

高速公路与企业出口产品质量升级

李兰冰 路少朋

摘要：企业是对外贸易高质量发展的重要微观基础，高速公路通车为企业出口产品质量升级提供了可能。本文以高速公路连通作为准自然实验，采用双重差分法定量识别高速公路通达性对企业出口产品质量的影响效应及其作用机制。研究发现，高速公路连通显著促进了企业出口产品质量升级；“市场接入效应”和“创新促进效应”是高速公路推动企业出口产品质量升级的有效机制；高速公路连通对企业出口产品质量的影响效应呈现异质性特征，这种异质性主要源于企业性质、行业特性与城市区位等因素差异，非国有企业、高资本密集度和低竞争度行业企业以及中心城市企业的影响效应更加突出。本文的研究结论有助于深化交通基础设施的经济效应研究，对于深刻理解高速公路建设的政策涵义和探索出口产品质量的提升路径具有重要现实意义。

关键词：高速公路；出口产品质量；市场接入效应；创新促进效应

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 09-0033-18

引言

改革开放以来，尤其是自2001年加入WTO以来，凭借较为低廉的成本优势和相对完整的工业体系，我国出口贸易发展迅速，货物出口总额从2008年的10.04万亿元上升至2020年的17.93万亿元，连续12年保持全球货物贸易第一大出口国地位，“中国制造”或“中国加工”席卷全球（李坤望等，2014）^[1]。然而，作为典型的出口依赖型大国，我国出口贸易“大而不强”，出口产品质量总体不高、附加值较低，存在被全球价值链低端锁定的风险（刘啟仁和铁瑛，2020）^[2]。党的十九大报告明确提出“拓展对外贸易，培育贸易新业态新模式，推进贸易强国建设”。当前，我国正面临着中美贸易摩擦和新冠疫情的双重挑战，贸易强国目标的实现需要在夯实出口规模和数量优势的基础上提升出口产品质量，推动出口转向以效益为中心的集约型增长方式（祝树金和李思敏，2020）^[3]，加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。

[收稿日期] 2021-03-11

[基金项目] 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“新时代区域协调发展战略研究”（20JZD028）；国家自然科学基金项目“京津冀经济发展的总体绩效、地区落差与协同路径研究”（71673151）

[作者信息] 李兰冰：南开大学经济与社会发展研究院教授；路少朋：南开大学经济学院博士研究生，电子邮箱 luspcn@163.com

不容忽视的是,高速公路作为国家公路网的主干线承担着支撑经济发展、服务对外贸易的重要功能。近年来高速公路的经济效应开始得到关注,但却鲜有文献对高速公路的出口效应进行系统性量化研究。中国对外贸易发展正面临前所未有的严峻形势,推动出口产品质量升级已成为破解现实难题、推动国际大循环和实现经济高质量发展的重要举措。在此背景下,高速公路是否能够有效促进我国出口竞争力提升,进而促进对外贸易发展成为亟待探究的重要问题。基于此,本文以出口产品质量为切入点,利用微观数据全面考察高速公路对企业出口产品竞争力的影响效应与作用机制。具体地,本文以微观企业层面为基点,以多期双重差分法为主要工具,对高速公路通达性与企业出口产品质量之间的因果关系进行准确识别,并从“市场接入效应”和“创新促进效应”双重维度探究高速公路影响效应形成的内在机制。这不仅有利于在学理上深化交通基础设施的经济效应研究,而且对于深刻理解高速公路建设的政策意涵和探索出口产品质量的提升路径具有重要现实意义。

交通基础设施体系建设的经济效应是经济学研究的热点问题。从研究视角看,现有文献主要围绕地区间贸易活动(Duranton et al., 2014^[4]; Donaldson, 2018^[5])、地区经济发展水平(Faber, 2014^[6]; 李兰冰等, 2019^[7]; Banerjee et al., 2020^[8]; Baum-Snow et al., 2020^[9])、城市人口规模、地区就业和工资(Atack et al., 2010^[10]; Baum-Snow, 2007^[11]; Duranton, 2012^[12])以及企业进入退出、生产率和选址(张天华等, 2018^[13]; Holl, 2016^[14]; Holl, 2004^[15])等核心问题展开。事实上,部分学者也已开始对交通基础设施如何影响贸易活动进行有益探讨,按照交通基础设施的所属类别,可将其划分为铁路(Donaldson, 2018)、高速公路(Coşar, 2016)^[16]、港口(Clark et al., 2004)^[17]、机场(Startz, 2016)^[18]等诸多方面。国内该领域文献主要聚焦于高铁建设,主要从企业间匹配效率以及贸易成本等层面探究其对出口贸易的影响(Xu, 2017^[19]; 唐宜红等, 2019^[20]),也有少数文献开始涉及产品质量问题(祝树金和李思敏, 2020)。但是,从总体看出口产品质量作为一个国家或地区国际贸易竞争力的重要衡量指标仍然较少地被纳入研究范畴,聚焦考察高速公路建设对出口产品质量冲击效应的研究更是十分鲜见。

随着全球化的快速推进和全球贸易额的增长,出口产品质量逐渐成为研究热点,主要集中在测度方法改进和影响因素分析两个方面。出口产品质量的测度方法,大致可以归纳为单位价值法、迭代逼近法和嵌套Logit方法三类,其中嵌套方法克服了单位价值法将出口产品单位价值等同于质量的缺陷,同时也克服了迭代逼近法无法测算细分产品品质的不足,因此相对而言是最具优势的研究方法(施炳展等, 2013)^[21]。基于此,本文主要采用嵌套方法对出口产品质量进行定量测度,并采用单位价值法进行稳健性检验。随着对出口产品质量“是什么”问题研究的深入,国内外学者开始尝试从政府补贴(张杰等, 2015)^[22]、公司结构(Bermiñi et al., 2015)^[23]、最低工资标准(许和连和王海成, 2016)^[24]等制度环境视角或者从贸易自由化(Fan et al., 2015^[25]; Bas and Strauss-Kahn, 2015^[26])、融资约束(孔祥贞等, 2020)^[27]、要素价格(施炳展和冼国明, 2012)^[28]等市场体制视角对出口产品质量的影响因素进行积极有益的探索,但交通基础设施对企业出口产品质

