

收稿日期:2024-03-18

# 高速铁路与制造业绿色转型

## ——基于中国工业企业微观数据的研究

朱文涛,李宏

(集美大学 财经学院,福建 厦门 361005)

**摘要:**基于中国工业企业数据库与中国工业企业污染数据库匹配数据,运用多期双重差分法考察了中国高速铁路建设对制造业绿色转型的影响效应及作用机制。研究发现:(1)高速铁路在整体上有助于降低制造业污染排放,有助于推动中国制造业绿色转型,该结论在经过多种稳健性检验后依然成立;(2)高铁对不同企业类型存在异质性影响,高铁开通显著促进了中型企业绿色转型,对大型企业和小型企业绿色转型影响不显著,高铁开通显著促进了劳动密集型和技术密集型企业绿色转型,但对于资本密集型企业的影响并不明显;(3)高铁开通对不同地区企业绿色转型也存在异质性影响效应,高铁开通对东中西部企业绿色转型均存在显著正向影响,尤其对西部地区企业绿色转型的影响更为明显,同时,高铁开通对制造业企业绿色转型的影响还会受到地方保护主义的制约,高铁开通对地方保护程度较低地区企业绿色转型有显著的正向影响,但在地方保护程度高的地区,高铁对制造业绿色转型的影响并不显著;(4)机制分析发现,高铁开通会通过提升沿线企业的劳动力成本倒逼企业绿色转型,也会通过促进沿线企业技术创新和节能降耗等路径推动企业绿色转型。基于研究结论,提出了充分发挥高铁效应进一步推动制造业企业绿色转型的对策建议。

**关键词:**高速铁路;制造业;污染排放;绿色转型;作用机制

**中图分类号:**F425;X322;F532

**文献标识码:**A

**文章编号:**1003-6873(2024)04-0047-18

**基金项目:**福建省自然科学基金项目“高速铁路驱动制造业空间转移的模式与福利效应研究”(2022J05165)。

**作者简介:**朱文涛(1988—),男,福建漳州人,集美大学财经学院副教授,博士,主要从事产业经济、绿色经济研究;李宏(1999—),男,江西吉安人,集美大学财经学院硕士研究生,主要从事产业经济、绿色发展研究。

**DOI:**10.16401/j.cnki.ysxb.1003-6873.2024.04.046

## 一、问题的提出

改革开放以来,中国制造业发展取得巨大成就,2023年中国制造业增加值占全球份额达28.1%,连续14年居世界首位,在全球500多种主要工业产品中,中国有220多种工业产品产量居全球第一位<sup>[1]</sup>。然而,制造业的快速发展也带来较为严重的污染排放问题,2022年《中国能源

统计年鉴》显示,2021年我国制造业能源消费总量达29.31亿吨标准煤,占全国能源消耗总量的55.73%。2022年中国制造业增加值占GDP比重为27.7%,同期制造业二氧化碳、二氧化硫、废水和烟尘排放量则分别占污染排放总量的33%、46%、21%和55%,中国推动制造业绿色转型刻不容缓。另一方面,中国高铁建设近十余年来取得了令世界瞩目的成绩,截至2023年底,中国高铁运营里程已达4.5万公里,占全球高铁运营总里程的2/3以上,已形成“八纵八横”横贯东西、纵贯南北的高速铁路网。值得探讨的是,高铁的大规模开通是否有助于推动我国制造业企业绿色转型?如果能,其影响机制是什么?高铁对制造业绿色转型的影响是否会因所处地区和企业类型的不同而有所差异,原因是什么?为回答上述问题,本文基于中国工业企业微观数据库和中国工业企业污染数据库数据,运用多期双重差分模型实证考察高铁对制造业企业绿色转型的影响及其作用机制,并提出相关对策建议。

## 二、文献综述

从现有的研究来看,制造业绿色转型的驱动因素,可分为内部驱动和外部驱动两个方面。一些学者侧重从企业内部寻找驱动制造业企业绿色转型的因素,认为企业社会责任<sup>[2]</sup>、高管绿色意识和个人才智<sup>[3-4]</sup>、财务绩效<sup>[5]</sup>等企业内部特征将影响制造业企业的绿色行为;也有一些学者从企业外部因素进行分析,认为数字经济<sup>[6]</sup>、数字金融<sup>[7]</sup>、环境规制<sup>[8-9]</sup>、碳交易试点政策<sup>[10]</sup>、大数据<sup>[11]</sup>等外部因素会显著影响制造业绿色转型程度。在外部驱动因素中,高铁建设的作用也日益引起学者的关注,但是对于高铁能否促进制造业绿色转型,现有文献并未取得一致结论。反对者认为高铁本身在建设过程中会产生大量的二氧化碳气体排放,同时高铁对其他交通方式的替代而增加的客运需求会导致能源消耗激增,不利于绿色发展<sup>[12]</sup>;支持者认为高铁开通能够显著降低碳排放有利于当地绿色发展,并会通过空间溢出效应间接影响周边城市的绿色发展水平<sup>[13-14]</sup>。张金月和张永庆<sup>[15]</sup>、高洪玮和吴滨<sup>[16]</sup>在城市层面测算了工业绿色全要素,在此基础上,评估高铁对工业绿色转型升级的影响,发现高铁开通能够显著影响当地工业绿色转型。

梳理文献后发现,尽管现有文献对于高速铁路与制造业绿色转型方面的研究已取得一定进展,但仍然存在不足,需要进一步拓展研究。一是研究视角偏宏观,缺乏微观证据。现有的少数文献考察高铁开通对城市工业绿色转型的影响主要基于省级或城市的宏观维度,鲜有将研究细化至企业的微观维度。然而,基于巨量微观企业数据,评估高铁开通对制造业绿色转型的影响显然更具意义。二是微观机制考察相对不足,现有文献虽然对高铁与制造业绿色转型关系进行了一定程度的研究,但重点主要集中于高铁影响制造业绿色转型的效应评估及在城市异质性方面的深入探讨,但对于其中的作用机制,尤其是微观机制探讨相对不足。

鉴于此,本文利用微观层面的企业排污大数据,从理论和实证层面考察高铁开通对制造业企业绿色转型的影响效应及作用机制。具体而言,通过匹配中国工业企业数据库和中国工业污染源重点调查企业数据库,形成大样本数据集,选取制造业企业废水排放量、化学需氧量排放量、烟尘排放量、二氧化硫排放量、氮氧化物排放量等五个指标,利用熵值法测算中国制造业微观企业绿色转型指标,在此基础上运用多期双重差分模型,评估高铁开通对沿线城市制造业企业绿色转型的影响,采用多种稳健性检验和异质性分析,并从提升劳动力成本、促进技术创新和降低能耗三个维度分析和论证高铁影响制造业绿色转型的作用机制。

本文的边际贡献主要体现在两个方面:一是有别于已有研究较多采用省级或城市面板数据等宏观视角考察高铁开通对制造业绿色转型的影响,本文采用微观层面的企业大数据考察高铁开通对制造业企业绿色转型的影响,所得出的研究结论可能更具启示意义;二是本文分析和验证了高铁通过提升劳动力成本、促进技术创新和降低能耗三种作用路径影响制造业企业绿色转型,

