

高铁开通能否改善制造业的技术选择偏离?——要素市场统一化视角的检验

董洪超^{1,2}, 范从来¹

¹ 南京大学 商学院, 江苏 南京 210000

² 淮阴师范学院 商学院, 江苏 淮安 223300

摘要: 为了探索全国统一大市场建设中制造业技术选择偏离的改善路径, 选取 2008—2022 年中国 274 个城市作为样本, 采用多期双重差分(DID)模型分析高铁开通对制造业技术选择偏离的影响, 并使用异质性稳健估计双重差分(CSDID)模型检验高铁开通的异质性效应。结果表明: 高铁开通对制造业技术选择偏离的改善存在地理区位上的“拐点”, 中部地区的城市甚至呈现出“劫贫济富”的现象; 产业政策异质性检验发现, 在实施比较优势发展战略的城市, 改善作用更为明显; 另外, 高铁开通在时间效应上呈现出倒 U 型的结构, 宏观经济政策的扭曲是改善制造业技术选择偏离的重要体制障碍。据此提出打破城市之间非理性竞争所带来的政策性壁垒, 优化考核评价体系, 推动地方政府规划长期可持续发展的产业发展政策, 在市场引导的制造业结构升级过程中切实有效降低政策性交易成本等政策建议。

关键词: 高铁开通; 制造业; 技术偏离; 要素市场; 机会成本; 制度性成本

文献标识码: A **文章编号:** 1002-2848-2025(03)-0081-15

党的二十届三中全会进一步部署了构建全国统一大市场的重大改革举措, 强调要清理和废除妨碍全国统一市场和公平竞争的各种规定和做法, 推动生产要素畅通流动、各类资源高效配置^①。全国统一大市场的建设通过整合市场和资源、弱化要素流动壁垒, 维护公平竞争^[1], 为制造业技术结构改善提供四大核心效应: 市场规模扩大、要素配置优化、创新激励和成本收敛^[2]。中国作为全球唯一拥有联合国产业分类中全部工业门类的国家, 虽然制造业的生产规模已经超过美国位居全球第一^[3], 但长期以来非市场化的要素配置和粗放型的产业发展政策忽略了资源配置效率的重要性。与此同时, 中国制造业技术变化方向的异性负向扩大也阻碍了全要素生产率的增长, 低技术含量的要素扩张导致要素边际产出下降并拉低了全要素生产率^[4]。在 2005 年之前, 中国制造业技术选择的众多影响因素中, 政府规划以 78% 的权重位居首位^[5], 由此带来的交易成本高企和市场机制失灵严重制约了各地区的要素配置效率, 进而导致制造业的技术选择长期偏离当地的要素禀赋^[6]。要素配置效率不仅与生产有关, 也涉及分配。探究城市层面的要素配置问题对于发挥超大规模市场优势、促进产业协调持续发展具有积极意义^[7]。随着以人口红利为代表的中国制造业传统竞争优势的逐步消退, 探索在高铁快速发展的背景下如何通过降低交易成本, 实现技术替代劳动过程中制造业技术选择偏离的改善, 既是对全国统一大市场部署中关于维护公平竞争的回应, 也是对生产要素错配改善路径的深入探讨。

收稿日期: 2024-08-16。 修回日期: 2025-03-10。

基金项目: 江苏省社会科学基金项目“长三角一体化背景下江苏交通基础设施与制造业产业链匹配效率的提升路径研究”(20EYC005)。

作者简介: 董洪超, 男, 通信作者, 南京大学商学院博士后研究人员, 研究方向为集群与创新经济, 电子邮箱为 dhchao_dhc@163.com; 范从来, 男, 南京大学商学院教授, 博士生导师, 研究方向为金融体制改革与中国式现代化。

① 参见《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》, https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm?slb=true。

一、研究回顾

关于城市制造业技术选择的研究,林毅夫等^[8]从经济增长、技术进步和产业结构变迁的基本逻辑关系入手指出,一个国家或地区最具竞争能力的产业结构或技术结构是由其禀赋结构所决定的。按照要素禀赋来选择相应的产业结构、产品结构或技术结构,会使该国或该地区的企业最具市场竞争力,可供积累的经济剩余也就最多。同时,由于要素价格能够反映要素的稀缺性,在资本相对稀缺的状况下,技术要素禀赋加速积累,技术水平也相应得以迅速提升。因此,如何更好地利用本国的比较优势是经济持续增长和工业化水平持续提高的关键。纵观发达国家制造业空间结构的演进过程,日本新干线的开通加速了太平洋沿岸工业带产业集群的形成^[9],欧洲高铁的快速发展促进了区域产业结构的优化^[10]。中国高铁对国内各城市制造业技术选择的偏离会产生什么样的影响?高铁开通推动制造业基于要素禀赋的技术选择改善效果又存在哪些体制机制障碍呢?

随着高铁的开通,城市之间的“时空距离”被明显压缩,居民出行的时间成本随之下降。劳动力要素市场分割的存在意味着生产资料的区域错配,通过行政手段或市场手段来消除要素市场分割的壁垒,促使生产要素流入产出效率最高的地区和企业,能在一定程度上降低要素总供给不足的问题。与传统的公路、铁路相比,高铁具有速度快、班次多和安全性高的优势;与航空运输相比,高铁在准点率和载客量等方面也表现出显著的优势^[11]。关于高铁开通与以劳动力为代表的要素流动的研究主要有三类。第一,高铁为劳动力流动提供了更加高效的渠道,基于“用脚投票”的机制,劳动力会迅速流向经济发达的城市而引发“极化效应”^[12]。第二,高铁开通提升中心和边缘地区人流、信息流效率,加强地区间的联系,将会产生空间上的技术溢出效应,进而缩小区域之间的要素引力差距^[13]。第三,高铁开通能够通过改变城市之间的通达性进而影响劳动力的居住区位选择和就业方式,从而提升要素的生产效率^[14]。董艳梅等^[15]通过分析高铁对劳动力就业和收入的影响,发现中国高铁的建设通过提升劳动力流动的效率,促进了要素市场的竞争,从而显著地提升了劳动力要素的生产效率及工资水平。

关于高铁与产业空间结构以及技术选择的相关探索,代表性的研究有三类。一是探讨高铁对产业链空间结构的影响,包括高铁对改进企业与供应商之间的软信息交流^[9],高铁通过强化信息环境改善产业空间结构促进企业突破当前空间限制,跨区域寻找优质供应商,进而拓展产业链的空间长度。二是探讨高铁对企业异地投资的影响。研究表明,企业在作投资选择时对软信息的依赖尤为显著,而软信息的获取并不能完全通过现代通信技术获取^[16],需要更多的实地调研和面对面交流,高铁开通显然有助于投资者与投资对象之间更频繁的沟通交流和现场监督。另外,高铁开通能够提升集团化企业的分支机构和总部间沟通效率、管理效率^[17]。三是探讨高铁通过改善制造业技术选择推动产业转型升级。研究表明,高铁通过要素流动和再配置促进制造业的转型升级^[18]。高铁开通对产业结构升级的推动效应会伴随枢纽城市交通脉络连接效应的优化而改善,进而改善沿线城市的制造业技术选择偏离。与此同时,高铁对城市专业化分工的影响在时间上依次经历加速、弱化和扩散三个阶段^[19]。

本文探索制造业在高铁开通前后技术选择指数的动态演进特征,检验高铁通过降低直接交易成本和制度性交易成本改善制造业技术选择偏离的影响机制。假定宏观上中国各城市之间的要素禀赋存在差异,微观上企业之间的生产技术结构存在差异;同时将高铁开通作为一项准自然实验,将制造业企业的迁移、扩散和集聚所产生的根本动力归纳为市场竞争,将影响市场机制的成本分为要素流动的直接成本和政策约束的制度性间接成本。研究高铁对制造业技术选择的时间和空间双重异质性影响,从要素市场统一化的视角探索高铁对制造业技术选择偏离的影响和政策治理路径。

