

高技术产业绿色技术创新的动因： 内外部研发与协同创新

邓峰 贾小琳¹

(新疆大学 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830002)

【摘要】: 聚焦生态文明型的高技术产业绿色技术创新, 基于 2006—2017 年省级面板数据, 采用 Super-SBM 模型测度环境约束下的中国高技术产业绿色技术创新。利用系统 GMM 模型对影响高技术产业创新的动因进行实证检验, 并构建 VAR 模型探索其长期效果。结果表明: 高技术产业绿色技术创新具有自身“累积”效应; 国际研发对高技术产业绿色技术创新具有促进作用, 但高强度环境规制对其有“成本挤出”效应; 在短期, 内部研发尚未促进高技术产业绿色技术创新, 但环境规制带来的“财税激励”能够推动绿色技术创新; 仅高环境规制地区内外部研发能够产生协同效应。

【关键词】: 高技术产业 绿色技术 创新协同创新 VAR 脉冲响应函数

【中图分类号】: F276.44; F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)01-035-09

改革开放以来, 中国凭借自身“人口红利”和资源禀赋优势迎来了经济飞跃式发展。市场规模的迅速扩张, 吸引了大量外资流入中国。中国一跃成为吸收外商直接投资最多的国家之一, 堪称成功利用外资的典范^[1]。然而地方政府出于政绩考虑, 引进外资多重“量”而少重“质”。目前, 我国生产要素价格不断攀升, 国际上又面临欧美国家“再工业化”与“贸易摩擦”的冲击, 我国亟须由要素和投资驱动转向协同创新和自主创新驱动。然而资源约束条件和生态环境恶化日益严峻, “高投入、高消耗、高排放、高污染、不协调、低效率、难循环”的粗放型经济增长方式已严重制约我国经济的可持续发展。习近平总书记提出“绿水青山就是金山银山”, 中央政府自“十三五”以来持续出台一系列环境规制政策, 在全新的生态文明理念和绿色发展要求下, 有必要从绿色创新视角对外资经济的作用进行新探索^[2]。中国经济发展正步入结构深度调整和新旧动能亟待转换的新常态阶段^[3], 高技术产业是“新动能”转换的主力军, 自 20 世纪 80 年代国家出台“863”计划以来, 中国高技术产业日新月异迅速发展, 据统计, 2016 年我国高技术产业工业增加值增速达 10.8%, 其中研发经费投入强度高达 2.11%。绿色理念逐渐深入市场, 对于处于知识和技术密集的高技术产业而言, 绿色技术创新将成为推动其发展并提高国际竞争力的重要因素。然而, 目前针对高技术产业技术创新研究中, 学者们的目光多集聚在研究方法上^[4]。分析中较少将绿色理念融入其中, 这就导致研究往往忽略环境制约、非期望产出及相关投入要素带来的“松弛”和“拥堵”问题。本文拟将探索出高技术产业绿色技术创新的动力源, 演绎异质环境规制下国际与内部研发对高技术产业绿色技术创新的作用效果, 以及二者是否产生长期协同作用, 这将进一步拓展高技术产业绿色技术创新可持续发展理论, 是一项新的研究工作。

1 文献综述

作者简介: 邓峰, 博士, 教授, 博士研究生导师, 研究方向为技术创新与管理、西方经济学。E-mail: dengfengxju@126.com

基金项目: 国家社会科学基金项目“区域协调发展机制问题中的‘产业援疆’路径研究”(18BJL083); 新疆维吾尔自治区人文社会科学重点研究基地重大项目“区域创新与区域信息化的耦合协调性分析”(010116A03); 新疆大学经济与管理学院研究生“丝路”创新基金项目“FDI 流入途径对绿色技术创新能力的影响——基于不同环境规制强度区域研究”(JGSL18045)

随着我国创新型国家建设目标的制订与绿色转型发展战略的深入实施,越来越多的研究开始关注绿色技术创新效率问题。众多学者研究表明,国际研发和内部自主研发是影响绿色技术创新的重要因素。目前 FDI 作为最主要的国际研发渠道能否推动东道国绿色技术创新,学者们意见尚不统一。梁圣蓉和罗良文^[5]通过利用动态 GMM 检验出 FDI 研发资本技术溢出对绿色技术创新效率尤其是在纯技术效率方面的提升非常显著。Šipikal & Buček^[6]通过斯洛伐克西部汽车行业的数据研究发现 FDI 即促进了知识溢出,又为模仿创新转型自主创新提供重要驱动力。Keller & Yeaple^[7]发现 FDI 能够解释美国企业至少 14%的生产率增长。然而涂正革^[8]采用中国 30 个省份的面板数据进行实证检验发现,外商直接投资阻碍了环境效率提升。李玲和陶锋^[9]研究发现污染密集型产业的外商直接投资水平与绿色全要素生产率显著负相关。

FDI 之所以对东道国的绿色技术创新影响存在差异,主要原因在于东道国以自身内部研发和人力资本等资源禀赋为代表的吸收能力也会影响 FDI 促进绿色技术创新提高的效果。因此,要帮助企业从 FDI 中更多地获得绿色技术创新收益,关键是减少影响 FDI 逆向技术溢出的不利因素。大多数企业通过两种方式提升创新绩效,一方面通过加大内部研发投入,另一方面通过拓宽研发边界以获取以知识为代表的外部资源。内部研发与外部知识获取两者间存在怎样的关系一直备受关注。Hess & Rothaermel^[10]的研究认为同一企业在同一时期投资于不同的创新项目会得到近乎相同的结果,即短期内外部知识获取和内部研发同时实施只会增加成本而没有创新溢出效果。陈朝月和许治^[11]基于广东省高新技术民营企业面板数据研究表明,企业内部研发支出与外部技术获取之间不存在协同互补作用。故而,如何权衡内部研发与外部技术获取成为解决企业创新发展的重要问题。鲜有学者就企业内部研发活动在国际研发资本对绿色技术创新活动中起到的作用进行研究,且常常忽略不同地区差异性环境规制强度的影响。基于此,探索差异环境规制下以内部研发视角来探讨国际研发在促进我国高技术产业绿色技术创新的作用显得尤为重要。

