

基础研究与工业绿色全要素生产率

戴魁早 王思曼 温晓华*

摘要:基础研究能推进工业绿色增长吗?文章在理论分析基础研究对工业绿色增长的影响及其作用机制的基础上,以Malmquist-Luenberger(ML)指数测算的工业绿色全要素生产率变化率衡量工业绿色增长,并利用中国2005—2018年数据对理论预期进行了验证。研究发现:基础研究显著促进了中国地方工业绿色增长,而且基础研究与应用研究对地方工业绿色增长的影响存在协同效应,该结论在进行选取国家自然科学基金资助项目数量、各个城市2002年研发机构数量和1958年普通高校专任教师数量作为工具变量和“省部共建实验室”建设作为准自然实验等一系列稳健性检验后仍成立。基础研究的促进作用不仅存在一定的滞后效应,而且长期效应也很明显。而且,基础研究的这种促进作用是通过降低工业能源消耗、减少工业污染物排放、提高工业产品技术含量等途径和机制实现的。基础研究的影响也存在异质性,对省会城市和非资源型城市来说,基础研究对工业绿色增长的促进作用更为明显,而对重污染工业行业 and 低技术密集度行业来说,基础研究的作用效果较弱。本文验证了基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长的重要作用,在一定程度上明确了创新发展理念与绿色发展理念的关系,这对中国正在推进的工业绿色发展和正在加强的基础研究的政策措施设计具有一定的参考价值。

关键词:基础研究 工业绿色全要素生产率 应用研究

DOI: 10.19592/j.cnki.scje.401332

JEL分类号: O40, O31, C33 中图分类号: F062.4

文献标识码: A 文章编号: 1000-6249(2023)08-093-22

一、引言

发达国家的现代化历程表明,工业化是实现现代化的基础和前提,高度发达的工业社会是现代化的主要标志(陈佳贵,2004;厉以宁,2010)。工业化也一直是中国经济发展中的重大问题,新中国建立至今经历了20世纪50年代至70年代的初步工业化,以及80年代以来的加速工业化两个阶段(金碚,2014)。“十一五”以来,由于工业发展面临的资源环境约束压力越来越大,工业领域着力向资源节约型、环境友好型工业方向进行转型升级(金碚,2011)。尽管做出了很大努力,也完成了一系列目标任务,但是,中国工业总体上尚未摆脱高投入、高消耗、高排放的发展方式,资源能源消耗量

* 戴魁早(通讯作者),湖南科技大学商学院,湖南省战略性新兴产业研究基地,湖南省新型工业化研究基地,E-mail: dai-kz2007sina@com,通讯地址:湖南省湘潭市桃源路2号湖南科技大学商学院,邮编:411201;王思曼,湖南科技大学商学院;温晓华,湖南科技大学商学院。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,作者文责自负。

基金项目:本文受国家自然科学基金项目“技术要素市场发展对中国制造业生产率增长的影响机制及调控政策研究”(72173042)、国家自然科学基金面上项目“要素价格扭曲对中国高技术产业出口技术复杂度的影响机制及调控政策研究”(71773107)、湖南省研究生科研创新项目“要素市场化配置改革推进长株潭城市群制造业高质量发展研究”(CX20221047)的资助。

大,生态环境问题比较突出,迫切需要加快推进工业绿色发展,^①以提高工业科技含量、降低资源消耗、减少环境污染。由此,自然有这样的疑问,哪些因素能够促进或者影响工业绿色增长呢?

现有文献强调技术开发、技术引进、环境规制、基础设施建设和国际贸易等多种因素对以工业绿色全要素生产率变化率(即工业绿色全要素生产率增长,下文同)衡量的工业绿色增长的促进作用(万伦来、朱琴,2013;景维民、张璐,2014;原毅军、谢荣辉,2016;童健等,2016;陈超凡,2016),并认为外商直接投资、资源禀赋和财政分权等因素也影响着工业绿色增长(胡琰欣等,2016;李斌等,2016;黄寿峰,2017)。这些文献虽然从不同角度深刻阐释了这些因素如何影响工业绿色增长,但大多忽略了近些年来取得长足进步的基础研究的可能影响。

改革开放以来,尤其是中共十八大以来,中国采取一系列有力措施支持基础研究。理论上,基础研究积累的知识存量不仅为创造发明新产品和新技术提供理论依据,还能提升学习能力和创新能力,进而能够推动技术进步(叶祥松、刘敬,2018;李蕾蕾等,2018)。事实上,技术进步能够降低能源消耗、减少污染物排放、提高产品技术含量(或产品附加值,下文同)(陈诗一,2010;钱娟、李金叶,2018),而且工业绿色增长关键在于降低工业能源消耗、减少工业污染排放、增加工业技术含量(程时雄等,2016;王昀、孙晓华,2017)。^②由此可见,基础研究很可能是促进地方工业绿色增长的重要因素。在当前推进工业绿色发展十分紧迫的背景下,我们自然非常关切:基础研究能否推动中国地方工业绿色增长?如果能,基础研究作用于工业绿色增长的机制是什么?进一步地,应用研究尤其是绿色技术创新在基础研究推动地方工业绿色增长过程中能否发挥重要作用?

基础研究对绿色增长的影响还未引起足够的重视,目前仅见少量文献涉及这一主题,如葛鹏飞等(2018)构建新经济增长模型阐述了基础研究影响绿色全要素生产率增长的机理,并利用“一带一路”沿线国家的面板数据进行了经验验证,研究发现,基础研究显著地促进了绿色全要素生产率的提升,而且这种影响存在正向边际递减特征。然而,这篇文献并未明确基础研究是否推进了中国工业绿色增长,也始终未涉及后面两个问题。而且,就研究样本而言,该文利用的跨国样本,很难控制国家间可能影响工业发展的宗教传统、文化基因、经济增长模式等因素,而以中国各地区为研究对象,可以避免跨国研究无法克服的异质性。就基础研究的影响机制而言,该文并未从降耗、减排、提高产品技术含量等决定绿色发展的关键方面进行解释。为此,从理论层面定性地归纳出基础研究影响工业绿色增长的机理,并进而运用多种计量方法对理论预期进行验证;进一步地,探讨了应用研究是否会改变基础研究对地方工业绿色增长的作用效果,从而实现以上疑问较为全面的解答。

与既有文献相比,本文的贡献主要体现在:第一,从基础研究视角切入中国地方工业绿色发展问题,系统地分析了基础研究投入对中国地方工业绿色全要素生产率增长的影响,得出了富有启示意义的研究结论。这既是对基础研究领域和工业绿色发展或工业转型升级研究的有益补充,又为政府通过基础研究来推进地方工业绿色发展或工业转型升级提供了参考依据。第二,在机制上探究了基础研究如何能够更好地发挥促进工业绿色增长的作用。本文发现,基础研究通过降低工业能源消

①工信部《工业绿色发展规划(2016—2020年)》(工信部规[2016]225号)明确,加快推进工业绿色发展是现实选择,具有必要性和紧迫性,而且推进工业绿色发展有助于落实“十三五规划”和《中国制造2050》战略部署。

②《工业绿色发展规划(2016—2020年)》(工信部规[2016]225号)也明确,加快推进工业绿色发展,关键在于加快构建科技含量高、资源消耗低、环境污染少的绿色制造体系。

耗、减少工业污染物排放、提高工业产品技术含量等途径和机制推进了地方工业绿色增长,因而,为了更有效地促进地方工业绿色增长,基础研究的增强政策需要与节能、减排和产品技术含量提高的促进政策等相互配合与协调。第三,丰富了创新与绿色全要素生产率关系的研究内容。本文既研究了基础研究与应用研究对工业绿色增长是否存在协同效应,研究发现,为了更有效地促进地方工业绿色增长,需要推动基础研究与应用研究的融通创新发展;又探讨了基础研究对省会城市与非省会城市、资源型城市与非资源型城市的影响是否存在地区差异,以及对污染程度不同和技术特征不同工业行业绿色发展的影响是否会存在行业差异。

二、理论分析及研究假说

鉴于工业绿色增长的关键在于降低工业能源消耗、减少工业污染排放、增加工业产品技术含量,结合我国基础研究不断突破的过程中,应用研究能不断取得实质性进展的经验事实,通过梳理相关领域的研究成果,本文构建如下理论分析框架探讨基础研究对工业绿色增长的影响(如图1所示)。

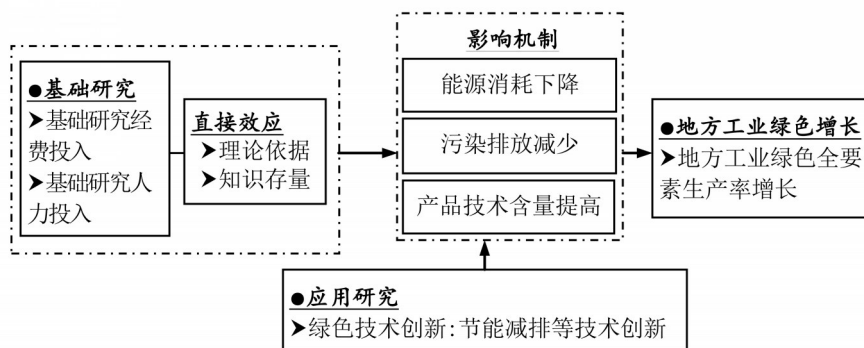


图1 理论分析框架

(一)基础研究对地方工业绿色增长的影响

基础研究是认识自然现象、揭示自然规律,获取新知识、新原理、新方法的基础性研究活动^①。基础研究不仅为创造发明新产品和新技术提供了理论依据,而且其积累的知识存量还提升了学习能力和创新能力,进而能够显著推动技术进步(叶祥松、刘敬,2018;李蕾蕾等,2018;陈阳、唐晓华,2019)。鉴于技术进步能够降低能源消耗、减少污染物排放、提高产品技术含量(陈诗一,2010;钱娟、李金叶,2018),因此,基础研究很可能是影响工业绿色增长的重要因素。具体来说,基础研究可以通过降低能源消耗、减少污染物排放、提高产品技术含量等途径与机制作用于地方工业绿色增长。