本文可能的边际贡献有两方面。第一,从技术选择的角度分析中国高铁对制造业空间结构和要素市场统一化的影响。在林毅夫等学者关于产业技术结构相关研究的基础上,探索通过降低交易成本推动生产要素市场化配置,改善长期以来政策干预所导致的制造业技术选择偏离。充分考虑基于比较优势的制造业技术结构选择中高铁开通这一准外生变量与交易成本这类内生动力之间的耦合机制,具有一定的理论拓展与应用创新。第二,从直接交易成本和制度性交易成本两个角度验证高铁对制造业技术选择偏离

的影响机制。本文将直接成本与间接成本、主动改善生产技术结构与被动修正正常偏离纳入同一个分析框架,更为严谨地反映中国制造业统一市场建设的根本动力,具有一定的实践价值。

二、机制分析与研究假说

市场失灵导致劳动力和资本等要素错配,其结果是制造业的技术选择偏离其禀赋优势,因为从资源错配的角度解释制造业技术选择偏离时,需要进一步分析市场机制无法高效配置生产要素的根本原因。基于此,本文从要素流动的空间壁垒和要素配置的政策性壁垒两个角度,分析高铁改善制造业技术选择偏离的理论机制。

(一)高铁开通与要素市场化配置

第一,高铁开通与要素市场化配置的空间壁垒。打破要素配置空间壁垒的关键在于加强城市之间的相互作用,而促进城市之间相互作用需要具备的前提条件包括通达性和互补性^[20]。影响通达性的因素包括地理距离、时间成本和经济成本^[21];影响互补性的核心因素是城市之间的产业结构和比较优势。一方面,新古典区域发展理论认为,要素流动具有显著的逐利性特征。制造业的空间结构和显著的收入差距导致大量劳动力的跨空间流动,高铁开通不但降低了劳动力异地就业的时间成本,还为劳动力寻求符合预期的工作提供了可能性,降低了劳动力跨区域匹配岗位的机会成本。另一方面,高铁开通带来人才、技术、资本等要素流动效率的提升,提高所在城市的通达性,通达性的提升又进一步强化了城市之间的关联从而促进互补性的提升^[22],直接导致要素配置空间壁垒的弱化或打破。

第二,高铁开通与要素市场化配置的政策壁垒。早期以国家级或省级开发区代表的宏观调控是制造业区位选择和技术结构动态演进的核心动力,中央及地方政府的政策成为推动制造业技术选择的动力来源,与此相伴的制度性间接交易也成为制约各地基于比较优势进行专业化分工的关键因素。随着高铁的发展,城市之间的无形边界被淡化,政策性壁垒无法阻止生产要素的流动和企业的迁移、扩散。城市之间的经济发展策略由“以邻为壑”向“以邻为伴”转变,倒逼地方政府构建更好的营商环境以吸引投资,企业遵循地方政府制度、规章、政策所付出的成本也随之下降。技术选择的偏离本质上是政府关于制造业产业政策的扭曲,制造业要素分配的本质是市场竞争,劳动密集型企业成本偏好和资本密集型企业的技术偏好推动制造业基于所在地的要素禀赋进行技术转型。因此,高铁开通有利于降低制度性的交易成本,促进生产要素在更大范围内的配置优化,打破制度性交易成本带来的政策壁垒。

(二)要素市场化配置与制造业技术选择偏离

新结构经济学指出,如果行业对要素投入的技术选择偏离企业所在地的要素禀赋结构所决定的比较优势,即使在受到政策保护的有限时间内该行业发展到一定规模,它仍然可能由于要素成本过高而在整体上缺乏市场竞争力,无法实现长期发展。按照新古典增长理论,资本的快速积累和全要素生产率的提高,是实现产业结构转型和非农部门发展的重要动力。在市场机制的作用下,比较优势可以转化为竞争优势,实现企业利润的增长,从而创造更多价值,促进资本的快速积累。资本的积累会使得资本的相对丰裕程度不断提高,相对价格下降,企业进而有动力采用资本更加密集、劳动生产率更高的生产技术,产业也会升级为资本和技术更加密集的产业,改善制造业的技术选择偏离^[23]。张皓辰等^[24]在研究中国早期政策指导下的制造业技术选择时发现,各地制造业结构及其要素禀赋结构的匹配度存在较大差异。从交易成本的角度看,无论是直接交易成本还是制度性交易成本,都在一定程度上削弱了劳动生产率的提高,阻碍技术进步和产业升级。市场化的要素配置在竞争中降低交易成本才能将潜在比较优势转变为竞争优势,改善制造业技术选择偏离的现状。通过分析高铁开通、要素市场化配置和制造业技术选择建立的理论逻辑,本文提出以下两个研究假说:

假说 1:高铁开通能够弱化城市之间要素配置的空间壁垒,推动生产要素的市场化配置,改善各地制造业的技术选择偏离。

假说 2: 高铁开通能够弱化城市之间要素配置的政策壁垒, 消除城市之间的政策边界, 倒逼地方政府参与要素的市场统一化建设, 改善各地制造业的技术选择偏离。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文首先采用倾向得分匹配法(PSM), 通过对处理组和对照组样本进行匹配, 缓解样本选择偏差和测量误差以及由此产生的内生性问题。在此基础上, 采用多期双重差分(DID)模型进一步降低因遗漏变量问题所导致的内生性估计偏误。理论模型如下:

$$Y = \alpha + \xi d + \gamma T + \delta(d \times T) + \epsilon \quad (1)$$

其中, Y 代表被解释变量, d 代表处理组虚拟变量(处理组 = 1, 对照组 = 0); T 代表处理时间虚拟变量(处理后 = 1, 处理前 = 0)。

根据理论模型, 本文构建包含被解释变量、解释变量、控制变量和协变量的实证分析模型如下:

$$TCI_{it} = \alpha + \gamma_1 hsr_{it} + \beta_i \sum X_{it} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示研究的个体, t 表示研究的时期; 被解释变量 TCI_{it} 表示 t 时期 i 城市制造业技术选择偏离水平; hsr_{it} 表示高铁开通虚拟变量(1 代表当年该城市开通了高铁, 0 代表当年该城市尚未开通高铁), γ_1 为其估计系数; X_{it} 表示本文所选取的控制变量, β_i 为相应的估计系数; μ_i 为城市固定效应; τ_t 为时间固定效应; ϵ_{it} 为随机误差项。

(二) 变量选取

1. 核心解释变量

高铁开通(hsr)。本文用虚拟变量指代一个城市高铁开通状况, 包括城市虚拟变量($City$)和时间虚拟变量($Year$)两个维度。事实上, 开通高铁为居民提供的是一种出行方式的可行性, 有部分学者认为高铁班次和高铁站的位置影响了出行的便捷性^[25]。本文考察高铁开通这一事实对要素流动成本和制度性交易成本的影响, 进而改善制造业的技术偏离, 既有短期效应也有长期效应。因此, 将高铁开通的两个维度虚拟变量的交互项($City \times Year$)作为研究变量, 记作 hsr_{it} 。在数据处理中, 将首条高铁线路通车运行作为开通时间, 考虑到这个时间并非年初, 但市场又往往受到预期的影响, 因此本文将当年作为开通时间。

2. 被解释变量

制造业技术选择偏离指数(TCI)。本文将一地区的制造业技术结构偏离其最优值的状态定义为技术选择偏离。具体计算方法为, 将各地市制造业总资本与从业人数和当地总体人均资本之比作为制造业的技术选择指数, 因此技术选择偏离指数即为技术选择指数与最优值之间差距的绝对值, 具体公式如下:

$$TCI_{it} = |[(k'_{it}/l'_{it}) / (k_{it}/l_{it})] - \theta_i| = |TCI^*_{it} - \theta_i| \quad (3)$$

