

高铁开通能否助力中国制造业 出口价值攀升

韩 峰 史桐奇

摘要：本文利用中国工业企业数据和中国海关进出口贸易数据测算了制造业企业出口国内附加值率，以此反映企业出口价值攀升能力，并基于2003—2013年城市面板数据和企业微观数据的匹配数据，探讨了高铁开通对制造业出口国内附加值率的影响。结果显示：高铁开通显著提升了中国制造业出口国内附加值率，且该结果在进一步考虑极端值、控制内生性和采用倾向得分匹配法估计后依然稳健。进一步分析发现，高铁开通带来的劳动力市场和中间品市场便利性以及空间技术外溢效应能够通过降低企业平均成本、提高企业国内中间品效率、增加企业国内中间品种类等机制提高制造业出口国内附加值率。本文结论对于中国依托高铁建设提升和稳固国内大市场优势，进而提升制造业出口贸易利得、推进企业出口价值攀升具有重要的现实意义。

关键词：高铁开通；空间可达性；企业出口国内附加值；国内市场优势

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 04-0094-16

引 言

随着经济全球化的不断推进和中国对外开放水平的不断提高，中国制造业在全球价值链中的参与度和地位越来越高。但是与世界先进水平相比，中国的制造业“大而不强”，在自主创新能力、资源利用效率、质量水平等方面仍然存在较大差距；中国制造业依然处在“微笑曲线”底部，难以获取更高的出口附加值（杨林，2009）^[1]。对此，许多学者从加大科技投入（孙德升等，2017）^[2]、促进禀赋结构升级（付才辉，2017）^[3]、提升制度质量（戴翔，2015）^[4]等方面探讨了促使制造业价值链向高附加值环节攀升的机制和路径。近年来，国家围绕“中国制造2025”战略，先后启动了第三批智能制造试点示范项目，制定了《智能制造发展规划

[收稿日期] 2020-08-31

[基金项目] 国家自然科学基金项目“空间集聚优势与制造业高质量发展研究：理论机制、效应识别与政策优化”（71603124）；中国博士后科学基金资助项目“依托产业集聚推进制造业价值链升级的作用机制研究”（2019M650042）；江苏省第五期“333工程”科研资助项目“产业集聚推进制造业迈向全球价值链中高端的机制与政策研究”（BRA2020295）

[作者信息] 韩峰：南京审计大学经济学院副教授、中国社会科学院生态文明研究所博士后，电子邮箱 hanfeng@nau.edu.cn；史桐奇：南京审计大学经济学院硕士研究生

(2016—2020年)》等政策措施,指导中国制造业高质量发展,通过提升制造业企业出口附加值,促进制造业结构转型升级。基础设施作为决定制造业发展的重要禀赋之一,对制造业转型升级起着重要的作用。基础设施改进能够通过降低生产成本和交易成本、提高全要素生产率等途径,为制造业转型升级提供有力支撑(Xu, 2018)^[5]。高铁作为中国基础设施发展中最重要的一部分,能够更好地促进资源跨区流动,健全市场化经营机制,降低企业贸易成本(饶品贵, 2019)^[6],因而也势必对制造业生产出口行为和企业出口国内附加值产生影响。然而,现有文献大多聚焦于高铁对产业空间分布的影响(饶品贵, 2019; 吕永刚, 2019^[7]; 董艳梅, 2016^[8]),鲜有文献对高铁开通与制造业出口国内附加值之间的关系进行系统论述。那么,高铁开通能够对中国制造业出口国内附加值率产生怎样的作用效果?是否有助于国内企业在出口中获得更多贸易利得,进而推进出口价值攀升?其作用机制究竟如何?

高铁开通为中国带来了更加完善的交通网络,使地区间联系更加密切,给中国制造业进一步融入国际生产体系和提升企业贸易竞争力提供了便利条件。一些研究也从企业对外贸易视角探讨了高铁开通的重要作用。其中,孙浦阳等(2019)^[9]发现高铁建设能够通过降低进口关税,进而促进贸易发展。唐宜红等(2019)^[10]发现开通高铁通过降低固定贸易成本促进了企业出口规模提升。张梦婷等(2020)^[11]发现高铁开通通过降低固定贸易成本和加速资本流出显著抑制了外围城市的出口规模。在探讨高铁开通影响企业出口规模的同时,一些学者也指出高铁开通还会对反映企业出口竞争力的出口产品质量产生影响。祝树金和李思敏(2020)^[12]发现高铁开通显著促进了沿线城市企业出口产品质量提升,且该效应在不同城市、行业、产品及不同高铁站选址层面具有明显的异质性特征。可见,高铁开通带来的国内大市场效应不仅能够加强进口关税下降对国内零售市场商品价格的负向作用,从而提高进口商品种类和数量,而且有助于企业出口规模提升和出口产品质量升级。然而,对外贸易竞争力不仅仅体现在进出口规模和出口产品质量方面,还体现在企业是否能够从出口贸易中获得更多利得。而企业出口国内附加值率(*DVAR*)便是用以反映企业出口贸易利得和出口贸易竞争力的重要指标(邵朝对和苏丹妮, 2019)^[13]。本文主要基于高铁开通视角,在中国各城市开通高铁这一“准自然实验”框架下,识别中国高铁开通对制造业出口*DVAR*的影响机制,利用2003—2013年城市面板数据和企业微观数据的匹配数据对高铁开通影响企业出口*DVAR*的机制进行实证分析,为推进制造业价值链向高附加值环节攀升,实现制造业高质量发展提供借鉴。

相比于已有研究,本文贡献在于:第一,从高铁开通视角系统探讨企业出口*DVAR*的提升机制,有助于理解中国高铁建设对于制造业融入全球价值链分工,进而推进制造业企业向高附加值环节攀升的重要作用。第二,在Halpern等(2015)^[14]、Kee和Tang(2016)^[15]理论框架基础上,从空间可达性视角系统探讨高铁开通通过提升劳动力市场可达性、中间品市场可达性、空间技术外溢效应和最终产品市场可达性进而作用于企业平均成本、企业国内中间品效率和企业国内中间品种类,并最终对制造业出口*DVAR*产生影响的理论机制;第三,从企业贸易类

