贸易开放、多渠道FDI与高技术产业绿色技术进步——基于中国省际数据的空间计量及VAR脉冲分析

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】:在新经济增长理论框架的基础上,聚焦高技术产业绿色技术进步,基于2006—2018年中国(内地)省级面板数据,采用Super-SBM模型测度环境约束下中国高技术产业绿色技术进步,分解出纯技术效应部分和规模效应部分。基于空间杜宾模型进行实证检验,并构建VAR(向量自回归)模型探索其长期效果。结果表明:目前,我国高技术产业绿色技术进步主要由纯技术效应贡献;FDI 资金和物力流入均通过提升规模效应促进本地高技术产业绿色技术进步,而在邻地则通过提升纯技术效应实现这一过程;FDI 技术流入主要通过提高纯技术效应推动绿色技术进步;高质量人力资本和严格的环境规制均在本地显著促进高技术产业绿色技术进步,在邻地则无此效应。贸易开放本身能够显著促进本地高技术绿色技术进步,但与FDI资金和物力流入交互影响均抑制本地绿色技术进步,而与FDI技术流入交互作用在本地和邻地均对绿色技术进步具有显著促进作用。

【关键词】:高技术产业 绿色技术进步 空间杜宾模型 VAR脉冲响应函数

【中图分类号】:F264.2**【文献标识码】**:A**【文章编号】**:1001-7348(2020)23-0071-10

0 引言

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。中国从一个封闭经济体一跃成为吸收外商直接投资最多的国家,堪称成功利用外资的典范[1]。然而,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严重制约了我国经济可持续发展。贸易开放、FDI大规模流入逐渐凸显出工业化发展迅速和资源大规模消耗及环境恶化的“双刃剑”效应。习近平同志提出“绿水青山就是金山银山”,在全新绿色发展要求下,有必要基于绿色发展视角对贸易开放及外资经济的作用进行探索[2]。中国经济发展正步入结构深度调整和新旧动能转换的新常态[3],创新可持续发展离不开高技术产业。自20世纪80年代国家出台“863”计划以来,高技术产业发展日新月异,据统计2019年我国高技术产业工业增加值增速达8.8%,其中研发经费投入强度达到2.23%。绿色理念逐渐深入市场,对知识和技术密集型高技术产业来说,绿色技术进步将成为提高其国际竞争力的重要因素。中国高技术产业绿色技术进步无法脱离以贸易开放和外商投资为载体的全球分工体系。基于此,本文在新经济增长理论框架的基础上,将贸易开放、多渠道 FDI 流入与高技术产业绿色技术进步联系起来,重点关注贸易开放条件下多渠道 FDI 对高技术产业绿色技术进步的“本地-邻地”空间关联效应,以及各资源对由高技术产业绿色技术进步分解出的纯技术效应和规模效应的“本地-邻地”空间关联效应,以期为推动高技术产业绿色技术进步提供战略决策参考。

[1]**作者简介**:邓峰(1971-),男,湖北武汉人,博士,新疆大学经济与管理学院教授、博士生导师,研究方向为技术创新与管理、西方经济学;
贾小琳(1996-),女,河南商丘人,新疆大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向为西方经济学。
基金项目:国家社会科学基金项目(18BJL083);新疆维吾尔自治区自然科学基金项目(2017D01C031);新疆维吾尔自治区人文社会科学重点研究基地重大项目(010116A03);新疆大学经济与管理学院研究生“丝路”创新基金项目(JGSL18045)

1 文献综述

1.1 贸易开放与高技术产业绿色技术进步

在贸易开放与绿色技术进步方面,现有文献主要通过两种思路探索,一方面,将贸易开放分为进口、出口贸易两个方面考察对绿色技术进步的影响。彭星等[4]研究发现,出口贸易低水平扩张不利于工业绿色转型且地区存在非均衡性,而进口贸易有利于绿色转型;景维民等[5]通过分析贸易开放对绿色技术进步的影响机制发现,在国内研发水平协调作用下,进口有利于绿色技术进步而出口则反之。另一方面,研究聚焦于贸易开放整体所引致的东道国绿色技术进步效应。部分学者研究发现,发展中国家在加入国际贸易并参与进出口后,通过吸收学习国外先进技术对自身全要素生产率产生了促进作用[6-7]。齐绍洲等[8]研究表明,贸易开放整体有利于“一带一路”沿线国家绿色 TFP 的提高;马淑琴等[9]在偏向性技术进步分析框架下纳入质量升级理论,实证分析发现,贸易开放不利于绿色技术进步。

1.2 多渠道 FDI 流入与高技术产业绿色技术进步

“双缺口理论”[12]指出,东道国绿色技术创新和经济发展大多受到资金不足的制约,FDI 资金流入在一定程度上解决流入我国绿色技术创新资金不足的问题。同时,资金注入将为实现规模经济提供充分条件,企业可以通过规模经济实现更为高效的资源配置,从而实现经济生产活动和绿色治污活动的“双赢”。FDI 物力流入是指外商投资企业直接向我国投入先进设备、仪器以及有助于技术开发的科研设备。发达国家是绿色技术创新先进技术的拥有者和绿色技术使用的倡导者,通过 FDI 物力流入能够直接促进我国绿色技术创新。除通过直接引入资金、设备的方式外,FDI 还可通过技术转移和技术溢出促进东道国绿色技术创新。FDI 作为国际上重要的技术溢出渠道,能够为我国带来发达国家的先进绿色技术,并且技术转移往往具有溢出效应[10-11]。知识基础观(Knowledge-basedView)认为,企业是一个知识处理系统,通过内部研发和外部投资获取内外部技术积累[12]。发达国家在绿色技术创新方面有一定的前沿性,并掌握着最前沿的绿色信息。根据吸收能力理论[13],企业自身建立的知识系统能够帮助其吸收外部知识信息,通过吸收国外先进绿色研发技术、知识和管理经验促进绿色技术进步。但短期内东道国吸收能力不足将导致提升效果甚微,大量的外部技术甚至可能对内部投资产生“挤出”效应[14]。

综上可知,现有文献存在以下局限性:首先,贸易开放对东道国绿色技术进步的影响尚无一致结论。其次,现有 FDI 的绿色技术进步效应研究大多基于 FDI 总体层面,而将 FDI 细分为 3 种流入渠道进行实证检验的文献较少。鲜有文献将二者绿色技术进步效应聚焦于知识和技术密集的高技术产业,并在时间和空间层面分别探索其长期及“本地-邻地”效应。因此,深入探讨贸易开放及多渠道对高技术产业绿色技术进步的长短期及“本地-邻地”作用是必要的。