2 理论分析

2.1 国际研发与高技术产业绿色技术创新

国际研发所引致的技术创新效应主要分为 3 种,分别为市场扩张效应、示范竞争效应及技术溢出效应。对于前者,国际研发资本主要从资本和渗透效应拉动绿色创新市场扩张。首先,通过促进外资资本存量的增加,在扩大投资规模的同时提高了生产能力,加速资本积累。其次,渗透效应主要在于外资的流入带来了先进的绿色信息和生态文明消费观念,促使市场对绿色产品的需求得到强有力的刺激,进而推动企业开展绿色技术创新来保持核心竞争力。示范模仿效应则是最直接明显的技术传导渠道之一,它使得东道国企业能在短期内通过借鉴跨国企业先进生产工艺、管理模式和营销理念提升自身生产率。对于竞争效应,发展中国家参与到全球价值链分工时,市场开发程度和贸易自由化程度逐渐提高,国际市场和国内市场的相互融合导致竞争加剧,这也成为企业开展创新活动的动力。但竞争效应是否有益于创新在理论机制上是模糊的。Aghion 等^[12]发现竞争可能通过降低企业的价格成本盈余进而不利于创新准租金的积累,但黄先海等^[13]认为中国目前已经跨入国际“准技术前沿”阶段,扩大国际市场和国内市场的竞争可以激励企业由内生增长转向竞争导向增长进而引致更大程度的技术进步。而关于技术溢出,学者研究发现发展中国家通过吸收学习国外先进的技术普遍对自身全要素生产率产生了促进作用^[14]。秉持绿色理念的跨国企业进入我国会对我国产生清洁技术、高端工艺设备和环保意识转移,进而对我国产生正向清洁技术溢出效应,推动我国技术创新绿色转型发展。

综上提出假设 1。

H1: 提升国际研发有助于促进高技术产业绿色技术创新。

2.2 内部研发与高技术产业绿色技术创新

“知识基础观”认为企业是一个知识处理系统,通过内部研发和外部投资来获取内外部知识积累、整合、创新。通过这一途径来提高核心竞争能力^[15]。内部研发能够为企业建立起知识信息库,帮助企业形成竞争优势。内部研发所进行的知识积累对厂商创新绩效提升功不可没^[16]。在全球化大趋势下,企业创新仅靠内部知识积累是远远不够的。竞争优势的形成也需要企业对外

部知识进行探索,汲取前沿技术和知识信息,扩充厂商现有的知识信息库,是厂商始终保持持续创新的能力。FDI 作为绿色技术创新中知识获取的重要途径,与内部研发同时作用于企业时是否能产生协同效应?根据吸收能力理论^[17],厂商通过内部研发直接产生新知识,在这一过程中能够间接提高吸收能力,进而有效地获取、吸收利用外部新知识,帮助厂商对内外部知识整合利用,使得内外部知识能够相互作用以推进创新。然而上述观点忽略了吸收能力的时间滞后性,单个企业知识库的建立要考虑人力、资金、技术获取等多重因素,知识库的丰富并非短时间可以完成。短期内的吸收能力提升效果甚微。部分学者认为,外部研发投入会对其内部研发活动产生挤出效应,降低企业创新效率,减弱企业自主创新的意愿^[18],最终导致自主创新能力的丧失。

综上提出假设 2。

H2:考虑到吸收能力的不足,我国内部研发的提高尚未有效促进高技术产业绿色技术创新。

2.3 环境规制对高技术产业绿色技术创新的双重影响

环境规制对绿色技术创新的影响一直以来都备受学术界关注。Porter^[19]提出环境规制的“创新补偿”效应,一方面,恰当的环境规制会激励企业创新研发,开发新市场从而带来额外的生态资源优势,更迎合消费者的“绿色消费”需求,进而提升企业的核心竞争力。另一方面,率先进行绿色技术创新的企业会产生“先发优势”,通过申请专利保护,使得其在一定时期内能够抢占市场份额,实现超额收益,进而获得新一轮的研发启动资金继续进行绿色技术创新。但这一观点遭到新古典经济学派的质疑,首先这些学者认为过度严苛的环境规制将占用企业资金,挤出用于企业创新资金流,阻碍企业开展绿色技术创新,产生“遵循成本”效应。其次,为迎合环境管制要求,企业往往会减少产能,将会降低现有设备利用率,造成规模浪费。且由于环境规制的产生,环境资源被赋予“经济物品”的职能^[20],企业对环境资源的利用需要支付成本,这将冲击企业利润,使其可持续的绿色技术创新资金受波及。

除了“遵循成本”和“创新补偿”效应,环境规制还通过 FDI 与内部研发等因素间接影响绿色技术创新,这一现象在知识和技术密集的高技术产业尤其突出。一方面环境规制的提高虽然对 FDI 有“绿色筛选”作用,但会缩减 FDI 规模效应,减少先进的技术信息流入,促使 FDI 流入邻地,会对其他国内外投资商起到“模仿”作用,造成大量投资外流,使得本地绿色技术创新缺乏资金、人力和技术支持。

关于内部研发,一方面,环境规制的提高加速了绿色税收及绿色财政补贴进入企业,使得企业享受绿色技术创新带来的财税激励,促进企业内部研发以增加绿色创新成果产出。另一方面,环境规制的提高有助于改善地方资源禀赋配置,引入先进创新产业链,进而有助于高端人才的流入,带来先进的管理理念和绿色信息,提高企业自身吸收能力,与外资研发投入产生创新协同效应,成为绿色技术创新的动力源。

综上提出假设 3 和假设 4。

H3:内外部研发能够产生协调效应促进高技术产业绿色技术创新。H4a:环境规制的提高对 FDI 产生成本挤占效应进而抑制高技术产业绿色技术创新。H4b:环境规制的提高对内部研发产生财税激励效应促进高技术产业绿色技术创新。H4c:高环境规制地区的协同效应是推动高技术产业绿色技术创新的动力源。