其中, k'_{it} 表示在 t 时期城市 i 制造业资本存量, l'_{it} 表示在 t 时期城市 i 制造业从业人数, k_{it} 表示在 t 时期城市 i 的全行业总资本存量, l_{it} 表示在 t 时期城市 i 的总就业人口, θ_i 为 t 时期城市 i 制造业的最优技术选择指数。 TCI^*_{it} 表示 t 时期城市 i 的制造业技术选择指数。 TCI_{it} 的值变小, 说明技术选择偏离得到改善。关于最优技术选择指数采用泰勒展开法进行处理。

从产业结构或技术结构和要素禀赋的吻合程度出发, 假定一国在发展战略的制定过程中, 存在遵循比较优势的发展战略和违背比较优势的发展战略两种选择。违背比较优势的战略选择又可以分成对技术赶超类行业的保护和对技术落后产业的保护。前者主要是针对发展中国家, 后者常出现在发达国家。以日本为例, 该国曾试图在同一时期内对两类产业进行保护。发展中国家的政府往往只看到了先进技术的重要性, 而忽视了技术进步的禀赋约束, 进而在工业部门中实施技术赶超^[26]。围绕最优技术选择指数 θ 的假设, 已有研究提出两种约束。

约束 1:考虑到土地、自然资源、人口结构等固定生产资源在短期内不会发生较大变化,因此短期内最优技术选择指数 θ 为一个正常数,此时在实证分析中将技术选择最优指数合并到模型的常数项中。

约束 2:在约束 1 条件放宽下,允许 θ 在同一时点和不同区域上取不同的值,即样本在同一时点和同一区域内的最优技术选择指数相同。

本文基于上述约束条件构造全样本和各区域的回归模型,在模型中最优技术选择指数均可与模型中的常数项合并,因此不必计算该变量的具体数值。

3. 要素流动的空间壁垒

制造业具有资本密集和劳动密集双重特征,生产要素的流动效率是决定制造业产业链深度和广度的关键。高铁开通降低要素流动的空间壁垒,有利于降低制造业全产业链的直接生产成本。要素流动的空间壁垒无法通过单一指标直观测算。采用要素流动效率(lm)来反映制造业生产要素流动中空间壁垒的强度,要素的流动效率越高,空间壁垒越弱,反之亦然。该指标同时能由表及里地反映高铁开通对要素流动空间性壁垒的影响机制。本文采用引力模型测算城市之间的要素流动效率,既能够较好地观测区域之间的空间交互关系^[27],又可以对各地区影响要素流动的内在机制进行识别,同时也将借鉴这一方法衡量城市间的劳动力流动。本文选取收入和生活成本这两个因素作为影响要素流动的引力变量。据此构建出如下引力模型:

$$lm_{ij} = \sum_{j=1}^n [\ln la_i \times \ln(w_i - w_j) \times \ln(cpi_i - cpi_j) / D_{ij}^2] \quad (4)$$

其中, la_i 表示 i 城市劳动力数量; w_i 和 w_j 分别表示城市 i 和 j 制造业平均工资; cpi_i 和 cpi_j 分别表示城市 i 和 j 消费价格指数; D_{ij} 为 i 和 j 两个城市之间的地理距离,基于此可以计算出城市 i 的劳动力流动数量; lm_{ij} 表示样本城市年度总流入劳动力,而该城市流入的劳动力为其他城市的流出劳动力总和,计算即可得到完整的劳动力流动要素效率指标。

4. 要素配置的政策性壁垒

要素流动的政策性壁垒是指企业生产经营中为了遵循中央或地方政府制定的各项政策法规而付出的成本。该成本越高说明政策性壁垒越强,反之则说明政策性壁垒越弱。关于该指标的衡量目前业界没有统一的标准,比较常用的指征变量包括政商关系指数、营商环境指数和市场化指数。本文研究高铁开通对制造业技术选择偏离的影响,核心是地方有关制造业的产业政策对生产技术结构的影响,包括政府主动干预和市场主体衍生所带来的机会成本,因此参考王小鲁^[28]的研究方法,简化地构建地级市市场化指数(mki),反映制造业要素配置过程中政策性壁垒对技术选择偏离的影响,即市场化程度越高,要素配置的政策性壁垒越弱。

5. 协变量与控制变量

为了避免遗漏变量导致的内生性,以及控制变量缺失造成 PSM 结果的系统性偏误,本文选取的可能影响高铁开通和制造业区位选择的协变量包括地理坡度、城市政策开放度、企业规模经济、关联产业的空间结构、城市义务教育资源和城市基础医疗资源。其中,地理坡度($rdls$)主要基于中国 90 米分辨率数字高程数据,并采用 ArcGIS 软件计算获得。城市对外开放度(atr),采用外商产出占比衡量,具体计算方法为以当地年度外商企业产值除以当地总产值。财税自给度(fre),将各城市财税自由度作为影响制造业企业专业化分工的控制变量,具体计算方法为本地当年财政收入与财政支出的比值。关联产业空间结构(ari),将生产性服务业的专业化分工作为控制变量引入,指标为生产性服务业的赫芬达尔指数。生产的规模经济(sca),将制造业企业的平均规模作为控制变量引入,指标的计算方法为整个制造业的年度从业人数与企业数量的比值。全要素生产率(tfp),指全部要素投入不变时,生产仍能增加的部分。此外,研究表明,公共服务资源配置水平对要素流动有一定影响,教育和医疗卫生服务就是典型代表,由此本文将城市的基础教育资源和医疗资源作为控制变量引入研究中。其中,基础教育资源(edu)用城市每千人的义务教育教师数量衡量,医疗资源(med)用城市每千人的执业医师数量衡量。

(三) 样本筛选及数据说明

为了避免数据插补造成的系统性偏误,确保研究的科学性和严谨性,本文在对要素流动数据、地方市

场化指数、制造业技术选择指数等核心变量的数据进行整理时,剔除数据缺失严重的城市。最终筛选出原始数据相对完整的 274 个城市,其中,98 个城市位于中国东部地区,100 个城市位于中部地区,76 个城市位于西部地区。关于面板数据的时间长度,本文选取的时间段为 2008—2022 年,原因有二:一是 2008 年起,中国基建速度加快,正式进入高铁时代,可以为研究提供更充分的实验组和对照组;二是在 2004 年之前,由于“收容遣送”制度的影响^①,中国人口流动受到政策性约束,制造业技术选择主要动力来自政府而非市场。实证分析中高铁开通数据根据《中国铁道年鉴》和 12306 网站基础数据的筛选整理获得,制造业的技术选择指数、机制变量和控制变量的数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国工业统计年鉴》和《中国流动人口动态监测调查数据》(CMD5)。

(四)变量描述性统计

变量描述性统计结果见表 1,可以看出,除了作为协变量的地理坡度和作为核心解释变量的高铁开通数据,被解释变量、机制变量和其他控制变量的极值和标准差均提示样本数据中存在异常值。这些在以地级市为代表的基层数据采集集中较为常见,为了提升研究的严谨性和实证分析的可靠性,本文在实证分析前对各变量进行 0.5%的缩尾处理。

表 1 变量描述性统计结果

变量	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>TCI</i>	3 836	1.060	0.648	0.087	4.675
<i>hsr</i>	3 836	0.401	0.490	0	1.000
<i>lm</i>	3 836	0.470	0.480	0.003	3.772
<i>mki</i>	3 836	0.844	0.327	0.092	2.578
<i>tfp</i>	3 836	1.452	0.748	0.042	2.948
<i>atr</i>	3 836	0.089	0.101	-0.030	0.741
<i>free</i>	3 836	0.479	0.227	0.056	1.541
<i>ari</i>	3 836	2.308	0.276	1.111	2.953
<i>rdls</i>	3 836	4.737	0.062	4.441	4.876
<i>lnedu</i>	3 836	1.058	0.674	-1.779	3.218
<i>lnmed</i>	3 836	-0.360	0.750	-3.278	2.449
<i>sca</i>	3 836	0.013	0.010	0	0.157