2 理论分析

2.1 贸易开放对高技术产业绿色技术进步的作用机制

本文基于新经济增长理论并结合内生增长理论[15]建立理论模型,分析贸易开放与高技术产业绿色技术进步关系。通过归纳新经济增长理论模型研究结论,本文基于五部门进行理论模型构建[16-17],分别为最终产品生产部门和中间产品生产部门、科技创新部门、能源部门、消费者偏好部门。

假定最终产品部门处于完全竞争状态,最终产品生产函数为:

$$Y=H_Y^{\alpha}\left(\int_0^A x_i^{\beta}di+e^{\lambda-1}\int_0^T x_i^{*\beta}di\right)P^{\gamma}\ ,\ \alpha+\beta+\gamma=1 \tag{1}$$

其中,Y 代表最终产品产量,α,β,γ 为产出弹性,x_i、x^*_i 分别为国内和国外的中间产品,P 为能源投入,假定生产技术进步边界由国内技术进步效率 A 和贸易开放条件下技术进步效率 T 构成,加入环境因素后,A 可代表绿色技术进步效率[16]。λ 为贸易开放度,H_Y、H_T、H_P 分别为最终产品生产部门、科技创新部门和能源部门的人力资本。假定中间产品生产部门生产一单位 x_i,消耗一单位 Y_i,并转化为由内资 K_a 和外资 K_b 的物质资本,故该部门的生产函数为:

$$\int_0^A x_i di = K_a + K_b \tag{2}$$

科创部门产出基于东道国人力资本投入及知识存量,贸易开放下科技创新部门的生产函数为:

$$\dot{T} = \eta H_T (A + \lambda T) \tag{3}$$

其中,T^ T ^代表贸易开放带来的知识存量,η 为研发投入参数,由式(3)可见贸易开放程度加深能够促进技术溢出。

能源部门涉及能源投入及污染排放,故引入环境规制参数 γ 及能源部门人力 H_P 和物质资本 D,即能源部门生产函数为:

$$P = \gamma D H_P \tag{4}$$

最后,假定市场有固定的消费者偏好,引入边际效应弹性 ε 及时间偏好系数 ρ,则均衡条件下消费增长率为:

$$g_c = \frac{c^*}{c} = \frac{1}{\varepsilon}(q - \rho) \tag{5}$$

上述分析得出 5 个部门生产函数,在市场均衡条件下,将最终产品标准价格假设为 1,R_{xi} 和 R^*_{xi} 分别代表国内外中间品价格,R_P 为能源市场价,r 为市场利率。S_{HY}、S_{HT} 分别表示最终产品部门和科技创新部门的人力资本报酬率。利润最大化下:

$$\max_{H_Y, x_i, x_i^*, P} \varphi_1 = Y(H_Y, x_i, x_i^*, P) - S_{kY} H_Y - \int_0^A R_{x_i} x_i di - \int_0^A R_{x_i^*} x_i di - R_P P \tag{6}$$

对式(6)一阶求导得:

$$S_{H_Y} = \frac{\partial Y}{\partial H_Y} = \frac{\alpha Y}{H_Y} \tag{7}$$

$$R_P = \frac{\partial Y}{\partial P} = \frac{\alpha Y}{P} \tag{8}$$

$$R_{x_j} = \beta R^{\alpha}_{\gamma} x_i \beta - 1 P^{\gamma} \tag{9}$$

$$R_{x^*_j} = \beta R^{\alpha}_{\gamma} x^*_i \beta - 1 P^{\gamma} \tag{10}$$

假设国内外中间品投入相同,可得:

$$x_i = x_i^* = \bar{x} = \left(\frac{\beta H_Y^{\alpha} P^{\gamma}}{R_{x_i}}\right) \frac{1}{1-\beta} \tag{11}$$

对于中间产品生产部门,假设生产 x_i 单位的中间产品成本为 $1\times x$,则部门收入为 $R_x \times x$,即该部门利润最大化为:

$$\max_x \varphi_2 = (R_x - 1)\bar{x} \tag{12}$$

由垄断厂商制定的价格可通过对式(9)、(10)求导联立得出,即 $Rx*i=Rxi=1\beta Rxi*=Rxi=1\beta$。联立式(1)、(11)可得均衡状态下的部门产出:

$$Y = \beta^{\frac{2\beta}{1-\beta}} H_Y^{\frac{\alpha}{1-\beta}} P^{\frac{\gamma}{1-\beta}} \left[A + Te^{\frac{\beta(1-\lambda)}{1-\beta}}\right] \tag{13}$$

取中间产品部门的创新专利数量为 N_T,人力资本报酬为 S_{HT},科研投入人工成本为 $T_C=S_{HT}R_T$,则该部门收入为:

$$T_H = R_T \dot{T} = R_T \eta H_T (A + \lambda T) \tag{14}$$

两边同时除人力资本得到该部门人力资本报酬:

$$\frac{T_R}{H_T} = S_T = R_T \eta (A + \lambda T) \tag{15}$$

因此,在均衡条件 $T_C=T_H$ 下,科创部门产出即创新专利价格为:

$$R_T = \frac{1}{r}\varphi_2 = \frac{1}{r}\left(\frac{1}{\beta} - 1\right)\bar{x} \tag{16}$$

由式(15)、(16)得:

$$S_{H_T} = \frac{1}{r}\left(\frac{1}{\beta} - 1\right)\bar{x}\eta(A + \lambda T) \tag{17}$$

能源部门利润最大化公式为:

$$\max_{H_P} \varphi_3 = R_P \gamma D H_P - S_{H_P} H_P \tag{18}$$

求一阶导得:

$$S_{H_P} = R_P \gamma D \tag{19}$$

在新经济增长模型中,人力资本可以自由流动。因此,在均衡条件下考虑套利行为,可知三部门人力资本报酬相等。

$$S_{H_Y} = S_{H_T} = S_{H_P} \tag{20}$$

联立式(7)、(8)、(19)、(20)得:

$$H_P = \frac{\gamma}{\alpha} H_Y \tag{21}$$

联立式(13)、(15)、(17)、(20)得:

$$\frac{\alpha\beta^{\frac{2\beta}{1-\beta}} H_Y^{\frac{\alpha}{1-\beta}} P^{\frac{\gamma}{1-\beta}} (A + Te^{\frac{\beta(1-\lambda)}{1-\beta}})}{H_Y} = \frac{1}{r}(\frac{1}{\beta} - 1)\bar{x}\eta(A + \lambda T) \tag{22}$$

