

高铁开通与企业出口产品质量

孙伟¹,戴桂林²

(1. 青岛理工大学 商学院, 山东 青岛 266520; 2. 中国海洋大学 经济学院, 山东 青岛 266100)

摘要:从理论和实证两个方面研究我国高铁开通运行对企业出口产品质量的作用方向、影响机制和异质性效应。理论上,高铁开通运行通过资源再配置、专业化分工和技术溢出效应提高企业生产效率和创新能力,进而促进企业出口产品质量升级。以高铁开通运行构建准自然实验,结合2006—2016年上市公司与海关进出口匹配数据进行经验分析,结果验证了理论预期的准确性。异质性检验结果表明,高铁开通运行对技术和资本密集型产品、民营企业、一般贸易企业的出口产品质量升级有更大的促进作用。此外,高铁开通运行存在非对称市场整合的“中心-外围”效应,即对沿线中心城市内企业出口产品质量升级的促进作用更大。

关键词:高铁开通运行;企业出口产品质量;准自然实验;“中心-外围”效应

中图分类号:F740 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)01-0066-11

一、引言与文献综述

作为全球制造业和货物出口第一大国,如何提升我国出口产品质量一直是政学界关注的热点问题。Hallak and Sivadasan^[1]证明了生产效率和生产能力是企业出口产品质量的决定性因素^[2-3]。此后,相关学者主要基于“双循环”的视角探索我国出口产品质量升级的现实路径。前期研究发现,通过参与国际循环,发挥“干中学”效应,我国实现了出口产品质量升级。例如,进口自由化有助于获取国外先进生产技术和高质量中间产品,提高出口产品质量^[4-6]。IFDI和OFDI产生技术溢出效应,促进出口产品质量升级^[7-8]。面对当前需求收缩、供给冲击和预期转弱的三重压力,参与国际循环的质量升级效应逐渐式微,畅通国内大循环对出口产品质量的影响愈发受到重视,而构建完善的交通运输网络是促进商品和要素流动进而畅通国内大循环的重要路径。祝树金和李思敏^[9]认为高铁开通运行对企业出口产品质量的正向作用体现在降低企业生产成本和促进企业技术创新两个方面。李兰冰和路少朋^[10]发现高速公路通车通过“市场接入效应”和“创新促进效应”促进企业出口产品质量升级。此外,现有研究还从国内产业集聚、劳动力技能结构升级、人民币汇率制度改革和数字化水平提升等角度展开分析,一致肯定了畅通国内大循环对我国出口产品质量升级的积极作用^[11-14]。

日趋完善的高铁网络改善了出行条件,加速劳动力跨区域、行业 and 部门流动。已有学者从加速劳动力流动视角研究我国高铁开通运行的经济效益,并取得较为丰硕的成果。在微观层面上,高铁开通降低了劳动力流动成本,有助于沿线企业获取高素质人才,促进企业研发创新和生产效率提升,扩大企业投资规模^[15-17]。在宏观层面上,劳动力流向高铁沿线城市,进一步提高了城市就业、产业集聚、专

收稿日期:2023-09-28;修回日期:2023-12-23

基金项目:国家社会科学基金青年项目“我国沿海港口产业空间集聚与区域经济增长研究”(14CGL053);教育部新世纪优秀人才支持计划项目“海洋环境资源经济应用技术方法研究”(NCET-07-0777)

作者简介:孙伟(1989—),男,山东新泰人,经济学博士,青岛理工大学商学院讲师,研究方向为区域创新与国际经济合作;戴桂林(1964—),男,山东青岛人,经济学博士,中国海洋大学经济学院教授,研究方向为区域创新与国际经济合作、海洋经济。

业化分工、技术溢出和资源配置水平,促进城市创新和经济增长^[18-23]。就出口而言,高铁开通运行加速劳动力流动,增加企业间面对面交流的机会,这一方面有助于降低信息搜寻等固定贸易成本,扩大出口规模^[24-26];另一方面,面对面交流也加速技术溢出,促进企业研发创新,进而提高企业出口产品质量和出口国内附加值^[27]。值得注意的是,关于高铁开通还存在“虹吸效应”和“扩散效应”的争论。“虹吸效应”认为,高铁开通运行使得劳动力特别是高技能人才流向沿线中心城市,加剧了“中心-外围”城市间的发展差距^[28]。“扩散效应”则认为,高铁强化了沿线城市联系,有助于扩大沿线中心城市向外围城市技术溢出和产业转移,缩小了中心与外围城市间的发展差距^[29-31]。

综上所述,目前关于高铁开通运行对企业出口产品质量影响的文献相对较少,而通过构建规范的数理模型展开分析的研究更是付之阙如。现有文献主要从高铁开通运行加速劳动力跨区域、行业 and 部门流动的视角展开研究,但对劳动力流动产生的资源再配置、专业化分工和技术溢出效应的考察有待深化。鉴于此,本文立足现有研究基础和不足,构建高铁开通影响企业出口产品质量的理论分析框架并进行实证检验。

二、理论模型与机制分析

本文基于 Hallak and Sivadasan^[1]的企业出口产品质量异质性模型,阐述高铁开通运行的资源再配置效应、专业化分工效应和技术溢出效应,研究其通过提高企业生产效率和质量生产能力进而促进出口产品质量升级的传导机制。值得注意的是,现有研究普遍将企业创新效率作为其质量生产能力的代理变量^[3,11,32],本文也沿用这一做法。

