明金融危机后长期贷款发挥了积极而显著的监督效应,原因可能是金融危机后银行加强了对长期贷款绩效的监督。④控制变量中,FDI的系数在A1_SDM中为正但不显著,而在A2_SDM中显著为负,这暗示着金融危机后FDI才对绿色发展具有负向影响,其原因可能是金融危机导致FDI企业绩效下降。

另一方面,从间接效应来看,本文未发现各变量的系数及其方向发生明显变化,这说明各变量的空间溢出效应较为稳定。值得指出的是,金融危机前后授权专利数的直接效应和间接效应均显著为正,说明技术进步对绿色发展具有积极且稳定的促进作用,暗示着可以通过加大金融对技术创新的支持力度来促进绿色发展。

4.4 各类效应的相对重要性

因各变量的单位不尽相同,前述模型中的系数无法直接比较大小。为进一步考察各解释变量的相对重要性,采用标准化回归系数的方法[©],先将各变量标准化后再进行回归,因而得到相应的SDM模型和标准化回归系数。与原有的模型A、B、A1和A2对应,分别记为模型AS、BS、A1S和A2S(表5)。A1S模型Hausman检验的P值小于0.025,故选择固定效应模型,AS、BS和A2S则选择随机效应模型。自变量的系数不显著意味着其影响不明显,故主要比较系数显著的自变量。

总体来看:① 就直接效应而言,在统计显著的变量中,短期借款占比的系数 (0.986)绝对值较大,它变化1个标准差将导致生态效率变化0.986个标准差,且其显著性水平为1%,表明企业监督效应对生态效率的影响相对最大;其次是贷款配置效率的系数 (0.163);再次则是技术进步和FDI;人均存款的系数显著为正,但其绝对值相对最小。代表绿色金融效应的变量均不显著,限于篇幅未予披露。这说明促进当地绿色发展的各类因素和机理中,相对最重要的是企业监督效应和资本配置效应。② 就间接效应而言,在统

T. B. Newman, W. S. Browner. In defense of standardized regression coefficients. Epidemiology, 1991, 2(5):383-386.

模型		AS_SDM			BS_SDN	M	A	1S_SDI	M		A2S_SDN	Л
变量	直接 效应	间接 效应	总效应	直接 效应	间接 效应	总效应	直接 效应	间接 效应	总效应	直接 效应	间接 效应	总效应
SAVINGS_PER	0.006°	0.01	0.016**	0.011***	0.001	0.012*	-0.023***	0.003	-0.021	0.025***	-0.016	0.01
SLR	-0.036	-0.753***	-0.788***	0.092	-0.420°	-0.328	0.785***	0.516	1.301**	-0.131	-1.490***	-1.621***
GRP_LOAN	0.163**	-0.224	-0.061	0.033	-0.028	0.005	0.456***	0.472°	0.929***	0.034	0.101	0.135
LISTED_RATIO	1.187	-3.404	-2.218	2.125	-7.08	-4.956	9.222**	-5.994	3.229	-4.333°	5.367	1.034
SHLOAN	0.986***	0.542	1.528***	0.178*	-0.108	0.07	0.705**	0.001	0.706	0.753^{*}	0.481	1.234*
LOLOAN	-0.032	1.210**	1.179**	-0.1	1.349**	1.249**	0.282	1.233°	1.515**	0.989°	1.358	2.347**
OIL_R	0.189	0.817**	1.006**	-0.132	-0.056	-0.188	0.082	0.506	0.589	0.477**	1.350***	1.827***
Ln(PATENTS)	0.099***	0.134***	0.234***	0.063***	0.111***	0.174***	0.142***	0.128	0.270***	0.067**	0.130***	0.197***
Ln(FDI)	-0.054***	-0.024	-0.079***	-0.029**	-0.009	-0.038	0.009	0.054	0.063	-0.050**	-0.049	-0.099***
L_P_A				-0.002	-0.008	-0.01						
L_P_R				-0.01	0.13	0.12						

计显著的变量中,长期借款占比的系数(1.21)绝对值最大;其次是能源消费结构的系数 (0.817)和存贷比的系数 (-0.753);授权专利数的系数 (0.134)显著为正,但绝对值最小。这说明企业监督对周边区域的生态效率具有相对最为显著的正向空间溢出效应,而资本支持方面则存在着负向的极化效应。其他金融因素的空间溢出效应不明显。