型、企业所有制类型以及企业所在城市等多维度进一步拓展研究高铁开通对制造业出口 *DVAR* 的异质影响效应。

一、理论机制与研究假设

经济全球化背景下,单纯的出口规模已经难以准确反映一国或地区的出口竞争优势和贸易利得,而企业从出口中获取产品附加值的能力和大小则可作为衡量该国或地区制造业价值链增值水平及其国际竞争能力的重要标准(Kee and Tang, 2016; 毛其淋和许家云, 2018^[16])。本文将在 Halpern 等(2015)、Kee 和 Tang(2016)综合框架基础上,构建企业出口国内附加值率决定模型,进而梳理高铁开通对企业出口 *DVAR* 的作用机制,为后文的实证分析奠定理论基础。

(一) 企业出口国内附加值率的理论框架构建

借鉴 Halpern 等(2015)的研究,企业 *j* 在完全竞争市场中生产和交易,生产需要投入劳动力 (*l*)、资本 (*k*) 和中间品 (*M*), 即 $Q_j = A_j l_j^\alpha k_j^\beta M_j^\gamma$, 其中, Q_j 为企业产出, A_j 为希克斯中性技术进步; α 、 β 分别表示劳动力和资本的产出弹性; γ 为柯布-道格拉斯权重,且满足 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。假定劳动力 (*l*) 和资本 (*k*) 预先确定,因而可通过确定均衡状态下中间品的数量组合来实现利润最大化或成本最小化。中间品数量 M_j 由国内中间品 (M_{jD}) 和国外中间品 (M_{jF}) 组合而成。即:

$$M_j = [(\varphi_j M_{jD})^{\frac{\theta-1}{\theta}} + M_{jF}^{\frac{\theta-1}{\theta}}]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (1)$$

其中 φ_j 为国内中间品的效率参数,且 $\varphi_j > 0$; 由于国外中间品效率参数取决于国外厂商的技术水平,可视作外生给定,不失一般性,本文将国外进口中间品效率参数设定为 1; θ 为中间品的替代弹性,且 $\theta > 1$ 。根据 Kee 和 Tang(2016)的研究,企业出口国内附加值率 (*DVAR*) 取决于国外进口中间品成本在总产出中的比重,即:

$$DVAR_j = 1 - \frac{P_{jF} M_{jF}}{P_j Q_j} + \phi_j \quad (2)$$

其中, P_j 为企业 *j* 最终产品的价格, P_{jF} 为国外中间品价格, ϕ_j 为经典回归中的误差项。若 C_j 表示企业 *j* 生产 *Q* 单位最终产品的总成本,则国外进口中间品成本占总产出的份额可表示为:

$$\frac{P_{jF} M_{jF}}{P_j Q_j} = \frac{P_{jF} M_{jF}}{P_{jM} M_j} \frac{P_{jM} M_j}{C_j} \frac{C_j}{P_j Q_j} \quad (3)$$

其中, $\frac{P_{jM} M_j}{C_j}$ 为中间品成本在总成本中的份额,由生产函数可知, $\frac{P_{jM} M_j}{C_j} = \gamma$; $\frac{C_j}{P_j Q_j}$ 为企业平均成本,记为 c_j 。在给定劳动力和资本情况下,企业通过选择国内中间品和国外进口中间品的不同组合来实现成本最小化。可得到中间品总成本中进口中间品成本的比例为 $\frac{P_{jF} M_{jF}}{P_{jM} M_j} = \frac{1}{1 + (P_{jF} \varphi_j / P_{jD})^{\theta-1}}$, 其中, P_{jD} 为国内中间品价格,

则企业 j 的出口 $DVAR$ 决定函数为:

$$DVAR_j = 1 - \frac{\gamma c_j}{1 + (P_{jF} \varphi_j / P_{jD})^{\theta-1}} + \phi_j \quad (4)$$

式(4)显示,出口 $DVAR$ 与企业平均成本、国内中间品效率以及国外进口中间品与国内中间品相对价格密切相关。企业平均成本 c_j 越小,出口 $DVAR$ 越大;根据 Kee 和 Tang (2016),国内中间品种类和数量越多,国内中间品价格就越低(相对价格 P_{jF}/P_{jD} 越高),则出口 $DVAR$ 就越高;国内中间品效率越高,则出口 $DVAR$ 也越高。由于国外进口中间品价格由国际市场决定,因而可看作外生给定。式(4)意味着,高铁开通可通过影响企业平均成本(c_j 渠道)、国内中间品种类(P_{jF}/P_{jD} 渠道)和国内中间品效率(φ_j 渠道),影响企业出口 $DVAR$ 。

(二) 高铁开通对企业出口国内附加值率的作用机制

1. 高铁开通通过影响企业平均成本进而作用于企业出口国内附加值率

高铁开通对企业平均成本存在两方面的影响:一是对企业内部和外部规模经济效应的影响。同产业企业之间的影响主要表现为企业内部规模效应与企业之间的外部规模效应(李伟等,2014)^[17]。高铁开通打破了区域间市场分割,使制造业企业与最终产品市场更为接近,有助于制造业企业内部规模经济效应的充分发挥,进而降低生产成本(王雨飞和倪鹏飞,2016^[18];李雪松和孙博文,2017^[19];任方旭,2018^[20])。同时,高铁开通能够促进要素资源在更大范围内的重组和配置,产生外部规模经济效应(王雨飞,2016),促使企业之间分享规模经济带来的好处。因而在高铁开通作用下,区域间经济联系日益紧密,企业通过要素和资源配置的规模经济效应降低平均成本,提高贸易收益和企业出口 $DVAR$ 。二是对企业与供应商之间匹配效率和交易效率的影响。高铁开通不仅能够方便企业对供应商进行识别,选择最适宜的供应商(饶品贵等,2019),而且能够减少运输成本,提高经营效率。一方面企业与供应商往往在价格、质量等方面存在信息不对称,从而产生高昂信息沟通成本,而速度快、准点率高的高铁作为连接企业与供应商之间的桥梁,能大大缩短地区之间的时空距离,从而促进信息的跨地区流动,有效降低企业与供应商间的信息沟通成本(Chen and Jeter, 2008^[21];赵静,2018^[22];饶品贵等,2019)。另一方面,企业间的激烈竞争促使其更倾向于寻找质量更优、成本更低、运输时间更少的供应商(Hui et al., 2012)^[23],以尽可能降低成本,提高获利空间。然而,不同的供应商具有明显的异质性特征,即使有的供应商提供的中间品价格低廉,但其质量可能差强人意,而有的供应商所提供中间品价格很高,但其质量却也很高。这便需要企业在这些供应商之间进行有效选择。而高铁开通则能够提高供应商供货能力以及企业对于供应商的空间可达性,这不仅能降低中间品运输成本,提高交易效率(Zheng and Kahn, 2013)^[24],而且提高企业对于中间品厂商的识别效率和匹配性,大大降低了中间品运输成本,提高了中间品供给能力。不仅如此,高铁独有的高速、准时的优势有助于促进高效、稳定的区际中间品交易网络的形成,降低契约形成的时间成本和不确定性,提高中间品市场交易效率,增强企业高效利用最新中间品进行生产和出口的能力(马庆,2013;范欣等,2017^[25])。而高铁开通带来的