并细致考察了高铁影响制造业企业绿色转型的企业异质性和地区异质性,拓展了现有研究内容。

### 三、机制分析与研究假设

制造业绿色转型是指制造业增长方式向清洁集约化发展的过程,实现生产效率持续提升、环境污染持续下降的动态系统演化<sup>[17]</sup>。企业的生产活动离不开生产要素,随着高铁网络日益完善,极大地提高了区域间的交通便利性,运输效率提升和运输成本下降为生产要素的跨地区流动提供了极大方便。高铁能通过对“人”“物”“知识”三种生产要素的作用对企业绿色转型产生深远影响。一方面,高铁带来的旅行时间节约,极大地方便了人员的跨地区流动。在高铁出现以前,人们进行跨区域远程旅行只能借助飞机等航空运输工具或长途汽车、火车等陆路交通工具,前者由于旅行费用较为昂贵,多局限于商务旅行、经济富裕等少部分人士的需求,绝大多数运力需求只能借助长途汽车或者普通火车解决,这类普通陆路长途运输工具,行车速度较慢,运输效率较低,且乘车体验感较差,极大降低了人们跨区域远距离的旅行意愿。高铁出现后,高铁网络节点城市交通可达性得到极大提升,舒适的乘车环境和高效的运输效率为跨地区人员往来提供了极大便利<sup>[18]</sup>,进而改变了劳动力的空间配置,提升了劳动力工资水平,淘汰了低效率制造业企业,倒逼制造业企业升级转型。另一方面,高铁的普及为技术和知识的空间溢出提供了条件<sup>[19]</sup>,知识资本、技术资本等中间投入品具有“清洁性”特征,能够有效地替代传统的实物投入,改善了企业要素结构,降低了能源依赖度,在此过程中,企业能够提高生产效率和经济效益<sup>[20]</sup>,从而降低污染物排放。人才和知识的空间溢出效应,逐步促进清洁生产技术从先进地区外溢至更大的范围,推动了外围制造业企业绿色转型。此外,高铁的开通还能提高货运运输量<sup>[21]</sup>,促进绿色物流发展,助力沿线地区制造业绿色转型。目前,中国仍以公路运输为主,但重型卡车运输的能耗高、污染重,不利于制造业绿色转型。相比之下,铁路运输具有环保、低能耗等优势,在长距离运输上更具优势,高铁开通能够减轻铁路客运的负担,大大释放既有线路的货运能力,可促进“公转铁”,推进绿色物流发展,减少制造业货物运输能耗和污染排放,助力绿色转型。高铁也能通过改变企业的选址对企业绿色转型产生深远影响。蔡宏波等<sup>[22]</sup>发现,高铁开通在总体上会抑制污染型企业的新增数量,提升居民收入,增强政府对环境规制的要求,倒逼企业绿色转型;企业也会按照自由市场效率最优的原则自发集聚,促进关联企业的集聚,结合当地的比较优势提高生产效率<sup>[23]</sup>,减少能源消耗;企业集聚也有利于监管部门对环境规制政策的宣传普及,制定和实施更严格的环境政策,促使企业向绿色方向发展。基于以上分析,本文提出第一个理论假说。

假说 H<sub>1</sub>: 高铁开通促进了沿线企业绿色转型。

从劳动力空间配置来看,高铁开通节约了旅行成本,促进了劳动力资源的空间流动<sup>[24]</sup>。根据新经济地理学理论,由于中心城市具有更高的工资水平,高铁开通可能促使劳动力由沿线外围城市向中心城市转移,人口集聚效应很容易通过影响地价和房价而进一步推高中心城市的工资水平<sup>[25]</sup>,而对于沿线人口流出的外围城市,由于劳动力供给减少,加之沿线中心城市的工资上升,也将带动沿线外围城市的工资上涨。高铁推动的劳动力成本上升,可能倒逼企业产品升级和企业转型,并以企业升级和减少污染品生产等方式实现绿色转型<sup>[26]</sup>。基于以上分析,本文提出第二个理论假说。

假说 H<sub>2</sub>: 高铁开通会提升劳动力成本进而倒逼企业绿色转型。

从技术和知识溢出来看,专利或书面材料等显性知识能够以编码形式记录,很容易在大的空间范围内传播,隐性知识通常难以编码记录,多数情况下依赖人与人之间面对面交流实现传播<sup>[27]</sup>。高速铁路为人们跨城流动实现面对面交流与合作提供了便利,对于促进知识传播和技术溢出有积极意义。高铁开通加速了研发要素的流动,加速了知识在区域内集聚,而这种集聚所产

生的外部性使得本地创新主体能够更便捷地获取外部创新资源。这不仅能提高研发人员的效率,还能弥补因研发经费或技术的不足,降低研发过程中的风险,从而推动本地绿色创新效率的提升,促进制造业绿色转型。王春杨等<sup>[28]</sup>发现高铁开通降低了地区间贸易成本,促进了人力资本迁移,进而影响区域创新空间结构演化;郭进和白俊红<sup>[29]</sup>认为高铁建设构成了信息和技术跨区域流通、扩散和再创新的高速通道,为企业在更大范围内搜索面对面交流对象、发掘更多有用的异质性知识提供了途径,增强了企业之间的技术外部性;Dong等<sup>[30]</sup>发现高铁开通降低了城市间面对面交流时间成本,提高了与一线城市合作者合作的二线城市科研合作者的产出。基于以上分析,本文提出第三个理论假说。

假说 H<sub>3</sub>: 高铁开通促进了企业技术创新进而推动企业绿色转型。

此外,高铁开通提升了地区可达性,强化了企业间的合作与竞争<sup>[15]</sup>,提升了分工的专业化水平<sup>[31]</sup>,这对于企业节约能源消耗,提高能源利用效率有积极意义。高铁网络打破了以往地理阻隔形成的市场分割,减少了因地理阻隔导致的信息不对称问题,使企业能够在更广的空间范围内寻找技术合作对象,依托具有高运行密度和高速度的高铁网络,企业之间可以进行更为频繁的技术交流与合作,从而有利于企业提高生产效率,降低企业能源消耗。高速铁路开通改善了市场可达性,也加剧了沿线企业之间的竞争,提高了专业化分工水平。从供给端来看,借助高效的运输网络,企业产品的供应网络在空间上得到扩展,加剧了区域市场的竞争程度,如位于中心城市的企业可能凭借高效的运输网络为外围城市提供产品,从而加剧了当地市场的竞争程度,这将倒逼当地企业改进生产技术,节约能耗以提高市场竞争力;从需求端来看,高效的运输网络所带来的贸易成本节约,使企业能够从更广的空间范围内寻找中间投入品和能源替代,以降低企业能耗,压缩生产成本,提高企业竞争力,促使企业向低能耗高效率转型。基于以上分析,本文提出第四个理论假说。

假说 H<sub>4</sub>: 高铁开通降低了企业能源消耗进而推动企业绿色转型。

#### 四、计量模型、变量与数据

##### (一) 模型构建

本文将开通高铁作为准自然实验,考虑到所考察的城市开通高铁的时间并不相同,构建如下多期双重差分模型评估高铁开通对沿线城市制造业企业绿色转型的影响:

$$GTrans_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{it} + X_{ij,t} + v_j + \delta_t + \gamma_m + \tau_{m \times t} + \epsilon_{j,t} \quad (1)$$

其中, $GTrans_{ij,t}$ 为*i*城市*j*企业在*t*年的绿色转型程度, $HSR_{it}$ 表示*i*城市在*t*年是否开通高铁的二值变量, $X_{ij,t}$ 为控制变量向量, $v_j$ 为企业固定效应, $\delta_t$ 为时间固定效应, $\gamma_m$ 为行业固定效应, $\tau_{m \times t}$ 为行业-时间交互固定效应, $\epsilon_{j,t}$ 为随机误差项。下标*i*、*j*、*t*、*m*分别表示城市、企业、年份和行业。 $\alpha_1$ 为本文所关注的核心解释变量系数,表示高铁开通对制造业企业绿色转型的净影响。

