

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2023.01.004

“两业融合”视角下高铁开通对制造业升级的影响研究

高洪玮

(中国社会科学院 数量经济与技术经济研究所, 北京 100732)

摘要: 以中国282个地级城市数据为样本,运用双重差分模型考察“两业融合”视角下高铁开通对沿线城市制造业升级的影响及作用渠道。研究表明:第一,高铁开通显著促进沿线城市制造业升级,包括生产效率、价值链位置和环境效益。第二,生产性服务业集聚是高铁开通对制造业升级的作用渠道,高铁开通不仅可以通过促进生产性服务业专业化集聚改善本地制造业的环境效益,还可以通过促进生产性服务业多样化集聚提升本地制造业的生产效率和价值链位置。第三,高铁开通对制造业升级的影响具有显著的地区和城市异质性,对中部、西部地区和较大规模城市的影响更为突出,从而促进了不同地区间的均衡发展。

关键词: 高铁开通; 制造业升级; 两业融合; 生产性服务业; 产业集聚

中图分类号: F532.3; F426 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700(2023)01-0051-18

一、问题提出

制造业是国民经济的主体,对现代经济体系具有重要的引领和支撑作用。中国依托技术集成实现了制造能力的大幅度提升,成为“制造大国”,但尚未成为“制造强国”,产业仍多处于全球价值链的中低端。党的十八大以来,党中央高度重视制造业发展,强调要把制造业高质量发展作为构建现代化产业体系的关键环节,推动中国从“制造大国”向“制造强国”迈进。党的十九届五中全会提出,要坚定不移建设制造强国。党的二十大报告指出,要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,加快建设制造强国,制造业升级仍是中国未来较长一段时期的艰巨任务。建设制造强国离不开生产性服务业的发展,推动先进制造业和现代服务业深度融合,即“两业融合”是增强制造业核心竞争力、实现高质量发展的重要途径。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出,要发展服务型制造新模式,推动制造业高端化智能化绿色化。党的二十大报告进一步提出,要构建优质高效的服务业新体系,推动现代服务业同先进制造业、现代农业深度融合。作为制造业的配套产业,生产性服务业可以通过连接上、下游产业,为制造业部门提供高端的要素和服务,在提升制造业技术含量和创新能力方面具有重要作用,是推动中国制造业实现转型升级的重要抓手。

近年来,中国以高速铁路(以下简称“高铁”)为代表的交通基础设施实现了跨越式的发展。目前,

收稿日期: 2022-07-07; 修回日期: 2022-11-08

基金项目: 中国社会科学院创新工程项目“新时代动能转换的机制与效果评价”(IQTE2022-01); 中国社会科学院习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心重点项目“科技自立自强视角下强化国家战略科技力量的路径研究”(2023XYZD04)

作者简介: 高洪玮(1994—),女,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所/中国经济社会发展与智能治理实验室助理研究员。

中国的高铁建设和运营规模已居于世界首位，与高铁有关的配套设施和产业的发展水平也位居前列。作为一种快速安全、便利环保的客运交通运输工具，高铁可以有效压缩时空距离，促进人流、知识流和信息流的流动和重新配置，在改善原有交通运输网络的基础上变革了沿线城市之间的空间联系，极大地促进了区域间的合作和交流，也在很大程度上影响着产业，尤其是服务业的发展和空间布局。2019年9月，中共中央和国务院联合印发《交通强国建设纲要》，明确从2021年到本世纪中叶，中国将分两个阶段推进交通强国建设。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》指出，要基本贯通“八纵八横”高速铁路网。党的二十大报告提出，要加快建设交通强国。在此背景下，基于“两业融合”视角，将中国高铁建设的现存优势与制造业转型升级的迫切需求相结合，研究高铁开通、生产性服务业集聚和制造业升级三者间的因果链条具有重要的理论和现实意义。基于此，本文运用中国地级城市数据，理论剖析和实证检验相结合，系统分析中国高铁开通对制造业升级的影响和“两业融合”视角下的作用渠道。首先，运用理论分析高铁开通通过生产性服务业集聚影响制造业升级的作用路径，然后采用双重差分模型实证研究高铁开通对制造业升级的影响，从制造业生产效率、价值链位置和环境效益三个维度具体展开，并从专业化集聚和多样化集聚视角对作用渠道进行验证，最后探讨影响的异质性特征。

二、文献综述与理论分析

（一）文献综述

关于制造业升级的内涵，大多数学者从价值链的视角出发，认为制造业升级是指制造业生产活动从低附加值、低技术向高附加值、高技术的转变，从而显著提升地区制造业的产业结构、国际分工地位与盈利能力^[1]。近年来，随着绿色发展理念的提出，绿色转型也成为制造业升级的重要方向。关于高铁开通对制造业升级的影响，现有研究从生产效率^[2-4]、资源配置效率^[5]、创新水平^[6-7]、出口价值^[8]、绿色发展^[9-10]等方面进行了较为丰富的研究。这些研究认为，高铁开通可以通过加快资本、劳动等要素流动、促进知识和技术空间外溢、改善劳动力市场和中间品市场便利性、提升市场潜力、促进绿色技术创新及推动产业集聚等途径促进制造业升级。乔彬等（2019）首次将生产性服务业集聚纳入分析，认为高铁开通可以通过要素整合效应促进生产性服务业集聚从而推动制造业升级，为探讨高铁开通推动制造业升级的作用渠道提供了新的视角^[4]。但总的来看，现有研究仍存在以下不足之处：首先，基于“两业融合”视角，将高铁开通、生产性服务业集聚和制造业升级纳入同一框架的研究较少。例如，盛丰（2014）发现交通发达程度等外部因素能够通过生产性服务业集聚间接推动制造业升级，但其并未聚焦高铁等跨区域重大交通基础设施的影响效应^[11]；乔彬等（2019）将高铁开通、生产性服务业集聚和制造业升级纳入同一框架，但对三者之间的关系及传导机制的理论剖析有待进一步深入，且其采用工业企业总产值来度量制造业升级，精准性有待提升^[4]。其次，现有研究多聚焦于制造业升级的单一维度，比如生产效率、创新水平、绿色发展等，同时进行多维度探讨的较少，不利于全面展示高铁开通对制造业升级的影响以及对不同维度影响的差异性进行探讨。

基于此，本文贡献包括如下方面：首先，在理论梳理高铁开通、生产性服务业集聚与制造业升级之间关系的基础上，从要素流动视角构建理论框架，丰富了现有的关于交通基础设施、产业集聚和产业升级之间关系的理论研究；其次，从经济效益和环境效益层面出发构建制造业升级指标体系，从生产效率、价值链位置和环境效益三个维度对制造业升级进行度量，更全面、深入地呈现了高铁开通对制造业升级的影响；再次，从“两业融合”视角实证检验高铁开通对制造业升级的作用渠道，并将产业集聚的不同形式与制造业升级的不同维度相结合，深入剖析了中国高铁开通通过生产性服务业集聚作用于制造业升级的现状，深化了现有研究，为中国进一步发挥高铁的制造业升级效应，推动制造业和生产性服务业融合发展提供了参考和借鉴。

（二）理论分析

高铁开通对生产性服务业集聚的影响具有一定的现实基础，这不仅取决于高铁相对于一般交通基

基础设施所具有的技术特性,还取决于生产性服务业相对于其他产业所具有的产业特性。相比于其他交通运输方式,高铁主要服务于客运,是人流和信息流的重要载体,可以大大缩短劳动力、知识和信息等生产要素的运输时间,特别是加速了需要“面对面交流”才能获取的缄默知识的有效传递。而生产性服务业,尤其是知识密集型生产性服务业相对于其他产业具有更为明显的知识性,知识和技术是其生产过程中的重要投入;且生产性服务业的主要服务对象是制造业,制造业企业的技术进步和创新发展也使生产性服务业具有持续的技术创新倾向,因而其知识密集度较高,对人力资本、知识和信息等高端生产要素需求较大。根据产业链理论,生产性服务业等高附加值产业对缄默知识的获取有极高的要求,即难以整理和明确表示,但却对创新具有重要作用的知识。缄默知识的传播通常需要通过面对面交流的方式实现,加之为了避免信息不对称和信息泄露等问题的产生,面对面交流成为生产性服务业至关重要的知识和信息传递方式^[12],但面对面交流也在一定程度上增大了生产性服务业企业的交易成本。综上,高铁促进要素流动和面对面交流的技术特性恰好与生产性服务业知识和技术密集的产业特性高度吻合,可以更好地满足生产性服务业产品生产及创新发展所需的人力与知识等要素投入。