空间通达性和企业获取中间品的便利性,还会扩大供应商的中间品市场需求规模,从而产生中间品生产中的规模经济效应,而更为质优价廉的中间品又会进一步促使企业更多使用本土中间品进行生产,从而提高企业出口 *DVAR*。由此本文提出如下研究假说。

假说 H1: 高铁开通提高了制造业企业对于最终市场和中间品市场的通达性,通过发挥规模经济效应,降低平均成本,提高出口 *DVAR*。

2. 高铁开通通过影响中间品效率作用于企业出口国内附加值率

高铁开通对企业中间品效率存在两方面的影响:一是高铁开通通过技术外溢效应提高企业中间品效率。高铁开通促进知识扩散、传播和应用的主要途径是人才的空间流动。与一般技能劳动力会选择 Z 字头、K 字头和 T 字头列车相比,高素质人才在区际通勤中更倾向选择环境舒适、方便快捷的高铁(宣烨等,2019)^[26]。高铁快速、准时的特征使得高铁开通后区际人才交流和合作更加频繁,知识、信息、技术、先进管理经验的传播和利用更为有效,区域间相互学习的渠道更为多样化,人们获得知识的便利度、广度和深度均得到明显增强,有助于新知识、新技术的创造和发展(邓涛涛等,2017^[27];孙广召和黄凯南,2019^[28];宣烨等,2019),提高企业间协同创新能力和技术进步水平,进而提高企业中间品生产和使用效率;二是高铁开通通过提高劳动力市场匹配效率提高企业中间品效率。高铁开通能够提高区域间的空间可达性,大幅度降低劳动力流动成本,提高劳动力流通速度(王垚,2014)^[29],降低劳动力市场分割度(陈纯槿和胡咏梅,2016)^[30],从而提高区际劳动力市场的整合与匹配效率。首先,高铁开通带来的便利性和可达性将大幅度拓展人们工作搜寻的空间范围,提高各地区劳动力的就业参与率(董艳梅和朱英明,2016)^[31],扩大劳动力市场厚度,形成区际劳动力“蓄水池”。其次,对于有招聘需求的企业而言,高铁开通同样拓展了其对于岗位所需技能劳动力的搜寻范围,使企业能够快速找到与岗位要求相匹配的技能劳动力,从而降低劳动力搜索和培训成本,提高劳动力市场匹配效率和企业劳动生产率(苏永照,2017)^[32],进而提高企业对中间品的生产和使用效率与出口 *DVAR*。由此本文得出以下研究假说。

假说 H2: 高铁开通可通过技术外溢效应和劳动力市场匹配效应提升企业中间品效率,进而提高企业出口 *DVAR*。

3. 高铁开通通过影响国内中间品种类作用于企业出口国内附加值率

高铁开通可通过两个方面的作用渠道影响国内中间品种类,进而作用于企业出口 *DVAR*。一是高铁开通进一步提高了企业对于中间品市场的可达性,扩大了企业获得中间品的市场广度和深度,大大增加了企业可获得中间品的种类数量。高铁开通方便了中间品的运输,扩大了中间品市场的空间范围,提高了中间品的流通效率(Cheung, 2010)^[33],使原来难以获得的中间品种类能够更加方便地获得。因而,高铁开通降低了市场准入度,促进区际中间品市场深度整合(Faber, 2014;李雪松和孙博文,2017^[34]),提高了制造业企业间中间品市场的共享水平。这势必激励更多企业使用国内中间品进行生产和出口,从而提高企业出口 *DVAR*。二是高铁开

通带来的技术外溢效应有助于提升中间品厂商研发效率和出口企业生产率水平,从供给和需求两方面提升中间品种类和数量。高铁开通使不同城市及城市中的企业和劳动力接触更为便利、密切和广泛,提升彼此交流频率和信息沟通能力,推进城市间不同经济主体间的知识共享和外溢。就供给方面而言,知识和技术外溢效应的提升可使中间品厂商更为便利地获取并利用新技术,促进技术进步,提高创新能力,从而研发和生产更多种类中间品。根据熊彼特创新理论(Aghion and Howitt, 2009)^[35],技术创新能力提升的一个重要表现便是增加制造业企业可获得的中间品种类数。从需求方面来说,技术外溢效应提升带来的生产率效应能够促使出口企业增加对中间品的需求,需求规模扩大则有助于中间品生产深化分工,实现规模经济效应,从而提升中间品种类和数量。而国内中间品种类增加,能通过降低国内相对价格,提高企业出口 $DVAR$ 。由此,本文提出以下假说。

假说 H3: 高铁开通可通过提高中间品市场可达性、提升空间技术外溢效应,增加企业中间品种类,进而提高企业出口 $DVAR$ 。

二、计量模型、变量测度与数据说明

(一) 计量模型构建

本文在实证部分检验高铁开通对制造业企业出口国内附加值率的影响时,高铁开通并不是一个完全随机的自然实验,很有可能与当地的地理环境、制度安排等诸多因素有关。由于这些影响高铁开通与制造业企业出口附加值率的因素无法全部准确地度量并纳入模型,模型可能会产生内生性问题。本文利用双重差分模型(DID)来消除这些内生性因素的影响。同时,由于选择的城市来自不同区域,本文进一步采取倾向得分匹配法来控制其中的选择偏误。