(一) 理论模型

关于消费需求:在需求层面,假设出口目的地 f 国消费者的效用函数为 CES 函数。

$$U_f = \left(\int_{g \in \Omega_f} (\lambda_g q_{fg})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dg \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \sigma > 1 \quad (1)$$

其中, g 表示出口产品种类, λ_g 、 q_{fg} 分别表示产品质量和数量, σ 表示不同产品间的替代弹性。产品 g 对应的价格指数可表示为:

$$P = \int_{g \in \Omega_f} \lambda_g^{\sigma-1} p_{fg}^{1-\sigma} dg \quad (2)$$

预算约束给定, f 国消费者实现效用最大化时对产品 g 的需求规模为:

$$q_{fg} = \lambda_g^{\sigma-1} p_{fg}^{-\sigma} \frac{E_f}{P} \quad (3)$$

其中, E_f 表示消费支出。式(3)表明,当存在产品质量异质性时,消费者的需求规模取决于产品质量和价格之比,即性价比。一般来说,产品质量越高其价格越低(即生产效率越高),产品需求规模越大,但较高的产品质量可能被同样较高的产品价格所抵消,同理较低的产品价格也可能被较低的产品质量抵消。

关于生产供给:在供给层面,假设本国厂商的成本函数为式(4)和式(5)。

$$MC_g(\lambda_g, \varphi) = \frac{c}{\varphi} \lambda_g^\alpha \quad (4)$$

$$F_g(\lambda_g, \xi) = F_0 + \frac{k}{\xi} \lambda_g^\beta \quad (5)$$

其中, $MC_g(\lambda_g, \varphi)$ 和 $F_g(\lambda_g, \xi)$ 分别表示企业的边际成本和固定成本,前者大小取决于产品质量 λ_g 和企业生产效率 φ ,后者大小取决于产品质量 λ_g 和企业质量生产能力 ξ (用企业创新效率表示)。 α 和 β 分别表示边际成本质量弹性和固定成本质量弹性, c 和 k 为常数。根据式(4)和式(5),企业的生产效率和效率分别反映了企业可变成本和固定成本的异质性,更高的生产效率和效率代表更低的可变成本和固定成本。

关于均衡求解:根据式(3)至式(5),企业实现利润最大化时产品的质量水平可以表示为式(6)。

$$\lambda(\lambda, \xi) = \left[\frac{1-\alpha}{\beta} \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^\sigma \left(\frac{\varphi}{c} \right)^\sigma \frac{\xi}{k} \frac{E_f}{P} \right]^{\frac{1}{\beta}} \quad (6)$$

其中, $\beta' = \beta - (1 - \alpha)(\sigma - 1) > 0, 0 < \alpha < 1, \beta > \beta'$ 。进一步求企业实现利润最大化时产品质量对企业生产效率和效率的一阶偏导数可得:

$$\frac{\partial \lambda(\lambda, \xi)}{\partial \varphi} = \frac{1}{\beta'} \left[\frac{1 - \alpha}{\beta} \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^\sigma \left(\frac{\varphi}{c} \right)^{\sigma-1} \frac{\xi}{k} \frac{E_f}{P} \right]^{\frac{1}{\beta'-1}} \frac{\sigma - 1}{c} \frac{1 - \alpha}{\beta} \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^\sigma \left(\frac{\varphi}{c} \right)^{\sigma-2} \frac{\xi}{k} \frac{E_f}{P} > 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial \lambda(\lambda, \xi)}{(\partial \xi)} = \frac{1}{\beta'} \left[\frac{1 - \alpha}{\beta} \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^\sigma \left(\frac{\varphi}{c} \right)^{\sigma-1} \frac{\xi}{k} \frac{E_f}{P} \right]^{\frac{1}{\beta'-1}} \frac{1}{k} \frac{1 - \alpha}{\beta} \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^\sigma \left(\frac{\varphi}{c} \right)^{\sigma-1} \frac{E_f}{P} > 0 \quad (8)$$

根据式(7)和式(8),企业生产效率和效率越高,其出口产品质量越高。接下来将详细阐释我国高铁开通运行的资源再配置、专业化分工和技术溢出效应如何通过影响企业生产效率和效率进而影响企业出口产品质量。

(二) 机制分析

第一,分析资源再配置效应。高铁开通有助于缓解劳动力市场分割,提高劳动力配置效率^[21]。具体表现在高铁开通会加速劳动力跨区域、行业 and 部门流动,降低劳动力市场供求信息不对称,更好地发挥市场价格信号的作用。在市场价格信号决定机制下,劳动力“用脚投票”选择与自身技能相匹配的工作岗位,例如,高技能劳动力选择工资报酬高、发展前景好的研发岗位。劳动力供需匹配效率的提升有助于提高企业生产效率,促进产品质量升级。市场价格信号决定机制还有助于纠正工资负向扭曲问题,提高整体工资水平^[18]。随着工资水平的提升,劳动者工作积极性和通过学习、培训提高技能水平的意愿提升,有助于企业生产效率、人力资本和研发创新效率的提升^[33],从而进一步提高出口产品质量。

第二,分析专业分工效应。高铁开通运行降低了跨区域通勤成本,打破了企业与上游供应商之间面对面交流的阻碍,有助于双方增进互信,保证中间品供应的顺畅,促进垂直专业化分工^[22]。此外,高铁开通运行还分担了普通铁路,公路等运输方式的客运压力,提高了其货运规模和效率,这同样有助于企业增加外购中间品规模,提升垂直专业化分工水平。随着垂直专业化水平的提升,企业将专注于核心业务而将非核心业务外包给上游供应商,提高企业生产效率和研发创新效率,进而提高出口产品质量。