量的影响研究仍较为匮乏。

相比于既有文献,本文的边际贡献主要体现在以下方面:(1)从高速公路的视角出发,利用微观数据系统性探究交通基础设施通达性与企业出口产品质量之间的因果关系,清晰识别交通基础设施对企业出口产品质量的影响效应;(2)由效应识别向机理探究推进,基于“市场接入效应”和“创新促进效应”双重维度,清晰地揭示高速公路影响企业出口产品质量的路径机理;(3)将企业性质、行业特征以及城市区位等多维因素纳入考察范围,探究高速公路对企业出口产品质量的异质性影响,进一步提升研究结论与政策内涵的精准性。

一、典型事实与理论分析

(一) 典型事实

高速公路是国家实现国土均衡开发、缩小地区差距、建立统一市场、提升运输能力和物流效率的重要工具^①,具有明显的“时空压缩”属性,同时也承担着服务对外贸易的功能。自第一条高速公路建成通车以来,经过三十多年的发展,我国高速公路从无到有,总体上实现了持续、快速和有序的发展。特别是1998年以后,随着国家积极财政政策的实施,基础设施建设投资力度明显增加,高速公路建设进入了快速发展期。至2020年底,全国高速公路里程达到16.10万公里,年均通车里程超过4800公里,是1998年0.87万公里的18.5倍左右,里程规模连续多年位居世界第一。同时,高速公路在我国公路总里程中的比重也在逐渐增大,由1998年的0.68%增加至2020年的3.10%。此外,据测算全国31省、自治区及直辖市的高速公路里程指标的离散系数呈现出下降趋势^②,表明地区间高速公路里程的差距不断缩小,高速公路覆盖范围逐渐扩大。目前,我国“五纵七横”国道主干线系统全部建成,“71118网”^③进展顺利,遍布全国的高速公路网络正在形成。与此同时,我国出口贸易也呈现出逐渐增长态势,2020年我国出口总额分别是1998年和1988年的11.8倍和101.5倍^④。高速公路与对外贸易发展之间这种同向增长的趋势特征,是否具有因果效应?高速公路是否促进了以及如何促进了对外贸易发展成为值得关注和研究的问题。从对外贸易发展的指标来看,进出口贸易总额更加侧重于规模测度,难以准确反映一个国家或者地区在全球价值链中的竞争力。为了考察高速公路是否有效促进我国出口竞争力的提升、进而促进对外贸易发展这一核心问题,本文将选择以出口产品质量作为衡量出口竞争力的重要指标,系统性地考察高速公路对企业出口产品质量的影响效应及作用机理。

(二) 理论分析

企业出口产品质量提升依赖于资源可得性的增加、资源配置效率的提高以及企

①参见《国家高速公路网规划》。

②根据各年《中国统计年鉴》相关数据计算,2005年、2010年和2019年高速公路里程的离散系数分别为0.6198、0.5176和0.4702。

③“71118网”是指7条首都放射线、11条北南纵线以及18条东西横线。

④数据来源:《中国统计年鉴(2020)》。

业创新能力的增强等因素。一个城市高速公路连通使该城市的企业嵌入到高速公路网络之中,由此所引致的“时空压缩”效应有助于加速要素流动、邻近消费市场、提高资源配置效率以及推动技术创新进而为企业出口产品质量提升创造空间。基于新经济地理学以及现有文献的相关研究,本文从提高市场接入水平和引致技术创新双重路径阐述高速公路对企业出口产品质量的微观作用机制。

1. 高速公路的“市场接入效应”

“市场接入”概念由 Redding 和 Venables (2004)^[29]提出, Donaldson 和 Hornbeck (2016)^[30]将这一概念用于交通基础设施的经济效应研究,用以捕捉地区间交通便利程度的改善情况,同时也通常用来作为表征贸易成本的重要代理变量(Lin, 2017^[31];唐宜红等,2019)。高速公路连通带来交通基础设施通达性改善有利于显著提升城市的市场接入水平,使城市嵌入到更广泛的区域网络之中,由此形成的“要素流动效应”、“促进竞争效应”和“资源配置效应”有利于企业出口产品质量升级。一是市场接入水平提高有利于打破地区之间的市场分割,通过市场融合促进“要素流动效应”的形成——生产要素数量和种类增加以及生产要素成本下降(王雨飞和倪鹏飞,2016)^[32],这有利于企业在同样条件下获得更为低价或更高质量的生产要素(张梦婷等,2018)^[33]。其中,高质量要素可得性的增加有利于提高要素资源配置效率,而单位产品所需要素投入的降低有利于企业集中资金和人力投入高质量产品的开发和生产中(刘秉镰和刘玉海,2011)^[34]。此外,市场接入水平提高也有利于为最终品厂商提供丰富且优质的中间产品,进而降低最终品厂商的生产成本,为推动企业出口产品质量升级提供可能。二是高速公路连通后使城市企业面临来自外部市场的激烈竞争,这种“促进竞争效应”形成了出口产品质量提升的倒逼机制,低效率和低质量的出口企业将被淘汰,更多高质量资源向优势企业集中,从而促进出口产品质量升级。三是高速公路连通所带来的市场接入水平提升可以有效降低由信息不对称所产生的搜寻成本,有利于完善人力资源以及资本等要素的匹配机制,缓解要素资源错配并提高资源配置效率,为城市企业出口产品质量升级提供更加坚实的资源配置支撑。

2. 高速公路的“创新促进效应”

