

要素市场扭曲对工业绿色创新的直接 影响及空间溢出效应

贺 灵, 蒋晨帆

(湖南科技大学 商学院, 湖南 湘潭 411201)

摘要:要素市场改革和技术创新是促进经济高质量发展的重要举措,两者间的关系是学术界关注的重点。研究表明,市场化进程和工业绿色创新在省域间都具有空间关联性而并非随机分布。利用动态空间杜宾模型并结合偏微分方程的实证研究表明,各区域工业绿色技术创新具有内在的惯性及自我扬弃特征,前期创新积累对当期的创新进程具有动态影响。从全国范围考察,要素市场扭曲对各区域本地工业绿色创新存在明显抑制效应,且长期效应超过短期效应。相对发达与欠发达地区各自在要素市场扭曲互动策略上的差异性致使本地要素市场扭曲对外地工业绿色创新反而存在正向间接影响即外溢效应。从分区域层面考察,东部沿海各省区其要素市场扭曲程度要明显弱于中西部地区,其对域内工业绿色创新的抑制效应相比中西部地区要小。

关键词:要素市场扭曲;绿色技术创新;空间杜宾模型

中图分类号:F273.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2023)11-0190-08

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期,而加快构建市场导向的绿色技术创新体系、提升工业企业的绿色创新能力是推进企业“保增长、促减排”进而实现经济高质量发展的重要手段。2019 年的政府工作报告指出,要推动经济高质量发展就必须坚持绿色发展理念、强化工业基础和技术创新能力。如何提升工业企业的绿色创新能力便成了理论界和实践领域所关注的重要课题;而要实现此目的首先就必须对影响绿色创新的关键性因素及其内在的作用机理有清晰的认知。

一些文献对影响企业绿色技术创新的因素进行了探索。研究发现环境规制、企业盈利能力、产权结构、知识产权保护等都是影响企业绿色研发投入的重要因素^[1-2];而市场结构、企业所有权制度等因素对创新资源的配置效率也存在影响^[3-4]。然而,既有文献在研究影响企业绿色技术创新的因素时大多忽略了一个典型事实,即中国各地区要素市场的发育和完善程度要滞后于产品市场的发展,存在较为明显的要素市场扭曲现象,且这种扭曲主要体

现在要素的流动障碍和要素价格扭曲两个方面。众所周知,要素市场是创新要素聚集、转移和配置的重要平台,要素市场扭曲对企业的创新投入和创新资源利用效率进而创新绩效有可能会产生不可忽视的影响。各地区要素市场的扭曲到底对企业的绿色创新会产生怎样的影响,在当前中国追求营商环境优化、创新驱动及经济高质量发展的背景下,对这一问题的解答显然具有重要的理论价值和现实意义。然而,已有文献就要素市场扭曲对创新效率影响的实证研究中大多仅采取传统计量模型而未将空间相关性纳入研究框架^[5]。如果在模型估计中能同时考虑空间关联效应和时间动态效应,这将有助于更加充分挖掘数据信息并提高实证结果的准确性^[6]。

总之,只有推动相关改革深化,加快建立统一开放、竞争有序的现代市场体系,优化营商环境,才能让包括工业企业在内的各类市场主体的创造力充分释放出来。鉴于此,从理论和实证两个层面揭示要素市场扭曲影响绿色创新的内在机理,并系统且针对性地矫正扭曲进而提出有效激励企业绿色创新的对策措施。

收稿日期:2023-01-15

基金项目:国家社会科学基金(20BJY104)。

作者简介:贺灵(1980—),男,湖南平江人,湖南科技大学商学院,副教授,博士,硕士研究生导师,研究方向为产业创新与金融发展;蒋晨帆(1997—),男,江苏苏州人,湖南科技大学商学院硕士研究生,研究方向为产业发展与金融支持。

1 要素市场扭曲与绿色技术创新的测度

1.1 要素市场扭曲强度的测度

当前要素市场扭曲程度的测度主要有直接测度和间接测度两种思路。而直接测度又可以从两个方面来开展:一是通过测定各类要素的边际生产力和要素价格来计算要素价格与其机会成本的偏离程度,或不同部门间生产要素价格比的偏离程度;二是通过计算最优要素生产可能性曲线与实际生产可能性前沿之间的偏离,从要素的配置效果角度来衡量要素市场扭曲程度。遵循第一种思路常采用的方法是生产函数法;而依据第二种思路常用的方法是随机前沿技术分析法。但直接测度的方法存在一定的局限性,操作中不可避免地遇到产品价格和要素投入数据的缺失问题。