进一步比较金融危机前后的主要影响因素,可知:① 就直接效应而言,在金融危机前主要影响因素为上市公司占比(系数为正)、存贷比、短期借款占比、贷款配置效率、授权专利数和人均存款。在金融危机后主要影响因素依次为上市公司占比(系数为负)、长期借款占比、短期借款占比、能源消费结构、授权专利数、FDI以及人均存款。这说明,证券市场监督机制的逆转(由正转负)具有重要影响,银行贷款的监督效应始终发挥了重要而积极的作用,资本支持效应始终发挥了一定的积极作用。② 就间接效应而言,金融危机前的主要影响因素是长期借款占比和贷款配置效率,其余变量均不显著。金融危机后的主要影响因素有存贷比(系数为负)、能源消费结构、授权专利数,其余变量均不显著。说明金融危机前后各因素的空间溢出效应的相对重要性发生了明显变化。

4.5 稳健性分析

本文还做了两个方面的工作。一是与点估计的结果(表3)进行比较,二是将因变量滞后一期后再进行回归,得到模型 A-1 和模型 B-1(表6)。比较发现,主要观测变量的系数符号和显著性变化不大,表明前文结论是稳健的。

5 结论和讨论

金融发展可能通过资本支持效应、资本配置效应、企业监督效应和绿色金融效应四个途径影响绿色发展。本文基于中国30个省域2001-2011年的面板数据,利用GIS工具和空间杜宾模型实证研究发现:第一,金融发展和生态效率均具有集聚态势,且有明显的空间关联,东南沿海等发达地区的发展水平相对较高。第二,企业监督效应对当地绿色发展的积极影响相对最为明显,资本配置效应和资本支持效应亦获得明显的证据支持,且在金融危机后进一步加强,但绿色金融效应的作用始终不明显。第三,对于周边区域而言,企业

	C	•				
模型		A-1_SDM			B-1_SDM	
变量	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
SAVINGS_PER	0.010*	0.007	0.017**	0.017***	-0.005	0.012
SLR	-0.197	-0.862***	-1.059***	-0.374***	0.096	-0.278
GRP_LOAN	-0.016	-0.212	-0.229	-0.017	0.2	0.183
LISTED_RATIO	1.054	-0.876	0.178	1.466	2.116	3.582
SHLOAN	0.711***	0.495	1.207**	0.281	0.089	0.37
LOLOAN	-0.385*	0.304	-0.081	0.377	0.565	0.942
OIL_R	-0.003	0.366	0.363	-0.178	0.427	0.249
Ln(PATENTS)	0.062***	0.144***	0.206***	0.067***	0.163***	0.229***
Ln(FDI)	-0.045***	-0.009	-0.055	-0.043***	-0.015	-0.059**
L_P_A				-0.007	-0.003	-0.009
L_P_R				0.064	0.002	0.066
R-squared	0.921			0.968		
Wald_spatial_lag	38.953***			32.457***		
Wald_spatial_error	39.849***			32.070***		
Hausman test probability	0.796			0.041		

表 6 因变量滞后一期的随机效应 SDM 回归结果 Tab. 6 Regression of spatial Durbin model with random effects

监督效应和资本支持效应具有明显的空间溢出效应。不过,企业监督效应需要在长期中体现,且在金融危机后得到加强。而反映资本支持效应的存贷比具有负向的空间溢出效应。最后,金融危机后,虽然各类因素的直接效应及其相对重要性变化不大,但其空间溢出效应的相对重要性发生了较大变化,影响绿色发展的各类金融因素的空间溢出效应大多变得不再显著。

本文的研究结论具有明显的政策含义:首先,金融支持绿色发展,首要是加强对资金使用的监督,而不仅仅是提升资金支持规模。这就需要在增加资金支持的同时,注重完善有关监督措施,加强资金使用的监督力度,提升资金使用效率。第二,进一步改善资本配置效率,有必要放宽金融准入门槛,减少政府对金融活动的干预,利用利率市场化等工具让市场的力量配置金融资源。其三,加强对金融对绿色和环保产业的支持和环境污染治理的投资,提升绿色金融效应。另外,技术进步不仅对当地绿色发展具有积极和显著作用,而且有积极且显著的空间溢出效应,因此可加大金融对技术创新的支持,例如在融资中向技术含量高的项目倾斜,鼓励企业融资加强研发经费投入,甚至强制要求企业将筹集资金的一定比例用于研发。

本文的不足在于:第一,虽然检验了4个机理的存在性和相对重要性,但尚未深入分析其内在动因;其次,受数据所限,难以全面有效地来实证分析绿色金融效应;第三,在测度绿色发展时主要考虑经济和环境方面,尚未考虑社会发展等因素。后续研究可从以下几方面展开:分析金融发展可能影响绿色发展的其他机理,如对社会发展等的影响;优化或选择其他金融发展相关指标;利用更丰富的数据从其他角度再检验绿色金融效应。