企业创新能力提高是出口产品质量升级的核心动力源,高速公路连通有利于促进要素、商品与信息流动,为地区间知识溢出、技术扩散与创新活力释放提供有利条件。首先,高速公路连通有助于打破要素流动障碍,加快劳动力尤其是高素质劳动力的自由流动,促进以创新型人才为载体的前沿知识等创新要素的传播和扩散。即使互联网时代,地理距离也仍然是知识跨地区溢出的约束(Glaeser and Maré, 2001)^[35],高速公路建设拉近了地区间的时空距离,为创新型人才跨区域面对面交流提供了更多可能,加速了知识尤其是不可编码隐性知识在空间上的溢出,从而促进知识产品和创新产出的不断衍生(卞元超等,2019)^[36]。其次,高速公路有利于促进商品流通,进而为技术溢出与技术扩散提供便利条件。商品流通加速了物化型技术知识的转移,从而使得技术落后地区的企业有机会接触嵌入先进技术的商品,这种“学习效应”为企业的自主创新积累经验并提供技术借鉴,进而促进企业技术进步和创新能力的增强。再次,高速公路连通有利于加速信息流通,有利于更好

地匹配技术创新信息,激发市场主体的创新活力。企业创新活动具有投入高、周期长、风险大等特性,融资约束是企业创新普遍面临的难题。高速公路连通有利于促进信息的跨地区流动,降低“软信息”获取难度以及投融资双方的信息不对称,进而缓解企业的信息约束与创新融资约束。融资约束的缓解有利于减少研发风险,吸引风险投资,促进企业创新行为,最终推动企业出口产品质量升级。

基于以上分析,本文提出如下假说:

假说1:高速公路连通有利于促进企业出口产品质量提升。

假说2:市场接入效应是高速公路促进企业出口产品质量提升的重要机制之一。

假说3:创新促进效应是高速公路促进企业出口产品质量提升的重要机制之一。

二、研究设计

(一) 实证策略

考察高速公路连通与企业出口产品质量之间的因果关系应关注内生性问题的解决,双向因果关系、遗漏变量和样本自选择是造成内生性的主要成因。首先,就双向因果关系而言,微观层面企业出口产品质量难以影响高速公路的修建决策,两者之间的双向因果关系微弱。其次,就遗漏变量而言,本文通过控制企业固定效应、时间固定效应以及控制变量设定等方法,尽可能全面地考虑可能产生影响的变量。再次,针对自选择问题,可通过双重差分方法的反事实框架分析进行修正,基本原理是基于反事实逻辑、通过控制组和处理组之间的差异得到政策效应;此外,双重差分法中不同组别、不同时期的差分也有利于缓解遗漏变量问题。双重差分法是一种不需要工具变量或者分布假设来处理内生选择问题的强大方法(Donald and Lang, 2007^[37]; Angrist and Pischke, 2009^[38]),适用于处理和未处理前后的数据都可得的情况,如果具备这种数据结构,那么因果效应的一致估计就可以识别出来(赛鲁利, 2020)^[39]。

本文的研究目的在于考察高速公路通达性对企业出口产品质量的影响,将高速公路通车作为一项准自然实验,其中以被高速公路连通的城市作为处理组,以未被高速公路连通的城市作为控制组。鉴于处理组个体接受处理时间点不一致,即各城市高速公路连通的时点因个体而异,本文建立如下多期双重差分法模型:

$$Quality_{ic,t} = \alpha + \theta road_c \times post_{c,t} + \beta x_{ic,t} + \gamma E_{c,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ic,t} \quad (1)$$

其中, $Quality_{ic,t}$ 为企业出口产品质量,下标 i 、 c 、 t 分别表示企业、城市与年份; θ 为平均处理效应; $road_c$ 为处理组虚拟变量,若城市 c 属于“处理组”(即实现高速公路通车的城市),则赋值为1,否则赋值为0; $post_{c,t}$ 为处理期虚拟变量,若城市 c 进入处理期(即城市实现高速公路通车)取值为1,否则取值为0; $x_{ic,t}$ 为企业层面控制变量,包括企业规模、年龄、资本密集度、融资约束、资产负债率、盈利能力和企业性质; $E_{c,t}$ 为城市层面控制变量,包括地区人均生产总值、固定资产投资以及外商直接投资; μ_i 为个体固定效应,用于控制不随时间变化的企业特征; λ_t 为时间固定效应,用于控制宏观经济环境波动对出口产品质量造成的外生冲击; $\varepsilon_{ic,t}$ 为随机扰动项。此外,企业规模、年龄、资本密集度、地区人均生产总值、固定资产投资和外商直接投资等指标均采用对数形式。

(二) 变量测算与说明

1. 被解释变量

企业出口产品质量：本文借鉴事后推理的思路（Hallak and Sivadasan, 2013^[40]；Khandelwal et al., 2013^[41]）来测算企业出口产品质量，其中出口产品数量可表示为：

$$q_{imt}^g = p_{imt}^{-\sigma_g} \lambda_{imt}^{\sigma_g - 1} (E_{mt}^g / P_{mt}^g) \quad (2)$$

其中 q_{imt}^g 、 $p_{imt}^{-\sigma_g}$ 、 λ_{imt}^g 分别表示企业 i 在 t 年对 m 国出口产品 g 的数量、价格、质量； E_{mt}^g 、 P_{mt}^g 分别表示 m 进口国 t 年在产品 g 上的总支出及价格指数， $\sigma_g > 1$ 为产品替代弹性。

对（2）式两端取自然对数，进行整理可得：

$$\ln q_{imt}^g = \chi_{imt}^g - \sigma_g \ln p_{imt}^g + \varepsilon_{imt}^g \quad (3)$$

其中， $\chi_{imt}^g = \ln E_{mt}^g - \ln P_{mt}^g$ 为“进口国—年份”两维虚拟变量，用来控制随进口国和时间变化的变量； $\varepsilon_{imt}^g = (\sigma_g - 1) \ln \lambda_{imt}^g$ 为包含产品质量信息的随机扰动项。