鉴于直接测度法存在的问题,收集樊纲等《中国(分省份)市场化指数报告》中的要素市场发育程度数据并借鉴林伯强和杜克锐^[7]的方法采用各地区要素市场发育程度与样本中要素市场发育程度最高者之间的相对差距作为对该地区要素市场扭曲程度的间接度量。利用相对差距指数衡量地区要素市场扭曲度时所采用的公式为

$$FMD_i = \frac{\max(FM_i) - FM_i}{\max(FM_i)} \quad (1)$$

式中: FM_i 为要素市场发育程度指数; $\max(FM_i)$ 为样本中要素市场发育程度最高值; FMD_i 为要素市场扭曲度指数,其取值范围为0~1。各省份要素市场发育程度指数来自樊纲等的《中国(分省份)市场化指数报告(2021)》,该报告给出了2009—2019年各省份要素市场发育指数;进一步地,运用趋势预测法求取2020年各地区的扭曲度指数。测算结果表明,整体而言全国各地区要素市场扭曲程度呈逐步下降趋势,但呈现明显的地区差异性,总体上东部地区扭曲程度最低,其次是中部地区,扭曲程度最高的是西部地区。

1.2 绿色技术创新绩效的测度

基于动态演化过程,工业企业技术创新可划分为“不主动考虑环境因素的(正常)技术创新-末端治理技术创新-绿色工艺创新-绿色产品创新”4个阶段,其中绿色工艺创新和绿色产品创新是绿色技术创新的最主要构成部分,然而企业内部的传统技术创新活动为绿色技术创新奠定了坚实的技术积累基础。故从这4个阶段来综合测度工业绿色创新绩效是较为全面及科学可行的。借鉴李婉红等^[8]的研究成果,采用能为企业绿色技术创新提供技术积累

基础的专利申请量作为对企业传统技术创新绩效的衡量;采用单位工业产值的废水排放量衡量末端治理技术创新的水平;采用企业R&D经费内部支出与技术改造经费投入之和衡量绿色工艺创新;采用新产品单位能耗(即能源消耗量与新产品产值之比)衡量绿色产品创新。通过查阅《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《工业企业科技活动统计资料》《中国科技统计年鉴》等权威资料获得指标原始数据。然后,采用效用值法将原始指标数据实现无量纲化处理,再借助线性加权求和法获得区域工业绿色创新绩效综合指数。

2 要素市场扭曲影响工业绿色创新的实证检验

2.1 空间相关性检验

根据地理学第一定律,经济行为及其结果在很多情况下可能在区域间存在空间关联性。按照理论分析,不同省域间的工业绿色创新可能存在空间相关性而并非随机分布,同时要素市场扭曲除了对本地区的绿色创新活动产生影响之外,还有可能通过空间关联作用于其他地区的绿色创新活动及其绩效。因此,在验证要素市场扭曲对绿色创新的影响之前,有必要先借助空间相关性检验方法具体检验被解释变量(工业绿色创新)及核心解释变量(要素市场扭曲)各自的空间相关性。尤其是通过对要素市场扭曲变量空间相关性的检验来考察地方政府间是否存在要素市场扭曲的空间互动。基于空间统计学原理构造全域Moran's I 指数检验全国层面各区域工业绿色创新及要素市场扭曲的空间自相关性,Moran's I 指数按式(2)求得。

$$\text{Moran's } I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (2)$$

式中: Y_i 为样本地区集合内第*i*个省份工业绿色创新绩效水平(或要素市场扭曲强度); n 为样本容量即全体省份总数。选取rook一阶权值矩阵, W_{ij} 为空间权重矩阵的相关元素,用来刻画省域间的邻接关系。借助式(3)将Moran's I 指数进行标准化处理,获得标准化的 Z 值。

$$Z(d) = \frac{[\text{Moran's } I - E(\text{Moran's } I)]}{\text{VAR}(\text{Moran's } I)} \quad (3)$$

构造原假设 H_0 : 各区域工业绿色技术创新绩效(或要素市场扭曲强度)在所考察的样本地区集合内不存在区际空间自相关。将求取的检验统计量 Z 值与临界值两者作对比,便可判断是接受原假设还是拒绝原假设。如果经检验后发现应该拒绝原假设,则表示省域间工业绿色创新绩效(或要素市场扭曲度)并非彼此独立而是相互关联。实践中借助 ArcGis10.0 软件中的空间数据分析模块获得全国层面各区域工业绿色创新及要素市场扭曲的空间自相关性检验结果,并将其列示在表 1 中。

从表 1 可知,在考察期的大多数年份内省域间的工业绿色创新呈现出较为显著的正向空间自相关性。其 Moran's I 指数值从 2009 年的 0.131 4 增长到 2020 年的 0.292 1;然而 2012 年 Moran's I 指数值为-0.075 1,在 10%的水平上才显著,说明在这一年绿色创新表现出较弱的负的空间关联。总体而言,全国范围内各地区工业绿色创新活动及其绩效并非随机分布而是存在较明显的空间关联特征;某地区工业绿色创新活动及水平受到其他地区绿色创新行为及绩效的影响,在地理空间上绿色创新呈现一定程度的集聚现象。另外,检验表明要素市场扭曲强度也存在明显的空间依赖性而非随机分布,故说明地方政府间的要素市场扭曲竞争是客观存在的。