均衡条件下五部门增长率相等得:

$$g = g_Y = g_C = g_K = g_T = C = \frac{\eta H \beta(1-\beta)(1+\frac{\lambda T}{A}) - \rho(\alpha+\gamma)\left[1+\frac{T}{A}e^{\frac{\beta(1-\lambda)}{1-\beta}}\right]}{\beta(1-\beta) + \varepsilon(\alpha+\gamma)\left[1+\frac{T}{A}e^{\frac{\beta(1-\lambda)}{1-\beta}}\right]} \tag{23}$$

若将增长率假定为一固定常数 C,则绿色技术进步 A 受到贸易开放度 λ 等因素影响,且影响来源于不同方面:一方面,贸易开放不仅会优化物质资源配置,而且使各部门有效吸收更高质量的人力资源 H,加强对进口中间产品的利用;另一方面,进出口引发的市场扩张效应将带来国外先进绿色消费理念,倒逼我国厂商开展绿色技术进步,贸易开放的技术溢出效应会促使高技术产业通过引入研发投入 η 学习和模仿新绿色工艺与技术,促进我国高技术产业绿色技术进步。但竞争市场规模扩大也会促使我国厂商走“低端”比较优势路线,低端技术锁定将抑制我国绿色技术创新。贸易开放引致的资源过度开采,以及污染物排放等所引致的高环境规制 γ 可能会增加企业生产成本,挤占企业绿色创新投入。综上,本文提出以下假设:

H_1:贸易开放将对高技术产业绿色技术进步产生影响,但影响方向不确定。

2.2 多渠道 FDI 对高技术产业绿色技术进步的作用机制

FDI 流入对高技术产业绿色技术进步的影响来自资金、物力和技术 3 个主要渠道。FDI 资金流入是最直接的投资方式,不仅扩大了东道国可用于投资的储蓄规模,还填补了资金缺口,有助于绿色技术进步。但东道国为吸引 FDI 资金注入而实行的税收、土地优惠政策所带来的 FDI“超国民待遇”将削弱内资企业投资积极性,导致内资企业经营困境,从而不利于绿色技术进步。FDI 物力流入能够直接弥补东道国高端基础设施的短板,以垂直产业关联形式借助内部化交易机制直接将母公司高质量设备、原材料

等投入东道国企业,以维持产品质量并降低生产成本,迅速形成规模性发展,促使当地清洁型厂商迅速提升绿色创新效率。然而,东道国产业存在粗放式生产特性,若盲目扩张规模将不利于资源有效配置及产品层次提升。FDI 进入东道国将带来先进的技术和管理经验,甚至带来高端人力资本及智力成果,这些会产生“污染光环”效应。不仅如此,由于部分技术的非排他性,东道国可通过示范模仿对自身技术进行“本地化”再升级和再创新,从而带动绿色技术进步。然而,若东道国自身知识积累和人力资本不足则会造成资源浪费,而外资先进的清洁技术迅速占据绿色产品市场,迫使内资企业认清自身资源禀赋优势,加大资源消耗而规避技术创新和效率提升,将不利于高技术产业绿色技术进步。而且内资企业对外资先进技术的依赖,也将削弱其开展绿色技术创新的积极性。综上,本文提出以下假设:

H_2:FDI 通过资金、物力、技术流入 3 种渠道对高技术产业绿色技术进步产生影响,但影响方向不确定。

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,探讨高技术产业绿色进步的影响因素。理论分析中,高技术产业绿色技术进步是总体指标,考虑到不同地区高技术产业绿色技术进步构成成分的异质性,本文进一步分解出各地区高技术产业纯技术效应和规模技术效应,并试图探索上述假设是否成立,细致演绎我国高技术产业绿色技术进步影响机理,基本模型设定如下:

$$gt_{oit} = \alpha_0 + \alpha_1 fdic_{it} + \alpha_2 fdia_{it} + \alpha_3 fdii_{it} + \beta_1 open_{it} + \varphi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

由理论分析可知,贸易开放会对高技术产业绿色技术进步产生多重影响,而贸易开放度提升能在一定程度上影响 FDI 流入。因此,讨论贸易开放在多渠道 FDI 流入对高技术产业绿色技术进步影响过程中的调节作用是必要的。基于此,本文加入贸易开放与多渠道 FDI 的交互项考察这一作用。

$$gt_{oit} = \alpha_0 + \alpha_1 fdic_{it} * open_{it} + \alpha_2 fdia_{it} * open_{it} + \alpha_3 fdii_{it} * open_{it} + \beta_1 open_{it} + \varphi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

其中,下标 i 代表各省、市、区,t 代表时间,gt_{oit} 为高技术产业绿色技术进步(gt)及其纯技术效应(gtp)、规模效应(gts),open 为贸易开放,fdic、fdia、fdii 分别代表 FDI 资金、物力和技术流入,X 为控制变量向量,ε 为扰动项。通过文献梳理,本文选取环境规制、基础设施建设、产业结构水平、经济发展水平、国有化程度、R&D 投入水平作为控制变量。

3.2 数据来源与变量选取

考虑数据可得性和实证检验过程不受异常值的影响,本文选取 2006—2018 年中国(内地)29 个省级面板数据并作对数化处理。FDI 资金流入、物力流入和技术流入数据来源于各省统计年鉴,相关汇率数据来源于世界银行(WorldBank),高技术绿色技术进步相关数据来源于《中国高技术产业统计年鉴》。未经特殊说明,其它数据均来源于《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》,变量选择与说明见表 1。

3.3 高技术产业绿色技术进步测算

为克服传统非参数包络分析中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[18]提出的

非角度、非径向超效率 SBM 模型。绿色技术进步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进步数据可得性及绿色技术进步内涵,参考韩晶[19]和张江雪[20]的研究成果,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经济资源和人力资源投入的代理变量。在绿色进步过程中,能源与环境因素息息相关,绿色技术进步的核心为降低环境污染,提高环境资源利用率。因此,本文环境投入代理变量参考周力[21]和韩晶[22]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,参考王惠等[23]的做法,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。为衡量高技术产量绿色进步所引发的环境影响,以空气中 SO_2排放量和废水排放总量作为非期望产出变量。运用 MAXDEA7.0 软件选取 Super-SBM 模型对高技术产业绿色技术进步效率值进行测度,分别求解 VRS 和 CRS 生产技术下 DMU 的效率值,进而分解出纯技术效应和规模效应。测算结果如图 1 所示,绿色技术进步总效率值(gt)在 2006-2018 年总体呈现上升趋势,其中,纯技术效应(gtp)与总效应值呈现相同变化趋势。可见,纯技术效应变动是影响总效应变动的核心因素,而规模效应(gts)常年趋于平稳,呈略微下降趋势,可见绿色技术进步变动对规模效应并不敏感。综上可知,促进纯技术效应提升是绿色技术进步的关键。

