

DOI: 10.19361/j.er.2023.01.08

环境政策促进中国绿色 全要素生产率提升的机制、困境与对策 ——基于创新模式选择视角

张文卿 董景荣 张海涛 罗佳惠^{*}

摘要:本文从环境政策的创新模式选择效应视角剖析了我国绿色全要素生产率(GTFP)增速放缓现象的成因及对策。考虑投资型规制、费用型规制、研发补助三类环境政策和外源型、内源型两种创新模式,本文理论阐释并实证检验了“环境政策工具-创新模式选择-GTFP”因果传导关系,发现不同环境政策工具以创新模式选择为中介对GTFP施加动态异质性影响;环境政策工具的内源创新激励效应越强,其对GTFP的短期促进作用越弱、长期促进作用越强。进而考察我国环境政策历史沿革,发现费用型规制强度持续、快速提高所引发的创新模式过度内源化是导致我国GTFP增速放缓的重要原因。上述结果揭示,发展单一的内源型创新模式难以实现GTFP平稳增长,即激进的创新驱动无法满足绿色发展的战略诉求。政策启示是设计环境政策空间布局,引导不同地区落实差异化环境政策方案,从而实现创新驱动与绿色发展的战略统筹,使GTFP回归平稳增长轨道。

关键词:绿色全要素生产率;环境政策;创新模式;创新驱动;绿色发展

中图分类号:F426

一、引言

改革开放以来,我国人均GDP与总量GDP长期保持高速增长,实现了经济体量跃居全球第二的“中国奇迹”。但长期粗放式发展导致的资源枯竭、环境污染、生态系统退化等问题,如今已成为我国经济高质量转型的巨大障碍。鉴于此,党的十八届五中全会正式提出绿色发展理念,强调走经济增长与环境保护的双赢之路;同时期,国家开始加速优化环境政策体系,以期通过逐步构建“史上最严格的环保制度”引导经济向环境友好方向转型,为实现绿

* 张文卿,重庆大学经济与工商管理学院,邮政编码:400044,电子信箱:spukyy9137@sina.com;董景荣(通讯作者),重庆师范大学经济与管理学院,邮政编码:401331,电子信箱:cqdjr@vip.sina.com;张海涛,重庆大学经济与工商管理学院,邮政编码:400044,电子信箱:492901411@qq.com;罗佳惠,重庆大学经济与工商管理学院,邮政编码:400044,电子信箱:405774406@qq.com。

本文得到国家社科基金项目“绿色技术创新视角下的西部地区环境规制研究”(项目编号:18BJY093)、重庆市社会科学规划重大项目“科技创新驱动重庆‘智造重镇’建设研究”(项目编号:2020ZDJJ01)的资助。感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

色发展提供制度保障与强劲推动力。然而,伴随着环境政策改革不断推进,作为绿色发展水平核心衡量指标的绿色全要素生产率(GTFP)却并未实现加速增长,其增速反而呈现出放缓趋势:相当部分研究发现全国GTFP增速自2011至2013年前后开始呈现下滑趋势(岳鸿飞等,2018;Chen et al.,2021),亦有研究为“十三五”时期GTFP增速放缓提供了行业证据(滕泽伟,2020;Qiu et al.,2021)。那么,环境政策通过何种机制影响GTFP,又何以制约了我国GTFP增长?如何设计环境政策体系使我国GTFP重回平稳增长轨道?这些已成为关乎我国经济绿色高质量发展的重要现实问题。

现有研究大多认同技术创新是环境政策影响GTFP的主要渠道,但环境政策究竟激励还是抑制了技术创新却未达成共识。这集中体现于学术界对环境规制、环境补贴两类环境政策创新激励效应和GTFP效应的观点分歧。关于环境规制对GTFP的影响,以“强波特假说”为代表的“促进论”认为设计合理且严格执行的环境规制能够倒逼企业进行技术创新(Porter and Van der Linde,1995),有利于企业实现技术进步并促进生产率提高(李鹏升、陈艳莹,2019);而基于新古典经济学理论的“抑制论”认为,“强波特假说”在现实中难以成立(Palmer et al.,1995),环境规制通常会加重企业的减排成本和制度遵循成本,从而降低企业创新意愿并最终恶化创新活动的绿色绩效(伍格致、游达明,2019)。关于环境补贴对GTFP的影响,“挤入效应论”认为政府支持能削弱研发活动的外部性与成本不确定性,激励企业落实更有效的创新策略,并最终反映为企业竞争力提升(陈永泰等,2019);而“挤出效应论”认为,政府在选择受补贴对象时存在寻租行为,这增加了补贴资金被投向非创新用途的风险(Wallsten,2000),同时政府补贴还会挤出高效率的私人投资,从而削弱企业的创新效率并抑制生产率提升(熊爱华等,2020)。

本文认为,未考虑技术创新模式间的差异是导致现有研究结论分歧的重要原因。技术创新可分为以技术引进模仿为代表的外源型创新和以自主研发为代表的内源型创新,二者的适用条件和生产率效应存在差异:外源型创新成本低、周期短,其成果能在短期内快速转化为生产力(余东华、孙婷,2017);内源型创新风险高、对研发能力的要求高,但有利于企业获得核心技术产权,便于后续改造和“二次创新”,从而维持企业的长期技术进步和生产力提升(刘冬冬等,2017)。这是否意味着,两种创新模式在环境政策与GTFP间扮演了不同角色?环境政策主要通过激励(或抑制)哪种技术创新从而正向影响(或负向影响)GTFP?既有研究大多对技术创新代理变量做均质化处理,用新产品开发经费、专利申请数或被引数等指标衡量整体技术创新水平,没有反映出企业的创新模式选择倾向,因而难以回答上述问题。

另外本文发现,目前较少有文献突破“规制-补贴”二分范式,将环境政策进一步细分,详细探讨不同环境政策工具、技术创新与GTFP间的关系。事实上,不同环境政策工具对创新方向的影响有显著差异:创新模式本质上是不同的创新要素组合形式;落实具备特定行政强制力、可执行性、时滞性特征的环境政策工具将“定向改变”各创新要素间的相对成本,从而诱导企业选择特定的创新模式(王林辉等,2020)。因此,只有将多种环境政策工具纳入统一研究框架进行对比分析,才能全面把握环境政策的创新模式选择效应以及由此进一步引发的GTFP效应。回顾现有文献,目前只有何小钢(2014)的研究详细考察了环境政策工具与创新模式选择间的因果对应关系,发现以强制性绩效标准为导向的命令型规制工具能够促进“终端减排创新”和“渐进式创新”,较为灵活的市场型规制工具有利于促进“清洁生产

技术创新”和“激进式创新”。但该研究并未更进一步探讨政府的环境政策工具决策能否通过诱导企业的创新模式选择行为,进而对 GTFP 增长产生影响。可以预见,倘若“环境政策工具-创新模式选择-GTFP”因果传导关系客观存在于现实经济中,则意味着理论上政府可以通过调整环境政策工具决策引导我国 GTFP 重新实现平稳增长,从而使研究具有更强的现实应用价值。

鉴于此,本文将环境政策重新划分为投资型规制、费用型规制、研发补助三类,并将外源型、内源型两种创新模式纳入分析框架,理论阐释了“环境政策工具-创新模式选择-GTFP”因果传导关系,并利用 2006—2019 年中国省级工业面板数据进行实证检验;进而结合我国环境政策制定及历史沿革情况,从环境政策的创新模式选择效应视角剖析了我国 GTFP 增速放缓现象的成因及对策。本文的边际贡献主要体现在以下方面:(1)通过将不同环境政策工具、不同创新模式一并纳入分析框架,本文从创新模式选择角度刻画出环境政策影响 GTFP 的内在机制,丰富了有关环境政策绿色生产率效应的理论研究。(2)通过量化企业的创新模式选择行为、综合利用系统广义矩估计法和中介效应模型,本文证实了创新模式选择在环境政策工具动态影响 GTFP 中的中介渠道作用。该实证设计较为完整地检验了本文的理论框架,其结果为我国 GTFP 增速下滑困境提供了新的经验解释。(3)本文研究结果显示,内源型创新在短期内抑制了 GTFP 提升,揭示出当前我国绿色增长困境本质上是以创新模式内源化为核心的创新驱动战略与以 GTFP 平稳提升为诉求的绿色发展战略目标的冲突。据此进一步分析发现,国家可采取目标管理策略引导不同地区落实差异化的环境政策方案,从而在全国范围内实现创新驱动与绿色发展相统筹的总目标,促使 GTFP 回归平稳增长轨道。这增补了环境政策评估方面的研究,为我国环境政策设计工作提供了思路启发与对策参考。