本文选择高铁开通的年份和城市哑变量作为核心解释变量,并且将倾向得分匹配(PSM)与双重差分模型相结合进行回归。本文以城市是否开通高铁区分处理组与对照组,通过对高铁开通变化前后处理组和对照组的企业出口 $DVAR$ 的差异进行研究,来判断高铁开通如何影响企业出口 $DVAR$ 。该方法通过控制不可观测变量,减少内生性的影响,有助于理解高铁开通对制造业企业出口 $DVAR$ 的实际影响效应。根据 PSM-DID 的方法,本文构建了以下模型:

$$\ln DVAR_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 City_{it} + \alpha_2 Year_{it} + \alpha_3 City_{it} \times Year_{it} + \beta_j Control_{jt} + \mu_i + v_t + \xi_{jt} \quad (5)$$

其中, $DVAR_{jt}$ 表示企业 j 在 t 年的出口 $DVAR$; $City_{it}$ 为城市哑变量 ($City_{it} = 1$ 表示城市 i 开通了高铁, $City_{it} = 0$ 表示未开通); α_1 为参数; $Year_{it}$ 为年份哑变量 ($Year_{it} = 1$ 表示该年份开通了高铁, $Year_{it} = 0$ 表示该年份未开通), α_2 为参数; $City_{it} \times Year_{it}$ 为本文的核心解释变量,代表了高铁开通的城市与年份哑变量的交叉项, α_3 为高铁开通对 $DVAR$ 的影响效应; $Control_{jt}$ 为企业与城市层面的控制变量, β_j 为参数。企业层面的主要包括: 融资约束水平 ($rzys$)、资本密集度 (cap)、企业规模 ($size$) 等。城市层面的主要包括: 制造业劳动力水平 ($labor$)、外商直接投资存量 ($fdistock$)、城市规模 (pop) 等。 μ_j 为个体效应, v_t 为时间效应, ξ_{jt} 为残差项。

(二) 变量测度

(1) 制造业出口国内附加值率 (*DVAR*)。企业出口 *DVAR* 为企业出口中的国内附加值 (*DVA*) 与企业总出口 (*EXP*) 之比。本文借鉴张杰等 (2013)、Kee 和 Tang (2016)、Upward 等 (2013)^[36] 以及毛其淋和许家云 (2018) 的思路, 利用中国海关贸易数据库和工业企业数据库来测算微观企业出口 *DVAR*。

$$DVAR_j^U = \begin{cases} 1 - \frac{P_{jF}M_{jF,adj}^P - \delta_j^F}{P_jQ_j^P - EXP_j^P} & U = P \\ 1 - \frac{P_{jF}M_{jF,adj}^O + \delta_j^F}{P_jQ_j^O} & U = O \\ \kappa_o \times \left(1 - \frac{P_{jF}M_{jF,adj}^O + \delta_j^F}{P_jQ_j^O}\right) + \kappa_p \times \left(1 - \frac{P_{jF}M_{jF,adj}^P - \delta_j^F}{P_jQ_j^P - EXP_j^P}\right), & U = M \end{cases} \quad (6)$$

其中, $P_{jF}M_{jF,adj}$ 为考虑间接进口后调整的进口中间品成本, δ_j^F 为国内中间品的国外价值成分, EXP_j^P 为出口数量, *P*、*O*、*M* 分别代表加工贸易、一般贸易、混合贸易, κ_o 代表混合贸易企业中一般贸易部分出口占企业总出口的比重, 而 κ_p 代表了加工贸易部分出口的比重。

(2) 高铁开通。本文的核心变量为我国 283 个地级市高铁开通的城市哑变量 $City_{it}$, 高铁开通的年份哑变量 $Year_{it}$ 以及高铁开通的城市与年份哑变量的交互项 $City_{it} \times Year_{it}$ 。本文用某个城市是否建立高铁站来衡量是否开通高铁, 且以开通第一条高铁的年份作为开通年份。对于那些在下半年开通的高铁, 因为对该地产生的影响在当年难以得到实现, 所以对这类城市的高铁开通年份滞后一年。

(3) 相关控制变量。企业层面的变量主要包括: ①资本密集度 (*cap*), 用企业固定资产净值与年平均员工数之比衡量。那些需要资本投入的企业往往可能拥有高资本密集度。②企业规模 (*size*), 用企业总资产衡量。企业总资产越多, 规模可能就会越大, 该指标可以识别企业抗风险能力与偿还债务的能力。③融资约束水平 (*rzys*), 用企业负债总额与固定资产净值的之比衡量。融资约束水平较高, 可能是因为企业过于依赖于外部融资或者负债总额较大。城市层面的变量主要包括: 第一, 制造业部门就业数量 (*labor*), 以市辖区第二产业城镇单位从业人员数 (万人) 表示。第二, 外商直接投资存量 (*fdistock*), 以永续盘存法测算, 折旧率为 5%。第三, 城市人口规模变量 (*pop*), 以市辖区年末总人口 (万人) 表示, 用来反映制造业生产和出口中来自城市层面的规模经济效应。

(三) 数据说明

本文数据为 2003—2013 年城市面板数据和企业微观数据的匹配数据。本文使用田巍和余森杰 (2013) 的方法, 匹配企业中文名称、邮政编码和电话号码后七位组合、企业联系人和电话号码后七位组合来对接工业企业和海关数据库, 以解决代码体系不同的问题。同时, 利用 Kee 和 Tang (2016) 的方法处理海关数据库与工业企业数据库对接后产生的企业过度进出口的问题。城市数据主要来自历年《中国城市统

计年鉴》。企业层面数据来源于中国工业企业数据库^①，贸易数据来自于中国海关贸易数据库。此外，本文还根据张杰等（2013）的方法，进一步在 *DVAR* 测算中考虑了一般贸易企业产品分类、贸易代理商和国内中间投入的间接进口问题。

三、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表1报告了使用 DID 方法估计的基准回归结果^②。第（1）列是仅考虑核心解释变量 *city×year* 的估计结果。结果显示，*city×year* 的估计系数显著为正，说明高铁开通有助于提升企业出口 *DVAR*。第（2）列进一步加入企业层面控制变量的估计结果显示，*city×year* 依然在 1% 水平上显著为正，说明在控制了企业层面因素之后，高铁开通仍然对企业出口 *DVAR* 产生了显著的促进作用。第（3）列在第（1）列基础上，进一步加入了城市层面控制变量，*city×year* 估计显著性并未产生明显变化。第（4）列同时加入城市层面与企业层面控制变量后，*city×year* 的符号和显著性水平亦未发生明显变化，证实了高铁开通能够提升制造业企业出口 *DVAR* 的理论预期。