因此,高铁开通有利于促进生产性服务业在沿线城市的集聚。一方面,高铁开通带来的可达性提升可以缩短生产要素的运输时间,加快人力资本、知识以及信息等高端要素在城市间的空间流动,产生“劳动力蓄水池”效应和“知识场”效应^[13-14],有利于降低生产性服务业企业对生产要素特别是高端生产要素的搜寻成本,提高生产性服务业企业获取生产要素的质量和效率。另一方面,高铁开通带来的可达性提升能够降低生产性服务业企业与上下游企业以及同行企业之间面对面交流的成本,促进缄默知识的传递,减轻信息不对称程度,有助于生产性服务企业及上下游企业之间的信息共享、知识外溢以及技术学习。而作为制造业的配套行业,生产性服务业集聚所带来的规模经济效应、竞争效应、专业化效应、合作效应及知识溢出效应^[15-17]又可以通过质量更高、价格更低的中间投入品降低制造业成本,促进制造业转型升级。因此,高铁开通可以通过促进生产性服务业集聚推动制造业升级。

(三) 模型构建

基于上述理论分析,本文从要素流动视角出发,借鉴西科恩和霍尔(Ciccone & Hall, 1996)^[18]的思想,基于中间产品模型^[19-20],将高铁开通、生产性服务业集聚和制造业升级纳入同一框架,推导三者之间的传导关系。

假定一个城市拥有制造业和生产性服务业两个部门,其中,生产性服务业负责为制造业提供中间产品和服务。假设两部门均为垄断竞争模式,企业产品和服务存在差异。制造业企业可以在*i*城市和*j*城市之间选址。城市*i*的生产人数为 N_i ,每人提供1单位时间的劳动力。同时,基于克鲁格曼的“线性”城市结构,设定城市中心到边界的距离 $d_i = 0.5N_i$,劳动力单位距离的通勤时间为 2θ ,均衡状态下的工资率为 w_i 。高铁的开通会降低客运交通运输成本,减少劳动力的通勤时间。以城市全部劳动力的通勤时间与工资的乘积度量城市的总通勤成本,为 $2w_i \int_0^{0.5N_i} 2\theta b db = 0.5\theta N_i^2 w_i$,基于此,城市的总有效劳动力可用城市全部劳动力扣除总通勤成本表示:

$$L_i = N_i - 0.5\theta N_i^2 w_i (\theta N_i < 1) \textcircled{1} \quad (1)$$

两个城市的消费者具有一致的CES效用函数。用 E_i 和 E_j 分别表示城市*i*和城市*j*的消费者对于制造业的总需求。 τ ($\tau < 1$)为两地区产品市场的一体化系数。 $G_{y,i}$ 表示城市*i*中制造业产品的市场价格指数,如式(2)所示,其中, m_i 表示城市*i*中制造业企业的数目; $P_{y,i}(k)$ 表示制造业企业*k*所生产产品的出厂价;

① 考虑到劳动力的最长通勤时间必然小于或等于其所拥有的时间禀赋,在城市边界位置的劳动力的通勤时间必须小于1,故有约束条件 $\theta N_i < 1$,因此,城市的边际有效劳动(dL/dN)在均衡条件下必然大于0。

σ_y ($\sigma_y > 1$) 表示制造业产品间的不变替代弹性。借鉴中间产品模型^[20], 城市 i 中制造业企业面对的需求函数如式 (3) 所示:

$$G_{y,i} = \left\{ \int_0^{m_i} [P_{y,i}(k)]^{-\sigma_y} dk \right\}^{-1/\sigma_y} \quad (2)$$

$$y_i(k) = (E_i + E_j^\tau) G_{y,i}^{\sigma_y} P_{y,i}(k)^{-\sigma_y} \quad (3)$$

制造业企业在生产过程中需要劳动力、中间投入和其他要素。假定制造业企业的固定和可变投入分别为 c_y 和 f_y ; 劳动力的工资和其他要素的价格分别为 w_i 和 g_i ; 中间投入和其他要素在成本中的份额分别为 μ 和 γ 。因此, 城市 i 中制造业企业 k 的成本函数如式 (4) 所示:

$$C_{y,i}(k) = w_i^{1-\mu-\gamma} g_i^\gamma G_{x,i}^\mu [c_y y_i(k) + f_y] \quad (4)$$

本文主要基于制造业与生产性服务业之间的投入产出关系进行研究, 因而将其他要素在投入中所占的比例 γ 视为固定不变, 因此, 制造业企业成本结构的变化只受劳动力和中间投入占比的影响。值得注意的是, μ 反映了生产性服务业与制造业之间的关联程度, 取决于企业的外生技术特征。

假定 h 代表中间企业 (生产性服务业企业), n_i 为城市 i 中间企业的数目, σ_x ($\sigma_x > 1$) 为中间产品的替代弹性, 城市 i 中间产品的价格指数如式 (5) 所示:

$$G_{x,i} = \left\{ \int_0^{n_i} [P_{x,i}(h)]^{-\sigma_x} dh \right\}^{-1/\sigma_x} \quad (5)$$

由于制造业生产成本中比例为 μ 的部分用来支付中间产品投入, m_i 表示城市 i 中制造业企业的数量, 故城市 i 中中间企业 h 面对的总需求如式 (6) 所示:

$$x_i(h) = [\mu G_{x,i}^{\sigma_x} \int_0^{m_i} C_{y,i}(k) dk] P_{x,i}(h)^{-\sigma_x} \quad (6)$$

假定本地中间企业在生产过程中仅需要劳动力, 其生产 x_i 的产出需要的固定劳动投入和可变劳动投入分别为 c_x 和 f_x 。因此, 城市 i 的中间企业 h 的成本函数如式 (7) 所示:

$$C_{x,i}(h) = w_i [c_x x_i(h) + f_x] \quad (7)$$

在垄断竞争的条件下, 城市 i 的企业数量需要经历两个阶段实现均衡。首先, 从短期来看, 单个企业的利润可以实现最大化。此时, 由式 (6) 和式 (7) 以及利润最大化的一阶条件可以得到均衡时中间产品的定价, 如式 (8) 所示:

$$P_{x,i} = \frac{\sigma_x c_x}{\sigma_x - 1} w_i \quad (8)$$

在均衡状态下, 所有中间企业产品价格相同, 因此, 中间产品的价格指数由城市中间企业的数目决定, 如式 (9) 所示:

$$G_{x,i} = P_{x,i} n_i^{-1/\sigma_x} = \frac{\sigma_x c_x}{\sigma_x - 1} w_i n_i^{-1/\sigma_x} \quad (9)$$

类似地, 制造业企业在均衡条件下的产品定价和价格指数分别如式 (10) 和式 (11) 所示:

$$P_{y,i} = \frac{\sigma_y c_y}{\sigma_y - 1} w_i^{1-\mu-\gamma} g_i^\gamma G_{x,i}^\mu \quad (10)$$

$$G_{y,i} = P_{y,i} m_i^{-1/\sigma_y} = \frac{\sigma_y c_y}{\sigma_y - 1} w_i^{1-\mu-\gamma} g_i^\gamma G_{x,i}^\mu m_i^{-1/\sigma_y} \quad (11)$$