二、理论分析与假说提出

(一) 环境政策工具的再分类

本文拟细化传统的“规制-补贴”二分范式,实现环境政策工具与创新模式选择在因果关系上的对接。本文以投资型规制、费用型规制、研发补助三类环境政策工具作为考察对象,图 1 展示了本文环境政策工具分类与考察对象选择情况。

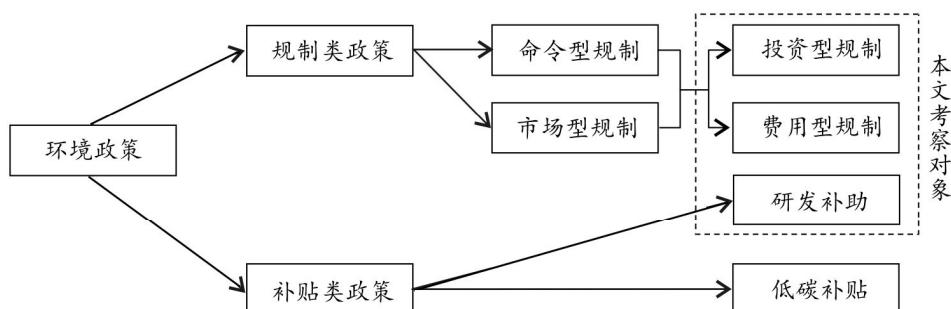


图 1 环境政策工具的分类与考察对象的选择

1. 关于环境规制政策

借鉴原毅军和刘柳(2013)的做法,本文将正式的环境规制划分为投资型规制和费用型规制。相比 OECD 的“命令型-市场型”分类法,“投资型-费用型”分类法能更好地反映出不

同规制工具干涉企业生产经营活动的路径和效果差异,与本研究的目标更为匹配。本文中投资型规制指促使企业增加具有长期环保效果的资金投入(通常形成长期资产)的手段,如建设项目“三同时”环保投资^①、工业污染源治理投资等;费用型规制指促使企业增加具有短期环保效果的资金投入(通常计入当期费用)的手段,如环保税、排污权交易等。

2. 关于环境补贴政策

研发补助和低碳补贴构成环境补贴政策的主体。前者的目标是支持企业 R&D 活动,激发企业的自主创新意愿,手段是直接为企业提供货币性或非货币性资产;后者的目标是支持低碳产业发展或帮助高碳产业实现低碳转型,并没有明确鼓励自主创新,具体手段除财产直接转移外,还包括提供税收减免、贴息贷款、价格补贴等间接支持。本文只将研发补助纳入考察范围,原因是低碳补贴政策的执行手段过于庞杂,包括环境规制在内的各类环境政策工具几乎都具有“低碳补贴”效应,直接或间接发挥了支持低碳产业发展的效果(熊爱华等,2020)。因此,本文只将“低碳补贴”视为一种属性,用于描述不同环境政策工具间的特征差异。

(二) 环境政策工具的创新模式选择效应

理论上,企业的创新活动可分为“内源型”和“外源型”:前者指创新主体凭借自有创新资源,通过研发(包括自主研发、与其他组织联合研发)方式获取新技术产权的过程;后者指以“获取外源技术-消化吸收-模仿创新”这一特定路径实现技术升级的过程^②。但现实中,少有企业长期发展单一的创新模式,在具备一定规模后企业通常会对比二者的相对成本,以特定比例搭配使用两种创新模式(Downing and Ross, 2014)。因此,在本文中创新模式选择特指企业选择以何种比例搭配使用两种创新模式,反映出决策者对不同创新模式的偏好程度;而创新模式选择的改变则表现为企业内源创新投入与外源创新投入的相对份额变动。

公共政策的冲击会改变两种创新模式的相对成本,促使企业调整内源创新投入与外源创新投入的比重,即改变企业的创新模式选择行为。相比外源型创新,内源创新活动风险高、周期长,需要大量研发资金的持续投入及相对稳定的政策环境。因此,一项政策对企业资产流动性的负面冲击越小,意味着其对企业日常经营活动的干扰作用越有限,越能够激励企业增加自主研发投入(Lyandres and Palazzo, 2016);其次,政策的不确定性较弱,意味着企业长期投资成本和风险相对确定,使企业更倾向于做出包括自主研发在内的长期投资决策(汪海凤等,2018);最后,一项政策发挥补贴效应的创新导向性越强,其越能激励企业进行内源型创新。鉴于此,本文从上述三个角度考察环境政策工具的“内源创新激励效应”,以此反映其创新模式选择效应:在创新经费总支出一定时,“内源创新激励效应”越强代表政策工具越能使企业倾向于发展内源型创新、减少外源创新投入,反之则代表政策工具使企业更加依

^①《国家计委、国家建委关于官厅水库污染情况和解决意见的报告》中提出,工厂建设和“三废”综合利用工程要同时设计、同时施工、同时投产。此后国家环保总局下发《关于进一步做好建设项目环境保护管理工作的几点意见》,为建设项目“三同时”环保投资行为的分类管理、竣工验收和监督检查工作提供了具体、明确的规定。

^②获取外源技术的常用方式包括技术引进、进口货物、接受投资、对外直接投资等,这些方式均不涉及技术创新,但它们是进行技术消化吸收与模仿创新的前提,因此技术引进经费等开销通常也被视为外源创新投入。

赖外源型创新。

1. 投资型规制的内源创新激励效应弱

理由如下:(1)投资型规制对企业资产流动性的负面冲击较强。例如在环保投资“三同时”制度下,企业扩张规模必须支付额外资金购买或自建环保设施,这部分资金一旦投入便无法变现,只能随环保设备折旧或减值计入成本,这使企业承受了较大的财务压力。(2)投资型规制的不确定性较强,政策落实依赖行政监督和管理。例如环保投资“三同时”制度要求企业必须为建设项目配备环保设备,但环保设备运行与否、运行频率则很大程度上取决于地方政府的环保督查力度。(3)投资型规制间接补贴了低碳产业和转型中的高耗能产业,但没有明确鼓励自主创新。例如对于有能力发展循环经济的企业,国家减免其为购置环保设施所支付的相关费用。这意味着相比风险大、周期长的自主研发活动,被补贴企业可能更倾向于以技术引进、接受投资等方式为基础发展外源型创新,在短期内提升清洁生产水平以获得政府补贴(董景荣等,2021)。

2. 费用型规制的内源创新激励效应一般

理由如下:(1)费用型规制对企业资产流动性的负面冲击较弱。在费用型规制下,企业可以通过长期缴纳税金、罚款或购买排污许可等方式渐进式改善自身的环境治理能力,将环境治理成本分摊至各营业期内,对企业施加的财务压力较小(汪海凤等,2018)。(2)费用型规制的不确定性弱。目前我国已建成较为完整的环境法体系、环境管理体系和税收征管制度,排污权交易、碳排放权交易试点也在加速推进。通过了解相关法规与准则文件,企业通常可以合理估计自己在未来数年应当承担的环保税费负担(吴茵茵等,2019)。(3)与投资型规制类似,费用型规制间接补贴了低碳产业和转型中的高耗能产业,但没有明确鼓励自主创新。《中华人民共和国环境保护税法》第十三条规定,纳税人排放应税大气污染物或者水污染物的浓度值低于国家和地方规定的污染物排放标准百分之三十的,减按百分之七十五征收环境保护税。纳税人排放应税大气污染物或者水污染物的浓度值低于国家和地方规定的污染物排放标准百分之五十的,减按百分之五十征收环境保护税。但是,被补贴企业并不一定将税收减免所得用于研发。