环境规制对绿色技术创新影响的理论框架如图 1 所示。

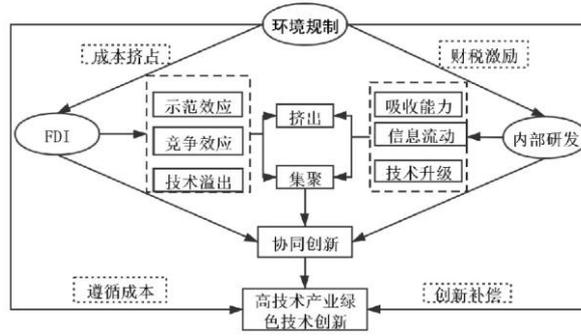


图 1 环境规制对绿色技术创新影响的理论框架图

3 模型设定

3.1 基本模型设定

本文围绕上述理论分析进行模型设定,分别探讨国际研发和内部研发投入是否是高技术产业绿色技术创新的动力源,考虑到高技术产业绿色技术创新具有“创新培养创新”的正向累积特征,加入高技术产业绿色技术创新的滞后一期来验证其积累惯性,动态面板模型设定如下:

$$gtp = \alpha_0 + \alpha_1 gtp_{i,t-1} + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 rd_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:下标 i 代表各省份,下标 t 代表时间, gtp 为高技术产业绿色技术创新, fdi 作为国际研发代理变量, rd 为内部研发, X 为控制变量向量, α_0 为常数项, ε 为扰动项。通过对研究高技术产业绿色技术创新影响因素的文献进行梳理,本文选取贸易开放程度、产业结构升级、人力资本水平、国有化程度、投资水平作为控制变量。

进一步探讨国际研发与内部研发投入是否能产生协调效应,加入两变量交乘项:

$$gtp = \alpha_0 + \alpha_1 gtp_{i,t-1} + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 rd_{it} + \beta_3 fdi_{it} \times rd_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上述模型设定基于全样本,由于环境规制对高技术产业绿色技术创新具有“遵循成本”和“创新补偿”的双重效应,因此本文将样本分为高环境规制组 ($ER=0$) 和低环境规制组 ($ER=1$),分别再次检验本文假设是否成立。进一步演绎环境规制影响内外部研发投入及协同创新对于高技术产业绿色技术创新作用的过程,模型如下:

$$\begin{aligned} gtp &= \alpha_0 + \alpha_1 gtp_{i,t-1} + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 rd_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} (ER=0) \\ gtp &= \alpha_0 + \alpha_1 gtp_{i,t-1} + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 rd_{it} + \beta_3 fdi_{it} \times rd_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \\ & (ER=0) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} gtp &= \alpha_0 + \alpha_1 gtp_{i,t-1} + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 rd_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} (ER=1) \\ gtp &= \alpha_0 + \alpha_1 gtp_{i,t-1} + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 rd_{it} + \beta_3 fdi_{it} \times rd_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \\ & (ER=1) \end{aligned} \quad (4)$$

3.2 数据来源

考虑数据的可得性和实证检验过程不受异常值的影响,本文选取 2006—2017 年除西藏、海南和港澳台地区外的 29 个省份面板数据并做取对数处理。其中 FDI 数据来自国家统计局,内部研发和高技术绿色技术创新相关测算数据来源于《中国高技术产业统计年鉴》,未经特殊说明其他数据均来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》。

3.3 高技术产业绿色技术创新测算

3.3.1 Super-SBM

为克服传统非参数包络分析的线性分段和径向思想的局限性,避免造成投入变量“松弛”问题,本文选择利用 Tone^[21]提出的非角度、非径向的超效率 SBM 模型,模型假设生产厂商有 n 个决策单元、 m 种投入,在每个决策单元中包括 3 个向量矩阵分别为,投入矩阵 $X=[x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n}$ 、期望产出矩阵 $Y^g=[y_1^g, \dots, y_n^g] \in R_1^{w \times n}$ 和非期望产出矩阵 $Y^f=[y_1^f, \dots, y_n^f] \in R_2^{w \times n}$ 。

包含非期望产出的 DEA-SBM 模型设定如下:

$$\begin{aligned} \theta = \min & \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{w_i^*}{x_{ik}}}{1 + \frac{1}{w_1 + w_2} \left(\sum_{r=1}^{w_1} \frac{w_r^g}{y_{rk}} + \sum_{i=1}^{w_2} \frac{w_i^f}{y_{ik}} \right)} \\ \text{s.t. } & x_k = X\mu + w^* \\ & y_k^g = Y^g\mu - w^g \\ & y_k^f = Y^f\mu + w^f \end{aligned} \quad (5)$$

式中: μ 表示权重向量; θ 即目标效率值往往取值在 $[0, 1]$ 之间; 分别用 w^* 、 w^g 和 w^f 表示投入、期望产出和非期望产出的松弛量值; k 代表 DMU 中任意投影点, x_k 、 y_k^g 、 y_k^f 分别为在 k 投影点处的投入、期望产出及非期望产出; 当 w^* 、 w^g 和 w^f 取值等于 0 时, θ 值为 1, 此时说明决策单元是有效的, 若 $\theta < 1$, 则决策单元无效, 需要调整投入产出进行优化模型。

高技术产业进行绿色技术创新的过程必然会存在环境污染等非期望产出, 将环境污染非期望产出考虑在测算绿色效率中将更准确地拟合效率值, 故而本文在评价中国高技术产业绿色技术创新效率中参照 Tone^[21]的做法, 选择考虑非期望产出的 DEA-Super-SBM 模型, 生成一个排除决策单元 (x_k, y_k) 的有限生产可能性集:

$$\begin{aligned} P \setminus (x_k, y_k) = \{ & (x, y, y) | x \geq \sum_{z=1}^n \alpha_z x_z, y \leq \sum_{z=1}^n \alpha_z y_z^g, \\ & y \geq \sum_{z=1}^n \alpha_z y_z^f, y \geq 0, \alpha \geq 0 \} \end{aligned} \quad (6)$$