1. 基础研究、能源消耗降低与工业绿色增长

理论上,基础研究能够降低工业行业的能源消耗。这种影响主要体现在两个方面:①基础研究对技术进步产生的促进作用能够提高工业行业的能源效率。这是因为,基础研究不仅通过取得重大

^①科技部《“十三五”国家基础研究专项规划》指出:基础研究是整个科学体系的源头,是所有问题的总开关,作为国家创新体系的重要组成部分,决定着国家原始创新的动力和活力,重视和加强基础研究已经成为我国科学技术发展的战略重点。新时期基础研究肩负着统筹科技创新资源、促进自主创新和科技成果转化的重要使命。

理论突破和积累效应突破重大技术,从而显著提升技术水平(Adams,1990),而且,基础研究积累的知识存量水平提高还可以逆向破解、消化吸收引进的先进技术,并结合本地需求,实现技术本土化以及二次创新,进而促进技术进步(叶祥松、刘敬,2018;李蕾蕾等,2018;王俊等,2021)。事实上,技术进步通过直接或者间接作用于能源系统,能够有效提高能源使用效率(Jacobsen,2000),而且技术进步的作用效果在动态变化,随着工业行业发展和制度的完善,技术进步对提高能源效率的作用逐渐增强(李廉水、周勇,2006),从而显著降低了工业单位能源消耗(钱娟、李金叶,2018)。近年来油气资源与煤炭清洁高效利用以及新型节能技术等领域取得的重大突破,为降低能源消耗这一重大问题奠定了科学基础。②基础研究对工业结构升级产生的促进作用可能有助于工业能源消耗的下降。材料科学、制造科学、工程技术的基础研究取得的突破,推动了传统行业改造升级和战略性新兴产业发展,使得地方高能耗传统工业企业的比重不断下降,工业结构呈现出持续升级趋势。高能耗工业企业的减少和战略性新兴产业的增加,有效降低了地方工业行业的单位能源消耗。

2. 基础研究、污染物排放减少与工业绿色增长

基础研究能够从三个方面减少工业污染物排放:①基础研究带来的技术显著进步(叶祥松、刘敬,2018;李蕾蕾等,2018),不仅能够推动中国工业污染物减排,还是实现工业经济增长和绿色低碳转型“双赢”的动力所在(陈诗一,2010;钱娟、李金叶,2018)。事实上,技术进步的减排效应,既来自能源效率提高对工业污染物产生的抑制作用(林伯强、孙传旺,2011),又来自能源消费结构调整效应和技术进步综合效应(钱娟、李金叶,2018)。②材料科学、信息科学、制造科学等领域的基础研究对传统工业改造升级和战略性新兴产业发展的推动作用,既降低了高排放、高污染的传统工业污染物排放量,又提高了低排放、低污染的战略战略性新兴产业^①在地方工业行业的比重,进而有助于减少工业污染物排放。③生态科学、环境科学等领域的基础研究探索,产生了诸多理论知识和专利成果(刘涛等,2003),为解决污染排放问题提供可靠的科学依据和技术支撑,有助于污染治理、清洁工艺等关键技术与设备研发,进而可以提升工业污染治理能力。这也可以减少工业污染排放。

3. 基础研究、产品技术含量提高与工业绿色增长

基础研究还能够提高工业产品技术含量^②。这种影响主要体现在:①基础研究决定科技知识存量水平(Salter and Martin,2001),可以提高人力资本的学习能力以及技术与知识吸收能力(Aghion and Howitt,1996;孙早、许薛璐,2017;李蕾蕾等,2018),这是突破关键技术的前提,更是新技术的源头(叶祥松、刘敬,2018)。基础研究积累的科技知识存量源源不断衍生出新技术、新工艺和新产品,这有助于高技术含量产业体系的建立,进而推进工业产品技术含量的提高(叶祥松、刘敬,2018)。②基础研究衍生出的工艺创新、设备创新和产品创新(孙早、许薛璐,2017),能够促进传统工业改造升级,培育战略性新兴产业,发展高技术产业(史丹、李晓斌,2004)。理论上,传统工业的改造升级能够有效地提高传统工业产品的科技含量,而战略性新兴产业培育和高技术产业发展能够提高科技含量较高产品在地方工业产品中的比重,因而,基础研究这两个方面的影响都能够促进地方工业产品技术含量提高。

综上所述,上文的理论分析表明,基础研究能够降低工业能源消耗、减少工业污染物排放、提高

①战略性新兴产业都是低排放、低污染的产业(钱娟、李金叶,2018)。

②产品附加值主要由产品技术含量和生产效率来反映,产品技术含量或者劳动效率越高,产品附加值越高。

工业产品技术含量。鉴于工业绿色增长关键在于节能、减排和产品技术含量提高,由此有如下待检验的两个假说。

假说1:基础研究发展能够推动中国地方工业绿色增长。

假说2:基础研究主要通过降低工业能源消耗、减少工业污染物排放、提高工业产品技术含量等途径和机制推进中国地方工业绿色增长。

(二)应用研究、基础研究与工业绿色增长

上文的理论分析表明,基础研究能够通过降低工业能源消耗、减少工业污染物排放、提高工业产品技术含量等途径促进工业绿色增长。^①一般来说,推动工业技术进步的创新活动包括基础研究和应用研究,基础研究创造新的科技知识,应用研究则是利用已有知识开发新产品、研制新材料和形成新工艺,直接作用于工业生产(叶祥松、刘敬,2018),基础研究取得的科学技术突破需要应用研究的转化才能推动工业绿色增长;而且,基础研究是否取得重大突破决定着应用研究能否取得实质性进展(孙早、许薛璐,2017;葛鹏飞等,2018)。因而,应用研究与基础研究很可能在促进工业增长过程中联合发挥作用。基于此,本文将应用研究纳入基础研究与地方工业绿色增长的理论分析框架。

由于应用研究包括节能环保、清洁生产、清洁能源等领域的绿色技术创新^②,以及绿色技术创新对工业绿色增长的重要影响^③,因而,本文主要围绕绿色技术创新这一应用研究的影响进行分析。理论上,绿色技术创新对基础研究成果的转化能够从三个方面促进地方工业绿色增长:①绿色技术创新能够为工业行业降低能源消耗提供技术供给和支持(申明浩、谭伟杰,2022),这有助于地方工业绿色增长。例如,节能领域、清洁能源等绿色技术研发与技术成果产业化以及应用推广,能够降低工业行业的能源消耗(徐建中、王曼曼,2018)。②环保、清洁生产、清洁能源等领域绿色技术成果转化以及在工业企业的应用推广,能够有效降低工业的污染物排放,这也有助于地方工业绿色增长(王兵、刘光天,2015)。③先进绿色技术成果被用于产品设计和生产时,能够提高工业产品的技术含量,增强产品竞争优势,提高了工业产品的技术含量,这也有助于工业绿色增长。

综上所述,本文提出如下待检验的假说。

假说3:应用研究(绿色技术创新)会影响基础研究对工业绿色增长的作用效果,或者说,应用研究(绿色技术创新)与基础研究对工业绿色增长的影响存在协同效应。

三、研究设计

(一)计量模型设定

为了检验基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长的影响(假说1和假说2),借鉴绿色全要素生产率领域的研究成果(原毅军、谢荣辉,2016;葛鹏飞等,2018),设定如下的基准回归模型:

^①由于基础研究没有直接作用于工业生产,基础研究影响到工业绿色增长需要经历一系列的中间环节,受科技应用能力、科技体制等多种因素的制约(叶祥松、刘敬,2018)。因而,基础研究对地方工业绿色增长的作用效果可能会受到外部因素的干扰。

^②科技部《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》对绿色技术的定义是:绿色技术是降低消耗、减少污染、改善生态的新兴技术,包括节能环保、清洁生产、清洁能源等领域,涵盖产品设计、生产、消费等环节的技术。

^③《工业绿色发展规划(2016—2020年)》(工信部规[2016]225号)明确,绿色技术创新是推动工业绿色增长的重要举措之一。

$$\ln GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FR_{it} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} \ln X_{it} + \lambda_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $GTFP_{it}$ 表示地级市工业绿色全要素生产率变化率(即地级市工业绿色全要素生产率增长), 反映地级市工业绿色增长, 是基础研究(FR_{it})的函数。 X_{it} 为影响 $GTFP_{it}$ 的其它因素。式(1)中, 系数 α_1 反映基础研究(FR_{it})对地级市工业绿色全要素生产率增长的影响, α_{2j} 为控制变量(X_{it})的系数。