4 实证分析

4.1 空间计量模型检验

4.1.1 空间自相关检验及模型选择

在使用空间计量模型之前,为避免结果偏误,首先检验各变量是否存在空间相关性。基于此,本文采用 MoranI 指数法并加入邻接地理权重矩阵分别对高技术产业绿色技术创新及其分项进行空间效应检验。2006-2018 年我国高技术产业绿色技术进步(gt)莫兰指数均为正且至少在 5%的水平下显著,而纯技术效应(gtp)和规模效应(gts)虽个别年份未通过显著性检验,但整体上也存在空间效应。因此,采用空间计量模型较为合适。本文首先通过 LM(Robust)检验发现,空间滞后模型(SAR)未通过 Robust 检验(见表 2),因而排除 SAR 模型。进一步采用 LR 检验对模型进行考察,估计结果表明,无论是 SAR 还是 SEM 模型,LR 检验显著拒绝原假设,表明单纯使用空间滞后模型和空间误差模型探索高技术产业绿色技术进步的空间效应都存在偏误。经过 Hausman 检验发现,当因变量为 gt、gtp 时卡方值均为负值,主要是由于随机模型的基本假设 Corr(x_it,u_i)=0 无法得到满足。因此,在上述情况下应该采用固定效应模型[27]。综上所述,本文最终选取固定效应下的空间杜宾模型进行实证分析。

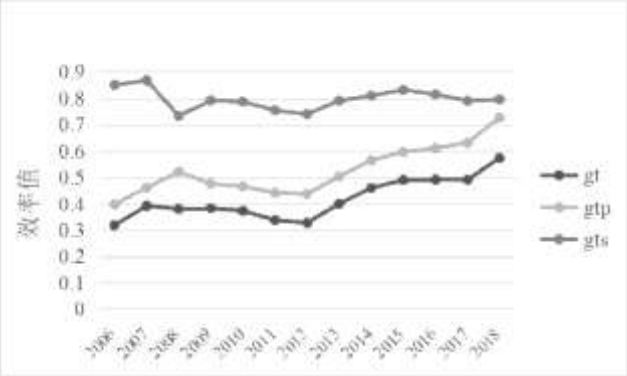

图 1 绿色技术进步及其分项趋势

表 1 变量选取及说明

变量名称	符号	变量说明

高技术产业绿色技术进步	gt	借鉴 Tone[18]提出的非径向、非角度的 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;以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;以空气中 SO_2 排放量和废水排放总量作为非期望产出变量
纯技术效应	gtp	利用 MAXDEA7.0 软件由 Super-SBM 得出的高技术产业绿色技术进步结果分解得出
规模效应	gts	利用 MAXDEA7.0 软件由 Super-SBM 得出的高技术产业绿色技术进步结果分解得出
贸易开放	open	采用进出口总额与地区生产总值的比值表示
FDI 资金流入	fdic	FDI 资金流入作为外商直接投资流入的最直接的形式,在一定程度上解决了我国绿色技术创新资金不足的问题,参照毕克新[24]的方法,使用外商直接投资的实际投资金额与地区生产总值的比值作为 FDI 资金流入的测度指标
FDI 物力流入	fdia	参照毕克新[26]的方法,使用固定资产外商投资金额与实际使用外资金额的比值衡量
FDI 技术流入	fdii	由于发达国家在绿色创新方面相比我国具有一定的先进性,且拥有最前沿的绿色信息,FDI 技术流入为我国市场提供绿色创新信息资源。而技术传输通常通过知识产权的形式呈现,参照毕克新[24]的方法,本文通过外资企业在我国专利申请授权数衡量 FDI 信息流入
人力资本	hum	本文参照李健[25]的做法用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 Kheder&Zugravn[26]的做法,采用 GDP 与能源投入的比值度量环境规制强度
基础设施建设	infra	采用每平方公里土地的公路运输线路长度和每平方公里土地的铁路运输线路长度的几何均值表示
产业结构水平	struc	采用第二产业产值占地区总产值的比重表示
经济发展水平	ed	利用人均地区产出来表征经济发展水平。人均产出水平促进绿色技术创新,使用地区生产总值指数平减为 2006 年不变价格水平数据
国有化程度	soe	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,进而影响绿色创新效果,采用国有单位城镇就业人数占城镇就业总人数的比重表示
R&D 投入水平	rd	本文选取高技术产业年度科技活动研发投入衡量

表 2 空间计量模型选择结果

检验	gt	gtp	gts
Hausman test(卡方值)	-10.79	35.17***	-152.63
LM spatial lag	31.76***	127.514***	92.227***

Robust LM spatial lag	0.14	3.013*	0.106
LM spatial error	99.884***	203.053***	138.566***
Robust LM spatial error	68.264***	78.552***	46.445***
LR_spatial_lag	55.75***	36.32***	53.83***
LR_spatial_error	55.56***	35.4***	53.26***

4.1.2 空间杜宾模型及分析结果

将空间权重矩阵导入 Stata15 软件中,采用固定时间和空间的双固定 SDM 模型分析,结果如表 3 所示。

高质量人力资本(hum)对本地高技术产业绿色技术进步具有显著正向影响,说明一个地区的人力资本受教育程度越高,越有助于地方高技术产业绿色技术创新。然而,邻地人力资本提升却对绿色技术进步具有显著负向影响,这源于中国严格的户籍和档案制度,导致一个地区的高技术人才难以流向另一地区,进而抑制知识和信息传播。因此,本地高技术产业绿色技术进步的关键在于加强本地人才培养。这一结果在因变量为纯技术效应时同样成立,而高质量人力资本对本地规模效应(gts)具有负向影响,但未通过显著性检验。可见,高质量人力资本是通过促进纯技术效应推进本地高技术产业绿色技术进步的。贸易开放(open)对绿色技术进步具有显著促进作用,大量进出口活动中的国际竞争和潜在市场会激励我国企业绿色技术研发活动开展。

表 3 空间杜宾模型回归结果

变量	gt		gtp		gts	
	Main	Wx	Main	Wx	Main	Wx
fdic	0.5862**	2.2209***	0.4387	2.1786***	0.6305***	0.0840
	(0.257)	(0.479)	(0.387)	(0.410)	(0.137)	(0.257)
fdicxopen	-1.4084***	1.3431	-0.4554	-0.3245	-0.9724***	1.6996***
	(0.410)	(0.873)	(0.349)	(0.742)	(0.255)	(0.545)
fdia	0.7752***	2.2551***	0.3175	1.9995***	0.9384***	0.2756
	(0.244)	(0.439)	(0.380)	(0.369)	(0.131)	(0.242)
fdiaxopen	-1.6772***	-1.4125	-0.8809***	-1.4052*	-0.8582***	0.1807
	(0.388)	(0.866)	(0.332)	(0.734)	(0.240)	(0.535)
fdii	-0.0569	0.1757**	0.0208	0.1478**	-0.0635***	0.0422
	(0.039)	(0.085)	(0.034)	(0.074)	(0.021)	(0.046)
fdiixopen	0.1850*	0.5014**	0.0493	0.0157	0.1450**	0.5056***