如果直接对（3）式进行 OLS 估计，可能存在两个问题：一是忽视产品水平多样化对需求量的影响导致测算结果出现偏差；二是忽视产品质量与价格之间的双向因果关系产生内生性偏误问题。对于第一个问题，鉴于企业产品种类是市场规模的函数（王永进和施炳展，2014^[42]；施炳展和邵文波，2014^[43]），参照 Khandelwal (2010)^[44] 的思路，在（3）式中引入出口企业所在省份实际地区生产总值表征国内市场需求规模，进而控制水平差异产品种类。对于第二个问题，借鉴施炳展和邵文波（2014）的做法，将企业 i 在其他市场（除进口国 m ）出口产品 g 的平均价格作为该企业在 m 国市场出口产品 g 价格 p_{imt}^g 的工具变量。在考虑上述两个问题的基础上，通过对（3）式进行回归，可得出出口产品 g 的质量表达式：

$$qua_{imt}^g = \ln \hat{\lambda}_{imt}^g = \frac{\hat{\varepsilon}_{imt}^g}{(\sigma_g - 1)} = \frac{\ln q_{imt}^g - \ln \hat{q}_{imt}^g}{(\sigma_g - 1)} \quad (4)$$

对（4）式进行标准化处理得到“产品—企业—国家—年份”层面最终标准化出口产品质量指标：

$$rqua_{imt}^g = \frac{qua_{imt}^g - \min qua_{imt}^g}{\max qua_{imt}^g - \min qua_{imt}^g} \quad (5)$$

其中， $\min qua_{imt}^g$ 、 $\max qua_{imt}^g$ 分别表示所有企业在所有年份对所有国家出口的产品 g 质量的最小值和最大值。最终，“企业—年份”层面的出口产品质量可表示为：

$$Quality = \frac{value_{imt}^g}{\sum_{imgt \in \Omega} value_{imt}^g} rqua_{imt}^g \quad (6)$$

其中， $Quality$ 表示通过对集合 Ω 中样本出口产品质量进行加总得到的整体质量， Ω 为企业 i 在 t 年对所有国家出口所有产品的样本集合； $value_{imt}^g$ 表示企业 i 在 t 年对 m 国出口产品 g 的价值量。

2. 控制变量

第一类为企业层面控制变量：（1）企业规模，采用企业总资产进行衡量；（2）企业年龄，采用企业当年所处年份减去成立年份再加 1 进行衡量；（3）资

本密集度,采用企业固定资本存量与全部从业人员之比进行衡量;(4)融资约束,选择应收账款与总资产之比进行衡量;(5)资产负债率,采用企业总负债与总资产之比进行衡量;(6)企业盈利能力,采用税后净利润与总资产之比进行衡量;(7)国有控股虚拟变量,若企业为国有绝对控股或相对控股赋值为1,否则为0。第二类为城市层面控制变量,主要包括地区人均生产总值、固定资产投资和外商直接投资^①。

(三) 数据来源与数据处理

本文主要涉及四套数据。第一套是产品层面的进出口贸易数据,主要来源于《中国海关数据库》(2000—2010年),考虑到该套数据存在的信息损失样本,参考施炳展和邵文波(2014)的做法删除没有企业名称、出口目的国名称、产品名称的样本、交易规模在50美元以下和数量小于1的样本、产品(HS6位码)层面上总体样本量小于100的样本以及只对一个国家出口的企业样本。此外,考虑到加工贸易的产品质量无法反映企业自身资本、劳动或技术创新的变化(祝树金和李思敏,2020),仅保留一般贸易样本。第二套是企业层面的生产数据,主要来源于《中国工业企业数据库》(2000—2010年),由于该数据集存在变量缺失、样本错配、变量异常等问题,参考Brandt等(2012)^[45]的做法对该数据进行清理,剔除总资产、销售收入、工业总产值等价值量指标缺失或者为负值、为零值的制造业样本,同时剔除从业人数缺失和小于8的制造业样本。第三套是城市层面的经济社会发展数据,主要来源于《中国城市统计年鉴》,用于提供城市层面控制变量数据,针对部分缺失数据采用均值插补法补齐。第四套为高速公路数据,主要来源于交通运输部高速公路修建进度资料。

本文数据处理的重要工作是对前两套数据的匹配合并,借鉴Yu(2015)^[46]和Upward等(2013)^[47]的方法将两套数据进行逐年匹配,最终企业层面的有效样本量为22.4万。为减轻样本中离群值的影响,对所有连续变量原始数据在1%和99%分位数上进行缩尾处理。此外,通过年份和地区编码将匹配数据与地级市的高速公路数据以及控制变量数据进行合并得到研究样本。考虑到不同地区价格变化的影响,本文以2000年为基期,对工业总产值利用各省工业品出厂价格指数进行价格平减,对固定资产利用固定资产投资价格指数进行价格平减,对地区生产总值等其他价值量指标利用GDP平减指数进行价格平减^②。

三、实证结果分析

(一) 基准回归结果

本研究以高速公路通车作为“准自然实验”,采用多期双重差分法检验“交通基础设施通达性改善能否有效促进出口产品质量升级”,研究结论对这一问题给出了肯定性回答。回归结果具体如表1所示:(1)仅考虑核心解释变量以及企业固定效应

^①感谢匿名审稿专家对此处引入城市层面控制变量的建设性意见。

^②限于篇幅,主要变量的描述性统计留存备案。

和年份固定效应的回归结果；(2) 引入企业特征控制变量和城市特征控制变量的基准模型回归结果。第(1)列和第(2)列均表明：高速公路通车显著促进了企业出口产品质量升级，理论假说1得到证实。从基准模型看，与尚未实现高速公路通车的城市相比，高速公路连通能够促进企业出口产品质量提升0.0048，增幅约为1%^①。

表1 高速公路与企业出口产品质量：基准回归结果

变量	(1)	(2)
高速公路通车变量	0.0049 *** (3.04)	0.0048 *** (2.95)
控制变量	否	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	224 153	224 153
R ²	0.7033	0.7034

注：括号内为企业层面聚类标准差的t统计量；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；以下各表同。

(二) 平行趋势检验

双重差分模型估计结果的有效性依赖于平行趋势假设，即处理组和对照组企业的出口产品质量必须满足事前平行趋势假设，为检验多期DID是否满足共同趋势假设，参考Beck等(2010)^[48]的做法设定如下模型：

$$Quality_{ic,t} = \alpha + \sum_{\tau=1}^5 \theta_{-\tau} D_{c,t-\tau} + \theta D_{c,t} + \sum_{\tau=1}^5 \theta_{+\tau} D_{c,t+\tau} + \beta x_{ic,t} + \gamma E_{c,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ic,t} \tag{7}$$