3. 研发补助的内源创新激励效应强

理由如下:(1)研发补助为企业提供大量高质量流动资产,极大提高了企业自主研发的积极性。同时,研发补助可被看作是政府支持企业创新的“承诺”,这种“承诺”可以为企业技术创新提供融资便利(Bronzini and Iachini,2014)。(2)研发补助的不确定性弱。基于研发补助政策,政府与企业间将建立“隐性政企关联”。这种关联一旦建立便具有天然的稳定性:企业在收到补助后会加大研发投入力度,以赢得政府的信任进而持续获得补助;政府为了保证研发补助政策的绩效,在企业取得创新成果前,不会轻易停止为企业提供资金支持。(3)研发补助的对象是有研发活动的企业,明确鼓励自主创新。近年来,我国对研发补助金的管理日趋严格,执法和监督体制的完善大幅提高了滥用研发补助金的成本,这使得研发补助政策很难对研发投入产生“挤出效应”,有利于企业内源型创新活动的展开。综上分析,本文提出假说1。

假说1:本文所考察的三类环境政策工具中,投资型规制的内源创新激励效应最弱,费用型规制次之,研发补助的内源创新激励效应最强。

表1概括展示了以上各部分分析结论及假说1的内容。

表 1 环境规制工具对创新模式选择的影响

	投资型规制	费用型规制	研发补助
对企业资产流动性的影响	占用大量流动性资产，没有成本分摊效应	占用少量流动性资产，有成本分摊效应	提供大量资金强化企业融资能力
政策不确定性	强	弱	弱
补贴效应的对象	低碳产业和转型中的高耗能产业	低碳产业和转型中的高耗能产业	研发活动达到特定规模的企业
内源创新激励效应	弱	一般	强

(三) 创新模式选择与绿色全要素生产率

关于创新模式选择与绿色全要素生产率间的关系,已有研究表明,技术创新对生产率的影响是一个动态过程:在不同时间窗口内,创新的生产率促进作用存在差异(李鹏升、陈艳莹,2019)。由于在不同创新模式下创新资源转化为生产力的周期有明显差异(余东华、孙婷,2017),选择特定的创新模式意味着为生产率提升选择了特定的“动态路径”。具体而言,从短期来看外源型创新具有成本低、周期短的优点,能快速将创新成果转化为生产力;内源型创新风险高、成本高、周期长,大量资源投入很难在研发活动初期得到回报,导致其对生产力的正向影响存在滞后性(Raustiala and Sprigman,2012)。而从长期来看,企业对外源技术的改良空间十分有限,外源型创新无法帮助企业获得高质量技术资本和核心技术产权,因此企业很难以技术模仿为基础实现突破性创新,这使得外源型创新对产出的贡献率快速衰退,并呈现出边际收益递减特征(刘冬冬等,2017);相反,发展内源型创新使企业获得充足的技术储备和核心技术产权,强化了企业的自主创新能力,进而使企业长期维持创新成果产出与转化效率(余泳泽、张先轸,2015)。

结合前文对环境政策工具与创新模式选择关系的探讨可知,理论上,创新模式选择应当是联结环境政策工具与绿色全要素生产率的桥梁,即创新模式选择发挥了中介作用。基于上述分析,本文提出假说2。

假说2:环境政策工具通过创新模式选择对绿色全要素生产率施加动态异质性影响;环境政策工具的内源创新激励效应越强,其对绿色全要素生产率的短期促进作用越弱、长期促进作用越强。

三、实证模型与数据描述

(一) 实证模型设定

经济增长具有惯性,当期的绿色全要素生产率受其前期水平的影响;同样,创新模式选择存在“路径依赖”,企业的创新决策与其长期坚持的技术路径密切相关。因此,本文将此二者的滞后项作为解释变量纳入实证模型,利用动态模型考察环境政策工具对创新模式选择和绿色全要素生产率的影响。下面具体介绍实证模型设定方式。

为检验假说1,构建方程(1)形式如下:

$$\ln IM_u = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_u + \beta_2 \ln Sub_u + \lambda X_u + CV_u + f_i + f_t + \varepsilon_u \quad (1)$$

方程(1)中:系数 β_1 、 β_2 代表环境政策工具对创新模式选择的效应。 ER 代表规制类政策工具强度,包含投资型规制强度 IER 和费用型规制强度 FER ; Sub 代表补贴类政策工具强度,特指研发补助强度; IM 为创新模式选择; i 和 t 分别表示省份和年份。 X_u 代表被解释变量滞后项集合, λ 为其系数集合,例如在方程(1)中 $\lambda X_u = (\lambda_1 \ln IM_{t-1} + \lambda_2 \ln IM_{t-2} + \dots +$

$\lambda_n \ln IM_{t-n}$), 其中滞后阶数 n 的取值由相关检验结果决定。 CV 为控制变量及其系数集合, 本文选取的控制变量包括劳动力规模 (*Labor*)、物质资本 (*Capital*)、产业结构 (*Structure*)、域内企业盈利能力 (*Roe*)、排污强度 (*PI*)。 f_i 代表不随时间变化的个体特征, f_t 代表年份效应, ε_{it} 为随机扰动项。

为检验假说 2, 首先构建方程(2)形式如下:

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ER_{it} + \alpha_2 \ln Sub_{it} + \lambda X_{it} + CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

方程(2)中: 系数 α_1 、 α_2 分别代表规制类政策和补贴类政策对绿色全要素生产率的总效应。 $GTFP$ 为绿色全要素生产率综合指标, $GTFP_{it} = [SGTFP_{it}, MGTFP_{it}, LGTFP_{it}]$ 。若以 Y_{it} 代表 i 省份第 t 年绿色全要素生产率测算值, 则对于特定省份而言 $SGTFP_t = Y_{t+1}$, 代表绿色全要素生产率短期水平; $MGTFP_t = (Y_{t+1} + Y_{t+2} + Y_{t+3}) / 3$, 代表绿色全要素生产率中期水平; $LGTFP_t = (Y_{t+1} + Y_{t+2} + \dots + Y_{t+5}) / 5$, 代表绿色全要素生产率长期水平。由于环境政策工具对绿色全要素生产率影响的滞后性, $SGTFP$ 、 $MGTFP$ 、 $LGTFP$ 均从 Y 的先导一期项开始取值。

进一步, 将创新模式选择变量纳入方程(2), 得到方程(3)形式如下:

$$GTFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln ER_{it} + \gamma_2 \ln Sub_{it} + \gamma_3 \ln IM_{it} + \lambda X_{it} + CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

方程(3)中: 系数 γ_1 、 γ_2 是控制了中介变量 IM 的影响后, 解释变量 ER 、 Sub 对被解释变量 $GTFP$ 的直接效应; 系数 γ_3 是控制了解释变量 ER 、 Sub 的影响后, 中介变量 IM 对被解释变量 $GTFP$ 的效应。综合考察方程(1)、方程(2)和方程(3)的回归结果, 利用 Baron 和 Kenny (1986) 提出的逐步法 (causal steps approach), 我们可以检验创新模式选择是否存在中介作用以及起到了怎样的中介作用。

(二) 估计方法、数据来源与指标处理

本文使用系统广义矩估计方法 (SGMM) 估计上述方程^①。以 2006—2019 年中国工业省级面板数据 (不包含西藏及港澳台地区数据) 为样本, 样本数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及国家统计局网站, 通过差分得到个别年份部分缺失数据。变量指标具体构造方式如下:

1. 被解释变量

绿色全要素生产率 ($GTFP$)。参考 Molinos-Senante 等 (2014) 的方法, 构建 Global Malmquist-Luenberger 生产率指数测度基于区域 (省份) 层面的绿色全要素生产率。其中, 参考黄庆华等 (2018) 的方法构造要素投入和期望产出指标; 参考徐建中和王曼曼 (2018) 的方法衡量污染物排放强度, 作为非期望产出指标^②。

2. 中介变量

创新模式选择 (IM) = R&D 经费内部支出/(技术改造经费支出+技术引进经费支出+消化吸收经费支出)。该指标值越大说明地区企业内源创新投入相对于外源创新投入的份额越大, 企业在搭配使用两种创新模式时越倾向于内源型创新; 反之, 指标值越小说明企业对外源型创新偏好程度越高。

3. 核心解释变量

环境政策工具。用建设项目“三同时”环保投资额占地区规模以上工业企业生产总值的

^① 在 SGMM 估计中, 将人均地区生产总值、技术能力、绿色创新投入设置为不属于方程的工具变量。工具变量设置的详细方法已留存备索。

^② 限于篇幅, 绿色全要素生产率、排污强度的详细测算方法与测算结果已留存备索。

比重衡量投资型规制强度(*I_{ER}*)，用排污费解缴入库金额与解缴入库户数之比衡量费用型环境规制强度(*F_{ER}*)，用来源于政府的工业企业R&D经费内部支出衡量研发补助强度(*S_{ub}*)。

4. 控制变量

用地区规模以上工业企业生产总值与地区生产总值之比衡量产业结构(*Structure*)；用从业人员年平均人数衡量劳动力规模(*Labor*)；借鉴陈诗一(2011)的处理方法，用永续盘存法计算资本存量衡量物质资本(*Capital*)；用净资产收益率衡量域内企业盈利能力(*Roe*)；参考徐建中和王曼曼(2018)的方法，用地区工业废水、废气和固体废物排放量构建综合指标测算排污强度(*PI*)。

变量描述性统计见表2。

表 2 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
GTFP	360	1.104	0.201	0.632	1.991	1.059
InIM	360	2.790	0.642	0.733	7.059	2.876
lnI _{ER}	360	-5.864	0.845	-8.575	-1.986	-5.933
lnF _{ER}	360	1.605	0.678	0.079	3.428	1.624
lnS _{ub}	360	10.953	1.281	6.273	13.067	11.12
lnL _{abor}	360	5.174	1.102	2.084	7.308	5.169
lnC _{apital}	360	8.879	0.832	6.269	10.654	8.968
lnP _I	360	1.115	0.375	0.260	2.840	1.068
S _{tructure}	360	0.392	0.084	0.118	0.564	0.408
R _{oe}	360	0.069	0.028	0.003	0.198	0.065

四、实证分析

(一) 检验假说1：环境政策的创新模式选择效应

表3列(1)为方程(1)的回归结果。模型充分性检验显示，将创新模式选择一阶滞后项纳入模型，能够满足一阶序列相关和二阶序列不相关条件；Sargan检验结果不显著，说明接受“所有工具变量都有效”的原假设。表3列(1)显示，主要解释变量的回归系数均显著。在其他条件不变时，投资型规制强度每提高1%，会导致创新模式选择变量的均值下降0.070%，表明落实投资型规制会降低工业企业内源创新投入与外源创新投入的比值，即提高企业发展外源型创新的倾向；同理，费用型规制、研发补助强度每提高1%，会分别导致创新模式选择变量的均值提高0.045%和0.147%，表明采用费用型规制和研发补助政策会提升内源创新投入相对于外源创新投入的份额，即提高企业发展内源型创新的倾向。同时，研发补助的系数值大于费用型规制，表明相比费用型规制，采用研发补助政策更能提高企业对内源型创新的偏好程度。该结果与假说1的描述相吻合。

为确保方程(1)回归结果的可靠性，本文进行了一系列稳健性检验。首先，以各省份规模以上工业企业R&D人员全时当量与技术改造支出的比值作为创新模式选择的替代指标参与回归，回归结果见列(2)；其次，以各省份当年参与清洁生产审核评估的企业数占规模以上工业企业总数的比重作为投资型规制强度的替代指标、以各省份环境行政罚款罚没额与规模以上工业企业营业成本的比值作为费用型规制强度的替代指标参与回归，回归结果见列(3)；最后，利用两阶段最小二乘法重新估计方程(1)，仍然设定创新模式选择变量一阶滞后项的工具变量为其高阶滞后项和额外工具变量，模型通过了工具变量外生性检验和弱工

具变量检验,回归结果见列(4)。考察表3中列(2)至列(4),各主要解释变量符号与列(1)一致,说明方程(1)的回归结果稳健性较强,假说1得到验证。

表3 方程(1)参数估计及稳健性检验结果

	方程(1)	稳健性检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnIER	-0.070 *** (0.0136)	-0.046 *** (0.0121)	-0.102 *** (0.0096)	-0.017 (0.0290)
lnFER	0.045 ** (0.0175)	0.054 * (0.0174)	0.157 *** (0.0459)	0.064 * (0.0390)
lnSub	0.147 *** (0.0291)	0.083 *** (0.0207)	0.148 *** (0.0296)	0.206 *** (0.0482)
N	330	330	330	360
L _t lnIM	0.388 *** (0.0374)	0.395 *** (0.0577)	0.355 *** (0.0419)	0.517 *** (0.0392)
AR(1)	-3.044 ***	-3.214 ***	-2.922 ***	
AR(2)	-0.209	-0.878	-0.077	
Sargan 检验	26.313	22.932	27.212	
工具变量外生检验				0.750
弱工具变量检验				17.837
控制变量	YES	YES	YES	YES
估计方法	SGMM	SGMM	SGMM	IV2SLS

注:括号内数值为标准差,*表示 $p<0.1$, ** 表示 $p<0.05$, *** 表示 $p<0.01$, 下同; L_n 表示变量 n 阶滞后项,下同。

(二) 检验假说2:“环境政策工具—创新模式选择—绿色全要素生产率”传导机制

首先利用方程(2)考察环境政策工具对绿色全要素生产率的影响,其回归结果如表4所示。模型充分性检验结果显示:当以绿色全要素生产率短期水平为被解释变量时,应将被解释变量一阶滞后项和二阶滞后项同时纳入模型;当以绿色全要素生产率中期水平和长期水平为被解释变量时,只需将被解释变量一阶滞后项纳入模型。Sargan 检验结果不显著,说明工具变量有效。

表4显示,投资型规制强度每提高1%,会导致绿色全要素生产率在短期内提高0.069、在中期内下降0.021、在长期内下降0.037,表明投资型规制对绿色全要素生产率的负向影响随时间窗口延伸而增强;费用型规制强度每提高1%,会导致绿色全要素生产率在短期内下降0.213、在中期内下降0.024、在长期内提高0.040,表明其正向影响随时间窗口延伸而增强;研发补助强度在短期、中期、长期内均正向影响绿色全要素生产率,且其正向影响随时间窗口延伸而增强。该结果与假说2的描述总体吻合。

为确保方程(2)回归结果的可靠性,需进行稳健性检验。首先,进行变量选择偏差检验。该检验通过替换解释变量衡量指标实现,替换方法同上文对方程(1)检验方法,其回归结果见表5列(1)至列(3)。其次,进行模型压力测试检验。在样本量、自由度、误差项控制手段受限情况下对方程执行回归程序,以检验实证模型与样本数据的契合度。采用差分广义矩估计方法(DGMM)方法对方程(2)执行模型压力测试:一方面,相比 SGMM,利用 DGMM 意味着可参与回归样本数更少;另一方面,DGMM 法消去了方程中不随时间变化的 f_i 变量,放松了模型对随机扰动项的约束。模型压力测试结果见表5列(4)至列(6)。考察稳健性检

验结果发现,随被解释变量取值变化(时间窗口的延伸),各主要解释变量系数的符号、大小所表现出的变化趋势与表4结果一致,且显著性水平与原回归结果大部分保持一致,这说明方程(2)的回归结果较为可靠。