第三,分析技术溢出效应。高铁受到高技能劳动者的青睐,其开通运行促进高技能劳动者跨区域、行业 and 部门流动,更有助于知识和技术交流传播。根据面对面交流理论,知识分为可编码的显性知识和不可编码的隐性知识,前者可依托互联网线上传播,后者更依赖线下面对面交流传播^[34]。高铁开通运行增加了高技能劳动者线下面对面交流的机会,拥有不同专业背景的劳动者通过面对面交流增进互信,诸如管理经验、新想法、新创意等隐性知识技术通过面对面交流的方式得以在更大范围内传播溢出^[16]。企业通过对隐性知识技术溢出的消化吸收、模仿、再创新,不断提高自身生产效率和效率^[30],从而促进出口产品质量升级。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

本文参考唐宜红等^[24]、祝树金和李思敏^[9]的做法,构建双重差分模型(DID)进行实证分析,基准模型设定如下:

$$SQ_HS_{igt} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{ct} + \gamma X + \mu_{ig} + \theta_j + \chi_c + \tau_t + \varepsilon_{ijegt} \quad (9)$$

其中, i, g, j, c, t 分别表示企业、产品、行业、城市、年份。 SQ_HS_{igt} 表示“企业-产品”层面的出口产品质量。 HSR_{ct} 表示高铁开通运行的虚拟变量,如果其估计值 $\alpha_1 > 0$,表示高铁开通运行对沿线企业出口产品的质量升级有正向促进作用。 X 表示控制变量集合, $\mu_{ig}, \theta_j, \chi_c, \tau_t$ 分别表示企业与产品交乘、行业、城市、年份固定效应, ε_{ijegt} 表示随机误差项。为减少极端值对估计结果的干扰,本文对所有连续变量均做上下 1% 的缩尾处理。

(二) 变量选取

被解释变量为企业出口产品质量(SQ_HS_{igt})。本文参考 Khandelwal *et al.*^[35] 提出的需求信息反

推法,对前文式(3)的两端取自然对数可得:

$$\ln q_{ifgt} = \delta_{fi} - \sigma \ln p_{ifgt} + \varepsilon_{ifgt} \quad (10)$$

其中, f 表示出口目的国, $\delta_{fi} = \ln E_{fi} - \ln P_{fi}$ 表示出口目的国 \times 年份的固定效应。 $\ln p_{ifgt}$ 表示出口产品价格。 $\varepsilon_{ifgt} = (\sigma - 1) \ln \lambda_{ifgt}$ 表示包含质量信息的随机误差项。对式(10)进行 OLS 估计可得:

$$Q_{ifgt} = \ln \hat{\lambda}_{ifgt} = \frac{\hat{\varepsilon}_{ifgt}}{\sigma - 1} = \frac{\ln q_{ifgt} - \ln \hat{q}_{ifgt}}{\sigma - 1} \quad (11)$$

参考施炳展和邵文波^[3]的方法将 σ 设定为 3,并对式(11)进行标准化处理,得到“企业-HS8 位产品-出口目的国-年份”层面的出口产品质量:

$$SQ_{ifgt} = \frac{Q_{ifgt} - \min Q_{ifgt}}{\max Q_{ifgt} - \min Q_{ifgt}} \quad (12)$$

进一步,以企业出口价值为权重,构建“企业-HS8 位产品-年份”层面的出口产品质量:

$$SQ_HS_{igt} = \sum_{\Omega} \frac{Value_{ifgt}}{\sum_{\Omega} Value_{ifgt}} SQ_{ifgt} \quad (13)$$

其中, $Value_{ifgt}$ 表示企业 i 在第 t 年向 f 国出口产品 g 的价值, Ω 表示企业 i 在第 t 年向所有国家出口产品 g 的集合。

核心解释变量为高铁开通运行虚拟变量 (HSR_{ct})。如果城市 c 在第 t 年 6 月 30 号及之前开通运行高铁,则 HSR_{ct} 在当年及之后年份取值为 1,否则在第 t 年的下一年及之后年份取值为 0。高铁开通前和样本期内始终未开通高铁的城市样本 HSR_{ct} 取值为 0。此外,如果城市 c 在样本期内有多条高铁开通运行,以第一条高铁开通运行时间来识别 HSR_{ct} 的取值。

在控制变量中,本文选取企业、行业和城市层面多维控制变量,具体测算方法详见表 1。

(三) 数据来源说明

本文实证分析使用了企业、行业和城市多维数据。中国深沪 A 股上市公司数据来源于国泰安 (CSMAR)、万得 (Wind) 数据库,用于测算企业层面的控制变量。海关进出口数据用于测算企业出口产品质量。高铁数据来源于《中国铁道年鉴》、中国国家铁路集团有限公司网站、国家铁路局的文本信息资料,用于识别高铁开通运行时间。行业和城市层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》《中国统计年鉴》,用于测算行业和城市层面的控制变量。

本文参考洪俊杰等^[14]的方法对上市公司数据进行清洗,删除不符合要求的样本,将上市公司数据、海关数据、行业和城市数据进行匹配,最终得到 2006—2016 年 811 家上市公司,3 924 个“企业-HS8 位产品”对,133 626 个样本观测值。各变量统计描述如表 1 所示。