依据前文的理论分析以及既有绿色全要素生产率的研究文献, 式(1)控制变量(X_{it})应该包括产业结构、外商直接投资水平、人力资本水平、财政分权、基础设施和应用研究等因素。这是因为: ①产业结构(IS)会影响工业绿色增长(史丹、张成, 2017)。借鉴原毅军、谢荣辉(2016)的做法, 选取各地级市工业增加值占GDP的比重来反映。②外商直接投资(FDI)能够促进技术溢出等途径影响地级市绿色全要素生产率增长(涂正革, 2008; 赵文军、于津平, 2012)。采用董直庆、王辉(2019)做法, 用各地级市的外商投资总额占GDP的比重来衡量。③人力资本(AEY)通过积累知识经验, 可以缓解能源环境约束与资源配置效率的压力(黄茂兴、林寿富, 2013), 进而有利于地级市绿色全要素生产率的提高。借鉴陈钊等(2004)的研究, 选取各地级市的人均受教育年限作为衡量人力资本水平的指标。④财政分权(FD)体现了地方财政分权的自由度, 财政自由度越高, 对于环境支出的分配比例也将越高(陈硕、高琳, 2012), 会影响到地级市绿色增长(李斌等, 2016)。参考陈硕、高琳(2012)方法, 采用地方财政自由度指标来衡量财政分权, 用各省本级财政收入占各省本级财政支出的比重来表示。⑤基础设施(INFR)改善能够为要素流动提供便利的条件, 推进了绿色技术溢出或扩散, 从而可能对地区工业绿色增长产生影响(齐绍洲、徐佳, 2018)。借鉴吴延瑞(2008)的做法, 选取公路与铁路里程数的几何均值占总面积的百分比来衡量。

这样, 控制变量(X_{it})可由下式来反映:

$$\sum_{j=1}^6 \alpha_{2j} \ln X_{it} = \alpha_{21} \ln IS_{it} + \alpha_{22} \ln FDI_{it} + \alpha_{23} \ln AEY_{it} + \alpha_{24} \ln FD_{it} + \alpha_{25} \ln INFR_{it} + \alpha_{26} \ln AR_{it} \quad (2)$$

(二)变量选择与数据说明

1. 工业绿色全要素生产率

绿色全要素生产率增长涵盖了资源 and 环境等要素对经济增长的影响, 是从生产率视角衡量工业绿色增长较为理想的指标。借鉴学术界的通常做法, 本文采用基于SBM方向性距离函数的ML指数, 测算的工业绿色全要素生产率变化率(即绿色全要素生产率增长)作为地方工业绿色增长的代理变量。根据 Chung et al. (1997)的方法, 能够测算出 t 和 $t+1$ 期之间的 Malmquist-Luenberger (ML) 指数。这样, 地方工业绿色全要素生产率变化率(即工业绿色全要素生产率增长)($GTFP$)可由如下公式测算:

$$GTFP_t^{t+1} = \left[\frac{\{1 + D_o^t(x^t, y^t, b^t; g^t)\}}{\{1 + D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})\}} \frac{\{1 + D_o^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g^t)\}}{\{1 + D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})\}} \right]^{1/2} \quad (3)$$

式(3)中, x 表示工业部门的投入变量, 包括资本、劳动和能源, 工业期望产出变量 y 用工业总产出度量, 工业非期望产出变量 b 包括碳排放与“工业三废”排放, g 为方向向量。

投入产出数据的准确性对于测算地方工业绿色全要素生产率变化率至关重要, 借鉴原毅军、谢荣辉(2016)、李斌等(2016)的做法, 本文的地级市工业产出指标选取如下: ①选取规模以上工业企业的总产值作为期望产出, 并通过工业出厂价格指数对其进行平减, 折算为2004年不变价的工业总产值。②采用二氧化碳为非期望产出。理由是, “温室效应”仍然是最值得关注的问题, 且 CO_2 的排放是主要原因之一。由于该数据不可直接获取, 这里参考 IPCC 国家温室气体清单指南的公式进行估

算。③选取工业污染排放为非期望产出,用工业废水排放量、SO₂排放量、工业固体废弃物进行度量。

关于地级市工业投入指标:①选用永续盘存法来估算地级市工业固定资产的资本存量从而衡量资本投入,具体计算公式为: $K_t = (1 - \delta_t)K_{t-1} + I_t$ 。关于 I_t 确定,用工业企业固定资产新增数额反映每年新增投资额 I_t ,并以2004年为基期的固定资产投资价格指数进行平减。关于折旧率 δ_t 的确定,借鉴陈诗一(2011)的研究,根据累计折旧和固定资产原值计算折旧率,即 $\delta_t = \text{当年折旧}/\text{上一年固定资产原值}$ 。关于初始期资本存量 K_{t-1} 的确定,这里借鉴张军等(2004)测算基期资本存量的思路,采用测算公式 $K_{t-1} = I_t/(g + \delta)$,其中 g 为固定资产年平均增长率, δ 为年均折旧率。②借鉴原毅军、谢荣辉(2016)做法,选取工业城镇单位从业人员数衡量劳动投入。③鉴于能源消耗是城市工业经济发展的主要来源,也是环境污染的主要原因,这里选取地级市能源消耗总量作为衡量能源投入的代理变量^①。

2. 基础研究(FR)

为了与理论分析相一致,本文的基础研究变量需要使用基础研究研发经费存量来衡量。与余泳泽(2015)、叶祥松、刘敬(2018)的做法相一致,本文采用地区基础研究内部支出的资本存量作为代理变量。^②基础研究内部支出的资本存量的估算则采用永续盘存法,计算公式为, $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + (1 - 0.5\delta)I_t$ 。关于新增投资额 I_t 的确定,采用消费者价格指数对以2004年为基期的基础研究内部经费支出进行平减,并作为各期的新增基础研究的内部经费支出额。关于折旧率 δ 的确定,鉴于已有文献关于研发资本存量折旧率的选择主要介于10%–20%之间,吴延兵(2008)将折旧率设为15%,且余泳泽(2015)基于创新价值链的角度将基础研究的折旧率也设为15%,因此,本文令 $\delta = 15\%$ 。关于初始资本存量的确定,则采用计算公式 $K_{t-1} = I_t(1 - 0.5\delta)/(g + \delta)$ 进行测算,其中 g 为本文样本期间基础研究经费内部支出的年均增长率。

由于地级市数据的限制,目前仅有省级层面基础研究经费投入的数据。鉴于基础研究经费投入与政府的科技支持联系紧密,基础研究经费大多来源于政府的财政支出。基于此,这里借鉴范子英、赵仁杰(2019)推算地级市层面环境污染指标的处理思路,以地级市财政科技支出数占省级财政科技支出数的比重(单位为%)为权重,乘以省级层面的基础研究资本存量,得到地级市层面的基础研究经费投入,作为地级市基础研究的衡量指标。

3. 应用研究(AR)

依据理论分析,本文采用绿色技术创新和应用研究资本投入两个指标考察应用研究的影响。具体来说:一方面,绿色技术创新目的是减少对环境的破坏,促进经济可持续发展(Chen et al., 2006; 屈凯, 2021; 武力超等, 2022)。根据余泳泽(2015)以及国家统计局对创新过程的阶段性划分,绿色技术创新应该属于应用研究阶段和实验发展阶段。鉴于实验发展阶段没有绿色技术创新的投入和产出数据,而应用阶段的绿色技术创新有产出的数据,即绿色专利数的数据,可见,绿色专利产出能够较

^①本文借鉴史丹、李少林(2020)的做法,以城市夜间灯光强度占省级夜间灯光强度的比重(单位为%)为权重,乘以省级层面的工业能源消费量,推算出地级市层面的工业能源消费量,作为地级市能源投入的衡量指标。

^②由于R&D对生产率的影响不仅表现在当期,对以后若干时期的生产率也有重要影响,所以需要在核算R&D存量再测算它们对生产率的贡献(吴延兵, 2008)。根据国家统计局的定义,R&D包括基础研究、应用研究、试验发展三类活动。鉴于本文分析基础研究对绿色全要素生产率增长的影响,属于R&D与生产率增长关系的研究领域,因而,本文的基础研究变量采用永续盘存法测算的基础研究经费支出存量来衡量应该最为理想。

好的反映地级市绿色技术创新。这里借鉴董直庆、王辉(2019)做法,选取万名研发人员的绿色发明专利授权数作为地级市绿色技术创新的代理变量(用符号GRIN来表示)。

另一方面,关于应用研究资本投入的衡量,鉴于这里的应用研究包括创新过程的应用研究阶段和实验发展阶段,而绿色技术创新使用了绿色发明专利授权数这一应用研究阶段的指标来衡量,为了区别于前文绿色技术创新数据,这里使用实验发展阶段的衡量指标来反映应用研究。因而,这里借鉴余泳泽(2015)、叶祥松、刘敬(2018)的做法,采用实验发展的经费投入来衡量地方应用研究资本投入(CAR),即用地区工业企业R&D经费支出(R&D内部经费支出和R&D外部经费支出)存量来反映。这里的工业企业R&D经费存量测算公式及方法与前文基础研究资本存量相一致。由于地级市数据的限制,目前仅有省级层面工业企业R&D经费存量数据,鉴于科研综合技术服务业从业人员数量能较好地反映地级市研发人员投入情况(余泳泽等,2020),这里以地级市科研综合技术服务业从业人员数占省级科研综合技术服务业从业人员数的比重(单位为%)为权重,乘以省级层面的工业企业R&D经费存量,作为地级市应用研究资本投入的衡量指标。

表1 主要变量的描述性分析

变量	变量名称	变量	均值	标准差	最小值	最大值
核心变量	工业绿色全要素生产率变化率	GTFP	1.01	0.05	0.89	1.17
	基础研究	FR	0.21	0.36	0.00	2.12
控制变量	产业结构	IS	0.42	0.11	0.18	0.88
	财政分权	FD	0.52	0.20	0.18	0.93
	外商投资	FDI	0.35	0.33	0.06	1.56
	人力资本	AEY	9.21	1.21	6.57	13.37
	基础设施	INFR	0.41	0.24	0.04	1.03
	应用研究,绿色技术创新	GRIN	0.30	0.48	0.00	2.33
	应用研究,应用研究资本投入	CAR	92.89	262.74	0.86	3029.01