因此, 考虑了非期望产出的 DEA-Super-SBM 分项式为:

$$\hat{\theta} = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m x_i^*}{\frac{1}{w_1 + w_2} \left(\sum_{r=1}^m \frac{\bar{y}_r^g}{y_{rk}^g} + \sum_{r=1}^m \frac{\bar{y}_r^f}{y_{rk}^f} \right)}$$

$$s.t. \bar{x} \geq \sum_{z=1, \neq 0}^n \mu_z x_z, \bar{y}^g \leq \sum_{z=1, \neq 0}^n \mu_z y_z^g, \bar{y}^f \leq \sum_{z=1, \neq 0}^n \mu_z y_z^f \quad (7)$$

$$\bar{x} \geq x_k, \bar{y}^g \leq y_k^g, \bar{y}^f \leq y_k^f$$

$$\sum_{z=1, \neq 0}^n \mu_z = 1, \bar{y}^g \geq 0, \mu \geq 0$$

包含了非期望产出的 DEA-Super-SBM 模型中决策单元充分考虑了投入产出变量的松弛性问题,且效率值可以大于 1。

3.3.2 投入、产出指标选取

绿色技术创新的内涵在于同时追求社会效益、经济效益和环境效益。综合高技术产业绿色技术创新的数据可获得性及绿色技术创新内涵,选取 R&D 经费投入和 R&D 人员全时当量作为高技术产业中的经济资源和人力资源投入代理变量^[22],在绿色创新过程中,能源与环境因素息息相关,绿色技术创新的核心即为降低环境污染,提高环境资源利用率,因此本文的环境投入代理变量参考周力^[23]的做法,选择折算成标准煤的能源消费总量作为能源投入。关于产出指标,选择国内专利申请受理量和高技术产业新产品销售收入作为期望产出的代理变量,为衡量出高技术产业绿色创新所引发的环境影响,以空气中 SO₂ 排放量和废水排放总量作为非期望产出变量。运用 MAX-DEA7.0 软件选取 Super-SBM 模型对绿色技术创新进行测度。本文将样本分为环境规制高和环境规制低地区。图 2 显示了高环境规制强度地区绿色技术创新效率值远大于环境规制强度低地区的绿色技术创新效率,环境规制能够筛选出“清洁”资源流入企业促进绿色技术创新。鉴于根据环境规制不同样本结果的差异性,本文在实证分析中考虑将样本分为全样本、高环境规制地区和低环境规制地区的情形。

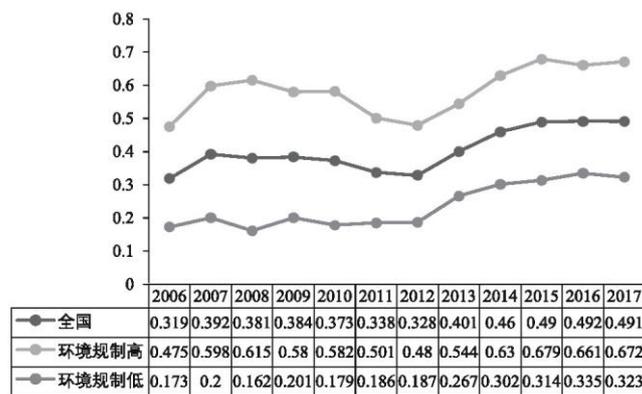


图 2 我国异质环境规制高技术产业绿色技术创新比较

3.4 变量选取及说明

通过理论分析,本文将从环境治理成果角度来测度环境规制,由于环境规制并非仅含政府治理投入,环境治理成果也来源于法律法规、行政政策、地区人民及企业的环境保护意识等,因而从环境治理成果角度能够更加确切地反映环境规制的效果。参考

Zugravu & Kheder^[24]的做法,本文采用 GDP 与能源投入的比值来测度环境规制。通过梳理高技术产业绿色技术创新影响因素相关文献发现,贸易开放程度是综合反映一国对外贸易市场开放程度的指标,开放度的不同将直接影响外资引入对本土绿色技术创新的效果。人力资本水平的不同影响着各地区人力资本的环保意识,对绿色技术创新有重要影响。产业结构及投资水平的差距将对各地自身创新资源禀赋产生不同影响,将促使各地绿色技术创新效率的差异化。国有化程度的不同意味着市场经济的宽松程度,企业对政策实行的响应程度,进而影响绿色技术创新效率。基于此,本文将选取贸易开放程度、人力资本、产业结构、投资水平及国有化程度作为控制变量。对本文所有变量的相关说明及测算方法汇总见表 1。

4 实证分析

4.1 动态面板回归分析

表 1 变量说明及测算方法

变量名称	符号	变量说明
高技术产业绿色技术创新	gtp	借鉴 Tone ^[21] 提出的非径向、非角度的 DEA-Super-SBM 模型测算,选取 R&D 经费投入、R&D 人员全时当量和折算成标准煤的能源消费总量作为投入变量;国内专利申请受理量和高技术产业新产品销售收入作为期望产出变量;空气中 SO ₂ 排放量和废水排放总量作为非期望产出变量
内部研发	rd	本文选取高技术产业年度科技活动内部研发投入衡量
国际研发	fdi	选取各地区实际利用外商投资金额来表示
贸易开放	open	选取进出口总额与地区生产总值的比值来表示
人力资本	hum	本文选取人均受教育年限衡量人力资本,使用 6 岁及以上人口平均受教育年限测算
环境规制	ER	借鉴 Zugravu&Kheder ^[24] 的做法,采用 GDP 与能源投入的比值来度量环境规制强度。
产业结构升级	indus	采用第三产业产值占 GDP 比重来测度
投资水平	inv	利用固定资产投资占 GDP 比重来测度
国有化程度	soe	使用国有单位城镇就业人数占城镇就业总人数的比重表示

相比较差分 GMM 模型,系统 GMM 估计方法同时对水平方程和差分方程进行估计,利用了更多的样本信息,因此本文采用系统 GMM 方法进行估计。表 2 显示了高环境规制地区、低环境规制地区及其主要变量的描述性分析结果和各分位点主要变量的统计值。