表1 高铁开通影响企业出口国内附加值率的 DID 估计结果

| 变量 | <i>ln_{dvar}</i> | | | |
|-----------------------|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>city×year</i> | 0.1696*** (3.14) | 0.1518*** (2.82) | 0.1451*** (2.73) | 0.1455*** (2.73) |
| 控制变量 | 未控制 | 控制企业变量 | 控制城市变量 | 控制企业和城市变量 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 143 276 | 142 244 | 143 276 | 142 244 |
| <i>R</i> ² | 0.0001 | 0.0056 | 0.0324 | 0.0329 |

注：括号内为聚类稳健标准误下的 *t* 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分模型的基本假设为平行趋势假设，即要求处理组和控制组之间的变化趋势只能发生在事件时间点之后。DID 估计结果的无偏性需要实验组和控制组满足平行趋势假设。本文借鉴 Beck 等（2010）^[40] 的做法进行平行趋势检验来检验模型的适用性。平行趋势图（图1）显示，系数确实在高铁开通当年附近波动，在高铁开通之前系数为负，高铁开通之后显著为正。根据李蕾蕾和盛丹（2018）^[41] 的做法，本文认为该效应的确是由高铁开通引起，实验组和控制组可以进行比较，因而模型的满足平行趋势假设。

① 本文使用 Brandt 等（2012）^[37]、杨汝岱（2015）^[38] 的方法跨年份匹配工业企业数据，并且参照 Cai 和 Liu（2009）^[39] 的做法处理数据库存在的缺失与数据异常等现象，清洗原始数据。删除缺失重要经济指标、人数少于 8 人、不符合会计准则、没有识别编号、成立时间无效或者早于 1949 年或者大于当前年份的企业。

② 限于篇幅，完整估计结果备索。

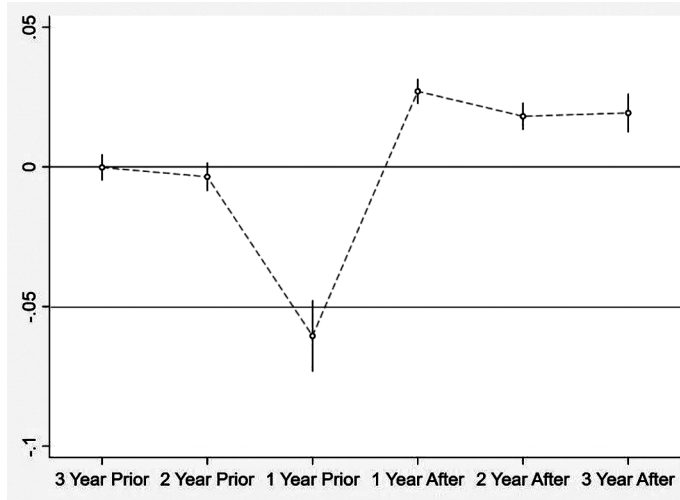


图1 平行趋势检验

2. 双重差分倾向得分匹配法 (PSM-DID) 结果

为了处理城市是否开通高铁的内生性问题，本文采取倾向评分匹配方法 (Propensity Score Matching)，从城市 FDI 存量、城市人口规模等城市层面指标对高铁是否开通的效应进行控制。通过 PSM 处理，本文将在考察期内开通高铁的城市称为处理组，没有在考察期内开通高铁的城市称为对照组。于是，可以通过对比配对后处理组和对照组城市的出口 *DVAR*，来判别城市高铁开通对企业出口 *DVAR* 的影响效果。但是，在对比时，还要考虑到各城市在高铁开通前后会由于其他因素发生变化，这些因素必须在对比时进行剔除，即将双重差分模型与倾向评分匹配方法结合。最后按照式 (5) 进行估计，结果如表 2 所示。在进行双重差分倾向得分匹配法后，交叉项的系数显著为正，这证明了在对比配对过后，城市高铁开通对制造业企业出口 *DVAR* 有着显著的正向影响，进一步验证了高铁的开通能够助力中国制造业出口价值攀升的结论。

表 2 双重差分倾向得分匹配法结果

| 变量 | <i>Indvar</i> | | | | | |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| | (1) DID | | | (2) PSM-DID | | |
| <i>city×year</i> | 0.1413 *** (5.42) | 0.1314 *** (5.07) | 0.1289 *** (4.97) | 0.1215 *** (6.13) | 0.0296 * (1.68) | 0.0910 *** (3.98) |
| 控制变量 | 企业变量 | 城市变量 | 企业城市变量 | 企业变量 | 城市变量 | 企业城市变量 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 293 519 | 296 246 | 293 519 | 6 203 | 6 203 | 6 203 |
| <i>R</i> ² | 0.0042 | 0.0174 | 0.0176 | 0.0050 | 0.0284 | 0.0383 |

注：括号内为聚类稳健标准误下的 *t* 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

3. 基于双边缩尾和双边截尾的稳健性检验

为了消除极端值对回归结果的影响,本文在对企业 *DVAR* 双边缩尾与双边截尾基础上进行回归分析。表3的第(1)列和第(2)列分别显示了对企业 *DVAR* 在5%水平上进行双边缩尾与企业 *DVAR* 在5%水平上进行双边截尾处理之后的回归结果。高铁开通的参数估计仍然在10%以上水平上显著。这也再次印证了基准模型所得到的结论,即高铁开通促进了制造业企业出口 *DVAR* 提升。

表3 双边缩尾、截尾和工具变量法的计量估计结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------------|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | Indvar 双边缩尾 5% | Indvar 双边截尾 5% | 工具变量法估计 | 工具变量法估计 |
| <i>city</i> × <i>year</i> | 0.0606* (1.91) | 0.0523* (1.86) | 0.0672** (2.17) | 0.0565* (1.92) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 否 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Cragg-Donald Wald F statistic | | | 1062.347 | 1108.592 |
| Hausman test | | | 485.291 [0.0000] | 499.306 [0.0000] |
| <i>N</i> | 142 244 | 128 038 | 125 349 | 122 878 |
| <i>R</i> ² | 0.0536 | 0.0490 | 0.0472 | 0.0524 |

注:括号内为聚类稳健标准误下的 *t* 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著; [] 内为相应统计量的伴随概率。