##### (二) 变量选择与数据说明

被解释变量。以污染排放强度取倒数作为制造业绿色转型程度的替代变量( $GTrans_{ij,t}$ )。本文参考戴翔和杨双至<sup>[32]</sup>、王杰和刘斌<sup>[9]</sup>的做法,选取工业废水排放量、化学需氧量、烟尘排放量、二氧化硫排放量和氮氧化物排放量五种指标,运用熵值法得到衡量制造业企业总体污染排放强度指标,并以企业污染强度值取倒数作为衡量制造业绿色转型程度替代变量,其值越大说明企业绿色转型程度越高,越小则表明企业绿色转型程度越低。

核心解释变量。本文核心解释变量为是否开通高铁虚拟变量( $HSR_{it}$ ),在考察期内如果*i*城市在*t*年开通高铁则取值为1,如果考察期尚未开通高铁则取值为0。

控制变量。影响制造业企业绿色转型的因素较多,本文参考戴翔和杨双至<sup>[32]</sup>、万攀兵等<sup>[1]</sup>的研究,在模型中加入如下表征企业特征的控制变量,以减少因遗漏变量带来的估计偏差:企业规模(*Size*),根据环境库兹涅茨假说,企业规模大小会对产出和污染排放产生影响,采用企业的固定资产合计数取对数进行表征;企业年龄(*Age*),企业生命周期理论认为企业发展要经历成长、成熟、衰退三个阶段,在成长期企业由于受资金和技术的限制,一般会更为重视企业利润,而随着进入成熟期,企业的资金和技术实力较为雄厚,可能会更加注重企业的社会责任,此时更有能力和动力重视自身的能源消耗和污染排放,因此企业年龄与企业绿色转型之间可能存在非线性关系,基于此,在实证过程中通过加入企业年龄一次项和二次项控制企业年龄对制造业企业绿色转型的影响,本文采用当年年份减去企业成立时间加 1 表示企业年龄;企业资产负债率(*TDR*),用企业负债总额与资产总额的比值来衡量,资产负债率反映企业利用债权人提供的资金进行经营活动的能力;企业出口(*Export*),企业进行出口活动过程中的竞争效应可能对企业创新产生影响,如果企业拥有出口交货值度量,则  $Export = 1$ , 否则为 0;人均资本量(*Captail*),较高的资本意味着企业更有能力进行投入与研发,有助于企业技术创新,采用企业固定资产净值除以企业年平均员工数衡量企业人均资本量。

本文高铁数据源于《全国铁路旅客列车时刻表》及高铁网(<http://www.gaotie.cn/>)等,通过手工收集整理,参考已有的文献做法,本文将 G(高铁列车)、D(动车)和 C(城际列车)开头的铁路列车视为高铁,如果样本城市在考察期内设有高铁站点则视为高铁城市,首次有高铁经过的年份视为高铁开通年份。其余数据源于中国工业企业数据库和中国工业污染源重点调查企业数据库。中国工业企业数据库因其具有样本量巨大、覆盖面广等优点被广泛运用于实证研究,但同时也存在指标异常情况,本文结合基本会计准则,借鉴 Brandt<sup>[33]</sup>及谢千里等<sup>[34]</sup>的研究,按照以下步骤对数据进行清洗:(1)删除销售额小于 500 万元、员工人数少于 8 人的观测值;(2)删除累计折旧小于当期折旧的观测值;(3)删除总资产小于固定资产总额、固定资产净值、流动资产的观测值;(4)删除工业总产值小于工业增加值的观测值;(5)删除销售额、工业增加值、补贴收入小于或等于零的观测值。中国工业污染源重点调查企业数据库为生态环境部“环境统计报表制度”中工业污染源重点调查企业,是目前国内最全面、可靠的微观环境数据库<sup>[35]</sup>。本文将中国工业企业数据库与中国工业污染源重点调查企业数据库进行匹配,形成了 2003—2013 年大样本数据集。由于 2010 年中国工业企业数据与中国工业污染源重点调查企业数据缺失较为严重,参考戴翔和杨双至的做法<sup>[32]</sup>,将 2010 年的样本观测值从考察期内剔除。表 1 为主要变量的描述性统计。

表 1 变量的描述性统计

变量名称	变量定义	样本观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Gtrans</i>	企业绿色转型程度	293 546	9.386	2.153	4.052	16.171
<i>HSR</i>	是否开通高铁	304 878	0.371	0.483	0.000	1.000
<i>Size</i>	企业规模	304 878	11.117	1.615	7.715	15.939
<i>Age</i>	企业年龄	304 878	13.811	11.895	1.000	67.000
<i>Export</i>	企业出口	304 878	0.488	0.500	0.000	1.000
<i>TDR</i>	资产负债率	304 738	0.540	0.254	0.013	1.294
<i>Captail</i>	人均资本量	302 950	0.002	0.004	0.000	0.042
<i>Wage</i>	人均工资	235 373	0.016	0.036	0.000	0.352
<i>Inov</i>	技术创新	304 878	0.705	2.665	0.000	13.771
<i>Coal</i>	能源消耗	124 685	7.696	1.965	3.178	13.163

## 五、实证分析

### (一) 基准回归

本文采用多期双重差分法检验高铁影响制造业绿色转型效应,表2报告了回归结果。(1)列报告了仅加入高铁变量,并控制企业固定效应和年份固定效应的回归结果,回归结果中高铁变量的系数显著为正。(2)列进一步加入控制变量,回归结果依然显示高铁变量的系数显著为正,且控制变量的系数均显著。(3)(4)列进一步控制了行业固定效应以及行业和时间趋势交互项,回归结果与(2)列相似,回归结果依然显示高铁变量显著为正。以上回归结果表明高铁开通对制造业绿色转型具有显著的积极影响。但是,本文探究高铁开通对制造业绿色转型影响所构造的多期双重差分模型实质是一种双向固定效应模型,但面板数据双向固定效应模型在估计过程中可能存在处理效应异质性问题,在处理异质性问题过程中可能出现一定的估计偏误<sup>[36-37]</sup>。基于此,本文进一步地基于 Callaway 和 Anna<sup>[38]</sup> 构建交错双重差分的方法计算了“异质性-稳健”估计量,借鉴戴永安和张潇<sup>[37]</sup> 的做法估计组别-时期平均处理效应,(5)列汇报了平均处理效应结果,回归结果显示核心解释变量仍显著为正。综上,得到本文的核心结论,高铁开通促进了制造业企业绿色转型,理论假说 H<sub>1</sub> 成立。

表2 基准回归结果

变量	(1) DID	(2) DID	(3) DID	(4) DID	(5) CSDID
<i>HSR</i>	0.0203** (0.0095)	0.0366*** (0.0094)	0.0370*** (0.0095)	0.0500*** (0.0095)	
<i>Size</i>		0.3077*** (0.0074)	0.3074*** (0.0074)	0.3003*** (0.0074)	
<i>Age</i>		-0.0117*** (0.0014)	-0.0117*** (0.0014)	-0.0117*** (0.0014)	
<i>Agesq</i>		0.0002*** (0.0000)	0.0002*** (0.0000)	0.0002*** (0.0000)	
<i>Export</i>		0.0322*** (0.0081)	0.0314*** (0.0081)	0.0268*** (0.0082)	
<i>TDR</i>		-0.1416*** (0.0177)	-0.1414*** (0.0177)	-0.1398*** (0.0176)	
<i>Captail</i>		-2.2529** (0.9442)	-2.2231** (0.9446)	-1.8177* (0.9519)	
平均处理效应					0.0221* (0.0125)
常数项	9.4038*** (0.0040)	6.1259*** (0.0840)	6.1297*** (0.0841)	6.2051*** (0.0844)	
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是	否
行业-时间固定效应	否	否	否	是	否
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.8537	0.8564	0.8564	0.8577	—
<i>N</i>	253043	251645	251645	251645	184022