注:为了更好反映变量的初始值,表中的结果是变量未取自然对数时的描述性统计值。

考虑到数据的可获得性,本文主要使用中国地级市层面2005—2018年的面板数据(除了测算绿色全要素生产率的数据),样本涉及230个地级市。数据主要来源于《中国科技统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》中经网统计数据库以及国家知识产权局的相关年度。在估计时,本文对所有连续变量进行了标准化处理。同时,为了减少离群值对估计结果的干扰,本文对所有连续变量进行了1%的缩尾处理,主要变量的描述统计结果如表1所示。需要强调的是,为了更好反映变量的初始值,表1中的结果是变量未取自然对数时的描述性统计值。

四、实证结果与解释

(一)基准估计结果

在估计之前,本文运用方差膨胀因子方法对解释变量之间的多重共线性进行检验,结果显示,主

要模型的方差膨胀因子(VIF)总值和单个解释变量的VIF值都小于10,这表明主要模型的解释变量之间不存在多重共线性。同时,为了控制潜在的异方差和自相关问题,本文的回归结果均考虑了地区层面聚类稳健标准误。

1. 基础研究的总体影响

表2报告了绿色技术创新和应用研究资本投入两个指标衡量应用研究的估计结果,其中,模型1—模型4以应用研究资本投入(CAR)衡量,模型5—模型8以绿色技术创新(GRIN)衡量。从表2模型1和模型5的固定效应模型估计结果可以看出,基础研究的系数为0.21和0.15,且都在1%水平上显著,表明基础研究推动了地方工业绿色全要素生产率增长,这验证了假说1。

表2 基准估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	应用研究(应用研究资本投入,CAR)				应用研究(绿色技术创新,GRIN)			
$\ln GTFP_{t-1}$		-0.12*** (-7.74)	-0.09*** (-4.72)			-0.03*** (-2.78)	-0.06*** (-3.17)	
$\ln GTFP_{t-2}$			0.05*** (3.28)				0.06** (2.07)	
$\ln GTFP_{t-3}$			-0.25*** (-14.48)				-0.06*** (-13.16)	
$\ln FR$	0.21*** (6.55)	0.23*** (4.27)	0.27** (2.15)	0.24*** (4.81)	0.15*** (5.87)	0.18*** (4.73)	0.17*** (4.60)	0.36*** (4.73)
$\ln CAR$	0.26*** (7.96)	0.31*** (2.94)	0.34*** (2.78)	0.06*** (5.14)				
$\ln GRIN$					0.13** (2.274)	0.12*** (3.27)	0.16*** (4.48)	0.16*** (3.00)
$\ln FD$	-0.01 (-0.46)	-0.09*** (4.11)	-0.11** (-2.39)	-0.02 (-1.08)	-0.01 (-0.03)	-0.13** (-2.23)	-0.14** (-2.42)	-0.18** (-2.21)
$\ln IS$	0.05 (1.39)	0.28*** (4.02)	0.13** (2.18)	0.32*** (5.37)	0.06*** (2.979)	0.18** (2.70)	0.15** (2.14)	0.10*** (5.04)
$\ln AEY$	-0.11*** (-2.96)	0.02* (1.73)	0.14*** (3.62)	0.36** (2.10)	-0.05** (-2.24)	0.10*** (5.04)	0.11*** (4.51)	0.10*** (3.02)
$\ln FDI$	-0.01 (-0.24)	-0.05 (-1.52)	-0.17*** (-4.42)	-0.27*** (-6.79)	-0.02 (-0.84)	-0.31*** (-6.62)	-0.27*** (-4.90)	-0.31*** (-6.62)
$\ln INFR$	0.03 (1.58)	0.07** (2.41)	0.06** (2.43)	0.08*** (2.30)	0.15*** (7.289)	0.10*** (3.02)	0.05 (1.41)	0.07*** (3.27)
$\ln FR \times \ln CAR$				0.12*** (2.98)				
$\ln FR \times \ln GRIN$								0.15** (2.23)
观测值	2990	2760	2300	2990	2990	2760	2300	2990
估计方法	固定效应	SYS-GMM	SYS-GMM	固定效应	固定效应	SYS-GMM	SYS-GMM	固定效应
R-squared	0.12	-	-	0.30	0.25	-	-	0.31
AR(1)-test P值a		0.00	0.00			0.00	0.00	

(续表)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	应用研究(应用研究资本投入,CAR)				应用研究(绿色技术创新,GRIN)			
AR(2)-test P 值 a	-	0.16	0.27	-	-	0.42	0.33	-
Hansen-test P 值 b	-	0.18	0.25	-	-	0.20	0.23	-
地级市固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
聚类到地级市	是	是	是	是	是	是	是	是
Number of id	230	230	230	230	230	230	230	230

注:(1)***、**、*分别表示统计值在1%、5%、10%的显著性水平下显著;(2)小括号内的数值为z值;(3)a零假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关。

这里采用动态面板模型的广义矩估计方法(GMM)作进一步的稳健性检验(Windmeijer, 2005;)。表2模型2和模型6报告了引入动态面板模型的两步SYS-GMM估计结果,动态混合估计模型(POLS)和动态固定效应模型(FE)的稳健性检验表明两步SYS-GMM的估计结果不存在较大程度的偏差,结果具有稳健性。

值得注意的是,模型2和模型6的工业绿色全要素生产率增长滞后一期的系数值显著为负,这说明,可能存在“一年紧一年松”现象(李江龙、徐斌,2018),即由于地方官员“晋升锦标赛”制度,导致地方政府在落实节能减排的政策措施时缺乏足够的激励,中国地级市经济绿色全要素生产率增长一直处于波动状态。为了进一步验证这种现象是否存在,本文对李江龙、徐斌(2018)的方法进行了改进,即再引入工业绿色全要素生产率增长滞后二期和滞后三期进行估计。表2模型3和模型7报告了引入工业绿色全要素生产率增长滞后二期和滞后三期的估计结果,可以看出,地方工业绿色全要素生产率增长呈现出波动式的变化趋势,即上一期较高的增长率则会使得当期绿色全要素生产率增长率有所下降,进而下一期的绿色全要素生产率增长率又有所回升。

2. 基础研究与应用研究的协同效应

为了验证应用研究是否影响基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长的作用效果,这里使用既有文献的通常做法(孙早、许薛璐,2017),在式(1)的解释变量中引入基础研究与应用研究乘积项进行检验。

表2的模型4和模型8报告了引入乘积项($\ln FR \times \ln CAR$)和乘积项($\ln FR \times \ln GRIN$)的固定效应估计结果。从结果可以看出,应用研究资本投入($\ln CAR$)和绿色技术创新($\ln GRIN$)的系数显著为正(值为0.06和0.16),而且 $\ln FR \times \ln CAR$ 和 $\ln FR \times \ln GRIN$ 的系数也显著为正(值为0.12和0.15),这说明了应用研究资本投入和绿色技术创新既促进了地方工业绿色全要素生产率增长,又增强了基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长的作用效果;这个结论表明,应用研究和基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长的影响存在协同效应,验证了假说3。上述结论具有深刻的实际意义和政策启示,鉴于应用研究会加深对工业领域关键科技问题的认识,进而促进基础研究的发展(余泳泽, 2015),但是,如果基础研究没有取得突破,应用研究又会难以取得实质进展(孙早、许薛璐,2017),因而,为了更好地促进地方工业绿色全要素生产率增长,基础研究与应用研究需要对接融通。

3. 基础研究的长期效应

前文验证了基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长的短期影响,理论上,基础研究的影响可能存在一定的滞后效应或长期效应(叶祥松、刘敬,2018;岳宇君、孟渺,2022),为了检验基础研究的滞后效应或长期影响效应是否存在,这里借鉴席鹏辉(2017)、祝树金等(2019)的做法,将式(1)中的基础研究变量替换为该变量滞后1期、滞后2期、滞后3期、滞后4期,所有控制变量也均取相应的滞后期。如果随着滞后期数的增加,基础研究的估计系数仍然显著为正,说明基础研究对工业绿色增长的促进作用存在显著的时滞性。估计结果显示,基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长的促进作用不仅存在一定的滞后效应,而且长期效应也很明显。这说明基础研究的长期持续投入不仅有助于重大理论突破,还可能通过积累效应取得重大技术突破(叶祥松、刘敬,2018),有助于工业技术进步和技术效率提高,进而促进地方工业绿色全要素生产率增长。^①

(二)内生性控制

1. 外生政策冲击

省部共建实验室主要负责承担地方和国家重大科研任务,对提高地方基础研究水平非常重要(张龙鹏、邓昕,2021)。为了更稳健地检验基础研究是否促进了工业绿色全要素生产率增长,本文利用三批次(2007年、2009年和2010年)省部共建实验室的建立作为准自然实验,构建多期双重差分模型(DID),并将未建立省部共建实验室的地区作为对照组,将建立了省部共建实验室的地区作为处理组,来检验基础研究对工业绿色全要素生产率增长的影响。^②