表 1 变量定义和统计描述

变量名称	变量	测算方法	均值	标准差	最小值	最大值
出口产品质量	SQ_HS	基于需求信息反推法	0.235	0.143	0.000	1.000
高铁开通运行	HSR	城市高铁开通运行取值为 1	0.703	0.457	0.000	1.000
企业规模	$\ln Size$	\log (员工人数)	10.204	0.643	6.826	12.420
营业利润率	$Profit$	营业利润/营业收入	0.078	0.050	0.010	0.445
托宾 Q 值	$Tobin\ Q$	(总市值 + 总负债)/资产总额	1.960	0.125	1.564	2.292
政府补贴	$\ln Sub$	\log (1 + 补贴金额)	6.039	0.763	0.000	7.649
贸易方式	Pt	加工贸易取 1	0.840	0.367	0.000	1.000
所有制结构	Soe	国有资本占比超 50% 取值为 1	0.058	0.234	0.000	1.000
杠杆率	Lev	总负债/资产总额	0.245	0.038	0.054	0.359
行业集中度	HHI	赫芬达尔指数	0.622	0.045	0.138	1.146
城市规模	$\ln GDP$	\log (GDP)	13.875	5.656	5.022	20.588
开放程度	$\ln Open$	\log (实际利用外资规模)	4.651	2.459	2.157	12.943
人力资本水平	$\ln HR$	\log (每万人大学生数量)	6.085	0.524	3.080	6.931

四、实证结果分析

(一) 基准估计

表2 报告了基于式(9) 的估计结果,列(1) 仅考虑核心解释变量 HSR ,列(2)、列(3) 进一步引入企业、行业和城市层面的控制变量。在引入多维控制变量后, HSR 估计值有所下降,但仍在 1% 的水平下显著为正。以列(3) 估计结果为例,相较于控制组企业,高铁开通运行使处理组企业出口产品质量提升了约 0.04 个单位,初步验证了高铁开通运行有助于提升沿线企业出口产品质量。

(二) 稳健性检验

平行趋势检验。双重差分估计结果的有效性取决于其是否满足平行趋势假设,即高铁开通运行前处理组与控制组企业间出口产品质量是否有共同的变化趋势。本文参考 Xu^[23] 和唐宜红等^[24] 的方法,构建 HSR 与高铁开通运行当年和前后 3 年虚拟变量的交互项作为核心解释变量引入式(9),进行平行趋势检验:

$$SQ_HS_{igt} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{ct} \sum_{k \in [-3,3]} I_{ck} + \gamma X + \mu_{ig} + \theta_j + \chi_c + \tau_t + \varepsilon_{igt} \quad (14)$$

其中, I_{ck} 表示城市 c 高铁开通运行前($k < 0$)、开通后($k > 0$) 第 k 年和开通当年($k = 0$) 的虚拟变量。图 1 报告了基于式(14) 的估计结果。 α_1 的估计值在 $k < 0$ 时不显著,表明高铁开通运行前处理组和控制组企业间出口产品质量并无显著差异,即满足平行趋势检验条件。

安慰剂效应检验。从改变高铁开通时间和构造随机处理组两个方面进行安慰剂效应检验。首先,将样本期内所有处理组城市高铁开通运行时间提前两年重新估计式(9)。表 3 的列(1) 报告了相应的估计结果, HSR 估计值并不显著。其次,参考文雁兵等^[21] 的做法,采用 1 000 次随机抽样的方式重新选择处理组样本和控制组样本估计式(9)。

根据表 3 列(2) 的估计结果, HSR 估计值仍不显著。安慰剂效应检验说明样本期内企业出口产品质量并未受到其他政策或随机因素的影响,同时也验证了高铁开通运行有助于提高沿线企业出口产品质量这一结论的稳健性。

替换被解释变量。以“企业-HS8 位出口产品”价格的对数值($\ln price$) 作为出口产品质量的替代指标。根据表 3 中列(3) 的估计结果, HSR 的估计值在 5% 的水平下显著为正,进一步验证了高铁开通运行对沿线企业出口产品质量升级的促进作用。

替换核心解释变量。现有研究普遍认为高铁开通运行加速了劳动力跨区域流动,因此,参考卞元超等^[28] 的做法,采用的引力模型法估计得到“城市-年份”层面劳动力流动量的自然对数($\ln Flow_{ct}$), 以此作为高铁开通运行的替代变量。根据表 3 中列(4) 的估计结果, $\ln Flow$ 的估计值在 1% 的水平下显著为正,再次说明高铁开通运行促进了沿线企业出口产品的质量升级。

剔除大城市样本。高铁作为联通区域经济、促进国内市场整合的一项重大政策,高铁的规划建设通常选择省会城市或区域中心城市。规划建设的非随机性会导致估计结果的偏误,因此,本文参考唐宜红等^[24] 的方法,剔除直辖市、省会城市和副省级城市样本,重新估计式(9)。根据表 3 的列(5) 估计结果, HSR 的估计值在 10% 的水平下显著为正,高铁开通运行对中小城市企业出口产品质量升级也有

表 2 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
HSR	0.042 2*** (0.015 3)	0.040 1*** (0.015 6)	0.040 1*** (0.015 6)
控制变量	是	是	是
N	133 626	133 626	133 626
R ²	0.406	0.407	0.407