从长期来看, 企业可以自由进入和退出生产, 因此, 在长期均衡时, 制造业和生产性服务业企业的垄断利润均会降为 0。此时, 生产性服务业和制造业的均衡需求分别如式 (12) 和式 (13) 所示:

$$x_i = \frac{f_x(\sigma_x - 1)}{c_x} \quad (12)$$

$$y_i = \frac{f_y(\sigma_y - 1)}{c_y} \quad (13)$$

此时, 劳动力市场出清, 劳动力人数也达到均衡状态, 满足 $L_{y,i} + L_{x,i} = L_i$ 。在长期均衡时, 所有企业的工资率均相同, 为 w_i , 整个城市劳动创造的价值为中间企业的增加值与制造业企业的增加值之和。而在劳动力市场出清条件下, 制造业作为最终产品, 其产值 Y 可以衡量总产值, 因此, 所有劳动力创造的价值增量如式 (14) 所示:

$$w_i L_i = Y(1 - \gamma) \quad (14)$$

生产性服务业企业的数量可以表示为式 (15):

$$n_i = \frac{X}{x_i P_{x,i}} = \frac{\mu}{(1 - \gamma) f_x \sigma_x} L_i \quad (15)$$

基于上述分析, 首先推导高铁开通对制造业升级的影响。用劳动力的通勤时间 θ 代表城市 i 的高铁开通状况, 用制造业企业的劳动生产率代表制造业企业的升级状况, 用 $u_i(k)$ 表示制造业企业 k 的人均增加值, 如式 (16) 所示:

$$u_i(k) = \frac{y_i(k) P(k)_{y,i} - C_{y,i}(k)}{N_i} \quad (16)$$

根据式 (1), 可以得到式 (17):

$$N_i = \frac{1 - \sqrt{1 - 2\theta w_i L_i}}{\theta w_i} \quad (17)$$

因此, 可以进一步得到式 (18):

$$u_i(k) = \frac{y_i(k) P(k)_{y,i} - C_{y,i}(k)}{N_i} = \frac{y_i(k) P(k)_{y,i} - C_{y,i}(k)}{1 - \sqrt{1 - 2\theta w_i L_i}} \theta w_i \quad (18)$$

进一步地, 在制造业企业升级的表达式 (18) 中对劳动力的通勤时间求偏导数得到式 (19):

$$\frac{\partial u_i(k)}{\partial \theta} = -w_i [y_i(k) P(k)_{y,i} - C_{y,i}(k)] \frac{1}{2\sqrt{1 - 2\theta w_i L_i}} < 0 \quad (19)$$

可以看到, 制造业企业升级对劳动力通勤时间的一阶偏导数为负。因此, 高铁开通带来的客运运输成本下降可以促进本地制造业的升级。

然后, 从“两业融合”视角出发, 推导高铁开通通过生产性服务业集聚对制造业升级的影响路径。用城市 i 中生产性服务业企业的数量 n_i 代表城市 i 中生产性服务业的集聚程度。根据式 (1) 和式 (15) 可以得到式 (20):

$$n_i = \frac{\mu}{(1 - \gamma) f_x \sigma_x} (N_i - 0.5\theta N_i^2 w_i) \quad (20)$$

进一步地, 在生产性服务业集聚程度的表达式 (20) 中对劳动力的通勤时间求偏导数得到式 (21):

$$\frac{\partial n_i}{\partial \theta} = -0.5 \frac{\mu}{(1 - \gamma) f_x \sigma_x} N_i^2 w_i < 0 \quad (21)$$

可以看到, 生产性服务业集聚程度对劳动力通勤时间的一阶偏导数显著为负。即高铁开通带来的客运运输成本下降可以通过加快要素流动降低生产性服务业企业的要素搜寻成本, 提升生产性服务业集聚程度。

接着, 推导生产性服务业集聚对制造业升级的影响, 制造业升级的表达式可以进一步展开, 如式 (22) 所示:

$$u_i(k) = \frac{1}{N_i} y_i(k) P_{y,i}(k) - \frac{1}{N_i} \{ w_i^{1-\mu-\gamma} g_i^\gamma [P_{x,i}(h) n_i^{-1/\sigma_x}]^\mu [c_y y_i(k) + f_y] \} \quad (22)$$

进一步地，在制造业企业升级的表达式（22）中对生产性服务业集聚程度求偏导数得到式（23）：

$$\frac{\partial u_i(k)}{\partial n_i} = \frac{\mu}{N_i \sigma_x} w_i^{1-\mu-\gamma} g_i^\gamma P_{x,i}^\mu [c_y y_i(k) + f_y] n_i^{-\mu/\sigma_x-1} > 0 \quad (23)$$

可以看到，制造业企业升级对生产性服务业集聚程度的一阶偏导数显著为正。因此，生产性服务业集聚程度的提升可以进一步通过价低质优的中间投入品降低制造业企业的生产成本，促进本地制造业企业的升级。因此，高铁开通带来的客运运输成本下降也可以通过提升本地生产性服务业的集聚程度促进本地制造业企业的升级。

基于以上理论和模型分析，本文提出以下假设：

H1：高铁开通可以显著促进沿线城市制造业的升级。

H2a：高铁开通可以显著促进沿线城市生产性服务业的集聚。

H2b：生产性服务业集聚是高铁开通促进制造业升级的作用渠道。

三、研究设计

（一）模型设定

双重差分模型可以有效地评估政策的实施效果，而面板数据的双向固定效应模型可视为一种广义双重差分模型^[21]。因此，构建如式（24）所示模型评估高铁开通对制造业升级的影响^[22]。

$$Upgrade_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 Hsr_{c,t} + \gamma X_{c,t} + \delta_c + \delta_t + u_{c,t} \quad (24)$$

其中，被解释变量 $Upgrade_{c,t}$ 表示城市 c 在 t 年的制造业升级状况；核心解释变量 $Hsr_{c,t}$ 表示城市 c 在 t 年是否开通高铁，若开通高铁则 $Hsr_{c,t}$ 取 1，否则 $Hsr_{c,t}$ 取 0，开通高铁城市为实验组，未开通高铁城市为控制组； β_1 为核心解释变量的估计系数，如果 β_1 显著大于 0，则表明高铁开通显著促进了沿线城市的制造业升级，反之则阻碍了制造业升级； $X_{c,t}$ 为一系列城市层面的控制变量，包括城市经济规模、政府支持力度、对外开放程度、金融发展水平、人力资本规模、产业结构、信息水平以及收入水平； δ_c 为城市固定效应； δ_t 为时间固定效应。标准误差聚类在城市层面。

（二）变量与数据

1. 变量定义

（1）被解释变量。本文的被解释变量为地级城市的制造业升级状况。已有研究对制造业升级的量化表达主要可分两方面：一是技术水平升级，包括技术复杂度、高技术人员占比和高技术产业占比等^[23-24]；二是产出能力升级，包括生产效率的提高及获利能力的增加等^[11,25-26]。由于城市层面制造业技术水平的数据获取较为困难，采用产出能力指标对制造业升级进行度量。在产出能力的度量指标中，全要素生产率因其综合性较强而在制造业升级问题研究中应用最为广泛^[27]，也有部分学者认为相比全要素生产率，全员劳动生产率可比性更佳，更适宜作为制造业升级的度量指标^[26]。另外，由于制造业转型升级都将体现为价值链上的附加值提升，有学者认为，用“贡献价值”即企业生产的产品或提供的服务所得之总额与由外部买进的原材料或服务的采购额之间的差值表征企业的产出价值和创造最终收益的能力更为合理^[28]。此外，在绿色发展的重要性日益突出的背景下，绿色化也是制造业升级的重要内容。综上，将制造业的经济效益和环境效益同时纳入考虑，一方面，基于刘奕等（2017）^[16]的研究，用生产效率和价值链位置表征制造业升级的经济效益，采用工业全员劳动生产率^①，即人均工业总产值来度量制造业企业的生产效率，采用工业企业利税额度量制造业企业在价值链上的位置；另一方面，以工业企业废水排放强度，即工业废水排放总量与工业增加值之比来表征制造业升级的环境效益。