(五)数据检验

为了缓解样本选择偏差和测量误差以及由此产生的内生性问题,本文对原始数据进行 1:1 的无放回 PSM。同时,为了确保实验组和对照组在基线特征上相似,排除这些特征对实证结果的影响,本文对匹配后的数据进行平衡性检验。在使用 DID 模型研究政策变量的影响时,要求政策实施前对照组和处理组有共同的趋势,否则两次差分得出的政策效应就会包含部分对照组和处理组本身的差异,即“选择性偏误”。因此,本文在 PSM 和平衡性检验的基础上,对匹配后的数据进行平行趋势检验。结果表明:各协变量的总体方差有所减小,且实验组和对照组之间满足共同支持区域假设。高铁开通前处理组和对照组之间不存在显著差异,开通后存在显著差异,满足平行趋势基本假定,可以采用 DID 模型估计政策效应^②。

四、实证结果分析

(一)基准回归

1. 高铁开通与制造业技术选择偏离的基准回归

将高铁开通作为核心解释变量,制造业技术选择指数作为被解释变量,同时控制样本城市的其他特

^① 中华人民共和国成立初期,为了控制人口流动带来的社会问题,公安部门制定了限制人口自由流动的管理办法,1991 年将收容遣送人员扩大到身份证、暂住证和务工证不全的人员,2003 年 6 月份正式废止。

^② 限于篇幅,本文平衡性检验和平行趋势检验的结果不在文中列示,留存备索。

征,构建多期 DID 模型。模型采用双向固定效应,建立全样本和东、中、西部地区^① 4 个基准回归模型,分析高铁开通对制造业技术选择偏离的影响,估计结果见表 2。

表 2 高铁开通与制造业技术选择的基准回归结果

变量	被解释变量:TCI			
	(1)全样本	(2)东部地区	(3)中部地区	(4)西部地区
hsr	-0.042 1** (0.020 7)	-0.048 5** (0.023 5)	0.072 3*** (0.012 2)	-0.061 0 (0.040 3)
R^2	0.841 0	0.835 0	0.882 0	0.854
观测值数	3 836	1 372	1 400	1 064

注:1. *** 和 ** 分别表示 1%和 5%的显著性水平。

2. ()内为聚类到城市层面的稳健标准误。

3. 时间和个体固定效应已控制,控制变量估计结果留存备案。

根据表 2 第(1)列结果可知,核心解释变量 hsr 对被解释变量 TCI 的影响系数显著为负,表明与高铁开通前相比,高铁开通以后样本城市的制造业技术选择偏离得到明显改善。第(2)列结果表明,核心解释变量 hsr 对被解释变量 TCI 的影响系数显著为负,与全样本回归结果一致,说明东部地区高铁开通有效改善了该地区的制造业技术选择偏离。第(3)列结果显示,核心解释变量 hsr 对被解释变量 TCI 的影响系数显著为正,说明与高铁开通前相比,高铁开通以后样本城市的制造业技术选择偏离进一步加剧,说明中部地区的高铁存在一定的“劫贫济富”效应,这也反映了基础设施在要素分配中的“马太效应”。第(4)列结果显示,核心解释变量 hsr 对被解释变量 TCI 的影响不显著。由此可见,假说 1 在全样本和东部地区得到验证,而在中部和西部地区所呈现出的异质性影响需要进一步讨论。

2. 考虑政策异质性处理效应的检验

采用多期 DID 模型估计政策变量的影响时,一个重要的缺陷是政策变量可能存在异质性处理效应,从而导致估计结果的偏误。本研究中国铁开通具有多个处理时间点,因此采用 Callaway^[29] 对异质性政策效应估计的前沿研究方法,即异质性稳健估计双重差分(CSDID)模型,将样本分为不同的子组,分别估计不同组别的效应,再通过特定策略将不同组别的效应加总算出样本期的总效应。此方法允许对可解释的因果参数进行估计和推断,允许任意处理效应异质性和动态性,可以显著缓解传统 DID 模型估计偏误问题。异质性稳健估计结果表明^②,通过 PSM 和充分控制样本的个体特征后,基准回归结果可靠。

(二)稳健性检验

为了进一步检验基准回归的可靠性,本文根据被解释变量指标构建关于假说 1 的条件放宽方式,将 2015 年国务院针对制造业提出“中国制造 2025”计划所筛选出的 26 个制造业发展基础较好、产业结构较合理的示范试点城市作为制造业技术选择最优城市。在制造业技术选择指数的基础上,考虑到中国各城市之间经济基础和发展阶段的差异,按照地理区位分别将东、中、西部地区内试点城市的制造业技术选择指数的平均值作为区域内各城市的最优技术选择指数,由此可得:

$$\theta'_i = \sum_{i=1}^m TCI_{it} / m \quad (5)$$

进一步得出稳健性检验的被解释变量替代指标为:

$$TCI'_{it} = |(k'_{it} / l'_{it}) / (k_{it} / l_{it}) - \theta'_i| \quad (6)$$

其中, TCI'_{it} 为稳健性检验的技术选择偏离指数, θ'_i 为第 n 个区域的制造业最优技术选择指数, m 为第 n 个区域内样本城市的个数。由此得到新的回归模型:

$$TCI'_{it} = \alpha + \gamma_1 hsr_{it} + \beta_i \sum X_{it} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

① 东部地区为北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南和辽宁,中部地区为山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、黑龙江和吉林,西部地区为内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

② 限于篇幅,结果留存备案。

稳健性检验同样将高铁开通作为核心解释变量构建多期 DID 模型,采用双向固定效应模型建立全样本和东、中、西部地区 4 个回归估计^①,分析高铁开通的制造业技术选择偏离的影响。由回归结果可知,核心解释变量 hsr 、机制变量 lm 和 mki 对被解释变量 TCI 有显著的负向影响,说明高铁开通对制造业技术选择偏离在全样本和东部地区具有负向影响,在中部地区具有正向影响,具有稳健性。

(三)内生性检验

本文考查的核心问题是高铁开通能否改善样本城市的制造业技术选择偏离,实证分析的内生性问题主要来自高铁修建的非随机性。部分学者研究指出,那些经济发展基础较好的地区往往更容易连接交通基础设施,高铁的路线规划亦是如此。而位于这些城市的制造业企业一般被认为拥有区位优势,可能原本就有领先优势,因而会在技术选择上有更显著的表现。既有研究在处理内生性问题时选择最小生成树或早期交通基础设施^[15,21]作为高铁开通的工具变量。选择最小生成树作为工具变量的原因在于:首先,地理开发成本是决定高铁开通的重要依据,且该指标是相对外生的,同时是基于地理信息计算得来的,不受政府决策动机的影响;其次,高铁规划主要是为了构造更紧密的经济都市圈,具有政策上的“靶点城市”特征。综合地理开发成本和目标节点城市所构建的“最小生成树”网络与高铁开通具有较强的相似性,因此依据地理信息构建工具变量能够有效减少内生性,同时,本文分别汇报控制其他交通基础设施的回归结果,以检验工具变量的有效性。

另外,将历史铁路线路作为评估当前交通基础设施效应时设置工具变量的方式,采用 1960 年是否开通铁路作为高铁的工具变量。采用两阶段最小二乘法对模型进行估计。

工具变量的回归结果见表 3,检验发现在控制了其他交通基础设施以后,工具变量的回归结果由不显著变为显著,说明工具变量中不包含其他交通基础设施的共同影响。Kleibergen-Paaprk Wald F 值分别为 12.005、18.213 和 16.351,均大于工具变量一阶段的经验值 10,因而拒绝弱工具变量的假设,说明工具变量的有效性。在确保工具变量的有效性后,本文工具变量法的回归结果显示,高铁开通对制造业技术选择偏离的影响系数显著为负,表明基准回归结果的稳健性。