致谢:感谢中国科学院数学与系统科学研究院杨晓光教授和汪寿阳教授的指导和帮助。

参考文献(References)

- [1] 胡鞍钢. 中国: 创新绿色发展. 北京: 中国人民大学出版社, 2012. [Hu Angang. China: The Innovation of Green Development. Beijing: China Renmin University Press, 2012.]
- [2] 邱俊杰, 邱兆祥. 新型城镇化建设中的金融困境及其突破. 理论探索, 2013, (4): 82-86. [Qiu Junjie, Qiu Zhaoxiang.

- Financial predicament and breakthrough in construction of new-type of urbanization. Theoretical Exploration, 2013(4): 82-86.]
- [3] 陶士贵, 叶亚飞. 资金利用率、银行信贷流向及其金融风险控制. 改革, 2013, (7): 58-65. [Tao Shigui, Ye Yafei. Utilization of funds, flow of bank credit and financial risk control. Reform, 2013, (7): 58-65.]
- [4] Schumpeter, Joseph A. The Theory of Economic Development. Redversopie. Cambridge: Harvard University Press, 1934
- [5] Goldsmith R W. Financial Structure and Development. New Haven, CT: Yale University Press.1969.
- [6] Levine R. Finance and growth: Theory, evidence and mechanisms. NBER Working Paper, 2003.
- [7] 谈儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究. 经济研究, 1999, (10): 53-61. [Tan Ruyong. Empirical research of the relationship between financial development and economic growth in China. Economic Research Journal, 1999, (10): 53-61.]
- [8] King R G, Levine R. Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence. Journal of Monetary Economics, 1993, 32(3): 513-542.
- [9] Beck Thorsten, Levine Ross, Loayza Norman. Finance and the sources of growth. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1/2): 261-300.
- [10] 张军, 金煜. 中国金融深化和生产率关系的再检测: 1987-2001. 经济研究, 2005, (11): 34-45. [Zhang Jun, Jin Yu. Analysis on relationship of deepening financial intermediation and economic Growth in China. Economic Research Journal, 2005, (11): 34-45.]
- [11] Perroux F. Note sur la notion de 'pôle de Croissance'. Economie Appliquée, 1955, (8): 307-320. Or in I. Livingstone (1979) Development Economics and Policy: Selected Readings. London: George Allen & Unwin.
- [12] 李小建. 地理经济学. 第2版. 北京: 高等教育出版社, 2006. [Li Xiaojian. Geographical Economy. 2nd ed. Beijing: Higher Education Press, 2006.]
- [13] 白钦先, 谭庆华. 论金融功能演进与金融发展. 金融研究, 2006, (7): 41-52. [Bai Qinxian, Tan Qinghua. Analysis on evolution and development of financial function. Journal of Financial Research, 2006, (7): 41-52.]
- [14] Jeffrey Wurgler. Financial market and the allocation of capital. Journal of Financial Economies, 2000, 58(1-2): 187-214
- [15] 潘文卿, 张伟. 中国资本配置效率与金融发展相关性研究. 管理世界, 2003, (8): 16-23. [Pan Wenqing, Zhang Wei. Research on correlation of capital allocation efficiency and financial development in China. Management World, 2003, (8): 16-23.]
- [16] 林毅夫, 孙希芳, 姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探. 经济研究, 2009(8): 4-17. [Lin Yifu, Sun Xifang, Jiang Ye. Toward a theory of optimal financial structure in economic development. Economic Research Journal, 2009(8): 4-17.]
- [17] Diamond D W. Financial intermediation and delegated monitoring. Review of Economic Studies, 1984, 51(3): 393-414.
- [18] 李仁杰. 绿色金融的探索与实践. 中国金融, 2011, (10): 29-31. [Li Renjie. Exploration and practice of green finance. China Finance, 2011, (10): 29-31.]
- [19] 李晓西, 潘建成. 中国绿色发展指数的编制:《2010 中国绿色发展指数年度报告》内容简述. 经济研究参考, 2011, (2): 38-66. [Li Xiaoxi, Pan Jiancheng. The compilation of China green development indexes: Resume of Annual Reports of China Green Development Indexes, 2010. Review of Economic Research, 2011, (2): 38-66.]
- [20] Schaltegger S, Sturm A. Öologische rationalität (German/in English: Environmental rationality). Die Unternehmung, 1990, 44: 273-290.
- [21] Zhang B, Bi J, Fan Z, et al. Eco-efficiency analysis of industrial system in China: A data envelopment analysis approach. Ecological Economics, 2008, 68: 306-316.
- [22] 王恩旭, 武春友. 基于超效率模型的中国省际生态效率时空差异研究. 管理学报, 2011, 8(3): 443-450. [Wang Enxu, Wu Chunyou. Spatial temporal differences of provincial eco-efficiency in China based on super efficiency DEA model. Chinese Journal of Management, 2011, 8(3): 443-450.]
- [23] Huang J H, Yang X G, Cheng G, et al. A comprehensive eco-efficiency model and dynamics of regional eco-efficiency in China. Journal of Cleaner Production, 2014, 67(3):228-238.
- [24] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长. 经济研究, 2010(5): 96-110. [Wang Bing, Wu Yanrui, Yan Pengfei. Environmental efficiency and environmental total factor productivity growth in China's regional economies. Economic Research Journal, 2010, (5): 96-110.]
- [25] Charnes A, Cooper W W. Programming with linear fractional functional. Naval Research Logistics Quarterly, 1962, (9): 181-186.
- [26] 姜磊, 柏玲, 季民河. 金融支撑与区域创新的竞争和溢出效应: 基于杜宾空间误差模型的研究. 区域金融研究, 2012, (11): 16-24. [Jiang Lei, Bai Ling, Ji Minhe. Competition and spillover effect between financial support and regional innovation. Journal of Regional Financial Research, 2012, (11): 16-24.]
- [27] 黄建欢, 王良健. 因特网、网点空间布局和区域因素影响证券公司效率的机理. 地理研究, 2011, 30(11):