表 1 绿色创新绩效与要素市场扭曲空间自相关性检验结果

绿色创新绩效空间相关性检验					
年份	Moran's I	P	年份	Moran's I	P
2009	0.131 4**	0.024	2015	0.274 3**	0.021
2010	0.132 8**	0.033	2016	0.281 5**	0.036 9
2011	0.134 8*	0.059	2017	0.282 5*	0.081
2012	-0.075 1*	0.067	2018	0.283 4***	0.007
2013	0.257 8**	0.028	2019	0.284 1**	0.016
2014	0.268 7**	0.041	2020	0.292 1**	0.031
要素市场扭曲空间相关性检验					
年份	Moran's I	P	年份	Moran's I	P
2009	0.1126**	0.026	2015	0.254 3**	0.028
2010	0.1137*	0.062	2016	0.259 2**	0.034
2011	0.114 6*	0.086	2017	0.261 4*	0.069 3
2012	-0.064 8*	0.077	2018	0.263 5**	0.027
2013	0.239 1**	0.033	2019	0.264 7**	0.024
2014	0.246 8*	0.068	2020	0.278 0**	0.032

注:***、**、* 分别代表显著性水平为 1%、5%、10%。

2.2 具体模型的设定与构建

上述检验结果表明需采用空间计量模型检验要素市场扭曲对工业绿色创新的本地直接影响和跨地区溢出效应。Elhorst^[9]于 2014 年提出了能体现被解释变量空间相关和时间相关的动态空间杜宾模型。该模型适用于验证要素市场

扭曲对区域工业绿色创新的直接影响及空间溢出效应。式(4)展示了动态空间杜宾模型的一般数学形式。

$$Y_t = \lambda Y_{t-1} + \rho WY_t + \zeta WY_{t-1} + \alpha_t \tau_n + X_t \beta + W X_t \theta + Z_t \gamma + \epsilon$$

(4)

式中: Y_t 为目标(被解释)变量向量; X_t 为核心解释变量向量; Z_t 为控制变量向量; W 为空间权重矩阵; α_t 为截距项, ϵ 为随机扰动项; ρ 、 β 、 θ 、 γ 是待估计系数; $X_t \beta$ 反映了域内解释变量对域内目标变量的影响; ρWY_t 体现了其他地区目标变量对本地区目标变量的空间交互作用; $W X_t \theta$ 体现了其他地区的解释变量对本地区目标变量的空间影响;特别地与传统的静态模型比较,式(4)中同时加入了本地区与其他地区目标变量的时间滞后项, λ 与 ζ 分别是这两项前的待估计系数。具体地,验证核心解释变量“要素市场扭曲”、调节变量“环境规制”(Enr)及控制变量“知识产权保护”(Int)、“融资环境”(Fin)、“工业结构”(Ins)、“贸易开放度”(Tra)、“企业绿色发展意识”(Gre)对工业绿色技术创新的直接影响及空间溢出效应。先构建动态空间杜宾模型,如果通过程序验证该模型不能简化为空间滞后模型或空间误差模型,则说明采用该模型是合适的。另外,利用 Hausman 检验法可以在固定效应和随机效应间进行选择,但鉴于选取的区域被视为固定抽样,故采取固定效应更适宜。式(5)是结合研究对象预先构建的兼顾空间和时间效应的动态空间杜宾模型的具体形式。

$$\begin{aligned} \ln \text{Gin}_i &= \lambda \ln \text{Gin}_{i-1} + \rho W \ln \text{Gin}_i + \zeta W \ln \text{Gin}_{i-1} + \alpha_i \tau_n + \beta_1 \ln \text{Fmd}_i + W \ln \text{Fmd}_i \theta_1 + \\ &\beta_2 \ln \text{Enr}_i + \beta_3 \ln \text{Enr}_i \ln \text{Fmd}_i + \beta_4 \ln \text{Int}_i + \beta_5 \ln \text{Fin}_i + \beta_6 \ln \text{Ins}_i + \beta_7 \ln \text{Tra}_i + \\ &\beta_8 \ln \text{Gre}_i + u_n + u_t + \epsilon_i \end{aligned}$$

(5)

式中: Gin 为域内工业绿色创新绩效; u_n 为地区效应; u_t 为时间效应; ϵ_i 为随机扰动项。

为了消除或减轻可能存在的异方差对模型估计造成的负面影响,特将模型设置为双对数模型形式。对相关控制变量的具体说明如下:采用“污染治理投资总额”来衡量地方环境规制强度;采用专利管理机构对专利侵权案件的受理情况,即 1 减去专利侵权纠纷累计立案数与该地区累计专利授予量之比来衡量知识产权保护力度;采用区域工业企业科技活动经费中来自金融机构贷款的比例来体现社会融资环境;采用地区内高载能行业产值占工业增加值比例(%)来衡量某地区的工业结构;采用