表4 方程(2)参数估计结果

	(1)	(2)	(3)
	SGTFP	MGTFP	LGTFP
lnIER	0.069 *** (0.0092)	-0.021 *** (0.0055)	-0.037 *** (0.0037)
lnFER	-0.213 *** (0.0257)	-0.024 ** (0.0127)	0.040 ** (0.0172)
lnSub	0.029 *** (0.0146)	0.040 *** (0.0047)	0.056 *** (0.0056)
N	330	300	240
L ₁ GTFP	0.186 *** (0.0255)	0.528 *** (0.0471)	0.403 *** (0.0385)
L ₂ GTFP	-0.455 *** (0.0263)		
Sargan 检验	27.931	28.064	23.521
控制变量	YES	YES	YES
估计方法	SGMM	SGMM	SGMM

表5 方程(2)稳健性检验结果

	变量选择偏差检验			模型压力测试		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SGTFP	MGTFP	LGTFP	SGTFP	MGTFP	LGTFP
lnIER	0.012 ** (0.0067)	-0.003 (0.0026)	-0.015 *** (0.0052)	0.046 *** (0.0079)	-0.007 * (0.0041)	-0.012 *** (0.0039)
lnFER	-0.038 * (0.0192)	0.001 (0.0199)	0.094 *** (0.0450)	-0.091 ** (0.0401)	-0.140 *** (0.0156)	0.134 *** (0.0220)
lnSub	0.036 ** (0.0169)	0.047 *** (0.0060)	0.046 *** (0.0054)	-0.012 (0.0206)	0.101 *** (0.0063)	0.093 *** (0.0056)
N	330	300	240	300	270	210
L ₁ GTFP	0.144 *** (0.0417)	0.574 *** (0.0366)	0.414 *** (0.0310)	0.175 *** (0.0315)	0.552 *** (0.0394)	0.461 *** (0.0333)
L ₂ GTFP	-0.482 *** (0.0266)			-0.398 *** (0.0231)		
Sargan 检验	29.013	27.582	25.034	28.351	27.478	22.382
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
估计方法	SGMM	SGMM	SGMM	DGMM	DGMM	DGMM

进一步对方程(3)做回归,其结果如表6所示。综合考察方程(1)、方程(2)、方程(3)的回归结果,我们可以判断创新模式选择的中介效应。

表6显示,以绿色全要素生产率短期水平为被解释变量时,创新模式选择变量的系数显著为负;以绿色全要素生产率中期水平和长期水平为被解释变量时,创新模式选择变量的系数显著为正。这说明发展内源型创新不利于绿色全要素生产率在短期内快速提升,但能够促进其在中长期内的持续增长。这与本文所提出的观点一致,在理论机制上肯定了创新模式选择的“中介”身份。进一步,与表4相比,表6在将创新模式选择变量纳入回归方程后,不论以何指标衡量绿色全要素生产率,投资型规制、费用型规制、研发补助三个核心解释变

量系数的绝对值有所减小(只有 $MGTFP$ 对 $\ln FER$ 的回归系数绝对值有所提高,但其仍不显著)。说明三种环境政策工具对绿色全要素生产率的影响需要(部分或全部)通过创新模式选择得以实现,即创新模式选择在三种环境政策工具与绿色全要素生产率的关系间均发挥了中介作用。综上,假说 2 得到验证。

表 6 方程(3)参数估计结果

	<i>SGTFP</i>	<i>MGTFP</i>	<i>LGTFP</i>
$\ln IER$	0.062 *** (0.0076)	-0.016 *** (0.0051)	-0.034 *** (0.0033)
$\ln FER$	-0.213 *** (0.0356)	-0.027 (0.0283)	0.018 ** (0.0117)
$\ln Sub$	0.022 (0.0196)	0.001 (0.0061)	0.019 *** (0.0069)
$\ln IM$	-0.041 * (0.0257)	0.074 *** (0.0083)	0.060 *** (0.0082)
N	330	300	240
$L_1 GTFP$	0.165 *** (0.0289)	0.583 *** (0.0395)	0.373 *** (0.0434)
$L_2 GTFP$	-0.461 *** (0.0287)		
Sargan 检验	27.284	26.830	23.498
控制变量	YES	YES	YES
估计方法	SGMM	SGMM	SGMM

五、基于实证结果的中国现实解析

本部分基于实证结果,结合我国环境政策制定及其历史沿革情况,分析导致我国 GTFP 增速下降困境的环境政策因素,进而探索有利于我国 GTFP 平稳增长的政策路径。

图 2 展示了我国环境政策工具强度的演变情况与 GTFP 增长率的演变情况。我国 GTFP 在 2006—2012 年间平均增速较快,但其增长率在 2012 年后几乎收敛于零,增速明显下降。事实上,创新驱动战略于 2012 年正式提出,与 GTFP 增长放缓现象几乎同时发生;而本质上创新驱动就是探索中国特色自主创新道路的过程,是推动我国创新模式由外源引进向内源研发转化的实践。这或许意味着 GTFP 增速放缓与我国创新内源化进程有关联。同时图 2 显示,2009—2018 年我国投资型规制强度与研发补助强度未呈现出明显的变化趋势,但费用型规制强度却呈现出持续、快速上升的趋势。进一步考察地区数据发现,2009—2018 年费用型规制强度的上升在全国范围是普遍现象。对此已有相当部分文献指出,在我国环境政策加速收紧的大背景下,费用型规制越来越成为补充财政收入与完成环保任务并行不悖的高效政策工具(宋丽颖、张安钦,2021)。

前文实证结果表明,费用型规制促进了内源型创新。因而关于上述事实间的逻辑关系,我们提出如下猜想:面对国家日趋严格的环保要求,地方政府普遍倾向于加强环境税费征管力度,即利用费用型规制手段完成地区环保目标;而在创新驱动战略背景下,全国范围内费用型规制强度的普遍、持续、快速提高带来了创新模式的过度内源化,导致创新投入无法及时转化为绿色产能,表现为 GTFP 增速下降。