其中， $D_{c,t} = road_c \times post_{c,t}$ ； $\theta_{-\tau}$ 表示处理前 τ 期产生的影响，这里取值为5； $\theta_{+\tau}$ 表示处理后 τ 期产生的影响，这里取值为5； $D_{c,t}$ 表示处理当期产生的影响，年份为处理当期时，取值为1，否则取值为0。本文以高速公路连通前的第5期为模型的基准组，如果 θ_{-4} 到 θ_{-1} 均不显著，那么就说明政策之前处理组和控制组之间不存在显著差异，即平行趋势假设成立。

图1报告了双重差分模型(7)系数 θ 的估计值及其95%置信区间。平行趋势检验结果显示， θ_{-4} 至 θ_{-1} 的估计系数和置信区间围绕坐标图的横轴上下波动，且结果在5%显著水平下都不具有统计显著性，这意味着处理组与对照组企业之间的出口产品质量在高速公路连通之前并不存在显著性差异。由此可知，本文的模型设置满足事前平行趋势假设，估计结果具有有效性。进一步分析可以发现， θ_1 至 θ_5 的估计系数均显著为正，表明企业出口产品质量在高速公路连通后显著提升。具体而言，当高速公路通车之后，高速公路对企业出口产品质量的正向作用逐渐增强，并在第三期达到最大，之后的影响程度虽有所减弱然仍显著为正，从而验证了高速公路正向影响效应的存在。

①企业出口产品质量的均值为0.4944，0.0048表明增幅约为1%。

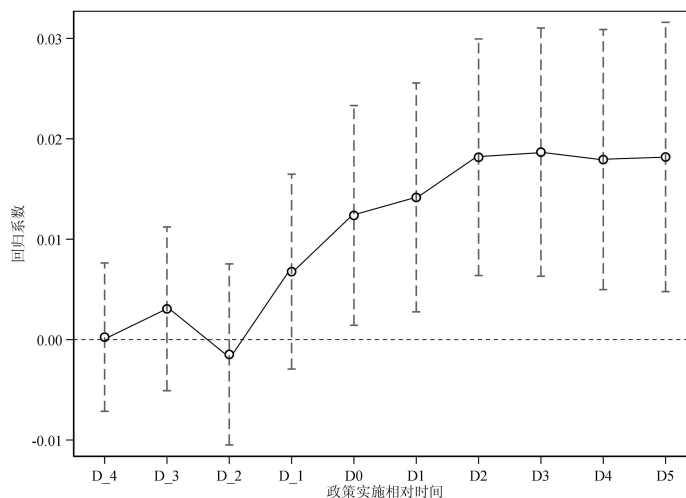


图1 高速公路通车前后的平行趋势及动态异质性检验结果

(三) 稳健性检验

基准回归结果初步验证了理论假说1, 即: 高速公路通车有助于推动企业出口产品质量升级。为证实这一结论的可靠性, 本文进行了多维度的稳健性检验, 回归结果见表2: (1) 以“产品(HS6位码)—企业—进口国”层面的出口产品质量为被解释变量, 同时控制“产品—企业—进口国”固定效应和年份固定效应, 见第(1)列; (2) 以单位产品价值作为出口产品质量的代理变量再次进行回归, 见第(2)列; (3) 鉴于海关数据库中2000—2006年数据为月度数据, 之后为年度数据, 出于数据连续性和一致性的考虑, 对2000—2006年的企业样本进行重新回归, 见第(3)列; (4) 根据被解释变量对样本进行了1%水平下的双边截尾处理, 见第(4)列。估计结果显示: 通过上述一系列检验, 高速公路通车变量的估计系数依然显著为正, 表明本文的主要结论并未发生明显变化, 进而验证了高速公路连通对企业出口产品质量正向促进作用的稳健性。

表2 稳健性检验结果

变量	产品-企业-进口国 层面的出口产品质量	产品-企业-进口国 层面的单位产品价值	改变样本时间	双边截尾处理
	(1)	(2)	(3)	(4)
高速公路通车变量	0.0072** (2.46)	0.0097* (1.65)	0.0044** (2.57)	0.0034** (2.22)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	是	是
产品-企业-进口国固定效应	是	是	否	否
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3 104 037	5 211 565	96 417	219 105
R ²	0.7237	0.7315	0.7632	0.6953

四、机制检验与拓展分析

(一) 机制检验

由前文分析可知,高速公路显著提升了企业出口产品质量,那么高速公路的正向影响效应是通过何种机制实现的?对此进行研究有助于更深入地了解高速公路与企业出口产品质量之间的内在联系。如理论分析所述,高速公路对企业出口产品质量的影响渠道可归纳为“市场接入效应”和“创新促进效应”。为此,本部分将通过构建中介效应模型对两种机制渠道进行检验。

1. 指标度量与模型设定

在中介变量的选择测度方面,首先是高速公路引致的市场接入水平测算。对于市场接入指标的构建,本文在借鉴张梦婷等(2018)的做法基础上,具体测算过程如下:

$$MA_k = \sum_j \tau_{kj}^{-\theta} GDP_j \quad (8)$$

其中:

$$\tau_{kj} = cost_{kj} + time_{kj} = dis_{kj} \times discost_r + (dis_{kj}/vel_r) \times timecost_{kj} \quad (9)$$