注:表中括号内的数据为稳健标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,以下同。

## (二) 稳健性分析

为进一步确认核心结论的可靠性,本文进行平行趋势检验、安慰剂检验、改变被解释变量设计方法、工具变量法估计和更换研究样本及延长考察时期等多种稳健性检验。

### 1. 平行趋势检验

采用多期双重差分法评估高铁开通对制造业绿色转型的净影响,必须满足的前提条件是在高铁开通之前处理组和对照组必须满足相同趋势,即证明高铁开通后处理组和对照组之间出现的差异是由高铁开通这一事件引起的。基于此,本文借鉴 Beck<sup>[39]</sup> 采用的事件研究法,通过估计以下计量模型,就处理组和对照组之间是否满足平行趋势假设进行检验。

$$GTrans_{ij,t} = \beta_0 + \sum_{k \geq -4}^4 \beta_k HSR_{i,t+k} + \theta X_{ij,t} + \nu_j + \delta_t + \gamma_m + \tau_{m \times t} + \epsilon_{j,t} \quad (2)$$

其中, $GTrans_{ij,t}$  为制造业企业绿色转型变量,其余变量与公式(1)相同。当  $k < 0$  时,如果系数  $\beta_k$  不显著异于零,则说明本文采用的样本满足平行趋势假设。图 1 展示了考察期间各年份虚拟变量系数估计值与 95% 的置信区间。结果显示,高铁开通前 4 年年份虚拟变量系数估计值系数与 0 相比均无显著差异,支持了平行趋势假设,并且在高铁开通后 4 年年份虚拟变量系数估计值系数显著为正,企业绿色转型程度显著提高。说明企业的绿色转型度的提高是在高铁开通之后发生的,满足平行趋势的假定。

### 2. 安慰剂检验

在考察期间可能存在与高铁开通无关的外生因素将对制造业绿色转型产生影响。为了排除外生因素的干扰,本文采用随机抽样的方法进行安慰剂试验。参考吕越等<sup>[40]</sup> 的做法,对核心解释变量( $HSR_{ij}$ ) 随机独立重复抽样 1 000 次,观察回归结果系数与真实回归结果是否存在显著差异。图 2 安慰剂检验展示了独立重复抽样实验的回归估计系数分布。可以发现,估计的核心解释变量( $HSR_{ij}$ ) 系数分布均集中于零点附近,且大致服从正态分布,并且偏离真实的回归系数。综上所述,高铁开通对制造业绿色转型的作用未受其他外生因素的干扰。

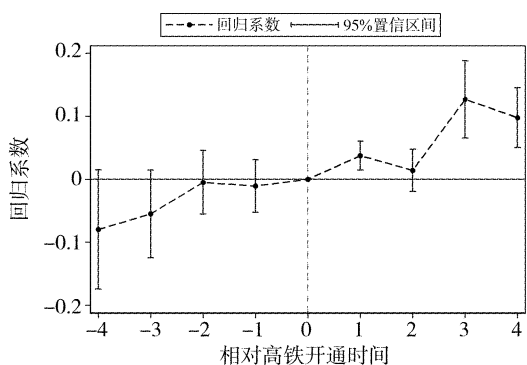


图 1 平行趋势检验

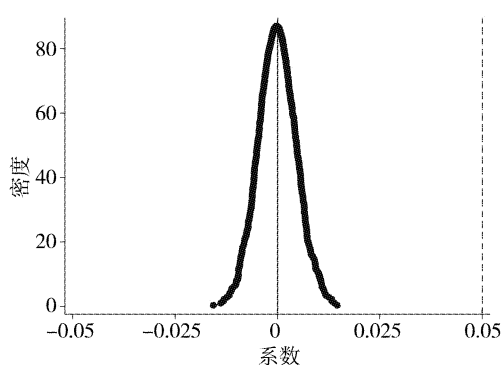


图 2 安慰剂检验

### 3. 改变被解释变量构造方法

本文前文中利用工业废水排放量、化学需氧量、烟尘排放量、二氧化硫排放量、氮氧化物排

放量,计算出各企业污染物单位产值的排放量,并通过熵权法衡量制造业绿色转型。但是当某个指标的数值非常小时,其对应的熵值可能会变得非常大,从而导致权重失真。因此,本文参考万攀兵等<sup>[1]</sup>、陈登科<sup>[41]</sup>、邵朝对等<sup>[42]</sup>的做法,首先使用污染物单位产值的排放量标准化后的算术平均值并且取倒数重新构造制造业绿色转型指标(*Gtrans\_two*)。其次,将二氧化硫( $SO_2$ )、化学需氧量( $O_2$ )以及氨氮( $NH_4$ )排放量分别取对数,作为制造业绿色转型的代理变量。回归结果如表3所示,(1)(2)列分别报告了以新设计的制造业企业绿色转型指标为被解释变量,不加入控制变量和加入控制变量的回归结果,可以看出无论是否加入控制变量,高铁变量的系数均显著为正,说明高铁开通确实有助于促进制造业企业绿色转型。(3)至(5)列分别报告了以二氧化硫( $SO_2$ )、化学需氧量( $O_2$ )以及氨氮( $NH_4$ )排放量取对数作为被解释变量,以高铁变量作为核心解释变量的回归结果,可以看出各列中高铁变量的系数均显著为负,说明高铁开通显著降低了各类污染物排放水平,进一步从侧面验证了本文的核心结论是稳健的,高铁开通有助于降低制造业企业的污染排放,促进制造业绿色转型。

表3 改变因变量构造方法

变量	(1) <i>Gtrans_two</i>	(2) <i>Gtrans_two</i>	(3) $\ln SO_2$	(4) $\ln O_2$	(5) $\ln NH_4$
<i>HSR</i>	0.0328*** (0.0103)	0.0474*** (0.0103)	-0.0744*** (0.0120)	-0.2578*** (0.0177)	-0.1151*** (0.0237)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是	是
$R^2$	0.8461	0.8487	0.8580	0.8141	0.7776
<i>N</i>	253043	251645	181603	221933	175754

#### 4. 工具变量法回归

高铁开通与制造业企业绿色转型之间本身不存在因逆向因果关系导致的内生性问题。然而,在国家层面到底选择哪些城市建设高铁则不是随机的。高铁建设会受到城市本身特征的影响,比如,一些经济发展水平较高、人口密集、本身铁路基础设施较好的城市,设立高铁站点的概率更大,因此,高铁建设的非随机性可能带来一定的内生性问题。为了克服内生性问题对本文实证结果的影响,采用工具变量法对计量模型(1)重新估计。考虑到历史客运量在一定程度上可以反映当地铁路基础设施建设状况,而铁路基础设施条件较好的城市,可以通过铁路升级改造成为高铁站点,更有可能成为设立高铁站点的城市,满足工具变量相关性要求,但是历史铁路客运量作为一个先定变量与当前制造业企业绿色转型并没有明显的相关关系。基于此,本文选取样本考察期最后一年(2013年)横截面数据,以1990年的客运量作为高铁开通的工具变量( $IV_1$ ),利用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。表4的底部汇报了工具变量的有效性检验,两个工具变量的KP rk LM值分别为4.481和7.865, $p$ 值均小于0.01,说明在1%水平上显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设;CD Wald  $F$ 值分别为5.835与8.378,大于Stock-Yogo提出的10%水平下的临界值16.38,同时第一阶段 $F$ 值分别为6.319和7.865,拒绝了弱工具变量的假设,总体看来,本文的工具变量选取较为合理。表4的(1)(2)列分别报告了第一阶段和第二阶段回归结果。Faber<sup>[43]</sup>认为地理成本高低是建设高铁的重要依据,为了减少因工具变量选取不当导致的估计