各省份进出口贸易总额占 GDP 的比例来衡量贸易开放度;借助“工业二氧化硫去除率”衡量企业绿色发展意识强度。以上控制变量所需数据来自国家知识产权局统计年报、《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》及相关省、直辖市或自治区各年份的统计年鉴。

学术界一般认为,如果直接采用空间杜宾模型的回归系数来衡量解释变量对目标变量的影响则会存在一定的偏差,应该再借助偏微分方程来校正这种偏误^[10]。故再结合偏微分方程来衡量存在空间关联情况下要素市场扭曲对工业绿色创新的直接效应及空间溢出效应。实际操作中先将式(4)转化为如式(6)所示的一般形式。

$$\begin{aligned} Y_t = & (1 - \rho W)^{-1}(\lambda I + \zeta W)Y_{t-1} + (1 - \rho W)^{-1}\alpha_t\tau_n + \\ & (1 - \rho W)^{-1}(X_t\beta + WX_t\theta) + (1 - \rho W)^{-1}Z_t\gamma + \\ & (1 - \rho W)^{-1}\epsilon \end{aligned} \quad (6)$$

式中: I 为单位矩阵,与传统的静态模型仅能测算长期效应相比,动态空间杜宾模型可将短期效应和长期效应同时测算出来。对短期效应的测算,可通过构造 Y 的期望值对 X 的偏导数矩阵来实现。式(7)便是用来求取短期效应的偏导数矩阵。

$$\begin{aligned} & \left[\frac{\partial E(Y_t)}{\partial X_{1t}} \quad \dots \quad \frac{\partial E(Y_t)}{\partial X_{Nt}} \right]_t = \\ & \left[\begin{array}{ccc} \frac{\partial E(y_{1t})}{\partial x_{1t}} & \dots & \frac{\partial E(y_{1t})}{\partial x_{nt}} \\ \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial E(y_{nt})}{\partial x_{1t}} & \dots & \frac{\partial E(y_{nt})}{\partial x_{nt}} \end{array} \right] = (1 - \rho W) - 1(\beta I + \theta W) \end{aligned} \quad (7)$$

式中:短期直接效应通过对角线元素的平均值得以体现;短期空间溢出效应通过非对角线元素的平均值得以体现。直接效应通过两条路径而产生:一是本省份要素市场扭曲对本省份工业绿色创新产生影响;二是本省份要素市场扭曲先作用于外省份工业绿色创新,再通过绿色技术创新省域间的空间关联又反馈到本省份工业。空间溢出效应也通过两条路径而产生:一是其他省份的要素市场扭曲对本省份工业绿色创新产生影响;二是其他省份要素市场扭曲先对该省份工业绿色创新产生影响,再通过绿色技术创新省域间的空间关联又反馈于本省份工业。类似地,也可以通过构造偏导数矩阵来测算长期效应,具体如式(8)所示。长期直接效应通过对角线元素的平均值得以体现;长期空间溢出效应通过非对角线元素的平均值得以体现。式(7)和

式(8)中等式右侧第二项中的1代表空间单位1。

$$\begin{aligned} & \left[\frac{\partial E(Y_t)}{\partial X_{1t}} \quad \dots \quad \frac{\partial E(Y_t)}{\partial X_{Nt}} \right]_t = \\ & \left[\begin{array}{ccc} \frac{\partial E(y_{1t})}{\partial x_{1t}} & \dots & \frac{\partial E(y_{1t})}{\partial x_{Nt}} \\ \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial E(y_{nt})}{\partial x_{1t}} & \dots & \frac{\partial E(y_{nt})}{\partial x_{Nt}} \end{array} \right] = \end{aligned}$$

$$[(1 - \lambda)I - (\rho + \zeta)W] - 1(\beta I + \theta W) \quad (8)$$

2.3 实证结果及解析

对于动态空间杜宾模型来说采用偏误修正最大似然法估计模型是比较合适的^[11]。将相应空间权重矩阵导入 Stata12.0 软件中,并借助该软件对所构建模型进行估计,得到结果如表2所示。如前所述,空间杜宾模型的回归系数不宜直接用来衡量要素市场扭曲对绿色技术创新的本地直接影响和跨地区溢出效应,只有再借助偏微分方程才能实现此目的。然而,可以从表2中的估计结果获得两方面重要信息,即“域内工业绿色技术创新”所存在的时间动态效应和空间关联特征。