具体来看, MA_k 表示城市 k 的市场接入水平; τ_{kj} 是包含运输费用和时间成本信息在内的城市 k 和城市 j 之间的动态交通成本矩阵; GDP_j 用以表征城市 j 的市场规模。城市 k 和城市 j 之间的运输费用 $cost_{ij}$ 由城市间距离 dis_{kj} 与不同道路下的单位距离运输费用 $discost_r$ 共同决定; 城市 k 和城市 j 之间的时间成本 $time_{kj}$ 由城市间距离 dis_{kj} 、不同道路下的通行速度 vel_r 以及城市间单位时间成本 $timecost_{kj}$ 共同决定。为了构建交通成本矩阵 τ , 首先根据各城市经纬度坐标计算得到两城市质心间的直线距离 dis_{kj} , 构建城市距离矩阵。其次, 区分传统道路和高速公路两种交通运输方式, 并对其运行速度和费用标准进行如下设定^①: 传统道路的速度 $vel_1 = 60km/h$, 费用 $discost_1 = 0.37$ 元/km; 高速公路的速度 $vel_2 = 100km/h$, 费用 $discost_2 = 1.27$ 元/km。再者, 对于单位时间价值 $timecost_{kj}$ 的核算, 本文以工资作为时间成本的代理指标, 具体采用样本起始年份 2000 年两个城市的平均工资来进行衡量, 进一步计算可以得到时间成本^②。再次, 对于参数 θ 的设定, 借鉴 Lin (2017) 的取值, 设定为 3.6。最后, 本文以传统道路作为城市 k 的初始基础交通禀赋, 以是否有高速公路连通作为城市 k 的额外交通禀赋。城市 k 的市场接入水平由传统道路引致的市场接入 MA^{road} 和高速公路引致的市场接入 $MA^{highway}$ 加总得到, 即 $MA_{ij} = MA^{road} + MA^{highway}$ ^③。此外, 高速公路

①传统道路运输费用主要为燃油费, 根据 2005 年国家发展和改革委员会下发的油价调价通知, 全国各中心城市汽油和柴油平均零售中准价分别约为 3.6 元/升和 3.7 元/升; 以车辆消耗 1L 燃油行驶约 10km 为标准, 车辆所消耗的燃油费约为 0.37 元/km; 高速公路运输费用包括燃油费和通行费, 中型货车高速收费标准约为 0.9 元/公里, 故高速通行费用合计约 1.27 元/km。

②为了避免其他的内生性问题, 计算时采用 2000 年的历史数据。

③鉴于数据可得性等因素, 当城市具有高速公路通车时就将这一因素引入与其相关的交通运输成本矩阵计算, 这仍是一种较为粗略的估算方式; 后续研究在获取更为精细数据的基础上, 将对此进行进一步细化计算, 提高其科学性和准确性; 与此同时, 本文从相邻城市视角计算城市的市场接入水平, 即利用城市与其相邻城市组成的“城市对”进行估算, 据此进行机制分析的主要研究结论并未发生明显变化。

“创新促进效应”主要表现为高速公路通车所引致的创新产出的增加，基于相关文献的普遍做法，本文采用新产品产值作为企业创新产出的代理变量，借鉴李贲和吴利华(2018)^[49]的做法，当新产品产值大于0时，企业创新产出指标取值为1，否则取值为0。在模型的设定方面，参照现有文献的通行做法，本文设定如下模型实证检验高速公路对出口产品质量的作用机制：

$$Quality_{ic,t} = \alpha + \theta road_c \times post_{c,t} + \beta x_{ic,t} + \gamma E_{c,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ic,t} \quad (10)$$

$$MECH_{ic,t} = \alpha + \theta road_c \times post_{c,t} + \beta x_{ic,t} + \gamma E_{c,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ic,t} \quad (11)$$

$$Quality_{ic,t} = \alpha + \theta road_c \times post_{c,t} + \delta MECH_{ic,t} + \beta x_{ic,t} + \gamma E_{c,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ic,t} \quad (12)$$

其中， $MECH$ 为中介变量，分别表示市场接入水平和企业创新产出两个指标，其他指标含义与公式(7)相同。

2. 高速公路对企业出口产品质量的作用机制检验

首先，检验高速公路连通是否通过提高市场接入水平推动了企业出口产品质量升级，即高速公路的“市场接入效应”是否存在，研究结果详见表3第(1)—(3)列。其中，第(2)列的估计结果显示，核心解释变量“高速公路通车”的估计系数显著为正，表明高速公路通车确实能够有效提高市场接入水平。同时，将高速公路通车变量与市场接入指标同时纳入考察范畴的估计结果可以发现：市场接入指标的估计系数为正且通过了显著性检验，表明市场接入水平的提高有利于促进企业出口产品质量升级；在控制了市场接入指标之后，高速公路通车变量的估计系数仍然显著为正，但系数估计值低于基准模型估计结果。这说明相对基准模型而言，高速公路对于企业出口产品质量的影响系数估计值之所以降低，是由于高速公路连通引致的市场接入效应发挥了中介作用，进而证明了“高速公路—市场接入水平提高—企业出口产品质量升级”路径机制的有效性。由此可见，“市场接入效应”是高速公路推动企业出口产品质量升级的有效路径，从而验证了本文第2个理论假说。

接下来检验高速公路连通是否通过促进企业创新推动了企业出口产品质量升级，即“创新促进效应”是否存在。具体而言，将企业创新指标作为中介变量进行估计，这一作用机制的回归结果汇报在表3第(4)列和第(5)列。其中，第(4)列的估计结果显示，高速公路通车变量的估计系数显著为正，表明高速公路通车对企业创新能力具有显著的正向影响作用；第(5)列为同时考虑了高速公路通车变量与企业创新指标的估计结果，可以发现：创新指标的估计系数显著为正，表明企业创新能力的提高有利于促进出口产品质量升级；在控制了企业创新指标之后，高速公路通车变量的估计系数仍然显著为正，但估计系数值较第(1)列有所下降。这说明高速公路连通引致的技术创新发挥了中介效应，进而证明了“高速公路—创新产出增加—企业出口产品质量升级”路径机制的有效性。由此可见，“创新促进效应”是高速公路推动企业出口产品质量升级的有效路径，从而验证了本文第3个理论假说。综上所述，本文认为高速公路连通可以通过“市场接入效应”和“创新促进效应”推动企业出口产品质量升级。