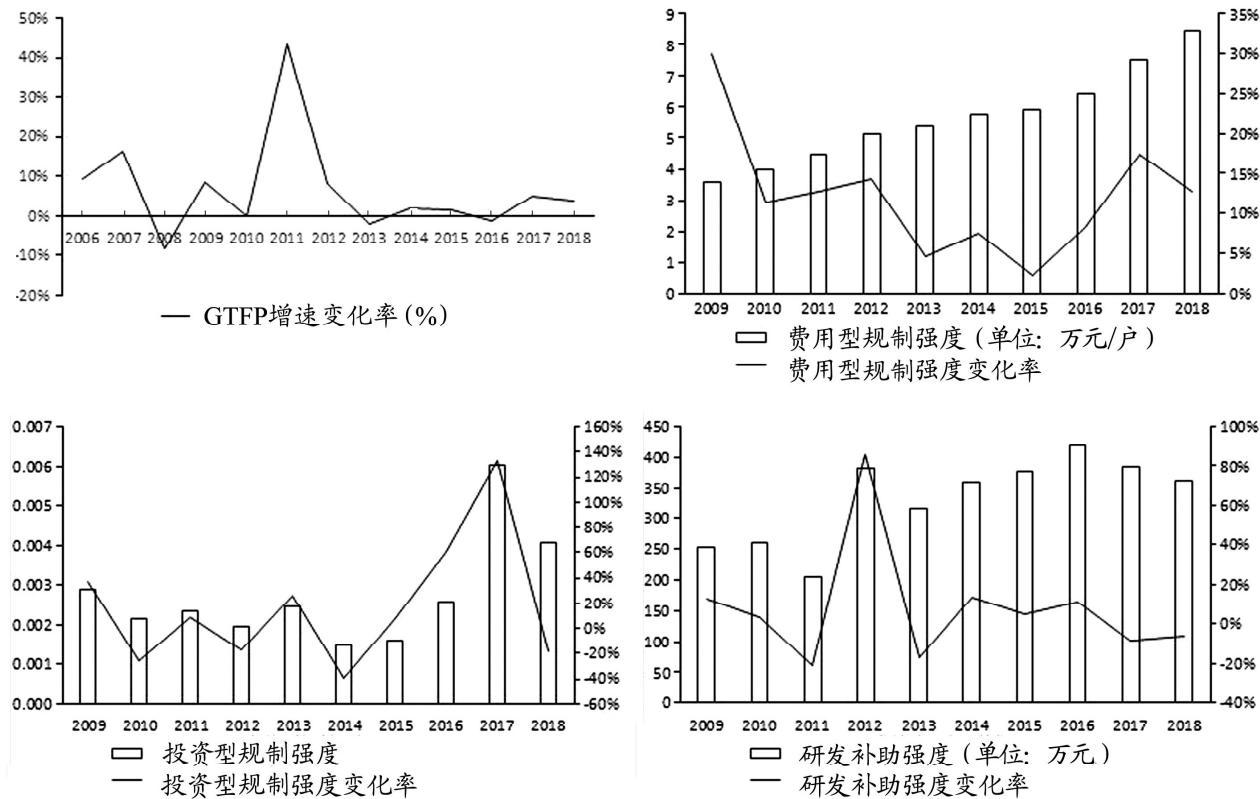


图2 政策工具强度与GTFP 增速演变情况

为验证这一猜想,以2012年为分段点,利用分段样本重新拟合方程(1)和方程(3),以对比考察创新驱动战略提出前后,费用型规制强度对创新模式选择的影响以及创新模式选择对绿色全要素生产率短期水平的影响是否存在差异,同时进行了稳健性检验,回归结果如表7所示。

表7 分段样本回归及稳健性检验结果

样本区间	分段样本回归				稳健性检验			
	2007—2012年		2013—2018年		2007—2012年		2013—2018年	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
变量	方程(1)	方程(3)	方程(1)	方程(3)	方程(1)	方程(3)	方程(1)	方程(3)
$\ln IM$	$\ln IM$	$SGTFP$	$\ln IM$	$SGTFP$	$\ln IM$	$SGTFP$	$\ln IM$	$SGTFP$
$\ln FER$	-0.070 (0.0718)	0.055 (0.0434)	0.198 *** (0.0336)	-0.234 *** (0.0453)	0.067 (0.0564)	-0.007 (0.0257)	0.057 *** (0.0252)	-0.109 *** (0.0352)
$\ln IM$		-0.031 (0.0289)		-0.133 *** (0.0276)		0.015 (0.0310)		-0.164 *** (0.0377)
N	150	150	150	150	150	150	150	150
Sargan 检验	23.883	21.256	25.502	21.406	24.389	22.478	21.246	23.316
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

首先对比考察表7列(2)与列(4)。列(2)显示2007—2012年间创新模式的内源化没有阻碍绿色全要素生产率提升,而列(4)显示2013—2018年间创新模式的内源化阻碍了绿色全要素生产率提升。事实上随着创新驱动战略的提出,一些地方政府开始重视自主创新,不考虑自身的创新资源禀赋,主观强制发展与自身要素结构、创新能力不匹配的自主创新模式,致使创新效率降低、创新活动呈现“低质量”特征,这凸显了内源型创新对绿色全要素生

产率的短期负向影响(余泳泽、张先珍,2015)。进而对比考察表7列(1)与列(3)。列(1)显示2007—2012年间费用型规制强度的上升并没有引发创新模式的内源化,而列(3)显示2013—2018年间费用型规制强度的上升促进了内源创新活动。这加剧了创新活动的“低质量”特征,使得内源型创新对绿色全要素生产率的短期负向影响被进一步放大。稳健性检验表明,在替换变量衡量指标后,关键解释变量系数符号、显著性程度均与原回归结果一致,说明分段样本回归结果稳健性较强。

至此,以上猜想得到验证:费用型规制强度持续、快速提高所引发的创新模式过度内源化是导致我国GTFP增速放缓的重要原因。并且,由于创新活动具有“低质量”特征,地方政府自发提升费用型规制强度的行为也不利于GTFP在未来的持续增长,这是我国GTFP增长困境的症结所在。事实上,我国早在2015年就提出了绿色发展理念,从经济转型方面讲其本质就是促进GTFP在短期和中长期内的持续改善。然而创新驱动下地方政府一味鼓励域内企业发展内源型创新模式的做法与绿色发展战略诉求并不相容。面对“双碳”目标约束,我国产业绿色转型任务空前紧迫,发展单一的内源型创新模式不但无法满足这种迫切需求,相反,由于技术落后地区的要素禀赋水平无法支撑内源型创新而导致其绿色技术进步缓慢(林毅夫,2017),技术先进地区将被迫承担更多减排任务,这迫使当地企业将更多研发经费用于事后治理,占用自主创新活动资金,最终在国家层面造成创新驱动与绿色发展双输结果,引发GTFP增速继续下滑。

综上,立足于国家整体层面,有效统筹创新驱动与绿色发展是当前我国GTFP实现平稳增长的前提和抓手,但激进的创新驱动(发展单一的内源型创新模式)无法满足绿色发展的战略诉求(GTFP平稳增长)。那么,我们能否从空间维度设计一种环境政策布局,引导各地方政府制定差异化的环境政策方案,从而诱导当地企业选择与地区经济特征相匹配的创新模式,最终在国家层面实现创新驱动与绿色发展相统筹的总目标,实现GTFP平稳增长?这便是本文接下来要探讨的内容。

六、环境政策空间布局的讨论

(一)环境政策工具协同性分析

具体讨论环境政策的空间布局前,应进行环境政策工具协同性分析。现实中地方政府通常会搭配使用环境规制政策和环境补贴政策,以削弱绿色创新活动的“双重外部性”(何小钢,2014),但事实证明不同政策工具间的协同性差异较大,并非所有环境政策组合都具有良好的绿色创新激励效果(王林辉等,2020),因此需了解在促进GTFP增长方面哪些政策工具或政策工具组合是“有效选项”。本文参考叶宝娟和温忠麟(2013)的处理方式,构建“有中介的调节(交互)效应模型”来检验环境政策工具间的协同性,模型具体形式如下:

$$\begin{aligned} GTFP_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln ER_{it} \times \ln Sub_{it} + \alpha_2 \ln ER_{it} + \alpha_3 \ln Sub_{it} + \lambda X_{it} + CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \\ \ln IM_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln ER_{it} \times \ln Sub_{it} + \beta_2 \ln ER_{it} + \beta_3 \ln Sub_{it} + \lambda X_{it} + CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \\ GTFP_{it} &= \gamma_0 + \gamma_1 \ln ER_{it} \times \ln Sub_{it} + \gamma_2 \ln ER_{it} + \gamma_3 \ln Sub_{it} + \gamma_4 \ln IM_{it} + \lambda X_{it} + CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

用规制类政策工具和研发补助的交互项代表环境政策工具间的交互作用。在方程(1)、方程(2)、方程(3)中加入交互项 $\ln ER_{it} \times \ln Sub_{it}$,联立可得方程组(4),其中 α_1 代表 $\ln Sub$ 与 $\ln ER$ 的交互效应, β_1 代表交互项对中介变量 $\ln IM$ 的效应, γ_4 代表中介变量 $\ln IM$ 对 $GTFP$ 的效应。

表8、表9分别报告了以绿色全要素生产率短期水平、绿色全要素生产率长期水平为被解释变量时方程组(4)的回归结果,仍然采用“逐步法”对回归结果进行分析。考察表8列(1)与列(4),规制类政策工具强度与研发补助强度交互项系数均不显著,说明在短期内,研发补助与环境规制对GTFP不存在交互作用;考察表9列(1)与列(4),规制类政策工具强度与研发补助强度交互项系数均显著为正,说明从长远看,研发补助与环境规制对GTFP具有联合正向影响。此外,表9列(2)中交互项系数不显著,列(5)中交互项系数显著为负,这说明环境规制并未以创新模式选择为中介对GTFP产生长期正向影响。