表 2 异质环境规制下主要变量描述性统计结果

环境规制弱	主要变量	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
天津、河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	rd	77	74	4.13	26	57	98	350
	fdi	24	33	0.15	2.25	10	31	210

	gtp	0.23	0.3	0	0.08	0.13	0.22	1.39
环境规制强	主要变量	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
北京、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、 福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、重庆	rd	370	380	26	120	240	450	1900
	fdi	100	77	4.05	41	86	150	360
	gtp	0.56	0.41	0.04	0.22	0.41	1.02	1.52

表 3 动态面板回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	全样本	全样本	环境规制高	环境规制高	环境规制低	环境规制低
	lngtp	lngtp	lngtp	lngtp	lngtp	lngtp
L. lngtp	0.4922***	0.4939***	0.2569	0.9185***	0.6082***	-0.1328
	(0.027)	(0.036)	(0.208)	(0.180)	(0.146)	(0.260)
lnfdi	0.0461***	0.2881***	-0.1184*	-3.2437**	0.1264**	3.8334***
	(0.014)	(0.094)	(0.069)	(1.636)	(0.056)	(1.319)
lnrd	-0.0730*	0.1301	0.1283	-2.8194*	-0.0510	2.9653***
	(0.040)	(0.086)	(0.144)	(1.537)	(0.177)	(1.042)
lnrdxfdi		-0.0179**		0.2295**		-0.2887***
		(0.008)		(0.112)		(0.100)
lnindus	1.0185***	1.0956***	0.8186*	0.7676	3.1316*	3.3885**
	(0.162)	(0.206)	(0.485)	(1.013)	(1.731)	(1.525)
lninv	0.2690***	0.2675***	2.2576**	-0.1382	0.2902	1.2549*
	(0.076)	(0.080)	(0.985)	(0.541)	(0.548)	(0.763)
lnsoe	-0.1516***	-0.1475***	0.0862	-0.2236	0.1083	-0.0968
	(0.045)	(0.036)	(0.167)	(0.305)	(0.553)	(0.119)
lnhum	1.3124***	1.3818***	-1.2070	-5.8876	0.2341	8.7940**
	(0.484)	(0.423)	(2.223)	(3.656)	(2.117)	(3.795)
lnopen	-0.0768	-0.0811	0.6330	-0.6985**	0.2807	1.0914

	(0.072)	(0.071)	(0.503)	(0.325)	(0.498)	(0.762)
__cons	-2.1791**	-4.9626***	4.7200	51.9348**	1.8231	-53.8684***
	(1.013)	(1.319)	(3.674)	(23.081)	(4.245)	(17.258)
AR(2)	0.7717	0.7949	-0.3587	-0.2736	0.7874	-0.4777
	[0.4403]	[0.4267]	[0.7198]	[0.7844]	[0.4311]	[0.6329]
Sargan 检验	0.9382	0.9514	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Observations	372	372	182	168	190	173
Numberofid	29	29	14	14	15	15

使用系统 GMM 模型利用 STATA. 15 软件回归结果见表 3, 其中模型 1 和 2 是在全样本下回归检验, 模型 3 和 4 在高环境规制的样本下进行分析, 模型 5 和 6 处于低环境规制的样本组下分析。首先, 全样本下高技术产业绿色技术创新对自身滞后一期回归结果呈正向显著, 证实了在全国范围内, 高技术产业绿色技术创新具有自身“累积”效应, 这一效应在环境规制较高的地区仍然成立, 但模型 6 在同时考虑内外部研发和协同作用的情形下, 滞后一期的绿色技术创新效率系数为负向但并不显著。回顾图 2 中环境规制较低的地区, 高技术产业绿色技术创新效率较低可知, 由于表示基数较低加上宽松的环境规制难以激励企业进行绿色创新以产生累积效应。由模型 1, 全样本下 FDI 显著促进高技术产业绿色技术创新, 这验证了假设 H1, 国际研发资源的流入给本土企业提供了学习、示范、模仿并进行二次创新的机会, 最终推动了本国的技术创新效率。但模型 3 中, 高环境规制地区由于环境成本较高, 大幅度增加了外资进行绿色技术创新的成本, 使得本地企业预期收益率缩减, 打击了企业创新的动力, 使绿色技术创新步伐减缓, 假设 H4a 得到验证。全样本下内部研发资本对绿色技术创新产生阻碍作用, 验证了假设 H2。原因主要有: 一是国内研发资本投资结构的配置不合理, 要素投入处于低端水平, 无法有效转换为绿色技术创新资源。二是我国本土企业更关注投资周期短, 见效快的研发领域, 对于短期附加值较低但有利于环境与经济可持续发展的项目关注较少, 因此对中国高技术产业绿色技术创新作用不明显。但高环境规制带来的内部研发财税激励往往会促使企业进行绿色技术创新, 由于这一激励效应响应尚有不足导致模型 3 中我国自主研发创新虽然促进绿色技术创新但并不显著。然而观察模型 4, 若国际研发与内部研发相结合, 在环境规制的促进下, 协同效应能够显著推动高技术产业绿色技术创新(回归系数为 0.2295)。而模型 6 中, 由于低环境规制地区粗犷的生产环境仍属于我国大多数企业的生产模式, 导致协同效应无法发挥其作用, 由于缺乏环境成本约束, 这些地区的企业目光聚集在“高污染、速度快”的项目上, 从回归系数(-0.2887)可以看出, 由于低环境规制地区的污染效应高于高环境规制地区的协同补偿效应, 导致我国协同效应无法显著推动绿色创新发展, 这符合假设 H4d 的结论。

对于其他影响高技术产业绿色技术创新的因素, 人力资本(hum)显著促进高技术产业绿色技术创新, “新经济增长理论”在提出了贸易对技术创新增长的基础上, 更加强调了人力资本积累在技术进步和经济增长中的核心地位。任何内外部资源吸收、融合都离不开人力资本的学习属性, 知识技术能否有效被吸收以促进技术创新都离不开人力资本的影响。吉亚辉和祝凤文^[26]产业结构升级(indus)的回归系数显著为正, 可见产业结构的改善能够推动高技术产业绿色技术创新。地区投资水平(inv)的提高能够有更多资金投入高技术产业绿色技术创新上, 进而产生促进作用。贸易开放(open)会强化法制中国家污染型产品的生产国际分工格局, 促使污染型产业扩大生产, 进而不利于绿色技术创新。