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10% 的显著性水平下显著,括号内为标准差。

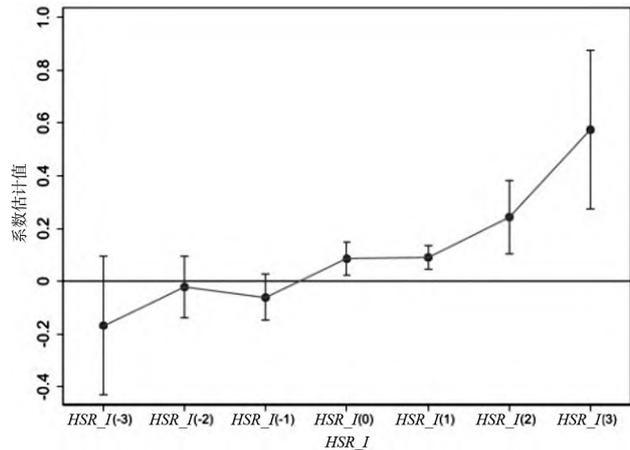


图 1 平行趋势检验结果

正向作用,同时也验证了本文结论的稳健性。

内生性检验。本文构建“最小生成树”工具变量进行内生性检验。表3的列(6)是基于“最小生成树”工具变量的估计结果,HSR的估计值仍在1%的水平下显著为正,说明在考虑内生性问题后,高铁开通运行仍显著地促进了沿线企业出口产品质量的升级。表3的列(7)是第一阶段的估计结果,IV的估计值在1%的水平下显著为正,表明“最小生成树”工具变量与高铁开通运行高度相关,且Kleibergen-Paap rk LM statistic值和Kleibergen-Paap rk Wald F statistic值均在1%的水平下拒绝原假设,工具变量有效。

表3 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>SQ_HS</i>	<i>SQ_HS</i>	<i>lnprice</i>	<i>SQ_HS</i>	<i>SQ_HS</i>	<i>SQ_HS</i>	<i>IV first stage for HSR</i>
<i>HSR</i> (<i>lnFlow</i>)	0.0149 (0.0165)	-0.0049 (0.0062)	0.0294** (0.0136)	0.0242*** (0.0091)	0.0307* (0.0176)	0.0549*** (0.0138)	
<i>IV</i>							0.0574*** (0.0015)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM statistic							471.653 (0.000)
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic							583.149 {16.38}
N	133626	133626	133626	133626	83576	19187	19187
R ²	0.407	0.407	0.877	0.389	0.402	0.713	0.092

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准差。

五、影响机制检验

根据理论机制分析结论,高铁开通运行通过资源再配置、专业化分工和技术溢出效应提高企业生产效率和效率,进而促进出口产品的质量升级。接下来,本文将构建有调节的中介效应模型进行影响机制检验。

(一) 调节效应检验

本文首先构建交互项模型检验高铁开通运行的资源再配置、专业化分工和技术溢出效应,模型设定如下:

$$SQ_HS_{igt} = \beta_0 + \beta_1 HSR_{ct} + \beta_2 Y_{it} + \gamma X + \mu_{ig} + \theta_j + \chi_c + \tau_t + \varepsilon_{ijegt} \quad (15)$$

$$SQ_HS_{igt} = \theta_0 + \theta_1 HSR_{ct} + \theta_2 HSR_{ct} \cdot Y_{it} + \theta_3 Y_{it} + \gamma X + \mu_{ig} + \theta_j + \chi_c + \tau_t + \varepsilon_{ijegt} \quad (16)$$

式(15)在基准估计模型基础上分别加入三种效应变量(Y_{it}),以考察资源配置效率、专业化分工和技术溢出是否提高了企业出口产品质量。其中,资源再配置效应以工资扭曲程度($Distl_{it}$)表示,专业分工效应以企业中间品投入与营业收入之比(VSI_{it})表示,技术溢出效应以企业专利被引率($Cite_{it}$)表示。式(16)进一步加入高铁开通运行与三种效应的交互项($HSR_{ct} \cdot Y_{it}$),表4的列(1)、列(3)、列(5)报告了基于式(15)的估计结果, $Distl$ 的估计值在1%的水平下显著为负, VSI 和 $Cite$ 的估计值均在1%的水平下显著为正。表4的列(2)、列(4)、列(6)报告了基于式(16)的估计结果。 HSR 的估计值至少在10%的水平下显著为正, $Distl$ 的估计值在10%的水平下显著为负, VSI 和 $Cite$ 的估计值至少在10%的水平下显著为正,但与列(1)、列(3)、列(5)中对应的估计结果相比,其大小和显著性均下降。根据表4的列(2)、列(4)、列(6),交互项 HSR_Distl 、 HSR_VSI 和 HSR_Cite 的估计值至少在5%的水平下显著为正,证明了高铁开通运行通过资源配置、专业化分工和技术溢出效应促进了出口产品质量升级。

表4 调节效应检验结果

变量	资源再配置		专业化分工		技术溢出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>HSR</i>	0.0401** (0.0156)	0.0276* (0.0158)	0.0407*** (0.0156)	0.0294* (0.0168)	0.0409*** (0.0156)	0.0324** (0.0159)

表 4(续)