偏误,本文还直接采用张梦婷等<sup>[44]</sup>以“最小生成树”法构造的高铁工具变量( $IV_2$ )进行工具变量法回归。表 4 的(3)(4)列分别报告了第一阶段和第二阶段回归结果。可以看出,第一阶段回归结果中两个工具变量的系数均显著为正,说明工具变量对高铁变量的解释力较好,而第二阶段中高铁变量系数显著为正,说明即使高铁建设存在非随机性问题,本文的实证结果依然稳健。

表 4 工具变量法回归

变量	1990 年客流量( $IV_1$ )		最小生成树( $IV_2$ )	
	第一阶段 <i>HSR</i>	第二阶段 <i>Gtrans</i>	第一阶段 <i>HSR</i>	第二阶段 <i>Gtrans</i>
<i>HSR</i>		0.8271*** (0.0540)		0.2595*** (0.0461)
$IV_1$	0.2005*** (0.0030)			
$IV_2$			0.4251*** (0.0048)	
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	35 663	35 663	35 663	35 663
$R^2$	—	0.0240	—	0.0410
KP rk LM 值 ( <i>p</i> 值)		4.481*** (0.0000)		7.865*** (0.0000)
CD Wald <i>F</i> 值		5.835		8.378
第一阶段 <i>F</i> 值	6.319		7.865	

### 5. 更换样本及延长考察时间

中国工业企业数据库被广泛运用于经济问题研究,如蒋冠宏<sup>[45]</sup>利用 2003—2013 年工业企业并购事件考察了企业并购对企业绩效的影响;何凌云和祁晓凤<sup>[8]</sup>利用中国工业企业数据考察了环境规制对企业绿色全要素生产率的影响。受到数据可得性限制,目前绝大多数文献使用工业企业数据的截止时间为 2013 年,本文与已有文献相似,工业企业数据以 2003—2013 年作为考察的时间周期,但是 2013 年距离目前已有 11 年之久,考虑到研究结论的适用性。基于此,本文借助城市层面的工业企业污染数据,将数据考察周期延长至 2019 年,以工业二氧化硫排放量、工业废水排放量和工业绿色全要素生产率作为衡量制造业绿色转型程度的替代变量,重新回归估计以进一步检验实证结果的稳健性。以上指标中的工业绿色全要素生产率的测算参考高洪玮和吴滨<sup>[16]</sup>的做法,通过采用包含非期望产出的超效率模型(Super-SBM)测算出城市层面的工业绿色全要素生产率,作为表征制造业绿色转型的指标。在工业绿色全要素生产率测算上涉及投入指标、期望产出指标和非期望产出指标,本部分本文采用工业从业人数、固定资产投资存量、工业用水量和工业用电量作为投入指标,期望产出为工业总产值,非期望产出包括工业废水排放量、二氧化硫排放量和工业烟尘排放量。

表 5 的(1)至(3)列分别报告了更换样本后的回归结果。可以看出,以工业二氧化硫和工业废水排放量作为被解释变量时高铁变量回归系数显著为负,说明高铁开通有助于降低城市工业二氧化硫和工业废水排放,有助于促进工业绿色转型,(3)列报告了以绿色全要素生产率作为被解释变量的回归结果,可以看出以绿色全要素生产率作为被解释变量时,高铁变量系数显著为

正。(1)至(3)列的回归结果表明,即使更换回归样本,实证结果依然支持高铁开通对制造业绿色转型的积极作用。

表5 更换样本及延长考察时间回归结果

变量	(1) lnSO <sub>2</sub>	(2) lnWater	(3) GTFP
HSR	-0.109 4*** (0.033 4)	-0.159 5*** (0.024 6)	0.028 4* (0.015 9)
常数项	10.310 3*** (0.015 1)	8.322 0*** (0.011 1)	1.096 0*** (0.007 2)
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.786 2	0.847 9	0.112 6
N	4 641	4 641	4 641

#### 6. 其他稳健性检验

首先,为了进一步缓解可能存在的遗漏变量问题,以及不同的城市特征对制造业绿色转型的影响,参考戴魁早等<sup>[46]</sup>的做法,在原有控制变量基础上,引入经济发展水平(*Inagdp*)、金融发展水平(*Fin*)、产业结构(*Is*)、外商投资(*Fdi*)作为本文的控制变量。经济发展水平采用人均GDP衡量,金融发展水平采用年末存贷款之和占GDP的比重衡量,产业结构用“第一产业的产值占比×1+第二产业的产值占比×2+第三产业的产值占比×3”衡量<sup>[47]</sup>,外商投资用实际使用外商资金占GDP的比重衡量。再加入城市控制变量后,控制城市固定效应,重新对模型(1)回归,表6的(1)列汇报了回归结果。通过进一步加入省份-年份趋势以控制省级层面随时间变化的不可观测效应,对模型(1)再次回归,(2)列汇报了回归结果。从(1)(2)列回归结果可以看出,高铁开通对制造业绿色转型具有促进作用这一结果仍然稳健。

表6 其他稳健性检验回归结果

变量	(1) <i>Gtrans</i>	(2) <i>Gtrans</i>
HSR	0.078 5*** (0.009 8)	0.094 3*** (0.011 8)
企业控制变量	是	是
城市控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
行业-时间固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
省份-时间固定效应	否	是
R <sup>2</sup>	0.860 8	0.862 6
N	249 390	249 390

## 六、机制检验与异质性分析

### (一) 机制检验

前述实证结果表明,高铁开通确实会对制造业绿色转型产生显著的正向影响,那么高铁开通如何影响制造业绿色转型?这是本文亟需探讨的另一个重要问题。前述理论分析指出,高铁主要通过影响劳动力成本、企业技术创新和降低能耗等进而对制造业企业绿色转型产生影响,为了验证本文提出的理论假说,构建如下中介机制模型,检验高铁影响制造业绿色转型的作用机制:

$$Med_{ij,t} = \theta_0 + \theta_1 HSR_{it} + \eta X_{ij,t} + \nu_j + \delta_t + \gamma_m + \tau_{m \times t} + \epsilon_{j,t} \quad (3)$$

$$Gtrans_{ij,t} = \delta_0 + \delta_1 HSR_{it} + \delta_2 Med_{ij,t} + \eta X_{ij,t} + \nu_j + \delta_t + \gamma_m + \tau_{m \times t} + \epsilon_{j,t} \quad (4)$$

其中,  $Med_{ij,t}$  表示  $i$  城市  $j$  企业在  $t$  年的中介机制变量,这些中介机制变量包括企业劳动力成本、企业技术创新和能源消耗等,其中企业劳动力成本采用企业年平均工资额表征,企业技术创新采用企业新产品数表征,能源消耗采用企业年消耗煤炭量表征。

表 7 机制检验

变量	(1) <i>Wage</i>	(2) <i>Gtrans</i>	(3) <i>Inov</i>	(4) <i>Gtrans</i>	(5) <i>Coal</i>	(6) <i>Gtrans</i>
<i>HSR</i>	0.002 1*** (0.000 8)	0.060 0*** (0.011 0)	0.197 4*** (0.020 3)	0.049 5*** (0.009 5)	-0.167 3*** (0.026 4)	0.041 6** (0.017 5)
<i>Wage</i>		0.236 5*** (0.049 9)				
<i>Inov</i>				0.002 6** (0.001 1)		
<i>Coal</i>						-0.018 9*** (0.004 4)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是	是	是
$R^2$	0.773 5	0.876 0	0.568 9	0.857 7	0.934 4	0.897 8
$N$	195 922	187 092	262 027	251 645	71 040	65 765