2.3.1 工业绿色创新的时空关联特征

由表2可知,在4种空间权重矩阵情况下本地区工业绿色创新绩效的时间滞后项 $\ln \text{Gin}(-1)$ 其系数估计值皆为正值且都至少通过了10%水平上的显著性检验,如表2模型(2)中该系数估计值为0.178,且在5%的水平上显著。这说明区域内工业绿色创新具有内在的惯性及自我扬弃特征,创新能力是一个持续积累、动态调整的过程,前一期的创新积累对当期的创新进程具有动态的影响^[12]。这也意味着让旨在激励绿色创新的相关政策保持一定程度的持续性、连贯性及一致性具有重要的实践意义。

由表2模型(1)至模型(4)的估计结果可知,基于4种空间权重矩阵的动态空间杜宾模型所得到的工业绿色创新空间相关系数 ρ 估计值分别为0.096 4、0.102 6、0.165 4、0.167 3。不难看出,采用经济距离和交通水平距离空间权重矩阵所拟合的空间相关系数估计值要明显大于仅考虑地理特征情况下的估计值。事实上,若地区间在经济发展和交通条件上存在较高水平的接近,则更能促进工业绿色创新所需资源在地区间的双向流动及有助于新技术知识的吸收与扩散,这对绿色创新的空间关联特征产生的影响更加深远。另外,在地理邻接标准情况下的绿色创新空间相关系数(0.096 4)比地理距离标准情况下的相应系数(0.102 6)要小,这

表 2 动态空间杜宾模型估计结果

变量	地理邻接权重		地理距离权重		经济距离权重		交通水平距离权重	
	模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
	系数估计值	P	系数估计值	P	系数估计值	P	系数估计值	P
ln Gin(−1)	0.173 *	0.069	0.178**	0.041	0.184 *	0.072	0.185 *	0.079
W×ln Gin(−1)	0.156**	0.042	0.159**	0.037	0.166**	0.036	0.178 *	0.080
ln FMD	−0.365**	0.041	−0.378**	0.026	−0.379 *	0.078	−0.385 *	0.071
ln Enr	0.259**	0.035	0.271**	0.045	0.287**	0.034	0.296**	0.046
ln Enr×ln FMD	0.261 *	0.087	0.268 *	0.091	0.281 *	0.081	0.286***	0.006
ln Int	0.168	0.132	0.176	0.141	0.187 *	0.072	0.193 *	0.083
ln Fin	0.358**	0.028	0.369**	0.034	0.375**	0.039	0.387**	0.041
ln Ins	−0.285 *	0.063	−0.294**	0.043	−0.299 *	0.059	−0.306**	0.039
ln Tra	0.165 *	0.063	0.174 *	0.075	0.213**	0.046	0.234**	0.048
ln Gre	0.112	0.114	0.109	0.121	0.154 *	0.061	0.171 *	0.065
W×ln FMD	0.129**	0.036	0.138 *	0.068	0.137 *	0.078	0.156 *	0.069
ρ	0.096 *	0.079	0.102 *	0.082	0.165**	0.042	0.167**	0.028
R ²	0.923 6		0.934 6		0.967 4		0.958 9	
Log likelihood	121.124 7		131.517 9		158.014 6		206.217 6	
Wald(lag)	41.351 4***		39.647 2***		36.934 6***		49.514 7***	
Wald(error)	42.365 7***		40.985 4***		35.614 7**		40.063 8***	
LR(lag)	42.035 4***		45.065 8***		39.524 1**		36.521 8**	
LR(error)	51.524 6**		48.365 8**		35.562 7***		39.865 4***	
Hausman	37.098 7***		40.614 2***		36.201 4***		50.324 9**	
Nobs	360		360		360		360	

注：***、**、* 分别代表显著性水平为 1%、5%和 10%；R²为模型估计的拟合优度。

说明后者对经济实践的解释力更强。实际上,地区间的关联不能仅用两地毗邻与否来解释,相比之下考察两地间的空间距离是更为合理的。

2.3.2 要素市场扭曲的本地直接影响

在全国层面上,本地直接影响在各种权重矩阵下都表现为负向,如在表 3 模型(7)的估计中,要素市场扭曲的短期直接影响为−0.297。资本和劳动力价格的负向扭曲使得传统生产要素和研发要素的相对价格发生改变,前者变得相对廉价,故企业在生产运作中会增加对资本和非研发劳动力的使用而减少对研发要素的投入,节能减排技术引进与改造、清洁生产技术设备投资等活动便受到抑制,进而对绿色创新绩效产生负面影响。另外,为了与政府建立政治关联,一些地区企业需要向掌控资源分配实权的政府官员寻租,便于以较低的代价获得所需的要素资源从而维持企业的市场竞争优势。这种寻租行为不仅挤占了工业企业用于绿色研发的资金而且还侵蚀了企业创新文化的土壤,这些都对绿色创新具有抑制作用。表 3 模型(8)的估计中要素市场扭曲的短期直接效应值为−0.304,而其长期直接效应值为−0.311。这说明从要素市场扭曲行为的产生到作为理性经济人的工业企业响应、调整研发决策及生产方式需要经历一个过程,扭曲效应方能逐步体现。日益强化的要素市场扭曲会