变量	资源再配置		专业化分工		技术溢出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>HSR_Distl</i>		0.135 6*** (0.024 4)				
<i>Distl</i>	-0.061 7*** (0.015 2)	-0.002 0* (0.001 1)				
<i>HSR_VSI</i>				0.005 1** (0.002 1)		
<i>VSI</i>			0.036 3*** (0.009 5)	0.026 4* (0.014 5)		
<i>HSR_Cite</i>						0.045 1*** (0.017 1)
<i>Cite</i>					0.059 5*** (0.007 4)	0.013 7** (0.006 1)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业 × 产品	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
N	133 626	133 626	133 626	133 626	133 626	133 626
R ²	0.389	0.408	0.389	0.407	0.389	0.407

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准差。

(二) 中介效应检验

本部分构建中介效应模型,进一步验证高铁开通运行的三种效应是否通过提高企业生产效率和效率进而推动出口产品质量升级。中介效应模型设定如下:

$$Mediator_{it} = \phi_0 + \phi_1 HSR_{ct} + \phi_2 HSR_{ct} Y_{it} + \phi_3 Y_{it} + \gamma X + \mu_{ig} + \theta_j + \chi_c + \tau_t + \varepsilon_{ijcgt} \quad (17)$$

$$SQ_{HS}_{igt} = \beta_0 + \beta_1 HSR_{ct} + \beta_2 HSR_{ct} Y_{it} + \beta_3 Y_{it} + \beta_4 Mediator_{it} + \gamma X + \mu_{ig} + \theta_j + \chi_c + \tau_t + \varepsilon_{ijcgt} \quad (18)$$

式(17)为中介变量对核心解释变量的估计模型。其中, $Mediator_{it}$ 表示企业生产效率和效率中介变量。企业生产效率用LP法测算的全要素生产率表示(TFP_{it}),创新效率用企业新产品产值与研发投入之比表示(RD_{it})。式(18)为企业出口产品质量对核心解释变量和中介变量的估计模型。

表 5 生产效率提升机制检验结果

变量	资源再配置		专业化分工		技术溢出	
	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>SQ_HS</i>	(3) <i>TFP</i>	(4) <i>SQ_HS</i>	(5) <i>TFP</i>	(6) <i>SQ_HS</i>
<i>HSR</i>	0.045 8*** (0.001 8)	0.025 3 (0.015 8)	0.038 9*** (0.001 9)	0.027 5 (0.016 8)	0.043 1*** (0.001 8)	0.030 3* (0.016 0)
<i>HSR_Distl</i>	0.008 8*** (0.002 9)	0.134 1*** (0.024 4)				
<i>Distl</i>	-0.015 7*** (0.003 0)	-0.001 2 (0.031 5)				
<i>HSR_VSI</i>			0.003 0*** (0.000 3)	0.004 1* (0.002 4)		
<i>VSI</i>			0.014 1*** (0.003 2)	0.025 7 (0.032 9)		
<i>HSR_Cite</i>					0.020 3*** (0.002 1)	0.044 1** (0.017 1)
<i>Cite</i>					0.004 7 (0.004 1)	0.013 4 (0.041 5)

表 5(续)

变量	资源再配置		专业化分工		技术溢出	
	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>SQ_HS</i>	(3) <i>TFP</i>	(4) <i>SQ_HS</i>	(5) <i>TFP</i>	(6) <i>SQ_HS</i>
<i>TFP</i>		0.0501** (0.0242)		0.0488** (0.0242)		0.0483** (0.0242)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	133 626	133 626	133 626	133 626	133 626	133 626
R ²	0.203	0.408	0.204	0.407	0.204	0.407

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准差。

关于生产效率提升机制,表5报告了生产效率提升机制的检验结果。列(1)、列(3)、列(5)为基于式(17)的估计结果,交互项 *HSR_Distl*、*HSR_VSI* 和 *HSR_Cite* 的估计值均在1%的水平下显著为正。列(2)、列(4)、列(6)为基于式(18)的估计结果,中介变量 *TFP* 的估计值均在5%的水平下显著为正,交互项 *HSR_Distl*、*HSR_VSI* 和 *HSR_Cite* 的估计值至少在10%的水平下显著为正,且其估计值的大小和显著性较表4中相对应的估计结果有明显下降,说明高铁开通运行的资源再配置、专业化分工和技术溢出效应通过提高企业生产效率进而促进了出口产品的质量升级。

关于创新效率提升机制,表6报告了创新效率提升机制的检验结果。表中列(1)、列(3)、列(5)为基于式(17)的估计结果,交互项 *HSR_Distl*、*HSR_VSI* 和 *HSR_Cite* 的估计值均在1%的水平下显著为正。表中列(1)、列(3)、列(5)为基于式(18)的估计结果,中介变量 *RD* 的估计值在5%的水平下显著为正,交互项 *HSR_Distl*、*HSR_VSI* 和 *HSR_Cite* 的估计值至少在10%的水平下显著为正,且其估计值的大小和显著性较表4中相对应的估计结果有明显下降,说明高铁开通运行的资源再配置、专业化分工和技术溢出效应通过提高企业创新效率进而促进了出口产品质量升级。