	(0.106)	(0.218)	(0.090)	(0.185)	(0.066)	(0.135)
infra	0.2382	0.3028	-0.0540	-0.9686	-0.0327	1.3160***
	(0.198)	(0.800)	(0.262)	(0.688)	(0.164)	(0.434)
er	0.1960***	-0.3888***	0.0498	-0.2362**	0.1420***	-0.1564***
	(0.054)	(0.108)	(0.047)	(0.093)	(0.029)	(0.058)
hum	2.5046*	-8.0747***	3.4414***	-7.4781***	-1.1080*	0.2303
	(1.285)	(2.911)	(1.078)	(2.471)	(0.674)	(1.547)
struc	0.7420***	-1.7645***	0.3055	-1.0928***	0.3631***	-0.6517***
	(0.235)	(0.418)	(0.200)	(0.358)	(0.124)	(0.228)
soe	-1.3351*	0.7798	0.6873	2.4079	-1.8720***	-1.4076
	(0.807)	(1.702)	(0.698)	(1.472)	(0.436)	(0.954)
open	1.4587***	0.1076	1.3814***	0.4702	0.0641	-0.0621
	(0.277)	(0.577)	(0.239)	(0.504)	(0.150)	(0.303)
rho	-0.1533*		-0.3079***		-0.2094**	
	(0.082)		(0.082)		(0.081)	
sigma2_e	0.1834***		0.1361***		0.0535***	
	(0.013)		(0.010)		(0.004)	
Observations	377		377		377	
R-squared	0.478		0.289		0.515	
Numberofid	29		29		29	

FDI 资金流入对本地 gt、gtp 和 gts 的影响回归系数均显著为正,回归系数在因变量为 gtp 时为 0.4387,而因变量为 gts 时为 0.6305。因此,FDI 主要通过提升规模效应促进高技术产业绿色技术进步。主要原因在于 FDI 资金流入能够有效促使东道国加速资本积累,扩大经济规模,进而有助于绿色技术革新,提高资源利用效率。邻地 FDI 资金流入也能促进本地绿色技术进步,“示范模仿”效应促使邻地 FDI 产生溢出效应,能够被本地学习和模仿,加速本地绿色技术创新。FDI 物力流入对本地绿色技术进步的影响回归系数显著为正,从分项结果看,FDI 物力流入主要通过提高 gts 促进本地高技术产业绿色技术进步。跨国企业通常将其现有绿色科研设备等硬资源投入到东道国,加快资本流动以迅速扩大绿色生产规模,但就现实情况看,现有物化资源大量投入会使东道国对其产生技术依赖,从而不利于本国技术创新。因此,FDI 物力流入对纯技术效应并无显著促进作用。邻地物力资源流入会促使本地争相“模仿”,大量资金投入到研发相关设备上,进而有利于本地绿色技术进步。FDI 技术流入对本地绿色技术进步具有显著负向影响。由分项结果可见,FDI 技术流入虽能直接促进纯绿色技术效应发挥,但由于尚未形成规模效应,导致总体呈现抑制作用。FDI 技术溢出效应的发挥需要东道国具备一定的吸收能力,而目前我国技术吸收能力尚未达到消化 FDI 技术溢出的门槛,而邻地 FDI 技术流入则能够显著促进本地绿色技术进步。可见在 FDI 技术流入层面,我国现阶段通过示范模仿、竞争效应产生技

术溢出的效果要明显优于通过本地自身吸收促进绿色技术进步的效果,故提高本地技术吸收能力至关重要。

高污染、高耗能的生产厂商通过贸易开放进入中国市场,贸易开放、FDI 资金和物力流入均通过强化本地规模效应促进绿色技术进步。因此,贸易开放与 FDI 资金、物力流入的交叉激增一方面会引起企业设备投资规模扩张,进而扩大东道国生产规模,使得东道国资源能源消耗加剧,不利于绿色技术进步。另一方面较低的设备投资可利用程度和知识技能匹配性会导致物流资源无法被东道国企业合理利用,成为绿色技术进步的阻碍。这一结果不仅体现为本地、邻地贸易开放与 FDI 资金、物力流入交互增加,而且会对本地绿色技术进步产生“挤出”效应。贸易开放导致大量外部文化资源信息流入,带来了先进的管理经验、企业文化,改善了 FDI 技术流入与绿色技术进步的不匹配性,使 FDI 技术溢出发挥作用。但外商投资者在投资东道国时会把自身知识信息安全放在首要位置,虽然合作过程中会产生一定程度的知识信息溢出,但采取措施以保证核心知识不被外泄是各企业最为重视的。此时,我国作为知识接收方,就会与知识授予方产生信息不对称,导致 FDI 技术流入对纯技术效应的促进作用不再显著。

环境规制(er)对本地 gt 的影响回归系数呈正向显著,从两个方面分析:首先,成本方面,严格的环境制度使得污染型厂商具有较高的成本,倒逼厂商主动开展技术研发,促进绿色技术创新,即通过创新补偿促进绿色技术进步。其次,环境规制有助于筛选出“清洁”的产业投资,使本地形成“绿色壁垒”,有助于产业绿色发展。邻地环境规制提升往往会迫使本地成为污染产业的承接地,进而导致本地产业结构朝着非清洁的污染型产业发展,最终抑制本地绿色技术进步。产业结构越优化,资源消耗越少,呈集约型产业发展趋势,从而激发厂商通过绿色技术创新保持优势地位。被淘汰产业会转移到邻地,从而不利于邻地绿色技术进步。国有化程度(soe)对本地绿色技术进步的作用不显著,主要原因在于国有企业虽对环境规制的响应更积极,但由于数量少,难以短时间内形成规模性绿色技术创新。但国有化程度提高常伴随着政策响应程度提高,对邻地具有较好的示范模仿效应,但短期内效果尚不明显。