（2）解释变量。目前主流的高铁经济效应研究多采用 0-1 虚拟变量度量高铁的开通状况^[2,5]。也有少部分学者采用可达性和高铁列车频次等方式对高铁开通状况进行度量^[29-30]。由于高铁开通并不是一个完

① 由于采用地级城市数据进行研究，制造业数据的获取较为困难，参考现有研究，本文以工业企业的相关数据进行替代。

全随机的自然实验,本文以高铁开通与否的虚拟变量作为核心解释变量,以更好地控制模型中可能存在的内生性。

(3) 控制变量。考虑到其他可能影响制造业升级的因素,本文设置以下控制变量:以城市生产总值代表的城市经济规模、以政府科教支出代表的政府支持力度、以实际利用外资额代表的城市对外开放程度、以年末金融机构存款余额代表的城市金融发展水平、以高校教师数代表的城市人力资本规模、以第二产业占比代表的城市产业结构、以互联网用户数代表的城市信息化水平以及以平均工资代表的城市收入水平。

主要变量的定义如表1所示。表2为主要变量的描述性分析结果。

表1 主要变量的符号和定义

变量符号	变量名称	变量定义
<i>Hsr</i>	高铁开通	若该城市开通了高铁,则定义为1,否则为0
<i>Tlp</i>	制造业的生产效率	工业企业全员劳动生产率
<i>Pt</i>	制造业在价值链中的位置	工业企业利税额
<i>Env</i>	制造业的环境效益	工业企业废水排放强度
<i>Grp</i>	城市经济规模	城市生产总值
<i>Gov</i>	政府支持力度	政府科教支出
<i>Fdi</i>	城市对外开放程度	实际利用外资额
<i>Dep</i>	城市金融发展水平	年末金融机构存款余额
<i>Hcap</i>	城市人力资本规模	高校教师数
<i>Ind</i>	城市产业结构	第二产业占比
<i>Info</i>	城市信息化水平	国际互联网用户数
<i>Wage</i>	城市收入水平	平均工资

注:为消除离群值影响,对部分变量进行对数处理。

表2 主要变量的描述性分析

变量	样本量	均值	中值	标准差	最小值	最大值
<i>Hsr</i>	4 512	0.299 0	0.000 0	0.457 9	0.000 0	1.000 0
<i>Tlp</i>	4 512	1.549 7	1.480 9	0.890 0	0.021 0	4.929 7
<i>Pt</i>	4 512	5.458 2	5.283 1	0.681 2	0.000 0	8.585 9
<i>Env</i>	4 512	0.894 1	0.732 7	0.621 5	0.001 0	4.395 6
<i>Grp</i>	4 512	15.975 9	15.950 0	1.083 2	12.669 0	19.604 9
<i>Gov</i>	4 512	14.089 5	14.181 4	1.109 1	10.405 8	18.240 5
<i>Fdi</i>	4 512	11.308 1	11.532 6	2.418 4	0.000 0	16.834 7
<i>Dep</i>	4 512	16.189 8	16.120 3	1.244 7	12.745 1	21.174 9
<i>Hcap</i>	4 512	7.529 7	7.463 6	1.672 6	0.000 0	13.524 1
<i>Ind</i>	4 512	0.481 4	0.484 5	0.110 1	0.026 6	0.909 7
<i>Info</i>	4 512	12.578 2	12.614 9	1.326 9	0.000 0	17.761 7
<i>Wage</i>	4 512	10.330 3	10.614 2	0.630 3	2.380 5	12.678 0

2. 样本选择与数据来源

本文的研究样本为2003—2018年的中国地级城市数据，剔除掉部分核心数据缺失的样本，共计282个地级城市，样本总量为4 512。所使用的城市数据来自2004—2019年《中国城市统计年鉴》；高铁开通数据根据国家铁路局官方网站和《中国铁路年鉴》相关数据整理得到。

四、实证分析结果

(一) 基本实证结果

首先，本文实证研究高铁开通对沿线城市制造业升级的影响。考虑到双重差分模型的估计过程中可能会存在样本自选择问题，采用倾向得分匹配法（PSM）对实验组和控制组进行匹配。基于逐年匹配法和Logit模型，估计每个城市开通高铁的概率，根据倾向得分值对样本进行一对一匹配，匹配变量为城市人均生产总值、第二产业占比、金融机构贷款额占地区生产总值的比重以及普通高校在校生比重^[31]，方法为核匹配，并基于匹配后的样本重新估计高铁开通对制造业升级的影响，结果如表3所示。可以看到，倾向得分匹配后结论依然成立，高铁开通显著促进了沿线城市制造业的升级，提升了沿线城市制造业的生产效率和在价值链中的位置，降低了废水排放强度，改善了环境效益。

表3 高铁开通对沿线城市制造业升级的影响

变量	DID	DID	DID	PSM+DID	PSM+DID	PSM+DID
	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>
<i>Hsr</i>	0.061 9** (2.49)	0.107 2*** (4.05)	-0.064 8** (-2.30)	0.063 2** (2.54)	0.108 4*** (4.07)	-0.064 4** (-2.28)
<i>Grp</i>	0.250 4*** (6.14)	0.242 1*** (5.66)	-0.018 2 (-0.39)	0.249 8*** (6.16)	0.239 6*** (5.60)	-0.018 7 (-0.40)
<i>Gov</i>	0.219 6*** (4.41)	0.236 3*** (4.08)	-0.067 2 (-1.38)	0.227 3*** (4.56)	0.234 8*** (4.04)	-0.074 0 (-1.52)
<i>Fdi</i>	0.006 1 (0.68)	-0.005 6 (-0.73)	0.005 3 (0.64)	0.005 9 (0.65)	-0.005 4 (-0.70)	0.005 5 (0.66)
<i>Dep</i>	-0.013 0 (-0.14)	0.138 5 (1.53)	-0.102 7 (-1.20)	-0.007 3 (-0.08)	0.136 9 (1.51)	-0.106 6 (-1.25)
<i>Hcap</i>	-0.007 3 (-0.54)	-0.065 3*** (-5.47)	-0.013 2 (-0.97)	-0.007 5 (-0.55)	-0.065 4*** (-5.54)	-0.012 3 (-0.90)
<i>Ind</i>	1.158 4*** (6.57)	0.658 8*** (3.25)	-2.111 8*** (-9.77)	1.142 6*** (6.55)	0.677 4*** (3.32)	-2.078 5*** (-9.60)
<i>Info</i>	0.009 9 (0.89)	-0.032 2*** (-2.78)	-0.025 6 (-1.49)	0.007 9 (0.75)	-0.031 6*** (-2.75)	-0.023 8 (-1.40)
<i>Wage</i>	-0.004 2 (-0.12)	-0.008 0 (-0.30)	0.024 0 (0.96)	-0.008 6 (-0.26)	-0.006 0 (-0.22)	0.028 0 (1.13)
常数项	-5.926 0*** (-4.34)	-2.653 3* (-1.71)	5.254 3*** (4.07)	-6.015 0*** (-4.44)	-2.611 7* (-1.68)	5.316 0*** (4.11)

表3(续)

变量	DID	DID	DID	PSM+DID	PSM+DID	PSM+DID
	Tlp	Pt	Env	Tlp	Pt	Env
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.875	0.579	0.718	0.877	0.578	0.719
样本量	4 512	4 512	4 512	4 486	4 486	4 486

注:***、**、*分别表示回归系数在1%、5%和10%水平上显著;括号内为 t 值。后表同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