表 6 创新效率提升机制检验结果

变量	市场价格		专业分工		技术溢出	
	(1) <i>RD</i>	(2) <i>SQ_HS</i>	(3) <i>RD</i>	(4) <i>SQ_HS</i>	(5) <i>RD</i>	(6) <i>SQ_HS</i>
<i>HSR</i>	0.0382*** (0.0011)	0.0242 (0.0159)	0.0326*** (0.0012)	0.0265 (0.0169)	0.0360*** (0.0011)	0.0293* (0.0160)
<i>HSR_Distl</i>	0.0072*** (0.0022)	0.1249*** (0.0244)				
<i>Distl</i>	-0.0134*** (0.0019)	-0.0008 (0.0315)				
<i>HSR_VSI</i>			0.0025*** (0.0002)	0.0040* (0.0024)		
<i>VSI</i>			0.0135*** (0.0022)	0.0252 (0.0329)		
<i>HSR_Cite</i>					0.0168*** (0.0016)	0.0436** (0.0172)
<i>Cite</i>					0.0059** (0.0028)	0.0131 (0.0415)
<i>RD</i>		0.0896** (0.0381)		0.0869** (0.0381)		0.0857** (0.0381)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	133 626	133 626	133 626	133 626	133 626	133 626
R ²	0.295	0.408	0.296	0.407	0.296	0.407

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准差。

六、异质性检验

(一) 企业异质性

贸易方式异质性检验。根据企业贸易方式的不同将样本分为一般贸易企业(*Ot*)和加工贸易企业

(Pt),以加工贸易企业为基准,构建高铁开通运行与一般贸易企业虚拟变量的交互项(HSR_{Ot})。根据表7的列(1), HSR_{Ot} 的估计值在1%的水平下显著为正,相较于加工贸易企业,高铁开通运行对一般贸易企业出口产品质量升级的促进作用更大。

所有制结构异质性检验。根据企业所有制结构的不同将样本分为民营企业(Poe)、国有企业(Soe)和外资企业(Foe),以外资企业为基准构建高铁开通运行与民营和国有企业的交互项(HSR_{Poe} 、 HSR_{Soe})。根据表7的列(2), HSR_{Poe} 的估计值在1%的水平下显著为正, HSR_{Soe} 的估计值虽然大于0,但并不显著。因此,高铁开通运行对民营企业出口产品质量升级的促进作用更大。

(二) 产品异质性

在产品要素密集度异质性检验中,根据企业出口产品的要素密集度不同,将样本分为劳动密集型产品(Lab)、资本密集型产品(Cap)和技术密集型产品(Tec),以劳动密集型产品为基准,构建高铁开通运行与资本密集型产品和技术密集型产品的交互项(HSR_{Cap} 、 HSR_{Tec})。根据表7的列(3)估计结果, HSR_{Cap} 、 HSR_{Tec} 的估计值均在1%的水平下显著为正,且 $HSR_{Tec} > HSR_{Cap}$,高铁开通运行对技术密集型出口产品质量升级的促进作用最大,资本密集型出口产品次之,对劳动密集型出口产品质量的影响不显著。

(三) “中心-外围”异质性

在城市规模异质性检验中,根据城市规模将样本分为中心城市($Core$)和外围城市($Periphery$),中心城市主要包括省会城市、直辖市、副省级城市样本,以外围城市为基准,构建高铁开通运行与中心城市的交互项(HSR_{Core})。根据表7的列(4)估计结果, HSR 的估计在10%的水平下显著为正,且小于基准估计结果中对应的估计值, HSR_{Core} 的估计值在1%的水平下显著为正。相较于外围城市,高铁开通运行对中心城市企业出口产品质量升级的促进作用更大。

七、结论与启示

本文立足我国对外贸易和国内交通基础设施发展的现实,从理论和实证两个方面研究高铁开通运行对企业出口产品质量的作用方向、影响机制和异质性效应。在理论中,本文将高铁因素纳入 Hallak and Sivadasan^[1]企业产品质量异质性贸易理论模型,论证了高铁开通运行通过优化资源配置、促进专业化分工和加速技术溢出三种效应提高企业生产效率和效率,进而推动出口产品质量升级。在实证中,以高铁开通运行构建准自然实验,结合2006—2016年数据进行经验检验,结果表明高铁开通运行显著地提高了企业出口产品质量,这一结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。使用有调节的中介效应模型对理论机制检验,结果验证了理论预期的准确性。异质性检验结果发现,高铁开通运行对技术密集型产品、民营企业、一般贸易企业、中心城市内企业的出口产品质量升级的促进作用更大。

鉴于此,我国今后要持续深化高铁建设,充分发挥高铁的资源再配置、专业化分工和技术溢出效应,推动出口高质量发展。首先,要优化我国高铁的空间布局。目前我国中西部地区高铁建设相对滞后,未来要加快中西部地区高铁建设,使中西部地区更好地融入全国高铁网络,加速东西部地区间劳

表7 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
HSR	0.0204 (0.0164)	-0.0053 (0.0196)	-0.0189 (0.0212)	0.0315* (0.0165)
HSR_{Ot}	0.1127*** (0.0225)			
HSR_{Poe}		0.0967*** (0.0260)		
HSR_{Soe}		0.0133 (0.0482)		
HSR_{Cap}			0.1000*** (0.0249)	
HSR_{Tec}			0.1207*** (0.0425)	
HSR_{Core}				0.0518*** (0.0185)
控制变量	是	是	是	是
N	133 626	133 626	133 626	133 626
R ²	0.408	0.407	0.408	0.407

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准差。

动力流动,形成东西联通的劳动力统一大市场。其次,要实施合理的高铁弹性票价方案。对于经常选择以高铁作为出行工具的人员设计合理的弹性票价方案,进一步刺激劳动力跨区域流动,促进全国范围内劳动力市场的有效整合。最后,要推进高铁建设与地区出口优势深度融合。各地区企业要以高铁开通运行为契机,结合自身禀赋优势,推动出口产品质量升级。中心城市企业要依托高铁转移非核心业务,聚焦研发创新,外围城市企业要依托高铁加强与中心城市联系,获取技术溢出,利用地价、房价、工资等方面的优势承接产业转移。