4.1.3 直接效应与间接效应测度

基于 SDM 偏微分方法,对高技术绿色技术进步及其分项的总效应进行直接效应与间接效应的细致分解,其中,直接效应是指各要素对本地绿色技术进步及其分项的影响,间接效应是指本地各要素对邻地绿色技术进步的影响,结果见表 4。FDI 资金与物力流入对绿色技术进步的本地和邻地效应仍然为显著促进,其它变量的直接和间接效应均与表 3 结果一致,进一步强化了上述结论。本地人力资本对邻地规模绿色技术进步的影响显著为负,表明本地人力资本仅对本地绿色技术进步具有显著正向影响,在邻地则无法形成规模效应。rd 仅在被解释变量为纯技术效率时回归系数才显著为正,表明研发投入通过技术溢出促进绿色技术进步。由图 1 可知,我国当前绿色技术进步主要由纯技术效率贡献,故应通过加大 R&D 投入力度促进纯技术进步。

表 4 基于 SDM 模型的直接效应与间接效应检验结果

变量	gt											
	fdic	fdicxopen	fdia	fdiaxopen	fdii	fdiixopen	open	hum	er	struc	soe	rd
直接效应	0.5221**	-1.4288***	0.7085***	-1.6462***	-0.0592	0.1832*	1.4737***	2.8171**	0.2115***	0.7975***	-1.3057	-0.0418
	(0.261)	(0.425)	(0.247)	(0.387)	(0.037)	(0.101)	(0.287)	(1.254)	(0.054)	(0.242)	(0.799)	(0.047)
间接效	1.9574***	1.4154*	1.9505***	-1.1672	0.1718**	0.4635**	-0.1470	-7.6225***	-0.3796***	-1.7069***	0.8709	-0.1132

应												
	(0.450)	(0.858)	(0.408)	(0.856)	(0.077)	(0.197)	(0.514)	(2.641)	(0.096)	(0.382)	(1.605)	(0.078)
总效应	2.4795***	-0.0134	2.6590***	-2.8133***	0.1126	0.6467**	1.3268***	-4.8053*	-0.1681*	-0.9093**	-0.4348	-0.1550*
	(0.521)	(0.883)	(0.477)	(0.952)	(0.094)	(0.255)	(0.461)	(2.830)	(0.099)	(0.388)	(1.751)	(0.083)
变量	gtp											
	fdic	fdicxopen	fdia	fdiaxopen	fdii	fdiixopen	open	hum	er	struc	soe	rd
直接效应	0.1435	-0.4334	0.2586	-0.8010**	0.0147	0.0564	1.3886***	4.0433***	0.0676	0.3777*	0.5964	0.0148
	(0.227)	(0.376)	(0.214)	(0.336)	(0.031)	(0.084)	(0.258)	(1.096)	(0.047)	(0.213)	(0.700)	(0.042)
间接效应	1.8381***	-0.1257	1.7127***	-0.9333	0.1213**	0.0090	0.0028	-6.8045***	-0.2102***	-0.9952***	1.7987	0.0774
	(0.356)	(0.661)	(0.325)	(0.640)	(0.060)	(0.140)	(0.423)	(2.070)	(0.077)	(0.307)	(1.275)	(0.067)
总效应	1.6946***	-0.5591	1.4541***	-1.7343***	0.1360*	0.0654	1.3914***	-2.7613	-0.1426*	-0.6175**	2.3951*	0.1200*
	(0.395)	(0.627)	(0.365)	(0.672)	(0.071)	(0.179)	(0.351)	(2.099)	(0.074)	(0.292)	(1.329)	(0.069)
变量	gts											
	fdic	fdicxopen	fdia	fdiaxopen	fdii	fdiixopen	open	hum	er	struc	soe	rd
直接效应	0.6368***	-1.0015***	0.9376***	-0.8542***	-0.0640***	0.1404**	7.3518***	-1.1155	0.2234***	0.2647*	-1.2199**	-0.0711**
	(0.141)	(0.263)	(0.134)	(0.240)	(0.020)	(0.063)	(2.057)	(0.798)	(0.034)	(0.152)	(0.518)	(0.030)
间接效应	0.0223	1.6955***	0.0818	-0.1006	0.0516	0.4691***	-11.0873**	1.6035	-0.2240***	-0.7134***	-1.5924	-0.1128**
	(0.233)	(0.539)	(0.210)	(0.530)	(0.040)	(0.125)	(4.316)	(1.824)	(0.065)	(0.260)	(1.098)	(0.054)

总效应	0.6144**	0.6940	1.0193***	-0.9549	-0.0124	0.6095***	-3.7355	0.4880	-0.0006	-0.4487	-2.8123**	-0.1840***
	(0.266)	(0.554)	(0.244)	(0.590)	(0.049)	(0.161)	(4.268)	(1.988)	(0.069)	(0.283)	(1.184)	(0.058)

4.2VAR 模型长期效果检验

VAR(向量自回归)模型中,滞后阶数(LAG)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 检验选取最优滞后阶数(见表 5)为 3 阶。脉冲响应函数能够直观检验变量间的冲击过程,更清晰地考察多渠道 FDI 流入对绿色技术进步及其分项的冲击过程,并反映长期动态冲击过程。因此,本文采用蒙特卡洛模拟 1000 次计算出各脉冲响应函数在 95%的置信区间下 10 期冲击过程,如图 2～5 所示。

表 5VAR 模型滞后期选择标准

lag	AIC	BIC	HQIC
1	1.01656	1.80116	1.33091
2	0.718669	1.62004	1.08099
3	0.089753*	1.12972*	0.50916*
4	0.337055	1.54483	0.825671

由上述分析可知,模型滞后期为 3 期,故 VAR 模型的基本表达式为:

$$\begin{bmatrix} gt(gtp、gts)_{it} \\ fdic_{2t} \\ fdia_{3t} \\ fdii_{4t} \\ open_{5t} \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} gt(gtp、gts)_{it-1} \\ fdic_{2t-1} \\ fdia_{3t-1} \\ fdii_{4t-1} \\ open_{5t-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} gt(gtp、gts)_{it-2} \\ fdic_{2t-2} \\ fdia_{3t-2} \\ fdii_{4t-2} \\ open_{5t-2} \end{bmatrix} + A_3 \begin{bmatrix} gt(gtp、gts)_{it-3} \\ fdic_{2t-3} \\ fdia_{3t-3} \\ fdii_{4t-3} \\ open_{5t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix} \quad (26)$$

其中,T 为样本容量,A_1、A_2、A_3为系数矩阵,ε_t为误差向量。

由图 2 可知,贸易开放对规模绿色技术进步冲击从 0 期开始,在第一期达到最高点后,在第 10 期接近 0,与上述分析结果一致。贸易开放初期对绿色技术进步产生规模冲击,但这一效果在长期逐渐不显著。因此,短期内贸易开放主要通过规模效应促进创新活动,但长期还需要发挥纯技术效应的促进作用。