4. 工具变量估计

为解决可能存在的内生性问题,本文进一步采用工具变量法进行估计,对可能存在的内生性偏误予以矫正。本文借鉴 Acemoglu 等 (2001)^[42]、Ciccone 和 Hall (1996)^[43] 的做法,采用历史数据作为高铁开通的工具变量。具体而言,我们选取明朝时期的驿站数^①作为高铁开通的工具变量。明代驿站作为古代国家交通运输系统的中转站,与现代交通基础设施具有一定的相关性,历史上存在驿站的地区更可能是当前交通条件较好、货物中转和物流、人流较为发达的地区,也更可能是高铁开通城市。因此,明代驿站与是否成为高铁开通城市之间存在较强相关性。然而,明代驿站作为历史数据并不会对现在的制造业出口国内附加值产生直接影响。因此,明代驿站符合作为工具变量的外生性条件。由于明代驿站为截面数据,无法直接作为工具变量应用于面板数据的固定效应模型,本文根据韩峰和李玉双 (2019)^[44] 的做法,将明代驿站变量与滞后一期年份的交互项作为工具变量进行计量估计。估计结果如表3第(3)、(4)列所示。第(1)列和第(2)列分别为未控制和控制其他解释变量情况下的估计结果。两列中检验弱工具变量的 Cragg-Donald Wald F 统计值显示,本文选取的工具变量与内生变量具有高度相关性,拒绝了弱工具变量假设;Hausman 检验结果均在 1% 水平上拒绝原假设,因而原模型

①明代驿站数据来源于哈佛大学地理分析中心的 Worldmap 提供的数据,网址为 worldmap.harvard.edu。

中存在内生变量,工具变量法估计是有效的。这些结果显示,无论是否加入控制变量,核心解释变量 ($city \times year$) 的系数均显著为正,表明高铁开通显著促进了企业出口国内附加值率提升,与基准结果一致,证明了前文研究结论的稳健性。

四、高铁开通影响制造业出口价值攀升的机制检验

(一) 中介效应检验

为更深入地解释高铁开通影响制造业出口国内附加值的作用机制,本文在原计量模型的基础上引入企业平均成本 ($cost$)、企业国内中间品效率 (φ)、企业可获得的国内中间品种类 (I^D) 三个变量^①,参照温忠麟和叶宝娟 (2014)^[45]的方法进行中介效应检验,探讨高铁开通通过企业平均成本、国内中间品效率和国内中间品种类作用于制造业企业出口 $DVAR$ 的影响机制。检验结果如表 4 所示。

表 4 高铁开通对制造业出口国内附加值率的中介效应检验

| 中介变量 方程类型 | 企业平均成本 ($lncost$) | | 企业中间品效率 ($ln\varphi$) | | 企业中间品种类 (lnI^D) | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | (1) 中介方程 | (2) 总方程 | (3) 中介方程 | (4) 总方程 | (5) 中介方程 | (6) 总方程 |
| $city \times year$ | -0.0814 ** (-2.11) | 0.1858 *** (3.11) | 0.1821 *** (5.02) | 0.1253 *** (3.08) | 0.1026 *** (2.98) | 0.0932 ** (2.55) |
| $lncost$ | | -0.0149 ** (-2.30) | | | | |
| $ln\varphi$ | | | | 0.0965 *** (13.72) | | |
| lnI^D | | | | | | 0.1296 *** (12.24) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 95 811 | 95 811 | 102 644 | 124 730 | 84 617 | 124 328 |
| R^2 | 0.1142 | 0.0215 | 0.258 | 0.0341 | 0.306 | 0.0381 |

注:括号内为聚类稳健标准误下的 t 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

中介变量为企业平均成本 ($lncost$) 时,第 (1) 列中企业平均成本系数显著为负,意味着高铁开通能够显著降低企业平均成本;第 (2) 列中企业平均成本的系数显著为负,说明企业平均成本增加降低了企业出口 $DVAR$ 。这也意味着,高铁开通通过降低企业平均成本,进而影响制造业企业出口 $DVAR$ 的间接效应显著。第 (2) 列中 $city \times year$ 参数估计也在 1% 的水平上显著为正,说明高铁开通对制造业企业出口 $DVAR$ 的直接效应显著。由于第 (1) 列中 $city \times year$ 系数与第 (2) 列中 $lncost$ 系数乘积的符号和第 (2) 列中 $city \times year$ 系数符号一致,说明存在部分中介效应,即高铁开通通过降低企业平均成本,提高了企业出口 $DVAR$ 。同理,当中介变量分别为企业中间品效率 ($ln\varphi$)、中间品种类 (lnI^D) 时,高铁开通均能通过

①限于篇幅,企业平均成本、国内中间品效率及国内中间品种类三个中介变量指标的测算方法备索。

提高国内中间品效率和种类,进而提高企业出口 *DVAR*,国内中间品效率和中间品种类均起到了部分中介效应的作用。这充分验证了高铁开通能够通过降低企业平均成本、提高企业国内中间品效率、增加企业可获得的国内中间品种类等途径,进而促进制造业企业出口 *DVAR* 提升的作用机制。

(二) 对影响机制的进一步检验

本文进一步检验高铁开通通过影响劳动力市场可达性、中间品市场可达性、空间技术外溢性和最终商品市场可达性引起企业平均成本、中间品效率和企业中间品种类变化的作用机制。本文以企业平均成本、企业中间品效率、企业中间品种类为被解释变量,引入高铁开通与最终产品市场可达性 (*dmp*)、中间品市场可达性 (*ps*)、劳动力市场可达性 (*ls*) 和空间技术外溢 (*te*) 交互项,探究高铁开通通过影响空间技术外溢以及最终产品、中间产品市场和劳动力市场可达性,进而对企业平均成本、企业中间品效率和企业中间品种类产生影响的机制^①。检验结果如表5所示。