表3 高速公路与企业出口产品质量：机制检验

变量	总效应	市场接入效应		创新促进效应	
	出口产品质量	市场接入指标	出口产品质量	企业创新指标	出口产品质量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
高速公路通车变量	0.0048*** (2.95)	0.0790*** (10.65)	0.0046*** (2.87)	0.0018*** (10.43)	0.0034** (2.86)
市场接入			0.0017*** (2.60)		
企业创新					0.0009** (2.21)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	224 153	224 153	224 153	224 153	224 153
R ²	0.7034	0.7931	0.6102	0.4461	0.6101

注：第（1）列为模型（10）的估计结果，即前文基准回归结果；第（2）列和第（4）列为模型（11）的估计结果；第（3）列和第（5）列为模型（12）的估计结果。

（二）异质性分析

因企业性质、行业特征以及区位特征等方面因素差异性，高速公路对企业出口产品质量的影响可能存在异质性，本文对此进行了进一步探究。

1. 基于企业性质的异质性分析

企业性质不同可能导致企业在管理制度、生产技术和创新能力等方面存在较大差异，进而造成企业出口产品质量的异质性。为此，本文分别根据企业国有控股情况和注册登记类型将企业划分为国有企业和非国有企业两类。其中，根据国有控股情况划分的回归结果报告在表4第（1）—（2）列，根据企业注册登记类型划分的回归结果报告在第（3）—（4）列。可以发现，两种划分方式均表明高速公路连通对非国有企业出口产品质量具有显著的正向影响，但对国有企业出口产品质量并无显著影响。相较于国有企业，非国有企业具有更高的市场化程度、更强的要素流动性以及更加精细的成本控制与效益评价机制，因此非国有企业能够快速适应高速公路所带的市场变化，更好地实现出口产品质量升级。

表4 高速公路对企业出口产品质量的异质性影响效应：基于企业性质视角

变量	国有控股	非国有控股	国有企业	非国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
高速公路通车变量	0.0086 (1.42)	0.0043** (2.51)	0.0069 (1.32)	0.0045*** (2.74)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	14 333	207 858	2 163	221 724
R ²	0.7253	0.7059	0.7373	0.7034

2. 基于行业特征的异质性分析

为考察高速公路连通对企业出口产品质量的行业异质性影响，本文从要素密集

度和行业竞争程度两个角度进行研究。对于基于要素密集度的异质性分析,本文根据资本密集度变量的上、下四分位数将企业划分为高资本密集度企业、中资本密集度企业和低资本密集度企业三类,分样本的回归结果见表5第(1)—(3)列。研究结果表明,高速公路通达性的改善对于中资本密集度和高资本密集度企业出口产品质量具有显著的促进作用,对于低资本密集度企业并无明显的正向效应。这种现象的成因可能是,中高资本密集度企业往往具有相对较高的融资需求,高速公路通车有助于通过强化联系直接降低融资双方的信息不对称程度,通过弱化融资约束为企业技术创新以及出口产品质量提升提供资金支持。

表5 高速公路对企业出口产品质量的异质性影响效应:基于行业特征视角

变量	要素密集度异质性			行业竞争程度异质性	
	低资本密集度	中资本密集度	高资本密集度	低竞争度行业	高竞争度行业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
高速公路通车变量	0.0035 (0.98)	0.0044 ** (2.54)	0.0112 *** (2.97)	0.0130 *** (2.76)	0.0030 (1.62)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	43 305	101 462	49 015	26 939	191 067
R ²	0.7398	0.7373	0.7138	0.7250	0.7096

其次,基于行业竞争程度的异质性分析。本文利用赫芬达尔指数衡量企业的竞争程度,并以2000年HHI值为基准,将高于平均水平的行业视为低竞争行业,其他行业视为高竞争行业。表5第(4)—(5)列报告了由行业竞争程度差异所引起的高速公路影响效应异质性的估计结果。研究结果发现,低竞争程度行业的企业出口产品质量显著提升,高竞争程度行业的企业出口产品质量无显著变化。究其原因可能是,高速公路连通所带来的交通基础设施通达性改善使企业更好地嵌入到更大范围的市场网络之中。在此过程中,就低竞争程度的行业而言,高速公路连通产生的市场接入效应对加强竞争程度的边际效应较大,从而有利于激发竞争促进效应,进而提高企业出口产品质量;就高竞争程度的行业而言,高速公路连通产生的市场接入效应对加强竞争程度的边际效应较小,这可能引致对其出口产品质量优化的正向效应并不显著。

3. 基于城市区位的异质性分析

中国城市体系呈现出典型的“中心—外围模式”特征,高速公路的影响作用可能也有所差别。基于此,本文根据样本企业所处城市将其分为位于中心城市^①和非中心城市两类,回归结果详见表6。研究结果表明,相较于处于非中心城市的企业而言,高速公路连通对中心城市企业出口产品质量的正向影响作用更大。究其原因,中心城市具有获取优质资源的有利优势,交通基础设施通达性增强将强化这一优势,这为位于中心城市的企业更好地获取高素质劳动力、先进技术以及资本等创

^①中心城市主要包括直辖市、省会城市和计划单列市等城市。

新要素提供可能性，也为企业提高创新能力和资源配置效率提供支撑，进而能够更显著地促进出口产品质量的升级。此外，由于处于非中心城市的企业通常不具备生产率优势，再加上区位条件等因素影响，可能使其对高速公路通车的反应程度低于中心城市企业。

表6 高速公路对企业出口产品质量的异质性影响效应：基于城市区位视角

变量	中心城市	非中心城市
高速公路通车变量	0.0047** (2.47)	0.0035* (1.81)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	179 264	43 733
R ²	0.6981	0.7283

(三) 进一步讨论：内生性问题

为进一步排除内生性尚存的疑虑，本文采取两种解决内生性问题的方法。首先，对具有潜在内生性的子样本进行排除并重新估计；其次，采用工具变量法进一步识别高速公路对企业出口产品质量的影响效应。