FDI 资金流入对高技术产业绿色技术进步的冲击效果与上述分析有所不同(见图 3),正向冲击效应仅存在于短期内,从第二期后,FDI 资金流入对绿色技术进步的影响逐渐呈现下降趋势。主要原因在于 fdic 主要依靠规模效应促进高技术产业绿色技术进步,但规模效应的正向冲击仅在前期显现,后期逐渐失去作用,而其对纯技术效率也仅在短期具有促进作用。长期反向冲击会导致 FDI

资金引入抑制绿色技术进步,大量非清洁外资流入东道国,产生“污染天堂”效应,各地区为引入外商资金降低环境规制,不利于绿色技术创新项目,最终抑制绿色技术进步。FDI 物力流入与上述结果分析基本一致(见图 4)。由图 5 可知,FDI 技术流入虽在短期内对绿色技术进步产生负向冲击,但第二期之后对绿色技术进步具有促进作用。由此可见,FDI 物力流入和 FDI 信息流入是促进高技术产业绿色技术进步的有利选择。

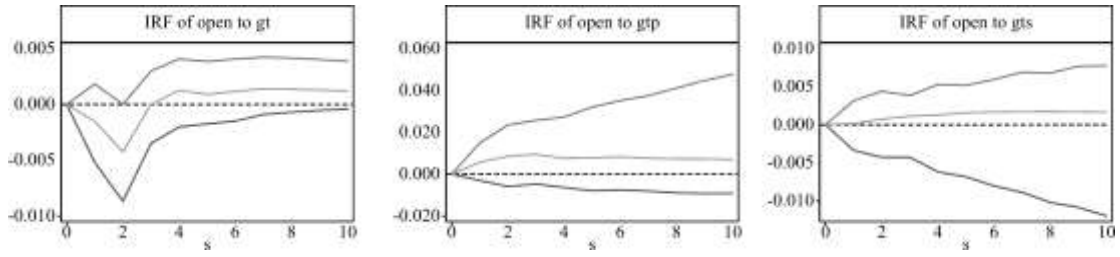

图 2 贸易开放对绿色技术进步及其分项 VAR 脉冲效应

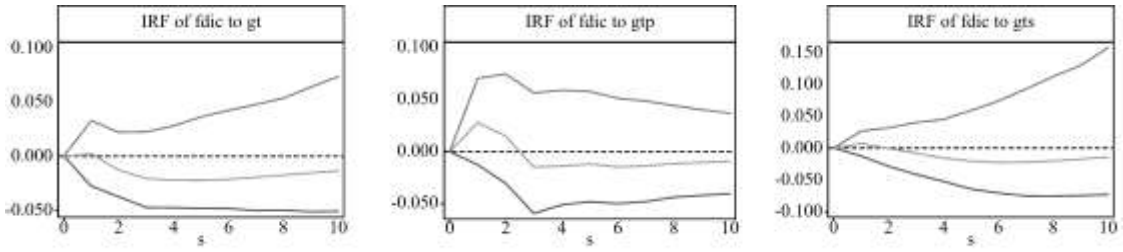

图 3FDI 资金流入对绿色技术进步及其分项 VAR 脉冲效应

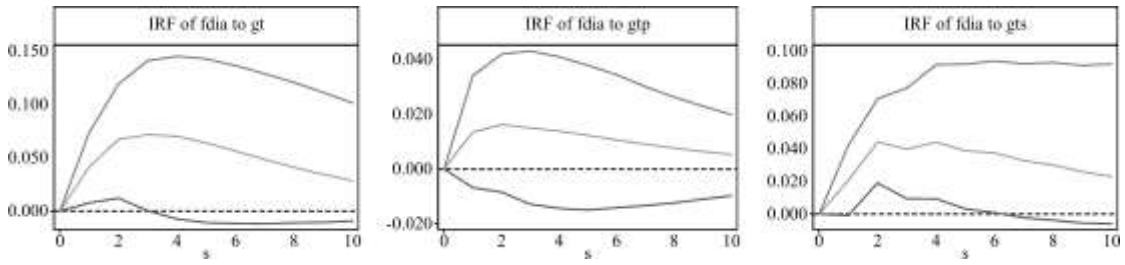

图 4FDI 物力流入对绿色技术进步及其分项 VAR 脉冲效应

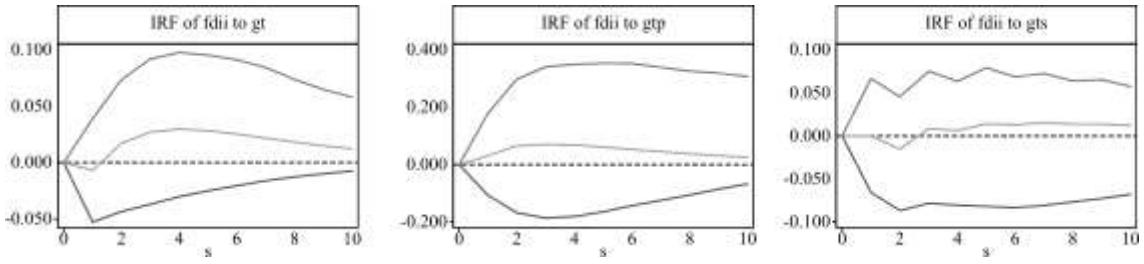

图 5FDI 技术流入对绿色技术进步及其分项 VAR 脉冲效应

5 结论与展望

5.1 结论

本文在新经济增长理论框架的基础上,聚焦高技术产业绿色技术进步,分析贸易开放、多渠道 FDI 流入及其交互作用对高技术产业绿色技术进步的影响。进一步,本文将高技术产业绿色技术进步分为纯技术效应和规模效应,探索各变量对绿色技术进步的贡献主要是源于规模扩张还是纯技术进步。利用控制时间和地区的双固定 SDM 模型进行实证分析,探索高技术绿色技术进步的本地-邻地效应,为分析各要素对高技术产业绿色技术进步的长期冲击效果,构建立 VAR 模型与各变量脉冲响应函数,得出以下结论:

(1)目前我国高技术产业绿色技术进步主要通过纯技术效应实现。

(2)FDI 资金和物力流入均通过规模效应促进本地高技术产业绿色技术进步,而在邻地则通过纯技术效应实现这一过程。FDI 技术流入短期内虽未促进本地高技术产业绿色技术进步,但长期能通过纯技术效应显著推动高技术产业绿色技术进步产生正向影响。

(3)高质量人力资本和严格的环境规制均在本地具有显著促进高技术产业绿色技术进步的作用,在邻地作用尚不显著。

(4)贸易开放本身能够显著促进本地高技术产业绿色技术进步,但由于规模效应仅能实现短期成效,且与 FDI 资金和物力流入交互会导致资源过度消耗,进而不利于本地绿色技术进步。贸易开放扩张条件下,FDI 技术流入无论是在本地还是邻地都对高技术产业绿色技术进步具有促进作用。