表3 基础研究与工业绿色全要素生产率:DID模型

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	应用研究(应用研究资本投入,CAR)			应用研究(绿色技术创新,GRIN)		
treat×time	0.28*** (2.66)	0.31*** (6.16)	0.31*** (5.23)	0.18*** (4.99)	0.20*** (4.03)	0.23*** (5.47)
treat	0.17*** (5.30)	0.18*** (7.07)	0.22*** (5.58)	0.21** (2.35)	0.14*** (3.99)	0.29*** (4.49)
time	0.27*** (3.02)	0.18*** (5.48)	0.10** (2.10)	0.25*** (3.30)	0.20*** (3.94)	0.12*** (7.38)
lnCAR		0.26*** (11.23)	0.38*** (5.92)			
lnGRIN					0.49*** (2.69)	0.42*** (2.76)
控制变量	否	是	是	否	是	是
观测值	2990	2990	1610	2990	2990	1610
聚类到地级市	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.03	0.03	0.11	0.10	0.06	0.14

注:控制变量包括产业结构(IS)、外商直接投资(FDI)、人力资本(AEY)、财政分权(FD)、基础设施(INFR)。

① 限于篇幅,结果未报告,结果备索。

② 本文以省部共建实验室作为外生政策冲击的原因如下:(1)省部共建实验室是中央政府制定的政策,对各地来说属于外生的政策冲击。(2)地方基础研究工作是我国基础研究工作体系的重要组成部分,是以应用基础研究为主,目的是为解决本地区经济和社会发展的突出问题提供战略性、基础性、前瞻性的知识储备和科学支撑。省部共建实验室建设作为科技部加强和指导地方科技工作的一项重要举措,对提高地方基础研究水平非常重要。因而,省部共建实验室的建立和运行能够促进地方基础研究。

表3报告了DID估计结果,可以看出,不管是否引入控制变量, $treat_i \times time_t$ 的回归系数均在1%的水平下显著为正,这表明省部共建实验室建立的影响显著为正,这验证前文的结论,即省部共建实验室建立显著地促进了城市工业绿色全要素生产率增长。此外,作为稳健性检验,这里也选择前后各三年(包括实验室建立当年)作为研究窗口期(样本期间为2005—2012年),并重新进行回归,估计结果列在表3中模型3和模型6。可以看出,不论是绿色技术创新还是应用研究资本投入衡量应用研究, $treat_i \times time_t$ 回归系数始终显著为正。这进一步验证了省部共建实验室建立对地方工业绿色发展的促进作用。

平行趋势检验结果显示处理组和对照组的变化趋势相同,证明了平行趋势假设成立如图2所示。此外,为了确保表3结果具有可靠性,这里还进行了安慰剂检验。具体来说,假设三批次省部共建实验室的年份分别为建立的前一年和前两年,预期 $treat_i \times time_t$ 的估计系数将不会显著。DID估计结果显示,无论是提前一年还是提前两年, $treat_i \times time_t$ 的系数均不显著,这验证了表3的结果具有稳健性。^①此外,本文还采用Goodman-Bacon(2021)提出的Bacon分解方法来诊断双向固定效应的异质性问题是否严重^②,从结果可以看出,省部共建实验室建立对地方工业绿色发展的影响有90.2%来自于处理组与从未受到处理的对照组,7.9%来自先处理组与后处理对照组,1.1%来自后处理组与已经处理过的先处理对照组。由此可见,本文的双向固定效应估计量由负权重引起的偏误较小,再次验证了表3估计结果的有效性。

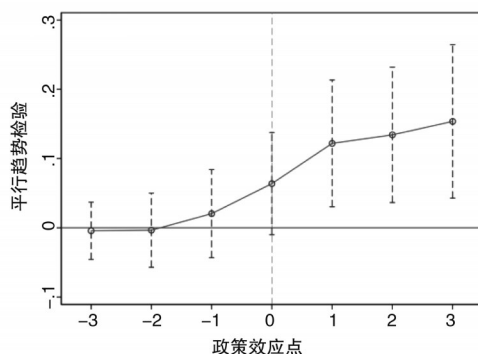


图2 平行趋势检验

2. 工具变量

为了进一步缓解内生性问题,这里进一步采用两阶段工具变量方法进行估计。本文选取了三个工具变量来进行验证。首先,采用地级市前两期的国家自然科学基金资助项目数量作为基础研究的工具变量(用符号NFP表示)。^③其次,选择历史上各个城市2002年研发机构数量作为基础研究的工

①限于篇幅,安慰剂检验的结果未报告。结果备索。

②即通过将双向固定效应的DID估计量分解为各部分的加权平均值来判断坏对照组的权重是否过大,若坏对照组平均估计量权重过大,则会严重影响估计量的有效性以及对因果效应的解释。限于篇幅,bacon分解结果未报告,结果备索。

③就相关性来说,地区基础研究经费投入与国家自然科学基金资助项目数量(主要包括数理科学部、生命科学部、地球科学部、工程与材料科学部、信息科学部等学部资助的项目数量)有着密切的关联;就外生性来说,国家自然科学基金资助项目的立项有一套专门的评审制度,独立于地方基础研发经费投入或工业活动,即这一评审制度外生的。2003—2016年地级市国家自然科学基金资助项目数量来源于《国家自然科学基金资助项目统计资料》和国家自然科学基金委员会网站。

具变量。^①最后,选取了1958年普通高校专任教师数作为基础研究的工具变量。^②由于本文研究样本为面板数据,只采用2002年城市研发机构数量和1958年普通高校专任教师数量作为工具变量会因为固定效应而无法进行估计。因此,参考Nunn and Qian(2014)的处理方法,引入一个时间序列变量,构造面板工具变量,即选取城市2002年研发机构数量、1958年普通高校专任教师数量与前两期全国基础研究经费投入(与时间有关)的交互项(用符号NKLB和NKTB表示),作为内生变量基础研究(FR)的工具变量。由表4模型1、模型3、模型4和模型5、模型7、模型8结果可以看出,工具变量(NFP、NKLB和NKTB)满足相关假设,并且核心解释变量的系数值均为正且通过显著性检验,与基准回归中的估计结果无明显差异,即验证了前文主要结论具有较好的稳健性。

鉴于内生变量的工具变量与外生变量的乘积项是两个变量乘积项的工具变量(Rajan and Zingales, 1998; Aghion et al., 2005),为了对引入基础研究与应用研究乘积项的结果进行工具变量稳健性检验,这里以 $NFP \times \ln CAR$ 、 $NFP \times \ln GRIN$ 作为 $\ln FR \times \ln CAR$ 、 $\ln FR \times \ln GRIN$ 的工具变量进行估计,从结果可以看出,第一阶段的回归结果中,两个工具变量($NFP \times \ln CAR$ 和 $NFP \times \ln GRIN$)的系数都显著为正,即满足工具变量相关性要求。同时,RKF检验的统计量明显大于F值在10%偏误水平下的临界值,说明不存在弱工具变量问题。由此可见,表4中模型2和模型6的工具变量具有有效性。

表4 工具变量估计结果(2sls估计)

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	应用研究(应用研究资本投入,CAR)				应用研究(绿色技术创新,GRIN)			
$\ln FR$	0.37*** (5.55)	0.39*** (7.47)	0.33*** (9.94)	0.33*** (6.25)	0.34*** (3.22)	0.35*** (3.89)	0.20*** (4.03)	0.43*** (5.29)
$\ln CAR$	0.31** (2.37)	0.21*** (4.06)	0.21*** (12.10)	0.21** (3.57)				
$\ln GRIN$					0.23*** (4.39)	0.28*** (4.14)	0.27** (2.18)	0.21*** (4.80)
$\ln FR \times \ln CAR$		0.16*** (3.32)						
$\ln FR \times \ln GRIN$						0.36** (2.18)		
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
聚类到城市	是	是	是	是	是	是	是	是

①就相关性来说,基础研究投入与所在城市研发机构数量有着密切的关联,城市研发机构数量能在一定程度上反映本地区基础研究投入水平。就外生性来说,研发机构的成立需要经政府的审核和批准,而且,历史上研发机构数量对于工业绿色全要素生产率的影响正在消失,因而难以直接影响工业绿色全要素生产率增长,即满足工具变量排他性约束(对被解释变量来说是外生的)。数据来源于《中国科技统计年鉴》相关年度,2002年研发机构数量来源于《中国科技统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》等。

②就相关性而言,高校教师数量与基础研究水平关系密切,1958年高校教师数量更多的地区,地区基础研究能力可能越强,因此,满足工具变量的相关性条件。就外生性而言,一个地区历史上的高校教师数量对工业绿色全要素生产率的影响正在消失,而且,1958年的高校教师基本都已退休,因而难以直接影响现今工业绿色全要素生产率增长,即1958年高校教师数量与随机扰动项无关,满足外生性。数据来源于《中国城市统计年鉴》和省份统计年鉴。

(续表)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	应用研究(应用研究资本投入,CAR)				应用研究(绿色技术创新,GRIN)			
	第一阶段估计结果							
工具变量1 (NFP)	0.19*** (2.89)	—	—		0.28*** (3.59)	—	—	
工具变量(NFP×lnCAR)	—	0.14*** (3.75)	—		—	—	—	
工具变量 (NFP×lnGRIN)	—	—	—		—	0.30*** (4.43)	—	
工具变量2 (NKLB)	—	—	0.14*** (10.30)		—	—	0.10*** (10.82)	
工具变量3 (NKTB)				0.18*** (3.24)				0.18*** (3.21)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2990	2990	2990	2990	2990	2990	2990	2990
R ² 值	0.71	0.56	0.24	0.68	0.51	0.53	0.18	0.60
RKF 检验	246.71	220.53	592.12	289.56	167.83	145.33	679.28	256.77
Number of id	230	230	230	230	230	230	230	230