逐步降低那些规模实力较大的工业企业对绿色研发投入、清洁生产设备引进的动力和积极性。对于那些域内各行业中规模较小、资金实力弱的工业企业,短期内也许可通过寻租活动获得一些利益,但持续的寻租行为一方面使得企业用于绿色研发的资金被挤占,更为严重的是使得企业的创新文化和创新精神受到冲击,企业的创新绩效会随着时间的推移而日益萎缩。也正是这种随着时间推移的累积效应的存在使得要素市场扭曲对绿色创新的长期直接效应大于短期直接效应。

在地区层面上,要素市场扭曲对各地工业绿色技术创新都产生了显著的阻碍作用,但相比中西部地区而言对东部地区各省份工业绿色创新的抑制效应要明显弱许多。如在表 3 模型(10)、模型(14)的估计中要素市场扭曲在东部及中西部的短期直接效应分别为−0.242 和、−0.342,长期直接效应分别为−0.248、−0.348。不同区域的这种影响差异可能源于两个方面的原因:一是东部发达地区较低的要素市场扭曲对创新资源配置效率、技术市场交易效率及新产品市场需求的抑制要相对弱一些,且所引致的域内企业寻租案件发生率也要低些,故最终对工业企业绿色创新的抑制作用也就没那么明显。二是东部和中西部地区在经济发展水平、人力资本存量及其他资源禀赋等方面所存在的区域不

表 3 要素市场扭曲的直接效应与空间溢出效应

类别		地理邻接权重矩阵	地理距离权重矩阵	经济距离权重矩阵	交通水平距离权重矩阵
		模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
全样本	短期直接效应	-0.287** (-2.367 8)	-0.292** (-2.387 1)	-0.297** (-2.376 3)	-0.304** (-2.354 7)
	长期直接效应	-0.293** (-2.375 1)	-0.298** (-2.412 7)	-0.304* (-1.910 6)	-0.311* (-1.901 4)
	短期溢出效应	0.172** (2.364 3)	0.177** (2.298 1)	0.186* (1.905 4)	0.195** (2.336 7)
	长期溢出效应	0.179* (1.920 7)	0.184* (1.914 3)	0.193** (2.387 1)	0.202* (1.903 5)
东部地区	—	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
	短期直接效应	-0.237 (-1.214 0)	-0.242 (-1.147 0)	-0.247* (-1.899 6)	-0.254* (-1.902 5)
	长期直接效应	-0.243 (-1.012)	-0.248* (-1.901 3)	-0.254* (-1.910 5)	-0.261* (-1.902 1)
	短期溢出效应	-0.083* (-1.918 4)	-0.088* (-1.921 4)	-0.096** (-2.351 9)	-0.103** (-2.302 8)
	长期溢出效应	-0.091* (-1.902 3)	-0.095* (-1.902 2)	-0.103* (-1.913 4)	-0.190** (-2.268 4)
中西部地区	—	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)
	短期直接效应	-0.337* (-1.916 3)	-0.342* (-1.921 7)	-0.347** (-2.381 4)	-0.354** (-2.304 6)
	长期直接效应	-0.343* (-1.910 7)	-0.348* (-1.901 6)	-0.354* (-1.899 7)	-0.361** (-2.265 8)
	短期溢出效应	-0.206** (-2.401 2)	-0.211** (-2.392 4)	-0.218** (-2.389 6)	-0.230** (-2.360 5)
	长期溢出效应	-0.212* (-1.906 8)	-0.220* (-1.907 1)	-0.225* (-1.899 4)	-0.237** (-2.236 2)

注：***、**、* 分别代表显著性水平为 1%、5%、10%；括号内为 *t* 值。

平衡也可能会导致要素市场扭曲的绿色创新效应存在地区差异。当东部地区其经济社会发展水平跨过一定门槛处于较高水准时，凭借其经济社会发展优势能为域内企业绿色创新提供资金、技术及相关创新环境的有力支持，由此产生的对绿色创新的积极作用能在一定程度上抵消要素市场扭曲的负面影响。

2.3.3 要素市场扭曲的空间溢出效应

在全国层面上，本地要素市场扭曲对外地工业绿色创新的跨地区溢出效应基本表现为正。如在表 3 模型(5)的估计中，要素市场扭曲短期空间溢出效应估计值为 0.172，且通过了 5% 的显著性检验。出现这种结果的解释就是要素市场扭曲存在空间依赖性，发达地区及欠发达地区各自内部省域间的要素市场扭曲存在策略互动，且两者具有互动策略上的差异。相对发达省份在市场化改革方面走在全国前列，“发挥市场在优化配置资源中的基础性作用”的观念较深入人心，各省份竞相加快要素价格改革和市场一体化建设进程。这种竞相向上的要素市场改革策略互动使得其要素市场扭曲强度