表5 高铁开通对制造业出口国内附加值率影响机制的进一步检验

| 中介变量 方程类型 | 企业平均成本 (<i>cost</i>) | | 企业中间品效率 (φ) | | 企业中间品种类 (I^p) | |
|--|------------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>city</i> × <i>year</i> | 2.0956 *** (3.27) | 0.0767 * (1.86) | 0.1374 *** (6.32) | 0.0817 *** (5.05) | 0.0497 *** (2.70) | 0.0813 *** (7.56) |
| <i>lndmp</i> | 0.0161 ** (2.36) | | | | | |
| <i>lnps</i> | | -0.0156 (-1.52) | | | 0.0157 *** (4.99) | |
| <i>lnls</i> | | | 0.0269 *** (4.94) | | | |
| <i>lnte</i> | | | | 0.0402 *** (5.38) | | 0.0278 ** (1.98) |
| <i>lndmp</i> × <i>city</i> × <i>year</i> | -0.1291 *** (-3.15) | | | | | |
| <i>lnps</i> × <i>city</i> × <i>year</i> | | -0.0290 (-0.51) | | | 0.0472 ** (2.16) | |
| <i>lnls</i> × <i>city</i> × <i>year</i> | | | 0.1546 *** (8.45) | | | |
| <i>lnte</i> × <i>city</i> × <i>year</i> | | | | 0.0354 *** (2.67) | | 0.0497 *** (7.06) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 95 811 | 95 811 | 102 644 | 102 644 | 84 617 | 84 617 |
| <i>R</i> ² | 0.1145 | 0.1143 | 0.256 | 0.268 | 0.265 | 0.275 |

注:括号内为聚类稳健标准误下的 *t* 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

^①劳动力市场可达性、中间品市场可达性和空间技术外溢指标参考韩峰和李玉双(2019)的方法进行计算,最终产品市场可达性用市场潜力来表示。

表5中第(1)列显示,高铁开通与最终市场可达性的交互项的参数估计显著为负,意味着高铁开通有助于提升企业与最终产品市场可达性,通过发挥规模效应降低企业平均成本。第(2)列显示,高铁开通与中间品可达性的参数估计显著为负,意味着高铁开通能够通过提升企业与中间品市场可达性,从而使中间品厂商在需求规模扩张中实现规模经济效应,进而降低企业中间品使用成本和企业平均成本。第(3)列企业中间品效率作为被解释变量时,高铁开通与劳动力空间可得性交互项显著为正,说明高铁开通通过提升企业与劳动力市场可达性,降低了搜寻成本,提升了两者匹配效率,进而提升了企业中间品使用效率。第(4)列高铁开通与空间技术外溢交互项系数亦显著为正,意味着高铁开通进一步强化了城市间知识和技术外溢,提高了企业中间品效率。当被解释变量为企业中间品种类时,第(5)列中高铁开通与中间品空间共享效应的交互项显著为正,说明高铁开通有助于强化出口企业与中间品厂商间的连通性,提升出口企业可获中间品种类数。第(6)列显示,高铁开通与空间技术外溢的交互项亦显著为正,说明高铁开通通过强化城市间技术外溢效应,提高了中间品厂商研发能力和多样化中间品的市场供给,提升了出口企业对多样化中间品的可获得性。综合来看,高铁开通不仅通过提升最终产品可达性和中间品市场可达性降低了企业平均成本,通过提升劳动力蓄水池效应和空间技术外溢效应提高了企业中间品效率,而且通过强化企业间空间技术外溢效应、增强企业与劳动力市场匹配性、提高企业与中间品市场可达性提升了企业可获中间品种类。企业平均成本降低、中间品效率提升和可获中间品种类增加则有助于推进企业出口 *DVAR* 提升,实现企业出口价值攀升,这充分验证了本文的理论机制和研究假说。

五、结论与政策启示

高铁开通作为交通运输网络中至关重要的一环,为我国区域间要素和市场的空间关联提供了重要保障,因而势必对制造业企业结构转型和出口价值攀升产生重要影响。本文通过测算企业出口 *DVAR* 来反映企业从产品出口中获得国内价值增值的能力,并基于2003—2013年城市面板数据和企业微观数据的匹配数据,分析了高铁开通对制造业出口价值攀升的作用机制。结果显示:第一,高铁开通带来的劳动力市场、最终产品市场和中间品市场便利性以及空间技术外溢效应,显著提高了企业出口 *DVAR*。第二,高铁开通显著促进中国制造业出口价值攀升的结论在更换样本数据、考虑极端值以及使用倾向得分匹配法之后依然成立。第三,企业平均成本、国内中间品效率和国内中间品种类在高铁开通提升制造业出口 *DVAR* 过程中均发挥了部分中介效应的作用。

本研究的政策启示主要表现在以下几个方面:第一,在高质量发展背景下,高铁大规模建设的空间正逐步缩小,而制造业转型升级亦迫在眉睫,要促进高铁建设与制造业转型升级协同发展,通过不断优化高铁网络来提升高铁的空间可达性,降低信息流和物流成本,为制造业出口价值攀升与高质量发展提供动力支撑;第二,制定适宜政策创造良好外贸环境,鼓励企业利用高铁带来的技术外溢效应、

规模经济效应和劳动力市场匹配效应等优化生产环节、获取高端生产要素、先进生产技术和充分经济收益,推动制造业企业出口价值攀升;第三,应进一步加大中小城市和欠发达地区高铁网络建设力度,使其在充分享受高铁开通红利的同时,还能借助高铁开通带来的便利条件,充分利用大型城市在城市群里的辐射作用,有差别地引导要素流动,将大型城市资本、技术、中间品等要素扩散至中小城市,改善各类要素在区域间的配置效率,推进制造业生产率提升和出口价值攀升;第四,高铁在全国范围内的广泛开通,能够带来极大的国内市场优势。国内要素市场和产品市场可达性的提高,使得制造业企业不仅能够充分利用劳动力和中间品等要素市场便利性与最终市场扩张的规模经济效应,有效降低制造业企业的生产成本、提高经济效益,而且能够依托高铁开通带来的大市场优势提升出口产品国内附加值和贸易利得,增强出口贸易竞争力,实现制造业企业在国内市场与国外市场协同有序发展。

[参考文献]