表 3 内生性检验回归估计结果

变量	被解释变量: TCI			
	(1)	(2)	(3)	(4)
hsr	-0.0421** (0.0201)			
最小生成树		-0.0845* (0.0491)	-0.0587*** (0.0093)	
1960 年铁路开通				-0.0612*** (0.0002)
控制其他交通基础设施	是	否	是	是
Kleibergen-Paaprk Wald F 值		12.0050	18.2130	16.3510
观测值数	3836	3836	3836	3836

注:1. ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

2. () 内为聚类到城市层面的稳健标准误。

3. 时间和个体固定效应已控制,控制变量估计结果留存备案。

(四)安慰剂检验

在传统的 DID 模型中,假定政策的实施时间在所有个体之间不存在显著的差异,研究人员通常抽取部分个体作为实验组,通过构建新的回归验证原模型是否存在偏误。本研究中高铁在各样本城市的开通时间并不同步,即政策实施存在个体差异,因此本文为每个样本城市随机虚拟政策实施时

① 篇幅限制,结果留存备案。

间,分别重复 500 次和 1 000 次,检验结果如图 1 所示。回归系数均分布在 0 附近,估计值的绝对值仅有极少数超出临界值,同时两个检验结果的分布特征均服从正态分布,符合安慰剂检验的预期,说明基准回归可靠。

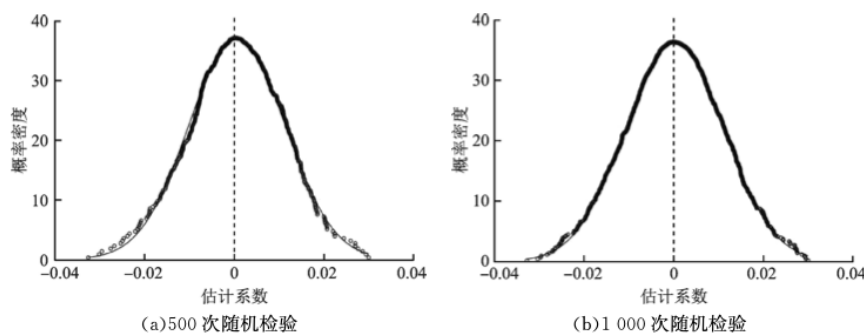


图 1 安慰剂检验结果

(五)异质性检验

1. 城市的行政区位异质性

都市圈中位于核心区域的城市在一定范围内具有独特的政治地位,这些城市对资本的积累、人才的吸引、地方政策的自由和中央的支持都具有独特的优势。考虑本研究中直辖市、省会城市政治地位所附带的政策和经济特殊优势,为了更严谨地分析高铁开通对制造业技术选择偏离的异质性影响,本文同样将样本城市划分为核心地区城市和外围地区城市。其中,核心城市包含直辖市、省会城市和副省级计划单列市共计 35 个。本文将样本中其余 239 个普通地级市定义为外围城市。对实证模型进行回归,核心城市回归结果见表 4 第(1)列,东、中、西部外围城市的估计结果分别见第(3)~(5)列。

表 4 异质性检验结果

变量	(1)核心城市	(2)赶超式城市	(3)东部外围城市	(4)中部外围城市	(5)西部外围城市	(6)东部比较优势城市	(7)中部比较优势城市	(8)西部比较优势城市
hsr	-0.071 2** (0.032 0)	0.002 8 (0.003 1)	-0.084 0*** (0.040 0)	0.066 2** (0.031 6)	0.060 9 (0.101 3)	-0.100 2*** (0.002 6)	0.057 2** (0.027 1)	0.085 1 (0.302 8)
R^2	0.879 0	0.855 0	0.822 0	0.845 0	0.719 0	0.901 0	0.895 0	0.910 0
观测值数	490	364	1 162	1 288	896	1 134	1 302	1 036

注:1. *** 和 ** 分别表示 1%和 5%的显著性水平。

2. ()内为聚类到城市层面的稳健标准误。

3. 时间和个体固定效应已控制,控制变量估计结果留存备索。

在 5%的显著性水平下,第(1)列的回归结果显著,且系数为负值,说明高铁开通对核心城市的技术选择偏离具有显著的改善作用,第(3)~(5)列回归结果显著性水平和系数符号均与基准回归一致,说明高铁开通对制造业技术选择偏离的异质性影响主要发生在外围城市。第一,在高铁开通以前,以省会城市为代表的核心城市已经积累了大量的交通基础设施,并且相对于外围城市而言,核心城市的经济发展水平较高,对要素的吸引能力更强,产业的转型升级更快。第二,核心城市利用其较好的产业基础和教育、医疗等公共资源,在一定程度上垄断优质生产要素,因此随着政策性要素配置壁垒的打破,制造业技术选择偏离的现状得到改善。

2. 制造业政策导向异质性

作为经济转轨中的大国,中国的渐进式改革促进民营经济快速发展,循序式的转型升级助推制造业由劳动密集型向技术密集型稳步迈进。为了考察城市制造业发展战略对技术选择偏离的影响,本文将稳健性检验中的示范试点样本城市定义为采用赶超式发展战略的城市,其他城市定义为采用比较优势发展战略的城市,采用双向固定效应模型进一步估计高铁开通对制造业技术选择偏离的异质性影响,估计结

果见表4第(2)列和第(6)~(8)列。

第(2)列结果显示,在5%的显著性水平下,实施赶超式发展战略的城市,高铁开通对制造业的技术选择偏离并没有表现出显著的影响。第(6)列结果表明,在实施比较优势发展战略的城市中,位于东部地区的样本城市高铁开通对制造业技术选择偏离表现出显著的负向影响。第(7)列结果表明,位于中部地区的样本城市高铁对制造业技术选择偏离表现出显著的正向影响。第(8)列结果表明,位于西部地区的样本城市高铁对制造业技术选择偏离的影响不显著。产生该结果的原因有两个方面:一是制造业要素配置效率更高的城市更具有示范试点效应而被国家选中;二是国家层面的试点城市在产业政策、税收政策等方面具有一定优势,政府干预成为影响赶超式发展城市技术选择的重要因素。

(六) 机制检验

关于高铁开通对制造业技术选择的影响机制,本文在理论分析中从两个角度进行阐述。一是高铁开通弱化了城市之间的“空间壁垒”,通过提高生产要素流动效率改善制造技术选择偏离其禀赋的现状;二是高铁开通打破了城市之间“政策性壁垒”,通过倒逼地方政府废除非市场化的要素配置策略,改善制造业技术选择偏离其禀赋的现状。

本文参考江艇^[30]的研究思路,构建回归模型分析核心解释变量对机制变量的影响,通过理论分析论证机制变量对被解释变量的影响。前文机制分析中已针对机制变量与被解释变量之间的关系进行深入的讨论,下面主要探讨高铁开通对两个机制变量的影响,构造如下回归模型:

$$M_{it} = \alpha + \gamma_1 hsr_{it} + \beta_i \sum X_{it} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中, M 表示中介机制变量,包括要素流动效率(lm)和市场化指数(mki)两个变量。由于前文基准回归和异质性分析中核心解释变量对被解释变量的影响表现出显著的城市异质性,本文分别对式(8)在全样本、东部、中部和西部地区进行机制检验,回归结果见表5。

表5 机制检验估计结果

变量	lm				mki			
	(1)全样本	(2)东部	(3)中部	(4)西部	(5)全样本	(6)东部	(7)中部	(8)西部
hsr	0.045 5** (0.021 0)	0.064 0** (0.031 6)	-0.005 4** (0.002 3)	0.217 0* (0.090 7)	0.284 0*** (0.006 9)	0.072 0*** (0.002 4)	-0.022 1 (0.109 0)	-0.007 1 (0.200 7)
R^2	0.907 0	0.859 0	0.863 0	0.798 0	0.813 0	0.902 0	0.895 0	0.887 0
观测值数	3 836	1 372	1 400	1 064	3 836	1 372	1 400	1 064