(三) 稳健性检验

1. 采用省级-行业-年度数据进行稳健性检验

鉴于前文以省级数据测算的地级市层面基础研究经费投入可能会引起异议,这里以前文省级层面基础研究资本存量作为基础研究的代理变量进行稳健性检验。同时,为了增加估计结果的稳健性,借鉴叶祥松、刘敬(2018)等文献的做法,这里采用省级-行业-年度数据进行估计。^①

2. 替换关键变量进行稳健性检验

基础研究投入的常用衡量指标包括基础研究经费支出与基础研究研发人员投入,上文采用了基础研究经费支出进行了衡量,为了确保估计结果具有稳健性,这里借鉴孙早、许薛璐(2017)的做法,选取研究与试验发展(R&D)人员全时当量中基础研究人员全时当量作为衡量指标进行稳健性检验。^②

3. 采用Tobit模型进行稳健性检验

考虑到在未取自然对数的情况下,工业绿色全要素生产率增长变量(GTFP)的值在1上下浮动,具有截断性,使用普通的估计方法可能存在一定的有偏性。这里借鉴李政、杨思莹(2018)的方法,采用面板Tobit模型进行稳健性检验。^③

五、机制分析

(一) 节能机制分析

这里选用工业能源消耗强度(EE)作为节能机制的代理变量。关于能源消耗强度的衡量,这里

①与前文相一致,这里样本区间2005—2018年;由于西藏地区缺失大量数据,研究时未纳入样本,样本涉及30个省市区;样本行业涉及到29个制造业细分行业。限于篇幅,估计结果未报告,结果备案。

②限于篇幅,估计结果未报告,结果备案。

③限于篇幅,估计结果未报告,结果备案。

借鉴齐绍洲、李锴(2010)的方法,用能源消费总量与实际GDP的比值进行衡量。测算的相关数据主要来源于《中国工业统计年鉴》《中国城市统计年鉴》等。

表5中的模型1—模型3报告了固定效应、工具变量2sls和SYS-GMM(前文的工具变量NKLB)的估计结果(以应用研究资本投入变量CAR反映应用研究),可以看出,模型2的工具变量具有有效性,而且,各个解释变量系数的影响方向和显著性大多相一致,这说明节能机制的估计结果具有较好的稳健性。可以看出,基础研究(lnFR)对能源消耗强度(lnEE)的系数都在1%显著性水平下为负,值为-0.17、-0.29和-0.16,说明基础研究投入增长降低了地方工业能源消耗强度,即基础研究取得的技术突破有效地提高了工业能源利用率以及推动先进适宜性环保技术的推广应用,降低了地方工业行业的能耗,产生了节能效应。

(二)减排机制分析

这里选用地级市工业污染物去除率(PD)作为减排机制的代理变量,具体借鉴童健等(2016)的方法,采用工业“三废”去除率的数据合成一个指标。工业“三废”去除率的数据包括SO₂去除率(SO₂去除量/(SO₂排放量+SO₂去除量))、工业烟粉尘去除率(烟尘去除量/(烟尘排放量+烟尘去除量))和固体废料综合利用率(利用量/(利用量+储存量))三个子项。^①测算的相关数据主要来源于《中国工业统计年鉴》《中国城市统计年鉴》等。

表5 基础研究对机制变量的影响

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
被解释变量	节能机制(lnEE)			减排机制(lnPD)			产品技术含量提高机制(lnPTC)		
估计方法	固定效应	2SLS	SYS-GMM	固定效应	2SLS	SYS-GMM	固定效应	2SLS	SYS-GMM
lnGTFP _{t-1}		-	-0.47** (-2.22)		-	0.217*** (5.02)		-	0.316** (2.15)
lnFR	-0.17*** (-7.50)	-0.29*** (-3.17)	-0.16*** (-3.73)	0.32*** (3.46)	0.28*** (3.33)	0.39*** (5.46)	0.19*** (7.81)	0.24** (2.37)	0.41* (1.86)
lnCAR	-0.26** (-2.08)	-0.47*** (-3.58)	-0.17*** (-7.26)	0.21** (2.56)	0.39** (2.44)	0.06* (2.00)	0.30** (2.28)	0.41*** (4.65)	0.19** (2.39)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2990	2990	2760	2990	2990	2760	2990	2990	2760
地级市固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
聚类到地级市	是	是	是	是	是	是	是	是	是
AR(2)-test P值	-	-	0.12	-	-	0.18	-	-	0.11
Hansen-test P值	-	-	0.20	-	-	0.22	-	-	0.24
RKF 检验		246.71	-		246.71	-		246.71	-
R ² 值	0.56	0.52	-	0.41	0.46	-	0.51	0.56	-

从表5中模型4—模型6报告结果可知,各个解释变量系数的方向和显著性大多相一致,且基础

^①这里采用工业能源消耗强度指标和工业污染物去除率指标作为节能、减排机制的代理变量,以区别于前文测算工业绿色全要素生产率的非预期产出指标。

研究(lnFR)的系数都在1%显著性水平下为正,值为0.32、0.28和0.39,说明基础研究投入增长提高了地方工业污染物去除率。这验证了基础研究通过提高工业污染物去除率或减少工业企业污染排放这一途径和传导机制促进地方工业绿色全要素生产率增长。

(三)产品技术含量提高机制分析

选取工业产品出口技术复杂度(PTC)作为产品技术含量提高机制的代理变量。关于出口技术复杂度的衡量,学术界大多采用出口产品的技术复杂度或技术附加值间接测算产品的技术含量,Hausmann et al.(2007)以各国出口产品的比较优势为权重测算的产品技术复杂度得到了广泛的应用,是从整体上衡量产品技术含量较为理想的指标(姚洋、张晔,2008)。考虑到中国加工贸易占比较高的贸易特性,这里进一步借鉴姚洋、张晔(2008)、华广敏(2012)对传统指标修正后的测算方法来衡量中国地级市工业产品技术含量。具体测算过程分为两个步骤,第一步是利用下式测算具体产品 q 的技术含量(即出口技术复杂度,下文同):

$$PRODY_q = \sum_c \frac{x_{cq}/X_c}{\sum_c (x_{cq}/X_c)} Y_c \quad (4)$$

式(4)中, q 表示HS92六位码的工业产品, c 代表一个国家或地区, x_{cq} 即表示 c 国或地级市工业产品 q 的出口额, X_c 是 c 国或地级市 q 类工业产品的出口总额, Y_c 表示的是 c 国或地级市人均GDP水平。式(4)表明,产品技术含量是国家或地级市人均GDP基于产品出口比重的一个加权平均值。权重 $\frac{x_{cq}/X_c}{\sum_c (x_{cq}/X_c)}$ 反映的是 c 国或地级市工业 q 产品出口的显示性比较优势。第二步是在工业产品出口技术含量测算的基础上,利用下式计算中国地级市工业产品的整体技术含量(PTC):

$$PTC_i = \sum_q \left(\frac{x_{iq}}{X_i} \right) \times PRODY_q \quad (5)$$

式(5)中, x_{iq}/X_i 表示 i 地级市工业 q 产品出口额占 i 地级市出口总额的比重。通过对各地级市工业产品出口技术含量与该地级市工业产品出口占比进行加权平均,可以得到中国地级市 i 工业产品的整体技术含量(PTC_i)。

表5中的模型7-模型9报告了被解释变量为工业产品出口技术复杂度的估计结果,可以看出,不同估计方法(2sls估计工具变量为NKLB)的基础研究的系数都显著为正,值为0.19、0.24和0.41,这说明基础研究促进了地方工业产品技术含量提高,这与理论预期相一致,即验证了基础研究通过提高工业产品技术含量这一机制促进了地方工业绿色增长。

综上所述,基础研究通过节能效应、减排效应和产品技术含量提高效应等途径对中国地方工业绿色全要素生产率增长产生了促进作用,这验证了假说2。

六、进一步研究:异质性分析

(一)基础研究影响的地区差异

理论上,省会城市集聚更多的资源,具有明显的资源禀赋优势,工业绿色发展的难度可能较小;资源型城市主要以本地区矿产、森林等自然资源开采和加工为主导产业的,往往具有典型的高能

耗和高排放特征,这类城市经济发展对于自然资源的依赖程度较高,工业绿色发展难度可能较大。因而,两者对不同地区工业绿色发展的联合作用程度可能不同。为了验证,在此引入地区虚拟变量 D1 和 D2 进行考察。D1 对全国省会城市取 1,其他地级市取 0;D2 对资源型城市取 1,非资源型城市取 0。

从表 6 模型 1 和模型 2 的结果可以看出,省会城市虚拟变量乘积项($D1 \times \ln FR$)的系数在 1% 水平上显著为正,值为 0.20 和 0.16,表明省会城市基础研究的促进作用更明显。对此可能的解释是:一方面,省会城市的人才与技术等方面的优势,有利于人才聚集,基础研究和应用研究的投入及成果转化水平明显高于非省会城市,这能够更好地推动节能环保技术的研发与扩散以及新产品的研发与市场推广,更好地降低工业能耗、减少工业污染排放、提高工业产品技术含量。另一方面,省会城市较好的工业基础、资源禀赋优势和产业政策,省会城市大多大力发展高技术产业和高端装备制造业,使得省会城市工业污染排放量相对较少、工业产品技术含量相对较高。这样,即便与非省会基础研究投入相同,省会城市工业绿色发展更快。