参考文献:

- [1] HALLAK J C, SIVADASAN J. Productivity, quality and export behavior under minimum quality requirements[R]. NBER working paper, No. 14928, 2009.
- [2] 施炳展. 中国企业出口产品质量异质性:测度与事实[J]. 经济学(季刊), 2013, 13(1): 263 - 284.
- [3] 施炳展, 邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J]. 管理世界, 2014(9): 90 - 106.
- [4] FAN H, LI Y, YEAPLE S R. Trade liberalization, quality, and export prices[J]. Review of economics and statistics, 2015, 97(5): 1033 - 1051.
- [5] FAN H, LI Y, YEAPLE S R. On the relationship between quality and productivity: evidence from China's accession to the WTO[J]. Journal of international economics, 2018, 110: 28 - 49.
- [6] 许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J]. 世界经济, 2017, 40(3): 52 - 75.
- [7] ANWAR S, SUN S. Foreign direct investment and export quality upgrading in China's manufacturing sector[J]. International review of economics & finance, 2018, 54(2): 289 - 298.
- [8] 余静文, 彭红枫, 李濛西. 对外直接投资与出口产品质量升级:来自中国的经验证据[J]. 世界经济, 2021, 44(1): 54 - 80.
- [9] 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.
- [10] 李兰冰, 路少朋. 高速公路与企业出口产品质量升级[J]. 国际贸易问题, 2021(9): 33 - 50.
- [11] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级[J]. 中国工业经济, 2018(11): 117 - 135.
- [12] 方森辉, 毛其淋. 高校扩招、人力资本与企业出口质量[J]. 中国工业经济, 2021(11): 97 - 115.
- [13] 毛日昇, 陈瑶雯. 汇率变动、产品再配置与行业出口质量[J]. 经济研究, 2021, 56(2): 123 - 140.
- [14] 洪俊杰, 蒋慕超, 张宸妍. 数字化转型、创新与企业出口质量提升[J]. 国际贸易问题, 2022(3): 1 - 15.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 吉赞, 杨青. 高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究[J]. 世界经济, 2020, 43(2): 147 - 166.
- [18] 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.
- [19] LIN Y. Travel costs and urban specialization patterns: evidence from China's high speed railway system[J]. Journal of urban economics, 2017, 98: 98 - 123.
- [20] 朱文涛. 高铁服务供给对省域制造业空间集聚的影响研究[J]. 产业经济研究, 2019(3): 27 - 39.
- [21] 文雁兵, 张梦婷, 俞峰. 中国交通基础设施的资源再配置效应[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 155 - 171.
- [22] 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 + 58 + 35 - 41.
- [23] XU M. Riding on the New Silk Road: quantifying the welfare gains from high-speed railways[R]. University of California Davis working paper, 2017.

- [24]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.
- [25]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.
- [26]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.
- [27]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.
- [28]卞元超,吴利华,白俊红. 高铁开通、要素流动与区域经济差距[J]. 财贸经济,2018,39(6):147-161.
- [29]BANERJEE A, DUFLO E, QIAN N. On the road: access to transportation infrastructure and economic growth in China [J]. Journal of development economics, 2020, 145(C): 1-36.
- [30]何凌云,陶东杰. 高铁开通对知识溢出与城市创新水平的影响测度[J]. 数量经济技术经济研究,2020,37(2):125-142.
- [31]张洪鸣,孙铁山. 高铁如何影响沿线及周边城市的产业分布与结构转型? ——基于空间计量模型的机制分析[J]. 产业经济研究,2022(6):1-13.
- [32]金祥义,施炳展. 互联网搜索、信息成本与出口产品质量[J]. 中国工业经济,2022(8):99-117.
- [33]戴魁早. 要素市场扭曲如何影响出口技术复杂度? ——中国高技术产业的经验证据[J]. 经济学(季刊),2018,18(1):337-366.
- [34]STORPER M, VENABLES A J. Buzz: face-to-face contact and the urban economy[J]. Journal of economic geography, 2004, 4(4):351-370.
- [35]KHANDELWAL A K, SCHOTT P K, WEI S J. Trade liberalization and embedded institutional reform: evidence from Chinese exporters[J]. American economic review, 2013, 103(6): 2169-2195.

(责任编辑:刘淑浩;英文校对:谈书墨)

High-speed Rail and the Quality of Exported Products

SUN Wei¹, DAI Guilin²

(1. School of Business, Qingdao University of Technology, Qingdao 266520, China;

2. School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, China)

Abstract: This paper studies the direction, mechanism, and heterogeneity of China's high-speed rail (HSR) network on the quality of exported products. In theory, the HSR should improve the production efficiency and innovation of companies through resource reallocation, specialization, and technology spillover, thus improving the quality of exported products. This empirical study constructs a quasi-natural experiment, based on the opening and operation of the HSR, and conducts an analysis based on the matching data of listed companies and customs imports and exports from 2006 to 2016; the results verify the accuracy of the theoretical expectation, though the HSR has a greater role in upgrading the quality of technology-intensive exports, ordinary trade, and private companies. In addition, we find that the HSR has the “core-periphery” effect of asymmetric market integration.

Key words: HSR; export product quality; quasi-natural experiment; “core-periphery” effect