- [1] 杨林,曾繁华.微笑曲线视角下的我国制造业竞争策略及其演化[J].科技进步与对策,2009,26(16):59-62.
- [2] 孙德升,刘峰,陈志.中国制造业转型升级与新微笑曲线理论[J].科技进步与对策,2017,34(15):49-54.
- [3] 付才辉.新结构经济学理论及其在转型升级中的应用[J].学习与探索,2017(5):133-145+2.
- [4] 戴翔,郑岚.制度质量如何影响中国攀升全球价值链[J].国际贸易问题,2015(12):51-63+132.
- [5] LI Z, XU H. High-Speed Railroad and Economic Geography: Evidence from Japan [J]. Journal of Regional Science, 2018, 58(3): 1-23.
- [6] 饶品贵,王得力,李晓溪.高铁开通与供应商分布决策[J].中国工业经济,2019(10):137-154.
- [7] 吕永刚,吴勇民.高铁效应与长三角经济地理格局重塑:基于新产业革命的视角[J].现代经济探讨,2019(9):74-77.
- [8] 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(10):92-108.
- [9] 孙浦阳,张甜甜,姚树洁.关税传导、国内运输成本与零售价格——基于高铁建设的理论与实证研究[J].经济研究,2019,54(3):135-149.
- [10] 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.
- [11] 张梦婷,俞峰,钟昌标.开通高铁是否促进了地区出口——来自中国城市数据的经验证据[J].南开经济研究,2020(3):204-224.
- [12] 祝树金,李思敏.高铁开通如何影响企业出口产品质量[J].宏观质量研究,2020,8(3):14-30.
- [13] 邵朝对,苏丹妮.产业集聚与企业出口国内附加值:GVC升级的本地化路径[J].管理世界,2019,35(8):9-29.
- [14] HALPERN L, KOREN M, SZEIDL A. Imported Inputs and Productivity [J]. American Economic Review, 2015, 105(12): 3660-3703.
- [15] KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. American Economic Review, 2016(6): 1402-1436.
- [16] 毛其淋,许家云.外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值[J].经济学(季刊),2018,17(4):1453-1488.
- [17] 李伟,刘世锦,韩俊,等.中国:推进高效、包容、可持续的城镇化[J].管理世界,2014(4):

- 5-41.
- [18] 王雨飞, 倪鹏飞. 高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化 [J]. 中国工业经济, 2016 (2): 21-36.
- [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 (7): 81-90.
- [20] 任方旭. “一带一路”下区域临空经济的战略融入——基于古诺竞争的产业视角 [J]. 技术经济与管理研究, 2018 (12): 124-128.
- [21] CHEN H, JETER D. The Role of Auditing in Buyer-Supplier Relations [J]. Journal of Contemporary Accounting and Economics, 2008 (4): 1-17.
- [22] 赵静, 黄敬昌, 刘峰. 高铁开通与股价崩盘风险 [J]. 管理世界, 2018, 34 (1): 157-168+192.
- [23] HUI K W, KLASA S, YEUNG P E. Corporate Suppliers and Customers and Accounting Conservatism [J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 53 (1-2): 115-135.
- [24] ZHENG S Q, KAHN M E. China's Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Megacity Growth [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of The United States of America, 2013, 110 (14): E1248-E1253.
- [25] 马庆. 中国交易效率与经济增长关系研究: 一个分工的视角 [D]. 西南财经大学, 2014.
- [26] 宣烨, 陆静, 余泳泽. 高铁开通对高端服务业空间集聚的影响 [J]. 财贸经济, 2019 (9): 117-131.
- [27] 邓涛涛, 王丹丹, 程少勇. 高速铁路对城市服务业集聚的影响 [J]. 财经研究, 2017, 43 (7): 119-132.
- [28] 孙广召, 黄凯南. 高铁开通对全要素生产率增长率的异质性影响分析 [J]. 财经研究, 2019, 45 (5): 84-98.
- [29] 王垚, 年猛. 高速铁路带动了区域经济发展吗 [J]. 上海经济研究, 2014 (2): 82-91.
- [30] 陈纯槿, 胡咏梅. 劳动力市场分割、代际职业流动与收入不平等 [J]. 教育与经济, 2016 (3): 12-22.
- [31] 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 (10): 92-108.
- [32] 苏永照. 产业转型升级背景下中国劳动力市场匹配效率提升研究 [J]. 财贸研究, 2017, 28 (6): 17-27.
- [33] CHEUNG K Y. Spillover Effects of FDI via Exports on Innovation Performance of China's High-Technology Industries [J]. Journal of Contemporary China, 2010, 19 (65): 541-557.
- [34] FABER B. Trade Integration, Market Size and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System [J]. Review of Economic Studies, 2014 (81): 1046-1070.
- [35] AGHION P, HOWITT P. The Economics of Growth [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 2018.
- [36] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. Journal of Comparative Economics, 2013 (2): 427-543.
- [37] BRANDT L J, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [38] 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.
- [39] CAI H, LIU Q. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms [J]. Economic Journal, 2009 (537): 764-795.
- [40] BECK T, DEMIRGUC-KUNT A, LEVINE R. Bank Concentration, Competition and Crises: First Results [J]. Journal of Banking and Finance, 2006, 30 (5): 1581-1603.
- [41] 李蕾蕾, 盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化 [J]. 中国工业经济, 2018 (7): 136-154.
- [42] ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON J A. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical

- Investigation [J]. American Economic Review, 2001, 91 (5): 1369-1401.
- [43] CICCONE A, HALL R. Productivity and the Density of Economic Activity [J]. American Economic Review, 1996, 86 (1): 54-70.
- [44] 韩峰, 李玉双. 产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张 [J]. 经济研究, 2019, 54 (11): 149-164.
- [45] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731-745.

(责任编辑 蒋荣兵)

Can the Opening of High-speed Rail Improve the Export Value of Chinese Manufacturing Enterprises

HAN Feng SHI Tongqi

Abstract: This paper studied the effects of the opening of the high-speed rail on the domestic value added rate in exports of manufacturing enterprises. We constructed the domestic value added rate in exports of manufacturing enterprises to reflect the rising ability of the export value of the enterprises using the China Industrial Enterprise Database and the China Customs Import and Export Database from 2003 to 2013. The results show that the opening of high-speed rail has significantly increased the domestic value added rate in exports of manufacturing enterprises. The results are robust to extreme value, endogeneity, and propensity score matching method. Further analysis shows that the convenience of labor market and intermediate product market and the technological spatial spillover effects brought by the opening of high-speed rail can improve the manufacturing domestic value added rate in exports by reducing the average cost of enterprises, improving the efficiency of domestic intermediate products, and improving the domestic intermediate varieties of enterprises. The results have policy implications that the construction of high-speed rail could enhance and stabilize domestic market advantage, thereby enhancing the profitability of manufacturing export trade and promoting the rise of export value of manufacturing enterprises.

Keywords: Opening of High-speed Rail; Domestic Value Added in Exports; Spatial Accessibility; Advantage of Domestic Market