实验组和控制组在政策时间点之前具有共同的趋势是双重差分模型的基本假设。本文采用多期双重差分模型的事件研究法进行平行趋势检验。首先,定义虚拟变量 d_1-d_{10} ,代表高铁开通前的1—10年,定义 $current$ 代表高铁开通当年,定义虚拟变量 d_1-d_5 代表高铁开通后的1—5年。然后,在基本回归模型中加入这些虚拟变量^①重新进行估计,考察开通高铁城市与未开通高铁城市在高铁开通前的制造业升级状况是否存在显著差异。图1展示了平行趋势检验的结果。可以看到,高铁开通前的所有系数均不显著,高铁开通后的部分系数显著为正,这表明在高铁开通前,实验组和控制组城市的制造业升级状况无显著差异,平行趋势假定满足。

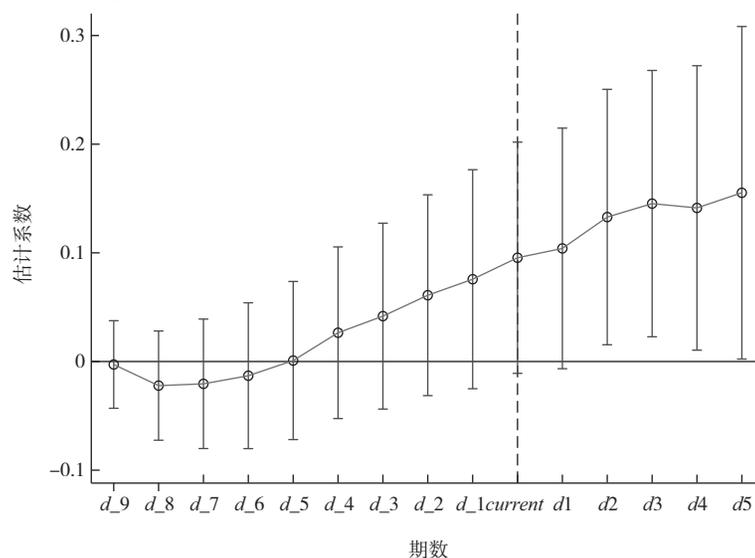


图1 平行趋势检验^②

2. 工具变量回归

为了更好地缓解高铁开通的内生性,本文引入工具变量对模型的稳健性进行再检验。地理成本的高低是决定高铁建设的重要依据^[32],参考刘冲和周黎安(2014)^[33],引入坡度与年份虚拟变量交乘项作为高铁开通的工具变量,进行两阶段最小二乘估计,结果见表4。可以看到,在第一阶段回归中,坡度与年份虚拟变量交乘项的估计系数显著为负,且估计系数的联合 F 检验显著,表明一个城市的平均坡度与高

① 为避免共线性,剔除 d_{10} 。

② 此图被解释变量为制造业生产效率,其余两个制造业升级指标对应图示类似,不再展示,备索。

铁修建的概率负相关，与直觉一致，并且模型通过了弱工具变量检验；在第二阶段回归中，高铁开通显著促进了制造业升级，证明了结果的稳健性。

表 4 工具变量回归结果

变量	<i>First</i>	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>
<i>Hsr</i>		0.255 1*** (3.06)	0.212 7*** (2.68)	-0.176 1** (-2.05)
2004 × <i>slope</i>	-0.009 8 (-0.59)			
2005 × <i>slope</i>	-0.046 6*** (-2.81)			
2006 × <i>slope</i>	-0.034 9 (-1.22)			
2007 × <i>slope</i>	-0.139 8*** (-7.61)			
2008 × <i>slope</i>	-0.169 2*** (-8.92)			
2009 × <i>slope</i>	-0.139 9*** (-7.01)			
2010 × <i>slope</i>	-0.106 8*** (-5.01)			
2011 × <i>slope</i>	-0.130 8*** (-5.82)			
2012 × <i>slope</i>	-0.144 6*** (-6.34)			
2013 × <i>slope</i>	-0.098 7*** (-4.93)			
第一阶段 <i>F</i> 值	39.73			
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.478	0.857	0.543	0.704
样本量	4 512	4 512	4 512	4 512

3. 安慰剂检验

考虑到制造业升级还会受到其他因素的影响，为消除不确定性因素的干扰，本文还进行了安慰剂检验。将高铁在各城市的开通时间进行随机处理，并据此定义高铁开通虚拟变量。若某年在新定义的高铁开通年份之后取 1，否则为 0，并重复操作 500 次^[34]。图 2 展示了安慰剂检验的估计结果。可以看到，基

于随机样本得到的高铁开通估计系数的均值在 0 附近。这表明高铁开通时间随机这一假定事实并不能够显著促进实验组城市的制造业升级, 结果具有稳健性。

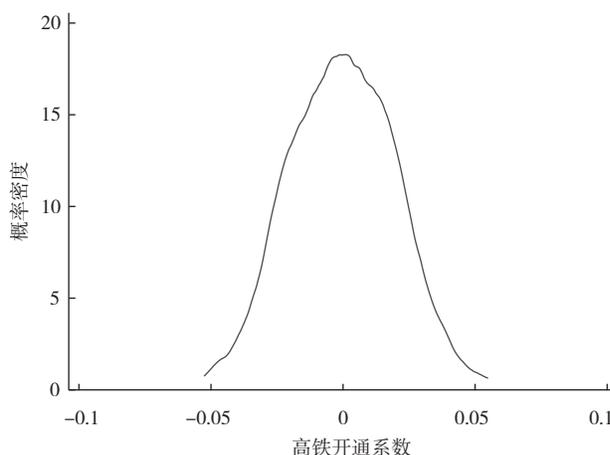


图 2 安慰剂检验^①

4. 剔除直辖市和省会城市

直辖市和省会城市的经济规模和企业研发水平一般都高于非省会城市, 并且是否是省会城市也是影响高铁开通决策的重要因素。因此, 为了进一步检验高铁开通对制造业升级影响的稳健性, 消除内生性影响, 本文在样本中剔除了直辖市和省会城市重新进行估计, 估计结果如表 5 所示。剔除核心城市的回归结果显示, 高铁开通对沿线地区制造业升级依旧具有显著的促进作用。

5. 排除高速公路和航空运输的影响

除了高铁外, 高速公路和航空运输也是重要的客运方式, 为了确保结果的稳健性, 本文构建了每个城市的公路客运量和航空客运量指标, 作为其他客运交通基础设施的指标, 并引入模型进行控制, 回归结果见表 5。剔除其他交通运输方式的回归结果显示, 高铁开通对制造业升级的促进作用依然稳健。

表 5 剔除核心城市和其他交通运输方式的回归结果

变量	剔除核心城市			剔除其他交通运输方式		
	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>
<i>Hsr</i>	0.069 6** (2.53)	0.089 7*** (3.19)	-0.071 5** (-2.32)	0.063 0** (2.53)	0.104 7*** (3.98)	-0.064 1** (-2.27)
常数项	-6.565 6*** (-4.29)	-2.814 0* (-1.66)	5.533 7*** (3.96)	-5.981 9*** (-4.45)	-2.519 3 (-1.59)	5.193 8*** (4.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.875	0.553	0.720	0.876	0.582	0.719
样本量	3 968	3 968	3 968	4 512	4 512	4 512

^① 此图被解释变量为制造业生产效率, 其余两个制造业升级指标对应图示类似, 不再展示, 备索。

五、“两业融合”视角下的作用渠道检验

(一) 集聚指标构建

关于生产性服务业的范围界定，不同的学者说法不一。本文根据国家统计局的行业界定和中国《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)中的行业分类标准，将所研究的生产性服务业的范围界定为“交通运输、仓储和邮政业”“信息传输、计算机服务和软件业”“租赁和商务服务业”“金融业”“科学研究、技术服务和地质勘查业”5类行业，并根据行业技术密集度，将“交通运输、仓储和邮政业”“租赁和商务服务业”定义为低端生产性服务业，将其余三个行业定义为高端生产性服务业。