表 7 报告了机制检验回归结果,(1)列报告了以工资作为被解释变量,以高铁变量作为核心解释变量的回归结果,可以看出高铁变量的系数显著为正,说明高铁开通对沿线企业工资水平上升有显著的正向影响。(2)列报告了以制造业企业绿色转型为被解释变量,高铁变量和工资变量的回归结果,可以看出高铁变量和工资变量的系数均显著为正。结合(1)列的回归结果,可以得出高铁开通推动了沿线企业工资水平上升,进而推动了企业的绿色转型。本文的理论假说  $H_2$  得到验证。(3)列报告了以企业创新作为被解释变量,高铁变量的回归结果显著为正;(4)列进一步报告了以制造业绿色转型作为被解释变量,同时加入高铁变量和企业创新变量的回归结果,可以看出(3)(4)列中高铁变量均显著为正,(4)列中企业技术创新变量的系数也显著为正。说明高铁开通能够通过促进企业技术创新而驱动制造业绿色转型,理论假说  $H_3$  得到验证。(5)列报告

了以煤炭消耗量作为被解释变量对高铁变量进行回归的结果,可以看出高铁变量的系数显著为负,说明高铁开通有利于减少企业能源消耗;(6)列报告了以企业绿色转型作为被解释变量,高铁变量和企业煤炭消耗量的回归结果,可以看出高铁变量显著为正,而企业煤炭消耗量变量显著为负,说明高铁开通能够通过降低企业能源消耗促进企业绿色转型,理论假说  $H_4$  成立。以上实证表明,高铁开通通过提升劳动力成本、促进技术创新和降低能耗三种作用路径促进制造业企业绿色转型。

## (二)异质性分析

鉴于中国各地区自然资源禀赋、市场化程度、经济基础等多个方面存在差异,各行业、各企业之间也存在着巨大差别,制造业绿色转型水平在中国不同区域、不同行业、不同企业也可能呈现出明显的差异性。金环等<sup>[48]</sup>发现网络基础设施建设对民营企业、传统企业、制造业中成长期企业的转型升级作用更大;戴翔和杨双至<sup>[32]</sup>研究表明数字赋能对高技术行业的制造业企业绿色化转型均有积极作用,但在劳动密集型和资本密集型行业作用效果不明显;张帆等<sup>[49]</sup>发现在东部地区高铁抑制雾霾污染、减少工业氮氧化物及工业废水排放的效果更为显著;吕越和张昊天<sup>[50]</sup>发现地区市场分割程度与企业污染排放程度呈显著正相关。

前述实证结果表明,高铁开通在整体上有助于促进制造业企业的绿色转型,但是对于不同的企业类型和不同地区,高铁开通对当地制造业企业绿色转型的效应可能存在差异,有必要进一步通过分组回归检验其异质性问题。基于此,将从企业规模、行业类型、地理位置、竞争环境等方面考察高铁开通对制造业企业绿色转型的异质性影响效应。

### 1. 企业规模

根据熊彼特假说,不同规模企业掌握的创新资源不同,企业规模的大小差异能否对企业规模效应差异产生作用,进而影响企业绿色发展呢?按照规模的大小将考察的样本企业分为大型企业、中型企业和小型企业三组分别进行回归,以考察高铁开通对不同规模企业的异质性影响。表8报告了按照企业规模分类的分组回归结果。可以看出,在分组回归中,高铁开通仅对中型企业绿色转型有显著的正向影响,而对大型企业和小型企业的影响并不明显。正如本文理论分析所述,高铁开通有助于促进沿线城市高端人力资本的流动,并加剧沿线城市之间的企业竞争,大型企业凭借雄厚的资金实力开展技术创新活动,但由于大型企业往往已具备一定的市场垄断能力,这使其即使不进行技术创新,也能凭借其拥有的市场势力获得超额收益;对于小型企业,由于其本身规模较小,抗风险能力较弱,在面临更为激烈的竞争时,也往往缺乏进行技术创新的实力和动力;但对于中型企业而言则明显不同,中型企业本身拥有进行技术创新的资金实力,在面对更为激烈的市场竞争时,有能力也有动力通过加快技术创新,实现节能降耗,提高产品质量和生产效率。因此,高铁开通更易促进中型企业的技术创新进而实现其绿色转型。

### 2. 行业类型

基于企业投入要素对企业类型进行分类,再进行分组回归。表9的(1)至(6)列报告了按照要素密集度分类的分组回归结果,可以看出高铁对劳动密集型和技术密集型企业绿色转型的影响显著为正,对于资本密集型企业绿色转型的影响为正,但并不显著。可能的原因在于目前高铁仍然以客运为主,而劳动密集型企业和技术密集型企业的发展更多依赖劳动力供给数量和质量,高铁开通极大地提高了区域可达性,有助于促进以劳动力为代表的生产要素在市场上的流动速度,这为劳动密集型企业和技术密集型企业从更广的空间范围内招聘到合适的员工提供了便利。

劳动力供给空间范围的扩大,一方面劳动密集型企业能够从更广的空间范围内获得较为廉价的劳动力资源,有助于降低其人工成本,从而有更多的资金用于企业技术改造。另一方面,高铁开通带来旅行时间的极大缩短,能够显著减少对时间敏感但对票价不敏感的高技术人才跨区工作所耗费的时间,扩大了高端人力资本的配置范围,有助于促进沿线技术密集型企业实现创新发展和绿色发展。

表 8 企业规模异质性

变量	(1) 大型	(2) 大型	(3) 中型	(4) 中型	(5) 小型	(6) 小型
<i>HSR</i>	0.026 3 (0.023 5)	0.033 6 (0.023 3)	0.039 7** (0.018 3)	0.059 9*** (0.018 3)	-0.016 0 (0.017 6)	-0.006 0 (0.017 6)
控制变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是	是	是
$R^2$	0.953 3	0.953 9	0.853 4	0.855 4	0.881 0	0.883 6
<i>N</i>	59 421	59 272	63 076	62 632	85 589	84 713

表 9 行业异质性

变量	(1) 劳动密集	(2) 劳动密集	(3) 资本密集	(4) 资本密集	(5) 技术密集	(6) 技术密集
<i>HSR</i>	0.069 3*** (0.016 3)	0.083 8*** (0.016 2)	0.011 2 (0.014 8)	0.022 5 (0.014 8)	0.054 5*** (0.019 4)	0.070 7*** (0.019 3)
控制变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是	是	是
$R^2$	0.849 4	0.852 9	0.845 0	0.847 2	0.824 9	0.828 5
<i>N</i>	72 603	72 233	122 578	121 843	54 504	54 222

### 3. 地理位置

以企业所处的地理位置按照东部、中部和西部进行分组回归,考察高铁开通对不同地理位置企业的异质性影响。表 10 报告了回归结果,(1)(2)列报告了未加入控制变量和加入控制变量后的东部地区样本企业的回归结果,从回归结果来看,高铁变量的系数均显著为正。(3)(4)列报告了中部地区样本企业的回归结果,可以看出回归系数依然显著为正,但高铁系数大于(1)(2)列回归结果。(5)(6)列报告了西部地区样本企业的回归结果,系数依然显著为正,但高铁变量的系数要明显高于东部和中部地区回归结果。以上回归结果表明,无论是东部、中部还是西部,高铁开通对当地企业的绿色转型均有显著的正向影响,但影响大小存在一定差异,高铁开通对西部地区企业绿色转型的正向影响更为明显。可能的原因是,相较西部地区,东中部地区不仅具有较为发达的水路运输网络,也拥有更为发达的公路和铁路网络,原有的交通基础设施存量较大,其交通相对更为便利,高铁开通的边际影响也相对较小。相反,西部地区原有的交通基础设施较为薄