4. 2VAR 实证分析

向量自回归(VAR)是现代宏观计量经济学领域的一种广泛使用的模型, 自 Sims^[26]提出非限制性向量自回归模型以来, VAR 模型已被众多学者接受, 并且有了重大发展, 该模型可以得到基于不同时期下的脉冲响应函数, 能够更直观地捕捉在每一时期变量之

间的影响及变化, 因此本文使用 VAR 模型来做进一步检验。

VAR 模型的基本表达式为:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t, (t=1, 2, \dots, T) \quad (8)$$

式中: Y_t 是 k 维内生变量的列向量; X_t 是 q 维外生变量的列向量; T 为样本容量; P 为模型滞后阶数; A_1, A_2, \dots, A_p, B 为系数矩阵, ε_t 为 k 维误差向量。

则 VAR 模型展开得到下式:

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \dots \\ Y_{kt} \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \\ \dots \\ Y_{kt-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} Y_{1t-2} \\ Y_{2t-2} \\ \dots \\ Y_{kt-2} \end{bmatrix} + \dots + A_p \begin{bmatrix} Y_{1t-p} \\ Y_{2t-p} \\ \dots \\ Y_{kt-p} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \dots \\ X_{qt} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} E_{1t} \\ E_{2t} \\ \dots \\ E_{kt} \end{bmatrix} \quad (9)$$

即不含外生变量 X_t 的非限制性 VAR 模型表达式为:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + E_t, (t=1, 2, \dots, T) \quad (10)$$

4.2.1 向量自回归分析

VAR(向量自回归)模型中滞后阶数(LAG)的选取十分重要, 在建立 VAR 模型之前本文利用 AIC 检验、BIC 检验及 HQIC 检验来选取最优滞后阶数(表 4)为 4 阶。VAR 模型的建立需要在整个模型平稳的条件下, 因此对于一个 VAR 模型, 若满足条件 $|\ln \lambda^p - A_1 \lambda^{p-1} - A_2 \lambda^{p-2} - \dots - A_p| = 0$ 时所有的根都小于 1, 即均落在单位圆之内, 则可证明 VAR 模型的建立是平稳有效的。本文的 VAR 模型稳定性检验结果如表 5、图 3 所示(图中各点为根模倒数), 可见模型的特征根绝对值均小于 1, 且均落在单位圆内, 表明该 VAR 模型进行的各项估计和检验均是具有经济意义的, 是科学可行的。

表 4 VAR 模型滞后期选择标准

lag	AIC	BIC	HQIC
1	0.614405	1.95325*	1.15777
2	0.486459	2.22186	1.19137
3	-0.132181	2.05304	0.755827
4	-0.497539*	2.20368	0.599882*

表 5 本文 VAR 模型特征根稳定性检验结果

单位根	根模倒数
-0.6059347	0.605935
-0.5254828	0.525483
-0.2446962+0.3854972i	0.456601
-0.2446962-0.3854972i	0.456601
0.03865178+0.6418465i	0.643009
0.03865178-0.6418465i	0.643009
0.2532219+0.4896634i	0.551264
0.2532219-0.4896634i	0.551264
0.9654737	0.965474
0.7562446+0.1064251i	0.763696
0.7562446-0.1064251i	0.763696
0.4294792	0.429479

4.2.2 脉冲响应分析

脉冲响应函数能够直观地检验变量间的冲击过程,能够更清晰地考察内外研发及协同效应对高技术产业绿色技术创新冲击过程,并且能够反映长期动态冲击过程,因此本文采用蒙特卡洛模拟 1000 次计算出各个脉冲响应函数在 95%的置信区间下 14 期的冲击过程如图 4、图 5、图 6、图 7 所示。

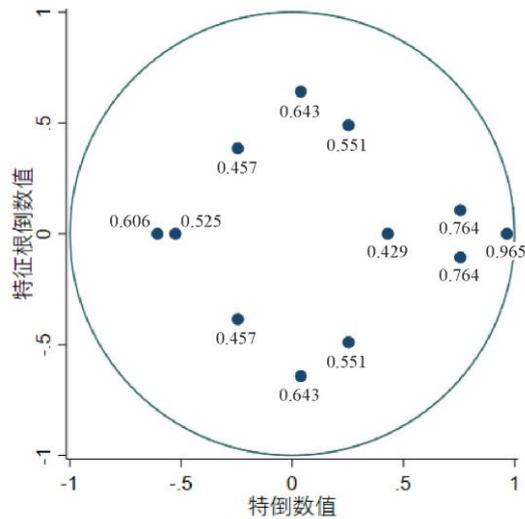


图3 本文 VAR 模型的特征根

高技术产业绿色技术创新对自身的冲击作用在全样本和高环境规制地区始终是正向的,但呈逐年递减趋势,而在低环境规制下冲击效应到3~8期时为负向,9期以后逐渐趋于0,再次验证了表3模型6的结果。对比表3的回归结果,脉冲响应分析图能够更清晰地表示变量之间不同时期的变化,对于全样本下 fdi 对 gtp 的冲击效果始终为正,巩固了假设 H1 的结论。但内部研发与内外部协同效应均非表3的单一系数,内部研发虽然在短期(0~5期)对于高技术产业绿色技术创新都是负向冲击效果,但从11期之后将会逐渐呈促进趋势并趋于平稳。而 rd×fdi 对 gtp 的冲击更为复杂,在第3期达到负向冲击的最低点后回升直到5期之后出现协同效应促进 gtp 上升。可见,对变量之间长期冲击的效果演绎分析才能够更真实地反应变量的影响路径。对样本按环境规制强度进行拆分,分别探索不同环境规制强度下的冲击效果,如图6、图7所示,高环境规制地区 fdi 呈现负向冲击,内部研发和协调效应都整体上促进高技术产业绿色技术创新,再次验证了假设 H4,环境规制低的样本组中 fdi 整体正向平稳冲击,rd 负向冲击,与表3结果一致,但协同作用却为正向冲击,可能由于分样本下样本容量较低而造成偏误,但并不影响本文总体结论。