对比考察表4、表8、表9可知,若以短期内快速拉升GTFP为目标,可考虑单独使用或搭配使用投资型规制政策和研发补助政策,但搭配使用并不能带来额外收益;若以保持GTFP的长期稳定增长为目标,则应搭配使用费用型规制政策与研发补助政策,以充分发挥二者对GTFP的正向协同作用。

表8 方程组(4)参数估计结果(被解释变量:SGTFP)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SGTFP	lnIM	SGTFP	SGTFP	lnIM	SGTFP
lnIER×lnSub	0.011 (0.0077)	-0.005 (0.0181)	0.007 (0.0056)			
lnIM			-0.049 *** (0.0232)			0.071 *** (0.0060)
lnFER×lnSub				-0.004 (0.0040)	0.021 * (0.0124)	-0.006 * (0.0036)
N	330	330	330	330	330	330
Sargan 检验	26.933	26.342	26.375	27.713	26.894	27.108
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES

表9 方程组(4)参数估计结果(被解释变量:LGTFP)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LGTFP	lnIM	LGTFP	LGTFP	lnIM	LGTFP
lnIER×lnSub	0.041 * (0.0240)	-0.068 (0.0519)	0.048 * (0.0279)			
lnIM			-0.043 (0.0303)			0.069 *** (0.0075)
lnFER×lnSub				0.020 * (0.0118)	-0.138 *** (0.0404)	0.022 ** (0.0094)
N	240	240	240	240	240	240
Sargan 检验	23.098	27.232	23.598	21.923	26.487	23.533
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(二)空间异质性分析

本质上,落实创新驱动战略就是推动创新模式由外源型向内源型转化的过程。在自主创新能力与技术资本积累方面占据优势,即具有技术比较优势的地区更容易实现这种转型。现阶段绿色发展战略迫切要求在短期内实现绿色生产技术与节能减排技术突破。产业结构偏重、污染排放量大、能源利用效率低的地区更能够感受到这种环境治理压力。本文通过综

合考察各地区的技术比较优势与环境治理压力,将我国省级单位进行分组:以内源技术偏好指标表征技术比较优势,该指标用工业企业 R&D 经费内部支出总额与资本存量的比值衡量,指标值越高意味着该地区工业的要素结构、技术能力越适合于内源型创新,其环境政策应当优先满足创新驱动的需要;以能源强度表征环境治理压力,该指标用地区工业总产值与工业能源消费总量的比值衡量,指标值越高意味着该地区进行环保技术革新的需求越迫切,其环境政策应当优先满足绿色发展的需要。

按上述指标可大致将全国省级单位分为两组:华东、华中、华南地区工业内源技术偏好强、相对增长率高、工业能源强度低,其环境政策制定应重视激励内源型创新,以保证 GTFP 在长期内稳定增长;华北、东北、西南、西北地区工业内源技术偏好弱、相对增长率低、工业能源强度高,应重视外源型创新,首要目标是实现 GTFP 在短期内快速提升^①。

基于以上结果,将全样本分为两组做回归分析:其一,以绿色全要素生产率长期水平为被解释变量,对华东、华中、华南地区样本做回归;其二,以绿色全要素生产率短期水平为被解释变量,对华北、东北、西南、西北地区样本做回归。两组回归结果见表 10。表 10 显示,在华东、华中、华南地区层面,费用型规制强度、研发补助强度的系数显著为正,且二者数值均大于表 4 列(3)中同指标回归系数。这说明在华东、华中、华南地区,费用型规制强度、研发补助强度对绿色全要素生产率的长期促进作用高于全国平均水平。同时由于费用型规制与研发补助间的协同性较好,搭配使用这两种环境政策工具将对绿色全要素生产率的长期增长产生额外正向影响。在华北、东北、西南、西北地区层面,投资型规制强度的系数显著为正,且数值大于表 4 列(1)中同指标回归系数,说明上述地区投资型规制强度对绿色全要素生产率的短期促进作用高于全国平均水平;但研发补贴强度的系数不显著,说明在短期内,研发补助政策对绿色全要素生产率的拉升效果非常有限。

表 10 分地区样本回归结果

	华东地区、华中地区、华南地区	华北地区、东北地区、西南地区、西北地区
	LGTFP	SGTFP
lnIER	0.028 (0.0089)	0.087 *** (0.0233)
lnFER	0.061 ** (0.0301)	-0.062 (0.1087)
lnSub	0.176 *** (0.0519)	0.053 (0.1574)
N	70	208
Sargan 检验	5.793	11.203
控制变量	YES	YES

综上,为实现 GTFP 平稳增长目标,华东、华中、华南地区的环境政策应当优先满足创新驱动的需要,通过搭配使用费用型规制和研发补助激励内源型创新,以保证 GTFP 在长期内稳定增长;华北、东北、西南、西北地区的环境政策应当优先满足绿色发展的需要,通过提升投资型规制强度激励外源型创新,以实现 GTFP 在短期内快速提升。

^①限于篇幅,未报告地区工业技术比较优势和环境治理压力的测算结果,已留存备索。

七、结论与建议

(一)研究结论

本文从环境政策的创新模式选择效应视角剖析了我国绿色全要素生产率增速放缓现象的成因及对策。

首先,理论阐释并实证检验了“环境政策工具-创新模式选择-绿色全要素生产率”传导机制。研究发现:投资型规制在短期内正向、在中长期内负向影响绿色全要素生产率,其负向影响随时间窗口延伸而增强;费用型规制在短期内负向、在长期内正向影响绿色全要素生产率,其正向影响随时间窗口延伸而增强;研发补助始终正向影响绿色全要素生产率。创新模式选择在三种环境政策工具与绿色全要素生产率的关系间均发挥了中介作用。

进而,考察我国环境政策制定及历史沿革情况,辅以分段样本回归检验发现:费用型规制强度持续、快速提高所引发的创新模式过度内源化是导致我国绿色全要素生产率增速放缓的重要原因。这揭示出激进的创新驱动(发展单一的内源型创新模式)无法满足绿色发展战略诉求(绿色全要素生产率平稳增长),有效统筹创新驱动与绿色发展是我国绿色全要素生产率实现平稳增长的前提与保障。

最后,基于环境政策工具协同性分析和空间异质性分析结果,提出环境政策空间布局:华东、华中、华南地区应搭配使用费用型规制和研发补助,为绿色全要素生产率增长注入长久动力,以契合创新驱动强调自主研发的战略内涵;现阶段华北、东北、西南、西北地区应重视提升投资型规制强度,及时扭转绿色全要素生产率增速下滑的现状,以呼应绿色发展对节能减排的迫切要求。

(二)政策建议

1.优化财政分权体制,削弱地方政府对费用型规制的依赖程度

首先,重视省级以下财政体制改革,尤其是省级与市级间的财力分配。避免市级政府支出责任过重,为地区优化环境政策工具提供调整空间。其次,建立常态化财政资金直达基层机制,有针对性地缓解地方政府财政压力。最后,深化税收征管改革。进一步规范税收征管和税收服务体系,通过提高地方政府干预环保税征收活动的成本,削弱其对费用型规制的依赖并将多种环境政策工具纳入考量。

2.完善环境行政执法与监察制度,提高投资型规制落实效率

一方面,规范环境行政执法流程,削弱投资型规制政策的不确定性,最大程度降低其为企业生产经营活动所施加的不合理负担;另一方面,推进环保垂直管理改革,继续实施中央环保督察制度,克服环境管理属地模式弊端,降低地方政府对环境规制政策执行力度的波动性,为高效落实投资型规制提供良好制度环境。