弱,高铁开通在更大程度上提高了西部地区的交通可达性,节约了旅行时间,大幅压缩了西部地区与东部和中部地区开展经济往来的时间成本,使东部和中部等经济较为发达地区的技术知识以及先进的管理经验得以快速扩散至西部地区,因而高铁开通对其边际影响更大。

表 10 地理位置异质性

变量	(1) 东部	(2) 东部	(3) 中部	(4) 中部	(5) 西部	(6) 西部
HSR	0.0496*** (0.0107)	0.0631*** (0.0106)	0.0825*** (0.0257)	0.0726*** (0.0256)	0.1838*** (0.0414)	0.1863*** (0.0416)
控制变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.8621	0.8646	0.8483	0.8510	0.8362	0.8381
N	169586	168685	55477	55133	27967	27814

表 11 竞争环境异质性

变量	(1) 地方保护程度低	(2) 地方保护程度低	(3) 地方保护程度高	(4) 地方保护程度高
HSR	0.0620*** (0.0141)	0.0672*** (0.0140)	-0.0270* (0.0155)	-0.0087 (0.0155)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
行业-时间固定效应	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.8882	0.8900	0.8816	0.8834
N	116571	116357	112181	110899

#### 4. 竞争环境

高铁开通打破了因地理阻隔形成的市场分割,促进了商品和要素的跨区域流动。然而,行政性市场分割仍然不同程度地存在<sup>[51]</sup>,成为影响商品和要素流动的制度障碍。地方保护等竞争环境的差异,可能导致高铁开通对制造业绿色转型效应存在差异。因此,有必要进一步考察不同市场竞争环境下高铁开通对制造业企业绿色转型的异质性影响。本文先是基于价格法测算省级层面的市场分割指数<sup>①</sup>,将其作为地方保护程度的衡量指标,在此基础上以中位数为标准,将全样本数据按照企业所处地区地方保护程度高低进行分组回归。表 11 报告了回归结果,(1)(2)列报告了地方保护程度低一组的回归结果,可以看出无论是否加入控制变量,高铁变量系数均在 1% 水平上显著为正;(3)(4)列分别报告了不加入控制变量和加入控制变量后地方保护程度高一组的回归结果,当不加入控制变量时,高铁变量的系数为负,但仅在 10% 水平上显著,而加入控制

① 本文采用价格法测算市场分割指数,选取了食品烟酒类、衣着类、居住类、其他用品和服务类、家庭设备用品及服务类、医疗保健和个人用品类、交通和通信类,以及娱乐教育文化用品及服务类价格指数作为测算指标。

变量后高铁变量系数依然为负,但不显著。说明高铁对制造业绿色转型的影响会受到地区地方保护程度的影响,高铁对地方保护程度较高地区的制造业绿色转型的负向影响并不显著,但高铁显著促进了地方保护程度较低地区的制造业绿色发展。这意味着行政性市场分割等不利市场竞争环境会弱化高铁对制造业绿色转型的积极影响。

## 七、结论与政策建议

本文基于中国工业企业数据库与中国工业企业污染数据库匹配数据,从理论和实证上分析和考察了高速铁路对制造业企业绿色转型的影响。研究结果发现:(1)整体上高铁开通显著促进了制造业企业的绿色转型。(2)高铁开通促进了制造业企业的绿色转型存在显著的企业异质性和地区异质性特征。从企业异质性来看:高铁开通显著促进了中型企业绿色转型,但对大型企业和小型企业的影响并不显著;高铁开通显著促进了技术密集型和劳动密集型企业绿色转型,但对资本密集型企业的影响并不显著。从地区异质性来看:高铁开通显著促进了东中西部地区制造业企业绿色转型,但相比于东部和中部,高铁开通对西部地区企业绿色转型影响更为明显;同时,地方保护主义将制约高铁开通效应的发挥,高铁开通显著促进了地方保护程度较低地区制造业企业绿色转型,但对地方保护程度高的地区企业绿色转型的影响并不明显。(3)机制检验表明,高铁开通主要通过提升劳动力成本、促进企业技术创新和节能降耗等机制影响制造业企业绿色转型。

基于以上研究结论,本文得出系列政策启示。(1)加强对中型企业的绿色技术支持。政府可以设立专项资金,用于支持中型企业的绿色技术研发和应用;可以通过制定税收优惠政策,提升企业创新水平<sup>[52]</sup>;建立绿色技术咨询平台,为企业提供技术咨询和培训服务,助其更好地实施绿色转型。(2)加大对小企业的扶持力度。政府可以为企业开展技术创新活动提供融资支持和技术咨询服务,加大财政和金融支持力度,提高其开展创新活动的动力和能力;政府还应该加强对小企业的政策指导和培训,提高其绿色转型的动力和能力;构建健全的创新创业生态系统,为小企业提供更多的发展机会和资源支持,促进其持续健康发展。(3)针对不同行业的异质性特征,提供差异化支持政策。如对技术密集型企业,政府可以加大对其研发活动的经费支持力度,设立专项资金用于支持技术创新和研发,提供技术咨询和人才培养服务,帮助技术密集型企业更好地应用绿色技术;对于资本密集型企业,政府可以鼓励其引进更环保的生产技术和设备,通过税收优惠等政策激励措施,推动其实施绿色转型。(4)进一步完善高速铁路网,促进地区间高铁基础设施建设均衡发展。政府应该加强高铁网络建设,特别是在中西部地区,重点加强高铁网络的建设,缩小地区间高铁基础设施建设差距。通过充分利用高铁带来的时空压缩效应,促进企业间的合作与交流,进而推动企业绿色转型。(5)重视地区制度环境建设,推动全国统一大市场建设。政府应当更加充分地发挥高铁效应,加强跨地区合作和协调,打破地区间的行政壁垒和管制,清除市场进入障碍,为企业提供更广阔的发展空间和更便利的市场环境。

## 参考文献

- [1] 万攀兵,杨冕,陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型:基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济, 2021(9): 118-136.
- [2] DONG Z, LI H. The impact of Confucianism on the efficiency of enterprises green innovation[J]. Finance Research Letters, 2023, 58: 104233.
- [3] YANG G, LIU B. Retracted article: Research on the impact of managers' green environmental awareness and strategic intelligence on corporate green product innovation strategic performance[J]. Annals of Operations