4.2.3 方差分解分析

相比于脉冲响应函数分析,方差分解演绎了变量对其他变量的解释程度,从贡献程度的角度描述变量之间的动态关系^[27]。从表6高技术产业绿色技术创新的方差分解结果可知,gtp 对自身的贡献程度随着期数增加而下降,这符合脉冲响应分析的结论。除对自身的影响,内部研发的冲击扰动作用在第2期后始终位于第一位,且呈先增后减的趋势,到第6期达到最大冲击结果,到后期逐渐下降趋于平稳,外商资金投资对高技术产业绿色技术创新呈现逐年逐渐递增的趋势,与脉冲响应分析结果一致,而内外部研发协同作用处于先增后平稳的趋势,在第7期达到最高点(7.8%)后平稳,由于未考虑环境影响因素与脉冲响应结果有所偏差但不影响结果分析。

5 结论

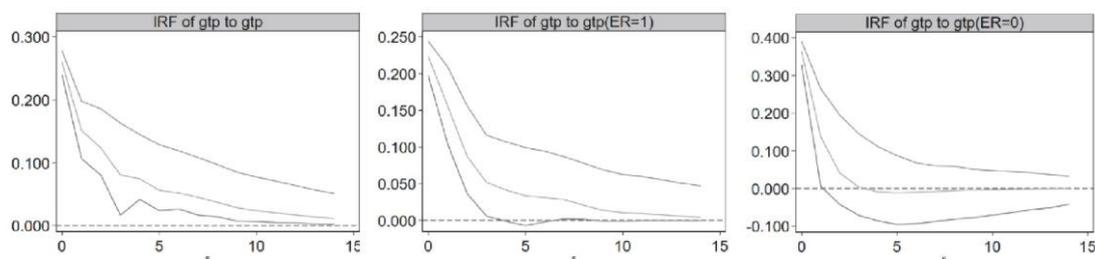


图4 高技术产业绿色技术创新对自身 VAR 脉冲效应图

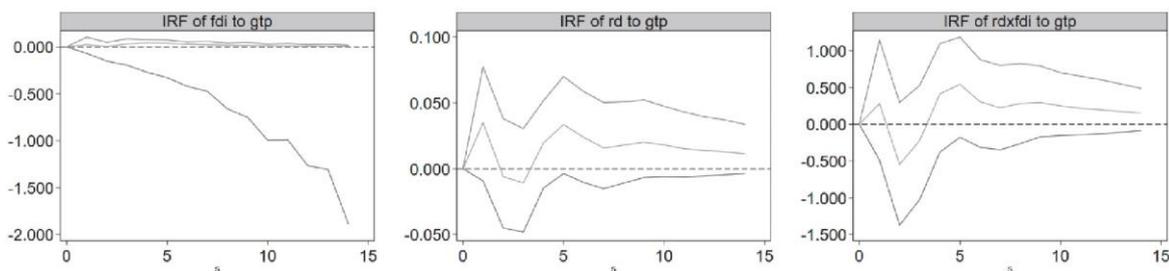


图5 全样本内外研发及协同效应对高技术产业绿色技术创新脉冲效应图

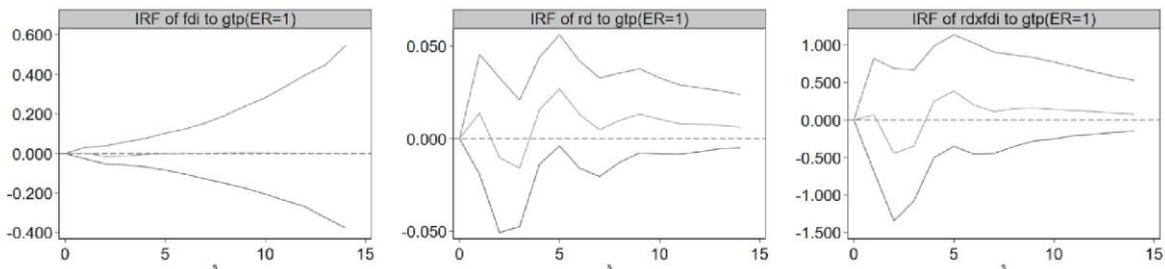


图 6 高环境规制样本内外研发及协同效应对高技术产业绿色技术创新脉冲效应图

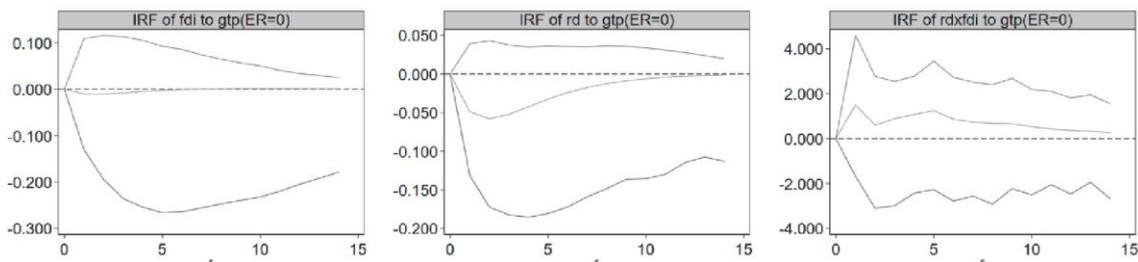


图 7 低环境规制样本内外研发及协同效应对高技术产业绿色技术创新脉冲效应图

本文将研究视角聚集高技术产业绿色技术创新，演绎了国际研发与内部研发及两者交互的协同作用对高技术产业绿色技术创新的影响，并构建 VAR 模型检验各要素对绿色技术创新复杂的长期冲击效果。由于我国不同地区的环境规制强度不同，其造成的高技术产业绿色技术创新的差异性较大，本文将样本分为高低环境规制强度分别探讨。结果表明：(1) 高技术产业绿色技术创新具有自身“累积”效应；(2) 国际研发对高技术产业绿色技术创新具有促进作用，但较高的环境规制强度对国际研发投入产生“成本挤出”效应削弱对绿色技术创新的促进作用；(3) 目前，我国追逐“短期利益”内部研发尚未促进高技术产业绿色技术创新，但环境规制带来的“财税激励”能够推动绿色创新；(4) 仅在高环境规制地区内外部研发能够产生协同促进效果。由此可见，在环境规制高的地区，应加大国际研发与内部研发“齐头并进”，协同促进高技术产业绿色技术创新发展，并利用好绿色创新的累积效应使其可持续发展。而在环境规制较低的地区，更需要通过加大环境管制促进财税效应，通过激励自主研发增加地区吸收能力，再引入外资协同促进本地高技术产业绿色技术创新飞跃增长，早日跨越可产生累积效应的门槛，推进我国生态文明型经济建设。

表 6 高技术产业绿色技术创新的方差分解结果

时期	lnfdi	lnrd	lnrd×fdi	lngtp
1	0.001	0	0.001	0.998
2	0.002	0.041	0.024	0.933
3	0.01	0.081	0.049	0.861
4	0.025	0.102	0.065	0.808
5	0.043	0.11	0.074	0.773
6	0.06	0.112	0.077	0.751

7	0.073	0.111	0.078	0.738
8	0.083	0.109	0.078	0.729
9	0.089	0.109	0.078	0.724
10	0.093	0.108	0.078	0.721
11	0.095	0.108	0.078	0.719
12	0.096	0.108	0.078	0.718
13	0.097	0.108	0.078	0.717
14	0.097	0.108	0.078	0.717

参考文献:

- [1] 孙早, 宋炜, 孙亚政. 母国特征与投资动机——新时期的中国需要怎样的外商直接投资[J]. 中国工业经济, 2014(2):71-83.
- [2] 傅京燕, 胡瑾, 曹翔. 不同来源 FDI、环境规制与绿色全要素生产率[J]. 国际贸易问题, 2018(7):134-148.
- [3] 张宽, 黄凌云. 贸易开放、人力资本与自主创新能力[J]. 财贸经济, 2019(12):112-127.
- [4] 葛磊. 高技术产业创新效率及其协调度省际差异研究[J]. 运筹与管理, 2012(6):197-204.
- [5] 梁圣蓉, 罗良文. 国际研发资本技术溢出对绿色技术创新效率的动态效应[J]. 科研管理, 2019(3):21-29.
- [6] Šipikal M, Buček M. The role of FDI in regional innovation: Evidence from the automotive industry in Western Slovakia[J]. Regional Science Policy & Practice, 2013, 5(4):475-490.
- [7] Keller W, Yeaple S R. Multinational enterprises, international trade, and productivity growth: Firm-level evidence from the United States[J]. The Review of Economics and Statistics, 2009, 91(4):821-831.