5.2 政策启示

我国高技术产业绿色技术进步无法脱离全球分工体系,故应着手优化贸易开放及外资引进政策。一方面,通过优化贸易开放结构促进外贸发展方式转变,发挥贸易开放扩张带来的规模效应。同时,要发展具有高环境附加值、低污染、低耗能等优势的现代服务业贸易,优化贸易市场商品结构。鼓励我国贸易市场出口由主力军——劳动密集型产业向高技术产业转变,构建高技术产业贸易集群,通过集聚效应推动高技术产业绿色技术进步。另一方面,在参与全球贸易的过程中,注重技术升级,使贸易开放不再局限于通过规模效应推动绿色技术进步,而是通过嵌入生产技术环节,以研发效率提升、绿色品牌效应及市场绿色消费理念为动力源,推动高技术产业绿色技术进步。

合理规划外资引入渠道,因地制宜,根据各地区高技术产业绿色技术进步的纯技术效应和规模效应的差异性及贸易开放水平,判断该地最优引入外资渠道。由本文实证结果可见,当地区贸易开放程度较高时,通过 FDI 技术引进能够高效促进本地及邻地高技术产业绿色技术进步。同时,引入国外先进绿色信息资源,加强对外资企业清洁技术的模仿创新,充分利用 FDI 资源流入所带来的清洁技术溢出效应。同时,注重企业自身绿色研发投入及人力资本“质”的积累,提高企业吸收能力,从而提高研发效率。适度提高 FDI 进入门槛,根据地区资源禀赋差异,设置合理的环境规制,引导 FDI 资源流向清洁产业。

贸易开放和外资引进的“本地-邻地”空间关联效应是地区绿色发展不可忽视的重要因素。高技术产业绿色技术进步往往具有空间非均衡性,一方面,本地外贸及外资政策的改变会促进绿色技术溢出,从而造福邻地。另一方面,污染产业邻地化转移会导致相邻地区与本地区无法“齐头并进”发展。“十三五”时期,我国出台多项集聚政策,如城市群、都市圈、中心城市等,一定程度上可以促进相邻地区集聚经济发展,但带来的拥堵效应也不可忽视。在推动实体绿色发展过程中,应借鉴高铁通车、数字经济智能化等做法,推动绿色技术进步虚拟经济集聚和空间重构,加速贸易开放,强化外资引进中“本地-邻地”效应对高技术产业绿色技术进步的促进作用。

5.3 研究局限与展望

本研究也存在一定局限:首先,样本选择上,选取具有明显空间异质性的省级面板数据进行实证检验,数据来源具有可靠性及完整性。但随着省会城市虹吸效应愈发显著,同一省份内城市间高技术产业绿色技术进步的空间效应亟需考查,未来研究可以进一步细化至城市级数据层面探索相邻城市间绿色技术进步的空间效应;其次,采用空间杜宾模型及脉冲响应函数从空间和时间上分别探索贸易开放、多渠道 FDI 对高技术产业绿色技术进步的影响,集中于外部要素流入对高技术产业绿色技术进步的冲击作用,而我国目前自主研发渐入佳境,未来可进一步研究外部要素流入与内部研发协同的绿色技术进步效应,进而丰富本研究结论。

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,2014,31(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,2018,44(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,2019,40(12):112-127.

[4]彭星,李斌.贸易开放、FDI 与中国工业绿色转型——基于动态面板门限模型的实证研究[J].国际贸易问题,2015,41(1):166-176.

[5]景维民,张璐.环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步[J].经济研究,2014,62(9):34-47.

[6]BALDWIN J R,GU W.Trade liberalization:export-market participation,productivity growth,and innovation[J].Oxford Review of Economic Policy,2004,20(3):372-392.

[7]LOVE J H,GANOTAKIS P.Learning by exporting:lessons from high-technology SMEs[J].International Business Review,2013,22(1):1-17.

[8]齐绍洲,徐佳.贸易开放对“一带一路”沿线国家绿色全要素生产率的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(4):134-144.

[9]马淑琴,戴军,温怀德.贸易开放、环境规制与绿色技术进步——基于中国省际数据的空间计量分析[J].国际贸易问题,2019,45(10):132-145.

[10]赖明勇,包群,彭水军,等.外商直接投资与技术外溢:基于吸收能力的研究[J].经济研究,2005,51(8):95-105.

[11]姜博,马胜利.FDI 对东道国技术创新双重效应的机理研究[J].商业经济研究,2017,36(18):152-153.

[12]GRANT R M.Toward a knowledge-based theory of the firm[J].Strategic Management Journal,1996,17(S2):109-122.

[13]COHEN W M,LEVINTHAL D A.Absorptive capacity:a new perspective on learning and innovation[J].Administrative Science Quarterly,1990,35(1):128-152.

[14]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.

[15]SOLOW R M.Technical change and aggregate production function[J].Review of Economics & Stats,1957,39(3):312-320.

[16]陈诗一.能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J].经济研究,2009,55(4):41-55.

[17]武彦江.FDI、贸易开放对装备制造业绿色全要素生产率影响研究[D].大连:大连海事大学,2018.

[18]TONE K.A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J].European Journal of Operational Research,2002,143(1):32-41.

[19]成刚.数据包络分析方法与MAXDEA软件[M].北京:知识产权出版社,2014.

[20]韩晶.中国区域绿色创新效率研究[J].财经问题研究,2012,34(11):130-137.

[21]张江雪,朱磊.基于绿色增长的我国各地区工业企业技术创新效率研究[J].数量经济技术经济研究,2012,29(2):113-125.

[22]周力.中国绿色创新的空间计量经济分析[J].资源科学,2010,32(5):932-939.

[23]王惠,王树乔,苗壮,等.研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于中国高技术产业的经验研究[J].科研管理,2016,37(2):63-71.

[24]毕克新,王禹涵,杨朝均.创新资源投入对绿色创新系统绿色创新能力的影响——基于制造业FDI流入视角的实证研究[J].中国软科学,2014,29(3):153-166.

[25]李健,卫平.金融发展与全要素生产率增长——基于中国省际面板数据的实证分析[J].经济理论与经济管理,2015,34(8):47-64.

[26]KHEDER S B,ZUGRAVN N.The pollution haven hypothesis:a geographic economy model in a comparative study[R].FEEM Working Papers,2008.

[27]连玉君,王闻达,叶汝财.Hausman检验统计量有效性的Monte Carlo模拟分析[J].数理统计与管理,2014,33(5):830-841.