均值明显低于欠发达地区。此外，各类创新资源能在内部各省区域得到比较充分的流动，创新要素能够较顺利地转移到生产效率更高的研发项目中去从而实现资源的较优配置，进而促使创新资源使用效率及创新绩效的提升。而在欠发达地区竞相强化要素市场扭曲的情况下，其内部工业企业开展节能减排技术开发等绿色创新活动受阻，企业在知识和技术能力积累方面露出短板，其绿色创新绩效被明显抑制，在与发达地区相关企业竞争中缺乏优势。企业的创新资源易于被扭曲程度相对低的发达地区企业所吸聚，这反而助推了发达地区工业企业绿色创新能力的培育。

在地区层面上，东部和中西部地区各自内部要素市场扭曲的跨省溢出效应基本表现为负向。如表 3 模型(11)、模型(15)的估计中要素市场扭曲的短期溢出效应估计值在东部和中西部地区分别为 -0.096、-0.218。然而负向溢出效应的内在形成机理在两类区域间是不同的。在中西部地区当某省份试图采用强化要素市场扭曲的手段以便使相关企业获得扭曲收益进而维持市场优势地位时，这

会加剧地方政府间的竞争,导致其他地区受此影响也相应提高要素市场扭曲度从而使得该地工业企业绿色创新绩效成为陪同牺牲品。而在东部地区当某省份试图通过推动市场化改革进程(或降低要素市场扭曲度)来激发企业绿色创新的积极性从而获得持续的创新能力和长期竞争优势时,其他省份也会受其影响而致力于推动市场化改革步伐从而使得该省的工业绿色研发成效得到改善。

3 结论与相关对策

通过理论和实证分析获得的相应结论如下:第一,全国范围内各区域工业绿色创新活动并非处于随机状态,而是存在明显的正的空间自相关性,且各地区的要素市场扭曲强度也存在空间依赖性,说明要素市场扭曲行为在各地区间存在竞争示范效应。第二,从全国范围考察,要素市场扭曲对本地工业绿色技术创新存在着抑制效应,并对其他地区产生正向空间溢出效应。从区域层面考察,东部沿海各省份其要素市场扭曲程度要明显弱于中西部地区,其对各省份工业绿色创新的抑制效应相比中西部地区要小。基于所得出的研究结论能获得相应的政策启示。

首先,工业企业绿色创新绩效的提升离不开绿色意识的强化、内在动力的激发和自身条件的创造。工业企业应该牢固树立绿色创新意识,尽快促成企业从“不考虑环境目标的正常创新”到“末端治理技术创新”再到绿色工艺创新和绿色产品创新模式的转型,以获得长远的竞争优势。企业不能单纯从成本的角度看待绿色研发,应该将绿色研发看作新的商机和财富创造的催化剂。企业应该审时度势,瞄准未来与环境有关的需求,通过投资能取得良好环境绩效的技术和设备,积极开发和生产节能型新产品以加快绿色产品创新进程;积极引进或开发绿色工艺设备和清洁生产技术,致力于降低生产中对能源、物料及相关资源的消耗及污染物的排放以加快绿色工艺创新进程。同时,末端治理是减少污染物直接排向大自然的最后一道防线。主张积极主动的源头治理模式并非要彻底放弃末端治理模式,当通过绿色产品创新和工艺创新仍然有污染物产生时末端治理手段是不可或缺的。总之,工业企业要充分认识到加强绿色技术创新的紧迫性和必要性,不能全靠外在因素来推动其创新进程,要将创新内化为企业发展的内在动力和需求。

其次,除了从工业企业内部寻找激发绿色创新的动力和措施,还应该着眼于对要素市场扭曲的合

理矫正。各地方政府需要大力推动要素市场改革,逐步改变要素市场发育程度严重滞后于产品市场发育程度的现状。具体而言应该重点做好两个方面的工作:一是要推动要素价格改革,构建起合理的价格体系,使得要素价格能够成为市场优化配置资源的信号。尤其要推进利率市场化改革,让利率水平能够反映资本的真实价值;并且要确立起劳动者工资报酬的长效增长机制,让劳动者充分享受到经济发展的成果,切实缩小工资与劳动者边际产出贡献之间的差距,改变劳动力价格长期被负向扭曲的局面,持续推动要素的初次分配改革。二是要加快市场一体化建设,使得各类创新生产要素能够实现跨行业、跨部门、跨地区合理流动,尤其要采取有效措施促进各类创新人才实现自由合理流动。特别地,鉴于要素市场市场化进程存在空间关联,应“自上而下”地推动要素市场改革区域间协调机制的构建。在中央政府层面,要完善中央对地方政府干部的政绩考核机制,以此促使地方政府干部对当地要素市场发育的关注。具体而言,应当引入多目标考核机制,尤其要加强对地方干部在推动要素市场改革方面的考核,促使地方干部在追求辖区短期经济增长的同时关注市场体系的建设和改善。在地方政府层面,各地要改变传统的地方政府竞争模式,彻底抛弃掉狭隘的以邻为壑的地方保护主义。各地方政府官员不能出于财税激励和政治升迁竞争压力而对辖区内的关键要素资源进行不当控制。在推动要素市场改革过程中各地区要克服行政壁垒构建起地区间协调与合作机制,共同推动市场价格改革和市场一体化建设进程。