- [8] 涂正革. 环境、资源与工业增长的协调性[J]. 经济研究, 2008(2):93-105.
- [9] 李玲, 陶锋. 污染密集型产业的绿色全要素生产率及影响因素——基于 SBM 方向性距离函数的实证分析[J]. 经济学家, 2011(12):32-39.
- [10] Hess A M, Rothaermel F T. When are assets complementary? Star scientists, strategic alliances, and innovation in the pharmaceutical industry[J]. Strategic Management Journal, 2011, 32(8):895-909.
- [11] 陈朝月, 许治. 企业外部技术获取模式与企业创新绩效之间的关系探究[J]. 科学学与科学技术管理, 2018(1):143-153.

-
- [12]Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al. Competition and innovation: An inverted U relationship[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2):701-728.
- [13]黄先海, 金泽成, 余林徽. 出口、创新与企业加成率: 基于要素密集度的考量[J]. *世界经济*, 2018(5):125-146.
- [14]Love J H, Ganotakis P. Learning by exporting: Lessons from high-technology SMEs[J]. *International Business Review*, 2013, 22(1):1-17.
- [15]Grant R M. Toward a knowledge-based theory of the firm[J]. *Strategic Management Journal*, 1996, 17(S2):109-122.
- [16]于飞, 蔡翔, 董亮. 研发模式对企业创新的影响——知识基础的调节作用[J]. *管理科学*, 2017(3):97-109.
- [17]Cohen W M, Levinthal D A. Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation[J]. *Strategic Learning in a Knowledge Economy*, 2000:128-152.
- [18]Kim Y, Choi T Y, Skilton P F. Buyer-supplier embeddedness and patterns of innovation[J]. *International Journal of Operations & Production Management*, 2015, 35(3):318-345.
- [19]Porter M E. America's green strategy[J]. *Scientific American*, 1991, 264(4):193-246.
- [20]Stefan A, Mark C, Stewart E, et al. The Porter hypothesis at 20: Can environmental regulation enhance innovation and competitiveness?[J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2013, 7(1):2-22.
- [21]Tone K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. *European Journal of Operational Research*, 2002, 143(1):32-41.
- [22]韩晶. 中国区域绿色创新效率研究[J]. *财经问题研究*, 2012(11):130-137.
- [23]周力. 中国绿色创新的空间计量经济分析[J]. *资源科学*, 2010(5):932-939.
- [24]Zugravu N, Kheder S B. The pollution haven hypothesis: A geographic economy model in a comparative study[R]. FEEM Working Papers, 2008.
- [25]吉亚辉, 祝凤文. 技术差距、“干中学”的国别分离与发展中国家的技术进步[J]. *数量经济技术经济研究*, 2011(4):49-63.
- [26]Sims C A. Money, income, and causality[J]. *The American Economic Review*, 1972, 62(4):540-552.
- [27]张宗益, 芮小明, 汪锋. 能源价格上涨对中国第三产业能源效率的冲击——基于 VAR 模型的实证分析[J]. *管理评论*, 2010(6):61-70.