表 6 基础研究的异质性影响估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	省会城市虚拟变量		资源型城市虚拟变量		重污染行业虚拟变量		行业技术密集度虚拟变量	
估计方法	固定效应	2sls	固定效应	2sls	固定效应	2sls	固定效应	2sls
	地级市-年度数据		地级市-年度数据		省级-行业-年度数据		省级-行业-年度数据	
$\ln FR$	0.14* (1.86)	0.19*** (2.98)	0.11*** (3.40)	0.23*** (4.00)	0.15*** (3.64)	0.11*** (3.52)	0.25*** (3.64)	0.29*** (4.03)
$D1 \times \ln FR$	0.20** (2.18)	0.16*** (4.59)						
D1	0.04*** (3.85)	0.04*** (4.69)						
$D2 \times \ln FR$			-0.14*** (-5.14)	-0.12*** (-8.05)				
D2			0.06 (1.03)	0.06 (0.59)				
$H1 \times \ln FR$					-0.11*** (-3.09)	-0.17*** (-2.76)		
H1					-0.04*** (-2.87)	-0.06 (-1.17)		
$H2 \times \ln FR$							0.20*** (2.85)	0.18*** (5.88)
H2							0.07*** (2.91)	0.06*** (7.10)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2990	2990	2990	2990	12180	12180	12180	12180
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	否	否	否	否	是	是	是	是
聚类到地区	是	是	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.06	0.08	0.07	0.09	0.11	0.16	0.25	0.36

注:控制变量包括应用研究资本投入(CAR)、产业结构(IS)、外商直接投资(FDI)、人力资本(AEY)、财政分权(FD)、基础设施(INFR)。

从表6模型3和模型4引入资源型城市虚拟变量乘积项的结果显示, $D2 \times \ln FR$ 的系数显著为负,值为-0.14和-0.12,说明基础研究对资源性地级市的工业绿色发展的作用效果较差,或者说,在基础研究投入相似的情况下,资源型城市比非资源型城市更难实现工业绿色发展。对此可能的解释是,资源型城市对于自然资源有较强的依赖性,一般以资源采掘业为主,产业结构相对单一,创新能力较弱,降低工业能耗、减少工业污染排放和提高工业产品技术含量等方面的潜力和空间相对较小,进而导致基础研究的作用效果较弱。

(二)基础研究影响的行业差异

排污程度不同的工业行业,绿色转型发展的难度也不同,因而,受基础研究的影响程度也可能存在差异。由此可以推测,排污程度较高的行业,绿色转型发展的难度相对较大,因而,基础研究对这类工业行业绿色发展的促进作用可能低于非排污程度较低的工业行业。同时,不同技术密集度的行业对研发投入(包括基础研究与应用研究)的敏感度程度或者依赖程度存在明显差异(戴魁早、刘友金,2020);技术密集度较低的行业,非熟练劳动力或者资本的投入占主导,对研发投入的敏感度程度相对较低,而技术密集度较高工业行业的绿色发展更依赖研发投入增长,因而对研发投入的敏感度相对较高。

为了验证,在此引入行业虚拟变量 $H1$ 来考察污染程度不同行业的影响差异,对污染程度较高工业行业取1,其他工业细分行业取0。^①同时,引入行业虚拟变量 $H2$ 来考察基础研究对不同技术密集度工业行业的影响差异。关于行业技术密集度的衡量,鉴于研发经费支出占总产值的比重是学术界常用的衡量指标之一(戴魁早、刘友金,2020),这里采用工业细分行业研发经费支出占总产值的比重来衡量。对行业技术密集度数值大于其均值取1,小于其均值取0。

考虑到数据的可获得性以及估计结果的稳健性,这里采用省级-行业-年度数据进行估计。

表6模型5-模型8报告了行业虚拟变量的固定效应和2sls(工具变量为 $NKLB$)的估计结果。从模型5和模型6可以看出, $H1 \times \ln FR$ 的系数显著为负,值为-0.11和-0.17,这说明基础研究对重污染行业绿色全要素生产率增长的作用效果较差,或者说,在基础研究投入相似的情况下,重污染行业更难实现工业绿色发展。同时,模型7和模型8的结果显示, $H2 \times \ln FR$ 的系数显著为正,值为0.20和0.18,这说明基础研究更好地促进了高技术密集度行业绿色全要素生产率增长。对此可能的解释是:相对于低技术密集度行业来说,高技术密集度行业对基础研发投入的依赖程度较高,因而,高技术密集度行业的绿色发展更需要基础研究投入增长,进而表现为基础研究更为显著地促进了技术密集度较高行业的绿色发展。

七、研究结论及政策启示

基础研究能否推进地方工业绿色全要素生产率增长?为了回答这个问题,本文理论分析了基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长的影响及其作用机制,采用基于SBM模型的ML指数测算了工业绿色全要素生产率增长率,并利用中国2005—2018年数据对理论预期进行了验证。

^①关于污染程度较高工业行业的确定,依据环境保护部办公厅2017年11月25日发布的《关于印发<重点排污单位名录管理规定(试行)>的通知》(环办监测〔2017〕86号)。

实证结果支持了理论分析的预期,即基础研究显著促进了地方工业绿色全要素生产率增长,而且应用研究与基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长存在协同效应。双重差分和工具变量等内生性控制以及一系列稳健性检验后,这些结论仍然成立。进一步研究发现,基础研究的这种促进作用主要通过降低工业能源消耗、减少工业污染物排放、提高工业产品技术含量等途径和机制实现的。此外,基础研究的这种促进作用存在异质性影响,对省会城市和非资源型城市的促进作用更为明显,而对重污染工业行业 and 低技术密集度行业的作用效果较弱。

中共十九大报告强调,加强基础研究是建设创新型国家的重要内容,而创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑。本文验证了基础研究对地方工业绿色全要素生产率增长的重要作用,在一定程度上明确了创新发展理念与绿色发展理念的关系,这对推进工业绿色发展、加强基础研究乃至“贯彻新发展理念,建设现代化经济体系”都具有一定参考价值。在政策层面上,本文的研究结论对中国工业绿色发展有着重要的启示意义:

(1)政府的工业转型升级政策以及政府在贯彻落实《工业绿色发展规划(2016—2020年)》(工信部规[2016]225号)时,应考虑基础研究的重要影响,中西部城市尤其要重视基础研究在推进工业绿色发展过程中的作用。为了更好地发挥基础研究的作用,地方政府需要拓展实施国务院《关于全面加强基础科学研究的若干意见》(国发[2018]4号)、科技部《“十三五”国家基础研究专项规划》(国科发基[2017]162号),重点加强工业领域的应用基础研究,突出制造业关键共性技术、前沿引领技术、现代工程技术、颠覆性技术创新。同时,需要着重加强对基础研究投入经费的支持力度,建设高水平基础研究基地,壮大基础研究人才队伍,优化基础研究的制度环境。

(2)政府需要重视应用研究政策与基础研究政策的协调与配合,需要坚持基础研究对地方工业绿色发展的引领作用,重点围绕资源环境、生态保护、高新技术产业、节能环保、新能源等领域的重大战略任务部署基础研究,并采取政策措施合理支持或激励这些重点领域的应用研究,通过应用研究衔接基础研究的原始创新与产业化,把国家重大科技项目等打造成为两者融通的重要载体,以更为有效地推动基础研究成果的产业化与工程化。同时,地方政府需要贯彻落实好《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》(发改环资[2019]689号),重点要着力构建绿色技术创新体系,通过财税政策的完善引导工业企业围绕节能减排、清洁生产与循环生产等进行技术研发,不断完善促进绿色技术成果转化、产业化、应用推广的财税政策和科技政策。对于青海、宁夏等绿色技术创新水平较低的城市来说,尤其要重视工业绿色技术创新的激励政策对工业绿色发展的重要现实意义。

(3)为了更为有效地推进地方工业绿色全要素生产率增长,政府的基础研究支持政策还需要与节能减排的政策措施相互协调与配合,而节能减排的政策措施需要重点健全工业企业的节能减排约束激励机制,即完善节能减排的绩效评价和责任制,建立工业产品能效标识、节能产品认证、能源管理体系认证制度,加强固定资产投资项目节能评估和审查,建立完善生产者责任延伸制度,完善重点行业节能减排监测和考核体系。此外,政府要重视农副食品加工业和纺织业等重污染行业的基础研究和应用研究,并且需要通过完善项目外包的税收和补贴政策,更容易将制造业细分行业的非核心业务外包出去,以适当提高行业技术密集度。

受当前数据与测度方法的局限,本文城市层面基础研究变量数据还有待进一步完善,这是本文可能存在的不足。因而,寻找更为合适的指标衡量城市层面基础研究是该领域的重要研究方向。