最后,通过改善区域自身条件以有效规避或弱化要素市场扭曲的创新抑制效应。各地区要制定鼓励和推动非国有经济发展的政策措施,给予民营企业在税收、融资等领域更多的支持。通过促进非国有经济的发展来提高市场的竞争程度及完善产权结构,进而激励非国有工业企业开展绿色创新的积极性。各地区要采取有力措施吸引高水平人力资本的流入,借助高素质人力要素聚集为域内工业企业开展绿色创新活动提供支持。另外,在融资环境方面地方政府应该大力引导社会资金尤其是银行借贷资金和社会风险资本流向工业绿色研发领域,通过政府、金融机构及民间资本的通力合作帮助致力于绿色研发的企业特别是中小企业缓解创新资金压力,促使它们取得更多的创新成果。在贸易开放方面,通过适当提高地区贸易开放程度将企

业推向国际市场,利用国际竞争逼迫企业积极从事绿色产品及工艺研发,努力提升出口产品的技术含量。在结构调整方面,各地区要根据自身特点持续优化工业内部结构,有效减少对高污染、高能耗、高排放行业的投资规模,合理降低高载能行业产值占比,为推动绿色技术创新进程提供良好的行业环境。在知识产权保护方面,除了要完善相关法律法规外,更为重要的是应做到执法必严而不能出现“非完全执行”的现象,同时要加大舆论宣传力度让知识产权保护意识深入人心。总之,完善区域自身条件可为绿色创新营造良好的环境,并弱化要素市场扭曲对绿色创新的负面影响。

参考文献

[1] 王淑英,李博博,张水娟. 基于空间计量的环境规制、空间溢出与绿色创新研究[J]. 地域研究与开发,2018,37(2): 138-144.

[2] 易倩,卜伟. 知识产权保护执法力度、技术创新与产业升级[J]. 经济经纬,2019,36(3):95-101.

[3] CAINELLI G, MAZZANTI M, MONTRESOR S. Environmental innovations, local networks and internationali-

zation[J]. Industry and Innovation,2012,19(8):697-734.

[4] SEN S. Corporate governance, environmental regulations and technologicalchange[J]. European Economic Review, 2015,80(11):36-61.

[5] 戴魁早,刘友金. 要素市场扭曲与创新效率:对中国高技术产业发展的经验分析[J]. 经济研究,2016(7):72-86.

[6] DEBARSY N, ERTUR C, LESAGE J P. Interpreting dynamic space-time panel data models[J]. Statistical Methodology,2012,9(1):158-171.

[7] 林伯强,杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响[J]. 经济研究,2013(9):125-136.

[8] 李婉红,毕克新,孙冰. 环境规制强度对污染密集行业绿色技术创新的影响研究:基于2003—2010年面板数据的实证检验[J]. 研究与发展管理,2013,25(6):72-81.

[9] ELHORST J P. Spatial econometrics:from cross-sectional data to spatial panels[M]. Berlin:Springer,2014.

[10] LESAGE J P. What regional scientists need to know about spatial econometrics [J]. The Review of Regional Studies,2014,44(1):13-32.

[11] 苏屹,林周周. 区域创新活动的空间效应及影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究,2017,34(11):63-80.

[12] 余泳泽,刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应:创新价值链视角下的多维空间面板模型研究[J]. 管理世界,2013,29(7):6-21.

Research on the Direct Influence and Spatial Spillover Effect of Factor
Market Distortion on Industrial Green Innovation

HE Ling, JIANG Chenfan

(Business School, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, Hunan, China)

Abstract: Factor market reform and technology innovation are important measures to promote high-quality economic development. Their relationship is the analysis focus of academic circles. Studies have shown that the marketization process and industrial green innovation are spatially related in the provincial interval and not randomly distributed. The empirical research using dynamic space Durbin model combined with partial differential equations shows that the industry green innovation has inherent inertia and self-sublation characteristics. The early innovation accumulation has a dynamic impact on the current innovation process. From a nationwide perspective, factor market distortions have significant inhibitory effects on local industry green innovation in various regions, and long-term effects exceed short-term effects. The differences in factor market distortion interaction strategies between the relatively developed and underdeveloped regions have caused a positive and indirect impact on the green innovation of other regions. From the sub-regional level, the factor market distortion in the eastern coastal provinces is significantly weaker than that in the central and western regions, and its suppression effect on the industry green innovation is smaller.

Keywords: factor market distortion; green technology innovation; spatial Durbin model