为了进一步细化研究，本文从专业化集聚和多样化集聚两个维度度量生产性服务业的集聚程度。首先，参考埃斯库拉等(Ezcurra et al., 2006)^[35]的方法对生产性服务业的专业化集聚指标进行构建，具体计算方法如式(25)所示：

$$P_AGG_{c,t} = \sum_s \left| \frac{E_{c,s,t}}{E_{c,t}} - \frac{E'_{c,s,t}}{E'_{c,t}} \right| \quad (25)$$

其中， s 为生产性服务业的种类； $E_{c,s,t}$ 为 t 年城市 c 生产性服务业 s 的就业人数； $E_{c,t}$ 为 t 年城市 c 的就业人数； $E'_{c,s,t}$ 为 t 年除城市 c 外的生产性服务业 s 的就业人数； $E'_{c,t}$ 为 t 年除城市 c 外的全国就业人数。

关于生产性服务业的多样化集聚，大部分学者采用赫芬达尔指数进行测算。由于普通的赫芬达尔指数没有考虑到经济结构中不同产业的重要性及其在国家层面中的多样性差异，本文的多样化集聚指标构建参考韩峰(2014)^[36]的方法，采用改进的霍斯曼-赫芬达尔指数进行测度，计算方法如式(26)所示：

$$D_AGG_{c,t} = \sum_s \frac{E_{c,s,t}}{E_{c,t}} \times \frac{1/\sum_{s' \neq s}^n [E_{c,s',t}/(E_{c,t} - E_{c,s,t})]}{1/\sum_{s' \neq s}^n [E_{s',t}/(E_t - E_{s,t})]} \quad (26)$$

其中， s 为生产性服务业的种类； $E_{c,s,t}$ 为 t 年城市 c 生产性服务业 s 的就业人数； $E_{c,t}$ 为 t 年城市 c 的就业人数； $E_{c,s',t}$ 为 t 年城市 c 除生产性服务业 s 外的某一生产性服务业子行业 s' 的就业人数； $E_{s',t}$ 为 t 年所有城市除生产性服务业 s 外的某一生产性服务业子行业 s' 的就业人数； E_t 为 t 年所有城市生产性服务业的就业人数； $E_{s,t}$ 为 t 年所有城市生产性服务业 s 的就业人数。

(二) 实证结果分析

首先，检验了高铁开通对沿线城市生产性服务业集聚的影响，结果如表6所示。高铁开通显著促进了沿线城市生产性服务业的专业化集聚，但对生产性服务业的多样化集聚无显著影响，匹配后结论一致。

表6 高铁开通对沿线城市生产性服务业集聚的影响

变量	DID				PSM+DID			
	P_agg	P_agg_l	P_agg_h	D_agg	P_agg	P_agg_l	P_agg_h	D_agg
Hsr	0.004 6*** (3.01)	0.001 9 (1.59)	0.002 8*** (2.82)	0.004 1 (0.85)	0.004 6*** (3.01)	0.001 8 (1.54)	0.002 8*** (2.86)	0.004 0 (0.83)
常数项	0.061 2 (1.07)	0.022 7 (0.53)	0.038 5 (0.95)	-0.169 1 (-0.83)	0.062 6 (1.09)	0.024 1 (0.57)	0.038 5 (0.95)	-0.185 4 (-0.93)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表6(续)

变量	DID				PSM+DID			
	<i>P_agg</i>	<i>P_agg_l</i>	<i>P_agg_h</i>	<i>D_agg</i>	<i>P_agg</i>	<i>P_agg_l</i>	<i>P_agg_h</i>	<i>D_agg</i>
R^2	0.257	0.063	0.291	0.082	0.256	0.063	0.291	0.083
样本量	4 512	4 512	4 512	4 512	4 486	4 486	4 486	4 486

考虑到产业集聚表现为同一产业在某个特定地理区域内的高度集中,具有较强的空间关联性,忽略空间互动可能低估高铁的集聚效应^[30],本文进一步纳入空间关联剖析高铁开通对生产性服务业集聚的影响。构建空间邻接矩阵,采用莫兰指数对生产性服务业集聚的空间相关性进行检验。结果显示,专业化集聚和多样化集聚均具有显著的空间关联性^①。据此构建空间双重差分模型^②对高铁开通对沿线城市生产性服务业集聚的影响进行再检验,结果如表7所示。可以看到,在考虑空间关联后,高铁开通对生产性服务业专业化集聚和多样化集聚的影响均显著为正,且高端生产性服务业专业化集聚的系数和显著性均较低端生产性服务业专业化集聚更大。综上,高铁开通对沿线城市生产性服务业集聚具有显著的正向影响,包括专业化集聚和多样化集聚,且高铁开通对高端生产性服务业专业化集聚的影响更强。

表7 空间模型下高铁开通对沿线城市生产性服务业集聚的影响

变量	<i>P_agg</i>	<i>P_agg_l</i>	<i>P_agg_h</i>	<i>D_agg</i>
<i>Hsr</i>	0.004 5*** (5.40)	0.001 3** (2.39)	0.003 1*** (5.36)	0.006 3** (2.32)
常数项	-0.044 1*** (-2.91)	-0.011 2 (-1.09)	-0.031 5*** (-3.20)	0.138 5*** (3.02)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.128	0.037	0.171	0.053
样本量	4 512	4 512	4 512	4 512

进一步考察生产性服务集聚是否为高铁开通对制造业升级的作用渠道。在制造业升级对高铁开通的回归中引入生产性服务业专业化集聚和多样化集聚,结果如表8所示。考察高铁开通和生产性服务业集聚的系数与基准结果相比的变动情况,可以看到,在列(3)中,纳入专业化集聚后高铁开通的系数下降幅度较大,且专业化集聚的系数显著为负,表明生产性服务业专业化集聚可能是高铁开通改善制造业环境效益的作用渠道;类似的,在列(4)和列(5)中,纳入多样化集聚后高铁开通的系数有一定幅度下降,且多样化集聚的系数显著为正,表明生产性服务业多样化集聚可能是高铁开通促进制造业生产效率和在价值链中位置提升的渠道。究其原因,关于专业化集聚渠道,结合上文的分析,中国高铁开通对高端生产性服务业专业化集聚的促进作用更为突出,而这些行业均为知识技术密集型的清洁型行业,对于发展环境的要求较高,其集聚可以倒逼地方政府加强环境规制,促进制造业绿色转型升级,因此,生产性服务业的专业化集聚对制造业环境效益的改善具有正向影响。但是由于当前中国生产性服务业集聚的有效性

① 两者的莫兰指数分别为0.097和0.040。

② 基于LM和LR检验,空间杜宾模型无法退化为空间滞后模型和空间误差模型,因此采用空间杜宾模型。

还不高，专业化集聚增大了同质企业对共有资源的竞争，在一定程度上限制了专业化集聚对制造业升级经济效益影响的发挥^[37]。而多样化集聚可以促进制造业企业间的知识溢出和合作，且生产性服务业多样化集聚多以信息技术、科学研究和金融等功能多元、知识密集的生产性服务业为主，有利于促进技术溢出和合作创新，从而提升制造业生产效率和在价值链中的位置。但相较于专业化集聚，多样化集聚的产生所需的条件更高，目前，中国多样化集聚还不充分，容易受投资规模限制，更为注重研发和生产，因而可能对环境领域的投资相对不足，对制造业环境效益的改善还不明显。

表8 作用渠道剖析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>
<i>Hsr</i>	0.064 0** (2.57)	0.106 7*** (4.08)	-0.060 9** (-2.15)	0.060 3** (2.44)	0.105 2*** (4.06)	-0.065 0** (-2.31)
<i>P_agg</i>	-0.471 1 (-1.22)	0.126 9 (0.29)	-0.830 9* (-1.76)			
<i>D_agg</i>				0.365 2*** (3.14)	0.493 9** (2.29)	0.066 5 (0.44)
常数项	-5.897 2*** (-4.34)	-2.661 1* (-1.71)	5.305 1*** (4.13)	-5.864 2*** (-4.35)	-2.569 8* (-1.69)	5.265 6*** (4.09)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.876	0.579	0.719	0.877	0.584	0.718
样本量	4 512	4 512	4 512	4 512	4 512	4 512