参考文献

- 陈超凡,2016,“中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于ML生产率指数及动态面板模型的实证研究”,《统计研究》,第3期,第53-62页。
- 陈佳贵,2004,《中国工业现代化问题研究》,北京:中国社会科学出版社。
- 陈诗一,2010,“节能减排与中国工业的双赢发展:2009—2049”,《经济研究》,第3期,第129-143页。
- 陈硕、高琳,2012,“央地关系:财政分权度量及作用机制再评估”,《管理世界》,第6期,第43-59页。
- 陈钊、陆铭、金煜,2004,“中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算”,《世界经济》,第12期,第25-31页。
- 程时雄、柳剑平、龚兆望,2016,“中国工业行业节能减排经济增长效应的测度及影响因素分析”,《世界经济》,第3期,第166-192页。
- 陈阳、唐晓华,2019,“制造业集聚和城市规模对城市绿色全要素生产率的协同效应研究”,《南方经济》,第3期,第71-89页。
- 戴魁早、刘友金,2020,“市场化改革能推进产业技术进步吗?——中国高技术产业的经验证据”,《金融研究》,第2期,第71-90页。
- 董直庆、王辉,2019,“环境规制的‘本地—邻地’绿色技术进步效应”,《中国工业经济》,第1期,第100-118页。
- 范子英、赵仁杰,2019,“法治强化能够促进污染治理吗?”——来自环保法庭设立证据”,《经济研究》,第3期,第21-37页。
- 葛鹏飞、黄秀路、韩先锋,2018,“创新驱动与‘一带一路’绿色全要素生产率提升——基于新经济增长模型的异质性创新分析”,《经济科学》,第1期,第37-51页。
- 胡琰欣、屈小娥、董明放,2016,“中国对外直接投资的绿色生产率增长效应——基于时空异质性视角的经验分析”,《经济学家》,第12期,第61-68页。
- 华广敏,2012,“全球价值链下中美两国出口品技术含量的动态研究”,《国际贸易问题》,第6期,第69-81页。
- 黄茂兴、林寿富,2013,“污染损害、环境管理与经济可持续增长——基于五部门内生经济增长模型的分析”,《经济研究》,第12期,第30-41页。
- 黄寿峰,2017,“财政分权对中国雾霾影响的研究”,《世界经济》,第2期,第127-152页。
- 金碚,2011,“中国工业的转型升级”,《中国工业经济》,第7期,第5-14页。
- 金碚,2014,“工业的使命和价值——中国产业转型升级的理论逻辑”,《中国工业经济》,第9期,第51-64页。
- 景维民、张璐,2014,“环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步”,《经济研究》,第9期,第34-47页。
- 李斌、祁源、李倩,2016,“财政分权、FDI与绿色全要素生产率——基于面板数据动态GMM方法的实证检验”,《国际贸易问题》,第7期,第119-129页。
- 李江龙、徐斌,2018,“‘诅咒’还是‘福音’:资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?”,《经济研究》,第9期,第151-167页。
- 李蕾蕾、黎艳、齐丹丹,2018,“基础研究是否有助于促进技术进步?——基于技术差距与技能结构的视角”,《科学学研究》,第1期,第37-48页。
- 李廉水、周勇,2006,“技术进步能提高能源效率吗?——基于中国工业部门的实证检验”,《管理世界》,第10期,第82-89页。
- 李政、杨思莹,2018,“财政分权、政府创新偏好与区域创新效率”,《管理世界》,第12期,第29-42页。
- 厉以宁,2010,“论中国经济发展的动力”,《中国市场》,第50期,第8-11页。
- 林伯强、孙传旺,2011,“如何在保障中国经济增长前提下完成碳减排目标”,《中国社会科学》,第1期,第64-76页。
- 刘涛、林汝谋、金红光,2003,“能源利用与环境领域的基础研究”,《中国科学基金》,第1期,第32-35页。
- 齐绍洲、李锴,2010,“区域部门经济增长与能源强度差异收敛分析”,《经济研究》,第2期,第109-122页。
- 齐绍洲、徐佳,2018,“贸易开放对‘一带一路’沿线国家绿色全要素生产率的影响”,《中国人口·资源与环境》,第4期,第134-144页。
- 钱娟、李金叶,2018,“技术进步是否有效促进了节能降耗与CO₂减排?”,《科学学研究》,第1期,第49-59页。
- 屈凯,2021,“环境规制的企业绿色技术创新效应研究”,《湖南科技大学学报(社会科学版)》,第6期,第90-99页。
- 申明浩、谭伟杰,2022,“数字化与企业绿色创新表现——基于增量与提质的双重效应识别”,《南方经济》,第9期,第118-138页。
- 史丹、李晓斌,2004,“高技术产业发展的影响因素及其数据检验”,《中国工业经济》,第12期,第32-39页。
- 史丹、张成,2017,“中国制造业产业结构的系统性优化——从产出结构优化和要素结构配套视角的分析”,《经济研究》,第10期,第158-172页。

- 孙早、许薛璐,2017,“前沿技术差距与科学研究的创新效应——基础研究与应用研究谁扮演了更重要的角色”,《中国工业经济》,第3期,第5-23页。
- 童健、刘伟、薛景,2016,“环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级”,《经济研究》,第7期,第43-57页。
- 涂正革,2008,“环境、资源与工业增长的协调性”,《经济研究》,第2期,第93-105页。
- 王伦来、朱琴,2013,“R&D投入对工业绿色全要素生产率增长的影响——来自中国工业1999~2010年的经验数据”,《经济学动态》,第9期,第20-26页。
- 王兵、刘光天,2015,“节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角”,《中国工业经济》,第5期,第57-69页。
- 王昀、孙晓华,2017,“政府补贴驱动工业转型升级的作用机理”,《中国工业经济》,第10期,第99-117页。
- 吴延兵,2008,“自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究”,《经济研究》,第8期,第51-64页。
- 王俊、李晏新闻、杨林燕,2021,“政府研发资助对企业技术创新投入强度的影响——基于A股制造业上市公司的经验分析”,《湖南科技大学学报(社会科学版)》,第1期,第75-83页。
- 吴延瑞,2008,“生产率对中国经济增长的贡献:新的估计”,《经济学(季刊)》,第3期,第827-842页。
- 席鹏辉,2017,“财政激励、环境偏好与垂直式环境管理——纳税大户议价能力的视角”,《中国工业经济》,第11期,第100-117页。
- 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,第744-753页。
- 武力超、丛姗、林澜、李嘉欣,2022,“出口对企业绿色技术创新的理论与实证研究”,《南方经济》,第8期,第52-72页。
- 姚洋、张晔,2008,“中国出口品国内技术含量升级的动态研究——来自全国及江苏省、广东省的证据”,《中国社会科学》,第2期,第67-82页。
- 叶祥松、刘敬,2018,“异质性研发、政府支持与中国科技创新困境”,《经济研究》,第9期,第116-132页。
- 余泳泽,2015,“中国区域创新活动的“协同效应”与“挤占效应”——基于创新价值链视角的研究”,《中国工业经济》,第10期,第37-52页。
- 余泳泽、王岳龙、李启航,2020,“财政自主权、财政支出结构与全要素生产率——来自230个地级市的检验”,《金融研究》,第1期,第28-46页。
- 岳宇君、孟渺,2022,“研发投入、资源特征与大数据企业经营绩效”,《湖南科技大学学报(社会科学版)》,第2期,第74-85页。
- 原毅军、谢荣辉,2016,“环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验”,《中国软科学》,第7期,第144-154页。
- 张军、吴桂英、张吉鹏,2004,“中国省际物质资本存量估算:1952—2000”,《经济研究》,第10期,第35-44页。
- 张龙鹏、邓昕,2021,“基础研究发展与企业技术创新——基于国家重点实验室建设的视角”,《南方经济》,第3期,第73-88页。
- 祝树金、钟腾龙、李仁宇,2019,“进口竞争、产品差异化与企业产品出口加成率”,《管理世家》,第11期,第52-71页。
- 赵文军、于津平,2012,“贸易开放、FDI与中国工业经济增长方式——基于30个工业行业数据的实证研究”,《经济研究》,第8期,第18-31页。
- Adams, J. D., 1990, “Fundamental Stocks of Knowledge and Productivity Growth”, *Journal of Political Economy*, 98(3): 673-702.
- Aghion, P. and P. Howitt, 1996, “Research and Development in the Growth Process”, *Journal of Economic Growth*, 1(1): 49-73.
- Aghion, P., P. Howitt and D. Mayer-Foulkes, 2005, “The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence”, *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1): 173-222.
- Chen, Y. S., S. B. Lai and C. T. Wen, 2006, “The Influence of Green Innovation Performance on Corporate Advantage in Taiwan”, *Journal of Business Ethics*, 67(4): 331-339.
- Chung, Y. H. H., R. Fare and S. Grosskopf, 1997, “Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach”, *Microeconomics*, 51(3): 229-240.
- Hausmann, R., J. Hwang and D. Rodrik, 2007, “What You Export Matters”, *Journal of Economic Growth*, 12(1): 1-25.
- Jacobsen, H. K., 2000, “Energy Demand, Structural Change and Trade: A Decomposition Analysis of the Danish Manufacturing Industry”, *Economic Systems Research*, 12(3): 319-343.
- Nunn, N. and N. Qian, 2014, “US Food Aid and Civil Conflict”, *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.

- Rajan, R. and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”, *Social Science Electronic Publishing*, 88(3):599–586.
- Salter, A.J. and B.R. Martin, 2001, “The Economic Benefits of Publicly Funded Basic Research: A Critical Review”, *Research Policy*, 30(3):509–532.
- Windmeijer, F., 2005, “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step Gmm Estimators”, *Journal of Econometrics*, 126(1):25–51.

Basic Research and Local Industrial Green TFP

Dai Kuizao Wang Siman Wen Xiaohua

Abstract: Can the basic research promote the local industrial green growth? Based on the theoretical analysis of the impact and its mechanism of the basic research on industrial green growth, this paper makes an Empirical verification of the theoretical expectations by using the data from 2005 to 2018 of China. It is found that the basic research has significantly promoted the local industrial green growth, and application research and basic research have synergistic effect on the local industrial green growth. The result can be justified after the control of endogenous problems and a series of robustness tests. The promotion effect of basic research not only has a certain lagging effect, but also has a long-term effect. The effect of the basic research is achieved by reducing industrial energy consumption, reducing industrial pollutant emissions and improving the technical content of products. Moreover, there is also heterogeneous effect of the basic research. The promotion effect of basic research on provincial capital cities and non-resource cities is more obvious, but the effect of basic research on heavy pollution industry and low technology intensive industry is weak. This paper has certain reference value for the design of policies and measures for China's industrial green development and the basic research.

Keywords: Basic Research Industrial; Green Growth; Applied Research

(责任编辑:谢淑娟)