注:1.***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

2.()内为聚类到城市层面的稳健标准误。

3.时间和个体固定效应已控制,控制变量估计结果留存备索。

表5第(1)~(4)列报告的高铁开通对要素流动效率的双向固定效应模型估计结果表明,在5%的显著性水平下,全样本和东部地区样本城市的回归系数显著为正,说明高铁开通对要素流动效率具有显著的促进作用;中部地区样本城市的回归系数为负,说明高铁开通以后,中部地区的要素流动水平有所下降;而对西部地区样本城市的估计结果不显著,说明高铁开通对西部地区各城市的要素流动效率并未产生直接影响。中西部地区的回归结果表明,在高铁对其他客运方式替代的过程中,总量客运量有所下降。关于这一违背初始假设的另一个解释是:在全国制造业转型升级过程中,东部地区的劳动密集型企业向中部和西部地区转移,使原本需要前往东部地区寻求就业的中西部地区劳动力留在户籍地工作。表5第(5)~(8)列汇报的结果显示,高铁开通对全样本和东部地区市场化指数表现出显著正向影响,而对中部和西部地区的影响则不显著,除了和前文类似的解释,本文将进一步从时间效应上开展讨论。

(七) 高铁影响的时间效应

作为客运专列,虽然已有研究表明高铁具有显著的“时空压缩”效应,但不论是基准回归中高铁开通对制造业的技术选择偏离影响,还是机制检验中高铁开通对空间壁垒和政策性壁垒的影响,都表现出显

著的异质性,导致这一结果的根本原因到底是各城市的产业政策差异还是高铁开通的时间效应?为进一步研究,本文分别将高铁开通 2~8 年作为政策时间效应的虚拟变量。具体处理办法如下:本文在考察高铁开通两年的效应时,将所有已开通两年的城市作为实验组,开通两年以内的作为对照组,控制开通时间超过两年的个体,其他年份类似处理,模型的回归结果见表 6。

表 6 高铁开通的时间效应估计结果

变量	高铁开通时间效应						
	(1)2 年	(2)3 年	(3)4 年	(4)5 年	(5)6 年	(6)7 年	(7)8 年
<i>TCI</i>	-0.045 4** (0.019 8)	-0.054 5** (0.026 0)	-0.091 9** (0.037 5)	-0.037 3** (0.018 3)	-0.324 2* (0.175 1)	-0.010 6 (0.026 2)	-0.173 2 (0.384 1)
<i>lm</i>	0.048 7** (0.021 4)	0.176 6*** (0.043 2)	0.148 8** (0.070 4)	0.144 0*** (0.050 3)	0.109 0** (0.046 5)	0.425 0* (0.025 4)	0.073 07 (0.066 0)
<i>mki</i>	0.098 3 (0.738 0)	0.045 5 (0.226 9)	0.348 8* (0.195 8)	0.700 3** (0.027 5)	0.273 8** (0.121 0)	0.087 0** (0.038 0)	0.001 6** (0.000 7)

注:1. ***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

2. ()内为聚类到城市层面的稳健标准误。

从表 6 结果看,高铁开通的影响并不是始终显著的,且对制造业技术选择偏离、空间性要素流动壁垒和政策性要素配置壁垒的影响存在显著差异。其中,高铁开通对制造业技术选择偏离的影响为开通后的 2~4 年,对空间性要素流动壁垒的影响为开通 2~5 年,而对政策性要素配置壁垒的降低则在高铁开通 4 年后才表现出显著的影响,且这种影响相较于前两个更为缓慢和持久。回归系数的大小呈现出先升后降的趋势,说明高铁开通的影响在时间上表现为明显的倒 U 型结构。

(八)产业政策、高铁开通与制造业技术选择

理论上,高铁开通可以弱化城市之间的边界效应,降低制度性交易成本,由此倒逼各地方政府调整产业政策以匹配本地的要素禀赋,那么真实情况是否如此? 本文将进一步检验实施不同宏观产业政策的城市中,高铁开通对制造业技术选择偏离的影响。如果一个经济并不发达地方政府将资本密集、劳动力吸纳较少的产业作为主导产业,会对制造业产生明显的挤出效应,现实中最符合该项特征的行业是房地产。因此,本文通过分析各地方政府对房地产经济的依赖,进一步分析宏观产业政策扭曲对高铁改善制造业技术选择偏离的影响,假定某些地方政府为了快速提高经济增速,将房地产作为发展方向,这将导致他们为了解决此类企业的经营能力,给予更便利的资本获取渠道,与之伴随的是这类企业在获得一定的垄断地位后制定出过高的产品价格,不利于本地人才的吸引和制造业的发展。本文参考杨圣豪等^[31]关于工业企业异质性技术选择的研究范式,构建一个关于城市产业政策扭曲程度的指标来衡量样本城市的宏观发展策略:

$$TCB_{it} = (k_{it}''/l_{it}'') / (k_{it}/l_{it}) \quad (9)$$

其中, TCB_{it} 表示宏观产业政策扭曲度, k_{it}'' 表示城市的主导产业政策偏离的资本积累, l_{it}'' 表示城市年度该主导产业从业人数。根据各地对主导产业的偏好将产业政策偏离进行四等分,构建城市产业政策偏好程度的 4 个子样本,估计结果见表 7。

表 7 产业政策偏好、高铁开通与制造业技术选择偏离结果

变量	被解释变量:TCB			
	(1)前 25%	(2)25%~50%	(3)50%~75%	(4)后 25%
<i>hsr</i>	-0.017 0 (0.052 2)	-0.144 0*** (0.030 5)	-0.109 0** (0.046 5)	0.006 2 (0.047 6)
R^2	0.887 0	0.874 0	0.893 0	0.900 0
观测值数	958	960	959	959

注:1. ***和** 分别表示 1%和 5%的显著性水平。

2. ()内为聚类到城市层面的稳健标准误。

3. 时间和个体固定效应已控制,控制变量估计结果留存备索。

从表7第(1)~(4)列所汇报的双向固定效应模型估计结果来看,主导产业政策扭曲指数前25%的城市在5%的显著性水平下,高铁对制造业技术选择偏离的影响不显著,可能的原因是这类主导产业的吸引力太弱,资本、劳动力等要素匮乏,不能满足制造业生产的需要。同样在5%的显著性水平下,在主导产业宏观政策扭曲度25%~75%的城市,高铁开通对制造业技术选择偏离表现出显著的正向影响,主导产业宏观政策扭曲度后25%的城市模型估计结果与前25%一致。且第(2)列结果中所报告的回归系数为-0.144 0,其绝对值显著大于第(3)列结果中所报告的回归系数,说明随着对于快速见效的产业政策偏好加强,扭曲的政策对资本和生产要素产生挤出作用,抑制了制造业的基于要素禀赋的技术选择。

五、结论与启示

中国作为全球唯一的拥有联合国产业分类中全部工业门类的国家,虽然在制造业规模方面已经超越美国,但长期以来粗放型的产业发展政策导致中国制造业技术变化方向的异性负向扩大,造成部分城市制造业的技术选择产生偏离,带来生产要素的错配。为了探索如何更好地利用本地的要素禀赋推动经济持续增长和制造业转型升级,弱化人为的扭曲性干预所造成效率不足和福利的损失。本文选取2008—2022年中国的274个城市作为研究样本,从建设要素统一大市场的视角,系统考察了高铁开通对制造业技术选择偏离的影响,并检验要素流动中空间壁垒和政策性壁垒这两个影响机制。

研究结果主要有三个方面。首先,高铁开通具有改善制造业技术选择偏离的作用,但对于存在地理区位、经济区位和政治区位差异的城市之间表现出显著的异质性影响。在采取赶超式制造业发展策略的城市,政府干预的作用弱化了高铁对制造业技术选择偏离的改善效果。其次,影响生产要素配置的效率既有空间壁垒,也有政策性壁垒,高铁开通能显著地弱化这两种壁垒,但在时间上表现出显著的非一致性。高铁通过生产要素市场化配置的传导机制改善制造业技术选择的偏离,这种传导机制存在显著的时间效应,对于空间壁垒的弱化时间滞后期较短,而对于政策性壁垒打破的时间滞后期较长,这种时间上的非一致性效应说明地方政府的扭曲性政策引发生产要素的错配。最后,地方政府宏观产业政策的外部性影响了高铁对技术选择偏离的改善,当某地选择重点发展追求快速见效的产业时,高铁对制造业技术选择偏离的改善效应将受到明显的制约。本文的研究结论具有以下政策启示:

第一,吸取欧美及日本等发达国家实施制造业回流策略的教训,充分认识全球制造业格局面临重塑的同时中国的禀赋优势也在悄然发生变化的现状。在此过程中加强体制机制改革,打破城市之间非理性竞争所带来的政策性壁垒,避免由于不完善的考核机制带来的地方政府对快速见效产业政策的过度追求。强化高铁开通对政策性壁垒和空间壁垒的弱化效应,在充分考虑高铁对制造业技术选择偏离改善的时间效应下,对于中小城市或经济欠发达城市,基于比较优势引进匹配本地技术结构的制造业企业,同时在招商引资过程中要积极改善本地的营商环境,针对性地为核心城市迁出的制造业企业提供政策支持。

第二,合理规划长期可持续发展的产业发展政策,在此过程中充分认识到高资本密集、低劳动力吸纳的快速获利产业,对劳动力、资本、信息、知识等生产要素的配置效率副作用,以及对制造业的转型阻碍。在制造业转型过程中“阵痛”是不可避免的,积极回应全国要素统一大市场的构建,充分认识本地总体要素禀赋,在有效市场中发挥有为政府的作用。

第三,充分发挥生产的规模效应和制造业产业链的集群优势,降低制造业技术结构优化升级的机会成本。在建设高铁网络时考虑基础设施的时间效应,提前完善政策指导和基础配套,尤其县域高铁建设中,避免配套落后导致无法承接核心城市的产业转移,同时加强外围城市与核心城市之间的联系,完善城市之间制造业、生产性服务业衔接机制,从产业链嵌合的角度探索县域地区中小型制造业企业数字化转型中融入区域性产业创新链,加强技术合作交流的长效机制建设。

参考文献:

- [1] 刘志彪,郭梦华. 全国统一大市场与产业链现代化:内在逻辑及重点推进方向[J]. 求索, 2023, 43(1): 142-150.
LIU Z B, GUO M H. National unified market and industrial chain modernization: internal logic and key priorities for advancement[J]. Seeker, 2023, 43(1): 142-150.

- [2] 王亚飞, 黄欢欢, 黄山. 全国统一大市场对制造业韧性的影响及路径识别[J]. 重庆社会科学, 2024, 42(7): 54-72.
WANG Y F, HUANG H H, HUANG S. The influence and path identification of the national unified large market on the resilience of manufacturing industry[J]. Chongqing Social Sciences, 2024, 42(7): 54-72.
- [3] 罗双成, 刘建江, 石大千, 等. 创新的高速路: 高铁对制造业创新的影响[J]. 中国经济问题, 2021, 63(4): 172-187.
LUO S C, LIU J J, SHI D Q, et al. Innovative highway: the impact of high speed rail on manufacturing innovation [J]. China Economic Studies, 2021, 63(4): 172-187.
- [4] 左晖, 艾丹祥. 技术变化方向异性和全要素生产率: 来自中国制造业信息化的证据[J]. 管理世界, 2022, 38(8): 132-159.
ZUO H, AI D X. Directional heterogeneity of technological change and the total factor productivity: evidence from China's manufacturing informatization[J]. Journal of Management World, 2022, 38(8): 132-159.
- [5] 贺灿飞, 谢秀珍, 潘峰华. 中国制造业省区分布及其影响因素[J]. 地理研究, 2008, 27(3): 623-635.
HE C F, XIE X Z, PAN F H. Locational studies of Chinese manufacturing industries[J]. Geographical Research, 2008, 27(3): 623-635.
- [6] FABER B. Trade integration, market size, and industrialization: evidence from China's national trunk highway system[J]. Review of Economic Studies, 2014, 81(3): 1046-1070.
- [7] 周彬, 吴丽芳, 周彩. 我国区域经济增长的要素配置效应及扭曲程度测算比较[J]. 统计研究, 2023, 40(8): 46-58.
ZHOU B, WU L F, ZHOU C. Comparison of the factor allocation effect and distortion degree of regional economic growth in China[J]. Statistical Research, 2023, 40(8): 46-58.
- [8] 林毅夫, 向为, 余森杰. 区域型产业政策与企业生产率[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(1): 781-800.
LIN Y F, XIANG W, YU M J. Place-based industrial policy and firm productivity[J]. China Economic Quarterly, 2018, 17(1): 781-800.
- [9] BERBSREIN S. The impact of venture capital monitoring[J]. Journal of Finance, 2016, 71(4): 1591-1622
- [10] DONALDSON D. Railroads of Raj: estimating the impact of transportation infrastructure[J]. American Economic Review, 2018, 108 (4/5): 899-934.
- [11] 杜兴强, 彭妙薇. 高铁开通会促进企业高级人才的流动吗? [J]. 经济管理, 2017, 39(12): 89-107.
DU X Q, PENG M W. Do high-speed trains motivate the flow of corporate highly educated talents? [J]. Business and Management Journal, 2017, 39(12): 89-107.
- [12] SHAO S. High speed rail and urban service industry agglomeration: evidence from China's Yangtze River Delta region[J]. Journal of Transport Geography, 2017(64): 174-183.
- [13] KHANDKER S R. Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices[M]. Washington: The World Bank, 2019: 158-163.
- [14] JIA S M. No difference in effect of high-speed rail on regional economic growth based on match effect perspective? [J]. Transportation Research Part A: Policy and Practice, 2017, 106(5): 144-157.
- [15] 董艳梅, 朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局: 基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济, 2016, 34(10): 92-108.
DONG Y M, ZHU Y M. Can high-speed rail construction reshape the layout of China's economic space: based on the perspective of regional heterogeneity of employment, wage and economic growth[J]. China Industrial Economics, 2016, 34(10): 92-108.
- [16] 严银根, 倪鹏飞, 刘学良. 高铁开通、地区特定要素与边缘地区的发展[J]. 中国工业经济, 2020, 38(8): 118-136.
YAN Y G, NI P F, LIU X L. High-speed train, immobility factors and the development of periphery regions[J]. China Industrial Economics, 2020, 38(8): 118-136.
- [17] CHARNOZ P. Communication costs and the internal organization of businesses: evidence from the impact of French high-speed rail[J]. Economic Journal, 2018, 128(610): 949-994.
- [18] 黎绍凯, 朱卫东, 刘平. 高铁能否促进产业结构升级: 基于资源再配置的视角[J]. 南方经济, 2020, 38(2): 56-72.
LI S K, ZHU W D, LIU P. Can high-speed railway promote industrial structure upgrading: based on resource reconfiguration perspective[J]. South China Journal of Economics, 2020, 38(2): 56-72.
- [19] 李雪松, 孙博文. 高铁开通促进了地区制造业集聚吗: 基于京广高铁的准自然试验研究[J]. 中国软科学, 2017, 32(7): 81-90.
LI X S, SUN B W. Does China's high-speed rail promote regional manufacturing agglomeration: evidence from cities along Beijing-Guangzhou high-speed railway line[J]. China Soft Science, 2017, 32(7): 81-90.
- [20] 吕爽, 孙铁山, 张洪鸣. 高铁网络如何促进城市间合作创新: 基于高铁网络通达性与合作专利的实证分析[J]. 经济评论, 2024, 45(3): 92-108.
LYU S, SUN T S, ZHANG H M. How high-speed rail network promotes inter-city collaborative innovation: empirical analysis based on high-speed rail network accessibility and co-patents[J]. Economic Review, 2024, 45(3): 92-108.