(三) 异质性探讨

新经济地理理论认为，产业集聚现象的产生离不开产业地方化、外部经济效应和市场需求等因素。考虑到中国东、中、西部地区 and 不同规模城市的产业状况、经济发展环境和市场需求等因素存在显著的差异性，生产性服务业集聚的外部条件及高铁集聚效应的发挥可能存在差异，因而高铁开通对不同地区及不同规模城市制造业升级的影响很可能具有异质性。因此，进一步进行地区和城市异质性分析。

1. 地区异质性效应

中国东部地区的经济发展水平和产业层次更高，市场需求更旺盛，完善的交通基础设施降低了运输成本，促进了要素的流动和知识、技术的溢出，为生产性服务业集聚提供了良好的外部条件，因此，生产性服务业集聚对高铁开通带来的可达性提升依赖性较低；而中、西部地区深处内陆，经济和产业基础较差，市场需求较低，交通基础设施网络尚不完善，阻碍了资源要素的充分流动和经济外部性的发挥，因此，高铁开通带来的可达性提升应对中、西部地区生产性服务业集聚的促进作用更为突出，从而对其制造业升级的促进作用更为明显。表9展示了地区^①异质性效应的分析结果。结果显示，高铁开通显著提

① 本文将北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东以及海南划分为东部地区；将山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北以及湖南划分为中部地区；将重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西以及内蒙古划分为西部地区。

升了沿线中部地区城市的制造业生产效率和西部地区城市制造业在价值链中的位置和环境效益,对东部地区制造业升级无显著影响。

表9 高铁开通对不同地区制造业升级的影响

变量	<i>Tlp</i>	<i>Tlp</i>	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Pt</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>	<i>Env</i>	<i>Env</i>
	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
<i>Hsr</i>	0.005 9 (0.15)	0.072 3** (2.02)	0.052 5 (1.12)	0.067 6 (1.36)	0.061 4 (1.65)	0.098 4* (1.93)	-0.023 1 (-0.56)	-0.034 9 (-0.71)	-0.195 1*** (-3.17)
常数项	-10.138 6*** (-3.26)	-7.938 1*** (-5.23)	-3.435 9 (-1.18)	-3.810 0 (-1.14)	-5.204 9** (-2.58)	-5.225 6* (-1.79)	4.693 5** (2.04)	4.926 7** (2.19)	3.815 9 (1.58)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.879	0.921	0.875	0.666	0.642	0.521	0.728	0.724	0.732
样本量	1 616	1 584	1 312	1 616	1 584	1 312	1 616	1 584	1 312

2. 城市异质性效应

高铁开通具有一定的“向心效应”。相比于中小城市,大规模城市的经济发展水平更高,配套基础设施建设等条件更为完善,对要素的吸引力更强,高铁的开通提升了区域可达性,加快了地区间的资源要素流动,也加速了生产要素从中小城市向大城市的流动^[38]。因此,高铁开通会在更大程度上促进大城市资源要素的聚集和知识、技术的溢出,对改善大规模城市生产性服务业集聚外部条件的作用更为明显,从而对其制造业升级的正向影响也应更为突出。基于此,本文根据人口规模对全国城市分组^①,进行城市异质性效应分析。结果如表10所示,高铁开通显著提升了沿线超大、特大和大城市的制造业生产效率,提高了大城市制造业在价值链中的位置,改善了超大和特大城市制造业的环境绩效,而对中小城市制造业在价值链上的位置和环境效益无显著影响,甚至降低了其生产效率。

表10 高铁开通对不同城市制造业升级的影响

变量	<i>Tlp</i>	<i>Tlp</i>	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Pt</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>	<i>Env</i>	<i>Env</i>
	超大城市	大城市	中小城市	超大城市	大城市	中小城市	超大城市	大城市	中小城市
<i>Hsr</i>	0.062 6* (1.75)	0.087 1*** (2.67)	-0.266 7* (-1.88)	-0.014 2 (-0.37)	0.103 2*** (3.32)	-0.004 9 (-0.07)	-0.095 2** (-2.33)	-0.045 4 (-1.14)	-0.136 8 (-1.00)
常数项	-11.296 9*** (-5.98)	-4.541 1*** (-2.65)	-0.671 9 (-0.12)	-4.798 2*** (-2.84)	-2.642 1 (-1.29)	-0.626 2 (-0.24)	7.830 0*** (3.02)	4.1683** (2.43)	4.596 9 (1.76)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

① 本文根据国务院《关于调整城市规模划分标准的通知》中关于城市规模的划分标准,将人口1 000万以上的城市定义为超大城市,将人口500万以上1 000万以下的城市定义为特大城市,将人口100万以上500万以下的城市定义为大城市,将人口100万以下50万以上的城市定义为中等城市,将人口50万以下的城市定义为小城市,并将样本分为超大和特大城市、大城市和中小城市三组。

表10(续)

变量	<i>Tlp</i>	<i>Tlp</i>	<i>Tlp</i>	<i>Pt</i>	<i>Pt</i>	<i>Pt</i>	<i>Env</i>	<i>Env</i>	<i>Env</i>
	超特大城市	大城市	中小城市	超特大城市	大城市	中小城市	超特大城市	大城市	中小城市
R^2	0.909	0.867	0.884	0.797	0.505	0.415	0.761	0.711	0.686
样本量	1 520	2 800	192	1 520	2 800	192	1 520	2 800	192

六、结论与政策建议

本文基于地级城市数据,采用双重差分模型研究了高铁开通对沿线城市制造业升级的影响、“两业融合”视角下的作用渠道以及影响的异质性特征。研究表明:高铁开通显著促进了沿线城市制造业的升级,提高了制造业的生产效率和价值链位置,改善了制造业的环境效益。高铁开通可以通过促进生产性服务业集聚推动制造业升级,一方面,高铁开通可以通过促进生产性服务业的专业化集聚改善制造业的环境绩效;另一方面,高铁开通可以通过促进生产性服务业的多样化集聚提升制造业的生产效率和价值链位置。高铁开通对制造业升级的影响具有显著的地区和城市异质性,显著促进了沿线中、西部地区城市的制造业升级,而对东部地区无显著影响;显著促进了沿线超大、特大以及大城市的制造业升级,对中小城市无显著影响,甚至存在一定的负向影响。

基于本文的研究结论,提出如下政策建议:第一,进一步完善高铁网络,充分发挥高铁的制造业升级效应。在稳步推进高铁线路建设的同时,不断加快既有线路的改造,尽快实现慢速、普速列车提速,提升区域可达性。各地区和企业也应积极制定有利于资源要素流入的政策,持续优化制造业发展环境。第二,加快产业融合发展,积极发挥生产性服务业集聚在高铁促进制造业升级中的正向渠道作用。继续完善生产性服务业发展的配套政策和基础设施,优化产业结构和布局,降低同质化竞争,提升生产性服务业专业化集聚的有效性,同时,要积极创造有利于生产性服务业多样化集聚的政策条件,不断扩大多样化集聚规模。第三,根据实际情况制定符合本地区经济发展水平的制造业升级战略,实现高铁有序均衡促进不同地区和不同规模城市的制造业升级。应继续完善向西部地区 and 中小城市倾斜的政策措施,完善配套基础设施建设,增强高铁开通对西部地区制造业升级影响的深度和持续性,激发高铁开通对中小城市制造业升级的积极作用,弱化高铁开通的“向心效应”。

参考文献:

- [1] GEREFFI G. The global economy: organization, governance, and development[M]//SMELSER N J, SWEDBERG R. The handbook of economic sociology. 2nd ed. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2005: 160-182.
- [2] 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.
- [3] BERNARD A B, MOXNES A, SAITO Y U. Production networks, geography, and firm performance[J]. Journal of Political Economy, 2019, 127(2): 639-688.
- [4] 乔彬, 张蕊, 雷春. 高铁效应、生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 经济评论, 2019(6): 80-96.
- [5] 李欣泽, 纪小乐, 周灵. 高铁能改善企业资源配置吗?——来自中国工业企业数据库和高铁地理数据的微观证据[J]. 经济评论, 2017(6): 3-21.
- [6] 孙文浩, 张杰. 高铁网络能否推动制造业高质量创新[J]. 世界经济, 2020, 43(12): 151-175.
- [7] 孙文浩, 张杰. 高铁网络、要素逆集聚与制造业创新[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2022, 42(1): 85-95.
- [8] 韩峰, 史桐奇. 高铁开通能否助力中国制造业出口价值攀升[J]. 国际贸易问题, 2021(4): 94-109.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 盛丰. 生产性服务业集聚与制造业升级: 机制与经验——来自 230 个城市数据的空间计量分析[J]. 产业经济研究, 2014(2): 32-39, 110.