- 1983-1996. [Huang Jianhuan, Wang Liangjian. The impact of spatial distribution of internet branches, and its regional factors on the efficiency of investment banks. Geographical Research, 2011, 30(11): 1983-1996.]
- [28] 徐昕, 沈红波. 银行贷款的监督效应与盈余稳健性: 来自上市公司的经验证据. 金融研究, 2010, (2): 102-111. [Xu Xin, Shen Hongbo. Supervision effect and surplus robustness of bank credit: The empirical evidence of listed companies. Journal of Financial Research, 2010, (2): 102-111.]
- [29] LeSage J, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics. Chapman & Hall/CRC, 2009.
- [30] Elhorst J P. Applied spatial econometrics: Raising the bar. Spatial Economic Analysis, 2010, 5(1): 9-28.
- [31] Elhorst J P, Fréret S. Evidence of political yardstick competition in France using a two-regime spatial Durbin model with fixed effect. Journal of Regional Science, 2009, 49(5): 931-951.

Mechanism of financial development influencing regional green development: Based on eco-efficiency and spatial econometrics

HUANG Jianhuan^{1, 2}, LV Hailong¹, WANG Liangjian¹

- (1. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China;
- 2. Academy of Mathematics & Systems Science, CAS, Beijing 100090, China)

Abstract: China's economy has been developing rapidly at the cost of tremendous energy consumption and severe environmental pollution since the 1980s. The severe haze and fog often shrouding many cities in China since 2013 indicate that there is an urgent need to shift current developmental pattern to green development. As one of the cores of modern economy, financial development could play a more active role to promote the transition. Yet how to advance the transition remains unclear and arguable. And it needs to explore the ways that financial factors work before policy making. Aiming to examine the mechanisms that financial development influences green development, this paper measures the level of regional green development with eco-efficiency, and uses spatial Durbin model to research relative importance of the mechanisms and effect of spatial spillover with the data of 30 provinces in China. The main findings are obtained as follows. (1) Both financial development and eco-efficiency present agglomerating situation, the level of which in the coastal developed areas of southeast China is relatively high. And there are obvious spatial correlations among variables. (2) The effects of enterprise supervision and resource distribution are relatively important. The former has the most positive influence on local green development, yet its spatial spillover effect only works in the long term. The latter influences local green development significantly, yet its spatial spillover effect is not significant. (3) After the financial crisis, the effects of capital support and the supervision from long-term loan are strengthened than those before, yet the supervision from security market is weakened and has led to negative influence on the eco-efficiency. (4) The direct effects and spatial spillover effects of green finance are not significant, which implies that it is necessary to enhance the support of green finance for green industry and environmental protection. The policy meaning is that more emphasis should be put on the supervision of capital use instead of increasing investment. This paper also implies that the effect of green finance should be improved by providing more support on the green industry and environment investments.

Key words: financial development; green development; eco-efficiency; spatial spillover effects; mechanism; financial crisis