- [21] 柯新利, 苏超, 谢显壮, 等. 高铁网络对城市群空间结构的影响机理: 基于要素转移与共享的视角[J]. 地理科学, 2024, 44(3): 369-378.
KE X L, SU C, XIE X Z, et al. Impact mechanism of high-speed rail network on spatial structure of urban agglomerations: from the perspective of factor transfer and sharing[J]. Geographical Science, 2024, 44(3): 369-378.
- [22] 周文韬, 杨汝岱, 侯新烁. 高铁网络、区位优势与区域创新[J]. 经济评论, 2021, 42(7): 75-95.
ZHOU W T, YANG R D, HOU X S. High-speed rail network, location advantage and regional innovation[J]. Economic Review, 2021, 42(7): 75-95.
- [23] 林毅夫, 尤伟, 张皓辰. “东北现象”及其再解释: 产业结构转型的视角[J]. 中国经济学, 2022, 1(2): 1-45.
LIN Y F, YOU W, ZHANG H C. Re-explaining the “Northeastern Phenomenon”: a perspective of industrial structural transformation[J]. Journal of China Economics, 2022, 1(2): 1-45.
- [24] 张皓辰, 王歆, 林毅夫. 要素禀赋结构与早期工业建设的长期影响[J]. 经济学(季刊), 2023, 22(4): 1319-1335.
ZHANG H C, WANG X, LIN Y F. Factor endowment structure and the long-run impact of the early-stage industrial constructions in China[J]. China Economic Quarterly, 2023, 22(4): 1319-1335.
- [25] 唐宜红, 俞峰, 林发勤, 等. 中国高铁、贸易成本与企业出口研究[J]. 经济研究, 2019, 54(7): 158-173.
TANG Y H, YU F, LIN F Q. China's high-speed railway, trade cost and firm export[J]. Economic Research Journal, 2019, 54(7): 158-173.
- [26] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013, 34(4): 81-102.
CHEN B K, LIN Y F. Development strategy, urbanization and the urban-rural income disparity in China[J]. Social Sciences in China, 2013, 34(4): 81-102.
- [27] 白俊红, 王钺, 蒋伏心, 等. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 109-123.
BAI J H, WANG Y, JIANG F X, et al. R&D element flow, spatial knowledge spillovers and economic growth[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(7): 109-123.
- [28] 王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济分析[J]. 经济研究, 2010, 45(10): 20-32.
WANG X L. Urbanization path and city scale in China: an economic analysis[J]. Economic Research Journal, 2010, 45(10): 20-32.
- [29] CALLAWAY B. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- [30] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, 40(5): 100-120.
JIANG T. Mediating effects and moderating effects in causal inference[J]. China Industrial Economics, 2022, 40(5): 100-120.
- [31] 杨圣豪, 蒋仁爱, 温军, 等. 以“量”为先还是以“质”为主: 高质量专利如何影响企业绩效? [J]. 当代经济科学, 2025, 47(1): 74-90.
YANG S H, JIANG R A, WEN J, et al. “Quantity” or “Quality”: how do high-quality patents affect firm performance? [J]. Modern Economic Science, 2025, 47(1): 74-90.

[本刊相关文献链接]

- [1] 彭继增, 朱远航, 陈腾背. 数字金融、绿色创新与制造业转型升级[J]. 当代经济科学, 2025, 47(2): 97-112.
- [2] 杨翹楚, 余典范. 数字基础设施建设对服务业“鲍莫尔成本病”的影响研究: 来自中国地级及以上城市的经验证据[J]. 当代经济科学, 2024, 46(5): 32-46.
- [3] 李治国, 孔维嘉, 李兆哲. 制造业企业数字化转型的碳绩效: 内在机制与经验证据[J]. 当代经济科学, 2024, 46(4): 100-111.
- [4] 孔令池, 郝少博, 高波. 地区间市场分割对制造业企业生产率的非对称影响[J]. 当代经济科学, 2023, 45(5): 74-88.
- [5] 徐旭, 俞峰, 闫林楠, 等. 高铁如何影响劳动力流动: 新视角与新证据[J]. 当代经济科学, 2022, 44(4): 31-42.
- [6] 杜传忠, 管海峰. 国内大循环视域下的生产性服务业效率、投入结构与制造业附加值提升[J]. 当代经济科学, 2022, 44(1): 25-38.
- [7] 朱兰, 王勇. 要素禀赋如何影响企业转型升级模式: 基于制造业与服务业企业的差异分析[J]. 当代经济科学, 2022, 44(1): 55-66.

编辑: 张静, 高原

Can the Launch of High-Speed Rail Alleviate Technological Choice Distortions in Manufacturing?

DONG Hongchao^{1,2}, FAN Conglai¹

1. School of Business, Nanjing University, Nanjing 210000, China

2. School of Business, Huaiyin Normal University, Huai'an 223300, China

Summary As a major developing economy, China encompasses all industrial categories classified by the United Nations. However, its persistent non-market-oriented factor allocation practices and extensive industrial development policies have undermined resource allocation efficiency. In response, the Third Plenary Session of the 20th Central Committee of the Communist Party of China has advanced reforms to establish a nationally unified market. These reforms aim to eliminate barriers to market integration and fair competition, facilitate factor mobility, and enhance resource allocation efficiency. The development of a unified national market promotes improvements in manufacturing technology structures through four mechanisms: market scale expansion, factor allocation optimization, innovation incentivization, and cost convergence—all achieved by integrating markets, reducing mobility barriers, and ensuring fair competition.

This study investigates how cities can leverage local factor endowments for sustainable economic growth and manufacturing transformation while minimizing distortion-induced efficiency losses. Analyzing 274 Chinese cities from 2008 to 2022, we employ a multi-period Difference-in-Differences model to assess high-speed rail (HSR) network impacts on manufacturing technology choice deviations, complemented by a Cross-Sectional DID model to examine heterogeneous effects. Our findings reveal a geographical “inflection point” in HSR’s influence on correcting technology choice distortions, with more pronounced improvements in cities adopting comparative advantage-driven strategies. Temporally, HSR’s impact follows an inverted U-shaped pattern, with macroeconomic policy distortions identified as critical institutional barriers.

Based on these findings, we propose three policy recommendations. First, China should learn from manufacturing reshoring strategies implemented by developed economies while recognizing its evolving endowment advantages. Institutional reforms should dismantle barriers arising from irrational intercity competition, amplifying HSR’s capacity to mitigate policy-driven and spatial obstacles. Medium-sized and economically underdeveloped regions should attract manufacturing enterprises aligned with their local technological comparative advantages while improving their business environments. Second, sustainable industrial development policies must be formulated with recognition of the transitional challenges during industrial restructuring. Local governments should comprehensively assess regional factor endowments and effectively leverage proactive governance within market frameworks. Third, production scale effects and manufacturing cluster advantages should be utilized to reduce the opportunity costs of technological structure optimization. HSR network planning should consider temporal infrastructure effects, with enhanced policy support for county-level HSR projects to prevent inadequate infrastructure from impeding industrial transfers from core cities.

This study contributes to existing literature in two significant ways. First, it examines HSR’s role in reshaping manufacturing spatial structures and unifying factor markets through the lens of technology choice, highlighting the coupling mechanisms between quasi-exogenous HSR connectivity and endogenous drivers in technology structure optimization. Second, it elucidates HSR’s impact on technology choice deviations through both direct and institutional transaction costs, integrating active technological upgrades and passive deviation corrections into a unified analytical framework that reveals the dynamics of China’s unified market development.

By addressing city-level factor allocation challenges, this research supports China’s efforts to leverage its mega-scale market advantages and promote coordinated industrial development. The study integrates transportation infrastructure, factor endowments, industrial policies, and economic governance into a cohesive framework, exploring how reduced transaction costs under rapid HSR expansion improve technology-labor substitution efficiency in manufacturing—aligning with the national unified market agenda while advancing discourse on resolving factor allocation inefficiencies.

Keywords high-speed rail; manufacturing; technological deviation; factor allocation; opportunity cost; institutional transaction costs