3.中央引领与地方执行相结合,落实环境政策空间布局

国家应以统筹推进创新驱动与绿色发展为导向,以强力手段引导各地区选择适宜的环境政策工具。地方政府在积极落实中央部署的同时,重点提高环境政策或政策组合的使用效率:(1)华东、华中、华南地区地方政府应重点关注如何提升费用型规制与研发补助政策的搭配使用效率。如研究讨论是否加大对已享受资源税、环保税优惠企业的研发补助力度,是否给予域内新能源高新企业“绿证”或排污权交易补贴等前沿热点问题。(2)当前华北、东北、西南和西北地区地方政府应关注如何充分发挥投资型规制对绿色全要素生产率的短期

拉升作用，秉持谨慎、适时、适度、渐进式原则，增强投资型规制强度；同时通过强化“三同时”制度管理及监督执法效率、丰富污染源治理投资渠道等手段鼓励域内企业进行环境投资。

参考文献：

- 1.陈诗一,2011:《中国工业分行业统计数据估算:1980—2008》,《经济学(季刊)》第10卷第3期。
- 2.陈永泰、徐晗玉、徐峰、盛昭瀚,2019:《面向企业绿色创新的政府R&D补贴契约设计》,《系统管理学报》第4期。
- 3.董景荣、张文卿、陈宇科,2021:《环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究》,《产业经济研究》第3期。
- 4.何小钢,2014:《绿色技术创新的最优规制结构研究——基于研发支持与环境规制的双重互动效应》,《经济管理》第11期。
- 5.黄庆华、胡江峰、陈习定,2018:《环境规制与绿色全要素生产率:两难还是双赢?》,《中国人口·资源与环境》第11期。
- 6.李鹏升、陈艳莹,2019:《环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率》,《财贸经济》第11期。
- 7.林毅夫,2017:《新结构经济学、自生能力与新的理论见解》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第6期。
- 8.刘冬冬、董景荣、王亚飞,2017:《行业特征、要素禀赋结构与技术进步路径选择——基于中国装备制造业的实证检验》,《科研管理》第9期。
- 9.宋丽颖、张安钦,2021:《中国“压力型”财政激励的产业结构调整效应》,《财贸经济》第6期。
- 10.滕泽伟,2020:《中国服务业绿色全要素生产率的空间分异及驱动因素研究》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- 11.王林辉、王辉、董直庆,2020:《经济增长和环境质量相容性政策条件——环境技术进步方向视角下的政策偏向效应检验》,《管理世界》第3期。
- 12.汪海凤、白雪洁、李爽,2018:《环境规制、不确定性与企业的短期化投资偏向——基于环境规制工具异质性的比较分析》,《财贸研究》第12期。
- 13.吴茵茵、徐冲、陈建东,2019:《不完全竞争市场中差异化环保税影响效应研究》,《中国工业经济》第5期。
- 14.伍格致、游达明,2019:《环境规制对技术创新与绿色全要素生产率的影响机制:基于财政分权的调节作用》,《管理工程学报》第1期。
- 15.熊爱华、丁友强、胡玉凤,2020:《低碳门槛下绿色创新补贴对全要素生产率的影响》,《资源科学》第11期。
- 16.徐建中、王曼曼,2018:《绿色技术创新、环境规制与能源强度——基于中国制造业的实证分析》,《科学学研究》第4期。
- 17.叶宝娟、温忠麟,2013:《有中介的调节模型检验方法:甄别和整合》,《心理学报》第9期。
- 18.余东华、孙婷,2017:《环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力》,《中国工业经济》第5期。
- 19.余泳泽、张先轸,2015:《要素禀赋、适宜性创新模式选择与全要素生产率提升》,《管理世界》第9期。
- 20.原毅军、刘柳,2013:《环境规制与经济增长:基于经济型规制分类的研究》,《经济评论》第1期。
- 21.岳鸿飞、徐颖、周静,2018:《中国工业绿色全要素生产率及技术创新贡献测评》,《上海经济研究》第4期。
- 22.Baron, R. M., and D. A. Kenny. 1986.“The Moderator–mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations.” *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6): 1173–1182.
- 23.Bronzini, R., and E. Iachini. 2014.“Are Incentives for R&D Effective? Evidence from a Regression Discontinuity Approach.” *American Economic Journal: Economic Policy* 6(4): 100–134.
- 24.Chen, Y., J. Miao, and Z. Zhu. 2021.“Measuring Green Total Factor Productivity of China’s Agricultural Sector: A Three-stage SBM–DEA Model with Non-point Source Pollution and CO₂ Emissions.” *Journal of Cleaner Production* 318, 128543.
- 25.Downing, N. S., and J. S. Ross. 2014.“Innovation, Risk, and Patient Empowerment: The FDA-mandated Withdrawal of 23andMe’s Personal Genome Service.” *Jama* 311(8): 793–794.
- 26.Lyandres, E., and B. Palazzo. 2016.“Cash Holdings, Competition, and Innovation.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 51(6): 1823–1861.

- 27.Molinos-Senante, M., A. Maziotis, and R. Sala-Garrido. 2014.“The Luenberger Productivity Indicator in the Water Industry: An Empirical Analysis for England and Wales.” *Utilities Policy* 30: 18–28.
- 28.Palmer, K., E. O. Wallace, and R. P. Paul. 1995.“Tightening Environmental Standards: The Benefit-cost or the No-cost Paradigm?” *Journal of Economic Perspectives* 9(4): 119–132.
- 29.Porter, M. E., and C. Van der Linde. 1995.“Toward a New Conception of the Environment–competitiveness Relationship.” *Journal of Economic Perspectives* 9(4): 97–118.
- 30.Qiu, S., Z. Wang, and S. Geng. 2021.“How Do Environmental Regulation and Foreign Investment Behavior Affect Green Productivity Growth in the Industrial Sector? An Empirical Test Based on Chinese Provincial Panel Data.” *Journal of Environmental Management* 287, 112282.
- 31.Raustiala, K., and C. Sprigman. 2012. *The Knockoff Economy: How Imitation Sparks Innovation*. New York: Oxford University Press.
- 32.Wallsten, S.J. 2000.“The Effects of Government–industry R&D Programs on Private R&D: The Case of the Small Business Innovation Research Program.” *The RAND Journal of Economics* 31(1): 82–100.

The Mechanism, Dilemma and Countermeasures of Environmental Policy on Promoting China's Green Total Factor Productivity: A Perspective from Innovation Mode Selection

Zhang Wenqing¹, Dong Jingrong², Zhang Haitao¹ and Luo Jiahui¹

(1: School of Economics and Business Administration, Chongqing University;
2: School of Economics and Management, Chongqing Normal University)

Abstract: From the perspective of innovation mode selection effect of environmental policy, this paper analyzes the causes of the slowdown of green total factor productivity (GTFP) growth in China and puts forward corresponding policy suggestions. Firstly, considering three types of environmental policies: investment-based regulation, cost-based regulation and R&D subsidy, and two types of innovation models: exogenous and endogenous, this paper theoretically explains and empirically tests the causal transmission relationship of “environmental policy instruments–innovation mode selection – GTFP”. The results show that different environmental policy instruments exert dynamic heterogeneity on GTFP through innovation mode selection, and the stronger the endogenous innovation incentive effect of environmental policy instruments, the weaker the short-term promotion effect on GTFP and the stronger the long-term promotion effect on GTFP. Based on the analysis of environmental policy making and historical evolution in China, we find that the excessive endogenesis of innovation mode caused by the continuous and rapid improvement of cost-based regulation intensity is an important reason for the slowdown of GTFP growth in China. These results reveal that the development of a single endogenous innovation model is difficult to achieve stable growth of GTFP, in other words, the radical innovation–driven–development cannot meet the strategic demands of green development. The policy implications are that the spatial distribution of environmental policies should be rationally designed to guide different regions to implement differentiated environmental policy plans, so as to realize the integration of innovation–driven development and green development at the national level and return GTFP to a stable growth track.

Keywords: Green Total Factor Productivity, Environmental Policy, Innovation Mode, Innovation–driven development, Green Development

JEL Classification: O14, O31, O47

(责任编辑:彭爽)