- Research, 2023, 326(Suppl 1): 5.
- [4] 李亚兵,夏月,赵振. 高管绿色认知对重污染行业企业绩效的影响:一个有调节的中介效应模型[J]. 科技进步与对策,2023,40(7):113-123.
- [5] LEE M T, RASCHKE R L. Stakeholder legitimacy in firm greening and financial performance: What about greenwashing temptations? [J]. Journal of Business Research, 2023, 155: 113393.
- [6] 孙文远,李琪. 数字经济推动绿色高质量发展的实践路径探析[J]. 盐城师范学院学报(人文社会科学版),2023, 43(6):48-56.
- [7] CHEN M, SONG L, ZHU X, et al. Does green finance promote the green transformation of China's manufacturing industry? [J]. Sustainability, 2023, 15(8): 6614.
- [8] 何凌云,祁晓凤. 环境规制与绿色全要素生产率:来自中国工业企业的证据[J]. 经济学动态,2022(6):97-114.
- [9] 王杰,刘斌. 环境规制与企业全要素生产率:基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济,2014 (3):44-56.
- [10] 熊晓炼,张彬. 碳交易试点政策对区域制造业绿色化发展的影响研究:基于试点省市的准自然实验分析[J]. 生态经济,2023,39(5):69-77.
- [11] GAO Q, CHENG C, SUN G. Big data application, factor allocation, and green innovation in Chinese manufacturing enterprises[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2023, 192: 122567.
- [12] CHEN Z, XUE J, ROSE A Z, et al. The impact of high-speed rail investment on economic and environmental change in China: A dynamic CGE analysis[J]. Transportation Research Part A: Policy and Practice, 2016, 92: 232-245.
- [13] 何雄浪,李俊毅. 长江经济带高铁开通能促进城市绿色发展吗? [J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2023,44(2):131-143.
- [14] 孔令章,李金叶. 高铁开通、时空收敛效应与城市绿色经济效率:基于核心-边缘的异质性视角[J]. 软科学, 2023, 37 (11): 107-113.
- [15] 张金月,张永庆. 高铁开通对工业绿色全要素生产率的影响:以长江经济带11个省份为例[J]. 地域研究与开发, 2020,39(4):24-28.
- [16] 高洪玮,吴滨. 长江经济带高铁开通对制造业绿色转型的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32 (8):118-127.
- [17] 闫雅芬. 技术创新影响工业绿色转型的效应与路径研究[D]. 北京:北京科技大学,2021.
- [18] 张仁杰,冯曦明. 城市高铁开通对数字经济发展的影响研究:基于要素流动视角[J]. 现代管理科学,2022 (4):141-150.
- [19] 王硕,孙涛. 交通基础设施、劳动力配置与中国城乡融合发展:基于劳动力与产业、区域双重耦合视角[J]. 广东财经大学学报,2023,38(4):98-112.
- [20] 祝树金,彭彬,段凡,等. 要素流动视角下县域高铁开通对中国企业出口产品质量的影响研究[J]. 湖南大学学报(社会科学版),2023,37(6):62-73.
- [21] 姚震宇,顾悦恬. 高铁开通对物流业发展影响的实证研究[J]. 盐城师范学院学报(人文社会科学版),2024,44 (1):66-77.
- [22] 蔡宏波,钟超,韩金谔. 交通基础设施升级与污染型企业选址[J]. 中国工业经济,2021(10):136-155.
- [23] 邵帅,张可,豆建民. 经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J]. 管理世界,2019,35(1):36-60.
- [24] 陈明生,郑玉璐,姚笛. 基础设施升级、劳动力流动与区域经济差距:来自高铁开通和智慧城市建设的证据[J]. 经济问题探索,2022(5):109-122.
- [25] 朱文涛,顾乃华,刘胜. 高速铁路与制造业集聚的空间异质性[J]. 财贸经济,2022,43(3):143-160.
- [26] 孙鹏博,葛力铭. 通向低碳之路:高铁开通对工业碳排放的影响[J]. 世界经济,2021,44(10):201-224.
- [27] 潘庆婕. 高铁开通对技术创新“增量提质”的影响研究[J]. 软科学,2023,37(4):53-60.
- [28] 王春杨,兰宗敏,张超,等. 高铁建设、人力资本迁移与区域创新[J]. 中国工业经济,2020(12):102-120.

- [29] 郭进,白俊红. 高速铁路建设如何带动企业的创新发展:基于 Face-to-Face 理论的实证检验[J]. 经济理论与经济管理,2019(5):60-74.
- [30] DONG X, ZHENG S, KAHN ME. The role of transportation speed in facilitating high skilled teamwork across cities[J]. Journal of Urban Economics, 2020, 115: 103212.
- [31] 李超,李涵,唐丽森. 高速铁路、运输效率与垂直专业化分工[J]. 经济学,2021,21(1):51-70.
- [32] 戴翔,杨双至. 数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J]. 中国工业经济,2022(9):83-101.
- [33] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics,2012,97(2):339-351.
- [34] 谢千里,罗斯基,张轶凡. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. 经济学,2008(3):809-826.
- [35] 王班班,莫琼辉,钱浩祺. 地方环境政策创新的扩散模式与实施效果:基于河长制政策扩散的微观实证[J]. 中国工业经济,2020(8):99-117.
- [36] 刘冲,沙学康,张妍. 交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究,2022,39(9):177-204.
- [37] 戴永安,张潇. 环境政策的空间溢出与城市能源偏向型技术进步[J]. 世界经济,2023,46(5):119-151.
- [38] CALLAWAY B, SANT' ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- [39] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. Journal of Finance,2010,65(5):1637-1667.
- [40] 吕越,陆毅,吴嵩博,等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应:基于 2005—2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究,2019,54(9):187-202.
- [41] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善:来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究,2020,55(12):98-114.
- [42] 邵朝对. 进口竞争如何影响企业环境绩效:来自中国加入 WTO 的准自然实验[J]. 经济学(季刊),2021,21(5):1615-1638.
- [43] FABER B. Trade integration, market size, and industrialization: evidence from China's National Trunk Highway System[J]. Review of Economic Studies, 2018,81(3): 1046-1070.
- [44] 张梦婷,俞峰,钟昌标,等. 高铁网络、市场准入与企业生产率[J]. 中国工业经济,2018(5):137-156.
- [45] 蒋冠宏. 企业并购如何影响绩效:基于中国工业企业并购视角[J]. 管理世界,2022,38(7):196-212.
- [46] 戴魁早,黄姿,王思曼. 数字经济促进了中国服务业结构升级吗? [J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(2):90-112.
- [47] 孙伟增,牛冬晓,万广华. 交通基础设施建设与产业结构升级:以高铁建设为例的实证分析[J]. 管理世界,2022,38(3):19-34.
- [48] 金环,魏佳丽,于立宏. 网络基础设施建设能否助力企业转型升级:来自“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 产业经济研究,2021(6):73-86.
- [49] 张帆,姚树洁,汪锋. 高速铁路与城市环境污染:基于中国 285 个城市面板数据的分析[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2023,29(1):24-37.
- [50] 吕越,张昊天. 打破市场分割会促进中国企业减排吗? [J]. 财经研究,2021,47(9):4-18.
- [51] 金飞. 经济赶超、产业数字化与绿色发展:基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 盐城师范学院学报(人文社会科学版),2023,43(6):35-47.
- [52] 祁泊源,李益娟. 产学研合作、财税政策与企业创新能力:基于苏州市 191 家上市科技型中小企业的实证研究[J]. 盐城师范学院学报(人文社会科学版),2023,43(4):68-77.

## High-Speed Railway and Green Transition of Manufacturing Industry: Research Based on the Micro-Data of Chinese Industrial Enterprises

ZHU Wentao, LI Hong

(School of Finance and Economics, Jimei University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

**Abstract:** Based on the matching data of Chinese industrial enterprise database and Chinese industrial enterprise pollution emission database, this paper investigates the impact and action mechanism of China's high-speed railway construction on the green transition of manufacturing industry by using multi-period differential method. The findings are as follows: 1. The high-speed railway is helpful for the reduction of the pollution emission of the manufacturing industry and the green transition of China's manufacturing industry on the whole, which is valid after various robustness tests. 2. The high-speed railway has a heterogeneous impact on different types of enterprises. It significantly promotes the green transition of medium-sized enterprises, but exerts no significant influence on that of large and small enterprises. It significantly promotes the green transition of labor-intensive and technology-intensive enterprises, but exerts no significant impact on capital-intensive enterprises. 3. It also has a heterogeneous effect on the green transition of enterprises in different regions. It has a significant positive impact on the green transition of enterprises in eastern and western China, which is more obvious in the west. The impact is also influenced by local protectionism. It has a significant positive impact on the green transition of enterprises in areas with low degree of local protection, but no significant impact in areas with high degree of local protection. 4. Action mechanism analysis reveals that the high-speed railway will prompt enterprises to carry out green transition through increasing labor costs, facilitating technical innovation and reducing energy consumption of enterprises along the route. Based on the research findings, this paper puts forward suggestions to give full play to the effect of high-speed rail and promote the green transition of manufacturing enterprises.

**Key words:** high-speed railway; manufacturing industry; pollution emission; green transition; action mechanism

〔责任编辑:陈济平〕