- [12] 张志彬. 生产性服务业集聚的区际差异、驱动因素与政策选择——基于京津冀、长三角和珠三角城市群的比较分析[J]. 经济问题探索, 2017(2): 84-90.
- [13] LEVINSON D M. Accessibility impacts of high-speed rail[J]. *Journal of Transport Geography*, 2012, 22: 288-291.
- [14] SHAW S L, FANG Z X, LU S W, et al. Impacts of high speed rail on railroad network accessibility in China[J]. *Journal of Transport Geography*, 2014, 40: 112-122.
- [15] 詹浩勇. 生产性服务业集聚与制造业转型升级研究[D]. 成都: 西南财经大学, 2013.
- [16] 刘奕, 夏杰长, 李垚. 生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 中国工业经济, 2017(7): 24-42.
- [17] 苏晶蕾. 生产性服务业集聚对我国制造业升级的影响研究[D]. 长春: 东北师范大学, 2018.
- [18] CICCONI A, HALL R E. Productivity and the density of economic activity[J]. *The American Economic Review*, 1996, 86(1): 54-70.
- [19] ABDEL-RAHMAN H, FUJITA M. Product variety, Marshallian externalities, and city sizes[J]. *Journal of Regional Science*, 1990, 30(2): 165-183.
- [20] DURANTON G, PUGA D. From sectoral to functional urban specialisation[J]. *Journal of Urban Economics*, 2005, 57(2): 343-370.
- [21] CAMERON A C, TRIVEDI P K. *Microeconometrics: methods and applications*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- [22] LIN Y T. Travel costs and urban specialization patterns: evidence from China's high speed railway system[J]. *Journal of Urban Economics*, 2017, 98: 98-123.
- [23] 周茂, 陆毅, 杜艳, 等. 开发区设立与地区制造业升级[J]. 中国工业经济, 2018(3): 62-79.
- [24] 李磊, 刘常青, 徐长生. 劳动力技能提升对中国制造业升级的影响: 结构升级还是创新升级? [J]. 经济科学, 2019(4): 57-68.
- [25] 苏杭, 郑磊, 牟逸飞. 要素禀赋与中国制造业产业升级——基于 WIOD 和中国工业企业数据库的分析[J]. 管理世界, 2017(4): 70-79.
- [26] 李永友, 严岑. 服务业“营改增”能带动制造业升级吗? [J]. 经济研究, 2018, 53(4): 18-31.
- [27] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, 50(2): 61-74.
- [28] DRUCKER P. *Critical evaluations in business and management*[M]. New York: Routledge, 2005.
- [29] 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.
- [30] 朱文涛, 顾乃华. 高铁可达性、空间溢出效应与制造业集聚[J]. 首都经济贸易大学学报, 2020, 22(5): 56-67.
- [31] 邓慧慧, 杨露鑫, 潘雪婷. 高铁开通能否助力产业结构升级: 事实与机制[J]. 财经研究, 2020, 46(6): 34-48.
- [32] FABER B. Trade integration, market size, and industrialization: evidence from China's national trunk highway system[J]. *The Review of Economic Studies*, 2014, 81(3): 1046-1070.
- [33] 刘冲, 周黎安. 高速公路建设与区域经济发展: 来自中国县级水平的证据[J]. 经济科学, 2014(2): 55-67.
- [34] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [35] EZCURRA R, PASCUAL P, RAPÚN M. Regional specialization in the European Union[J]. *Regional Studies*, 2006, 40(6): 601-616.
- [36] 韩峰, 洪联英, 文映. 生产性服务业集聚推进城市化了吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2014, 31(12): 3-21.
- [37] 莫莎, 欧佩群. 生产性服务业集聚对出口产品质量的影响分析——基于我国 275 个地级城市的证据[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2016(5): 17-27.
- [38] QIN Y. 'No county left behind?' The distributional impact of high-speed rail upgrades in China[J]. *Journal of Economic Geography*, 2017, 17(3): 489-520.

Research on the Impact of High-Speed Rail Opening on Manufacturing Upgrade from the Perspective of “Integration of Two Industries”

GAO Hongwei

(Academy of Social Sciences, Beijing 100732)

Abstract: Manufacturing industry plays a leading and supporting role in the modern economic system. China has achieved a substantial increase in manufacturing capacity relying on technology integration, and has become a “manufacturing country”, but not a “manufacturing power”. Promoting the deep integration of advanced manufacturing and modern service industries, also known as the “integration of two industries”, is an important way to enhance the core competitiveness of the manufacturing industry. As a fast, safe, convenient and environmentally friendly passenger transport, high-speed rail can effectively compress the space-time distance and promote the flow and reconfiguration of people, knowledge and information, which greatly affects the development and spatial layout of industries, especially the service industry.

Taking the data of 282 prefecture-level cities from 2003 to 2018 as samples, this paper uses the difference-in-difference model to investigate the impact of high-speed rail opening on the upgrade of manufacturing in cities along the route, and the transmission mechanism under the perspective of “integration of two industries”. The findings are as follows: Firstly, the opening of high-speed rail has significantly promoted the upgrade of manufacturing in cities along the route, including production efficiency, value chain location and environmental benefits. Secondly, the agglomeration of producer services is the transmission mechanism of high-speed rail opening on the upgrade of manufacturing. High-speed rail opening can not only promote the specialized agglomeration of producer services to improve the environmental benefits of manufacturing, but also enhance the production efficiency and the value chain location of manufacturing through the diversified agglomeration of producer services. Thirdly, the impact of high-speed rail opening on manufacturing upgrade has significant regional and urban heterogeneity, and it is more prominent for the central and western regions and large-scale cities, thus promoting the balanced development of different regions and widening the development gap between cities of different sizes.

Possible contributions of the paper include the following aspects: Firstly, the paper constructs a theoretical framework from the perspective of factor flow, which enriches the existing theoretical research on the relations among the transportation infrastructure, industrial agglomeration and industrial upgrade. Secondly, the paper measures the upgrade of manufacturing industry from three dimensions of production efficiency, value chain location and environmental benefits, demonstrating the impact of high-speed rail opening on the upgrade of manufacturing more comprehensively and deeply. Thirdly, from the perspective of “integration of two industries”, the paper empirically tests the effect of high-speed rail opening on the upgrade of manufacturing, which deepens the existing research and provides a reference for China to further exert the manufacturing upgrading effect of high-speed rail and promote the development of industrial integration.

Based on this study, the following policy recommendations are proposed: Firstly, further improve the high-speed rail network and give full play to the effect of high-speed rail opening on the upgrade of manufacturing. Secondly, accelerate the development of industrial integration and actively play the positive role of producer services agglomeration in the promotion of manufacturing upgrade by high-speed rail. Thirdly, formulate manufacturing upgrade strategies that conform to the regional economic development level, and promote the upgrade of manufacturing in different regions and cities of different sizes in a more orderly and balanced way.

Keywords: high-speed rail opening; manufacturing upgrade; the integration of two industries; producer services; industrial agglomeration

(责任编辑:姜 莱)