由于历史状态和发展路径差异可能导致估计结果出现内生性问题，本文首先通过对《明朝驿站考》记载资料进行搜集，整理出曾经是明朝驿站的城市，并对处于这些城市的样本企业进行重新估计。其次，同样利用历史道路数据，对1933年拥有铁路的城市企业样本进行重新估计^①。如表7所示，两种重新估计的结果均显示高速公路通车变量系数仍显著为正，这表明本文主要研究结论并未发生明显变化。

表7 排除潜在内生性的子样本估计结果

变量	明朝驿站城市		1933年拥有铁路的城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高速公路通车变量	0.0057*** (3.12)	0.0053*** (2.90)	0.0052** (2.55)	0.0054*** (2.67)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	172 568	172 568	166 158	166 158
R ²	0.7070	0.7072	0.6992	0.6994

采用工具变量法进行估计的前提是明确工具变量。一个合适的工具变量要同时满足相关性和外生性 (Angrist and Pischke, 2009)。本文从地理上的气候角度出

^①资料来源于白寿彝 (2012)《中国交通史》一书中第五篇第三章“现代中国之陆路交通”中关于中国铁路的建设历史和铁道部 (1934) 编辑的《中国铁道便览》中1933年中国铁路全图。

发,选取年降水天数占比^①作为高速公路的工具变量,较好地满足了工具变量的外生性^②。与此同时,这一工具变量也满足相关性要求,其基本逻辑在于:高速公路建设对气象条件要求比较严格,降水天气对高速公路路面工程的施工工期及质量均有影响(李兰冰等,2019)。研究发现,当放松解释变量与误差项独立的条件后,高速公路通车变量的估计系数仍显著为正,表明高速公路连通推动企业出口产品质量升级的结论依然成立,如表8所示。

表8 工具变量估计结果

变量	IV (2SLS)			IV-GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
年降水天数占比	-0.2598*** (-16.24)				
高速公路通车变量		0.0695* (1.95)	0.0727** (2.12)	0.3704*** (10.74)	0.3532*** (10.69)
控制变量	是	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
弱识别检验		235.908 (16.38)	249.881 (16.38)	360.471 (16.38)	385.848 (16.38)
样本数	224 153	224 153	224 153	254 633	254 633

注:第(1)列是第一阶段估计结果,其余列均为第二阶段估计结果;弱识别检验对应的是第一阶段 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量的值,中括号内为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的值。

五、主要结论

中国已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,中央为积极应对国内外复杂变局提出“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”。在此背景下,提升企业出口竞争力、实现从贸易大国向“贸易强国”的跨越是我国更好地参与国际大循环的重要切入点,迫切需要寻求提升企业出口竞争力的路径机制。基于此,本文以出口产品质量为基点,聚焦回答“高速公路能否有效促进出口竞争力提升”问题,识别了高速公路通车对企业出口产品质量提升的影响效应,并沿着“市场接入效应”和“创新促进效应”双重维度,探究了这种影响效应形成的作用机制。研究表明:第一,高速公路连通显著促进了我国企业出口产品质量升级;第二,高速公路连通的“市场接入效应”和“创新促进效应”是提升企业出口产品质量的有效路径,共同推动了企业出口产品质量升级;第三,考虑企业性质、行业特征以及城市区位等差异化因素后,高速公路连通对出口产品质量的影响效应呈现异质性特征,这种效应对于非国有企业、高资本密集度和低竞争度行

^①该数据来自欧洲中期天气预报(ECMWF)的ERA Interim数据库,经笔者整理计算得到。

^②选择降水天数占比作为工具变量,主要是考虑其属于气象因素、具备一定外生性;降水过多引致自然灾害也会对企业经营带来影响,但这种自然灾害的极端天气发生概率较低且通常发生在一定区域范围内,一般情况下不会对出口产品质量产生系统性影响,因而不会严重影响其外生性。

业企业以及中心城市企业更加突出。

本文研究证实了高速公路连通对企业出口产品质量升级的正向影响效应,既深化拓展了交通基础设施的影响效应研究,也为提高企业出口竞争力提供了丰富的政策意涵。鉴于当前中国正处于推动质量变革、打造质量强国和贸易强国的关键时期,这使得本文研究更具现实意义:一是政府应更好地利用高速公路等交通基础设施这项政策工具,通过改善交通基础设施通达性为企业出口产品质量升级提供支撑;二是应充分考虑交通基础设施建设与区域市场一体化以及创新驱动战略的有机结合,充分释放高速公路等交通基础设施的市场接入效应和创新促进效应,激发企业出口产品质量提升的潜力;三是针对高速公路对具有不同行业特征的企业异质性影响,应加快市场化改革,培育公平、有序和有效的竞争环境与竞争机制,增强企业对交通基础设施通达性的响应性,使企业更好地享受高速公路发展的红利,促进企业出口产品质量升级。

[参考文献]

- [1] 李坤望, 蒋为, 宋立刚. 中国出口产品品质变动之谜: 基于市场进入的微观解释 [J]. 中国社会科学, 2014 (3): 80-103.
- [2] 刘啟仁, 铁瑛. 企业雇佣结构、中间投入与出口产品质量变动之谜 [J]. 管理世界, 2020, 36 (3): 1-23.
- [3] 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.
- [4] DURANTON G, MORROW P M, TURNER M A. Roads and Trade: Evidence from the US [J]. Review of Economic Studies, 2014, 81 (2): 681-724.
- [5] DONALDSON D. Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure [J]. The American Economic Review, 2018, 108 (4-5): 899-934.
- [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] 李兰冰, 阎丽, 黄玖立. 交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长: 市场势力、生产率及其配置效率 [J]. 经济研究, 2019, 54 (12): 182-197.
- [8] 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 (6): 203-255.
- [9] BAUM-SNOW N, HENDERSON V, TURNER A M, ZHANG Q, BRANDT L. Does Investment in National Highways Help or Hurt Hinterland City Growth? [J]. Journal of Urban Economics, 2020, 115 (1): 103-124.
- [10] ATACK J, BATEMAN F, HAINES M, MARGO R A. Did Railroads Induce or Follow Economic Growth? Urbanization and Population Growth in the American Midwest, 1850-1860 [J]. Social Science History, 2010, 34 (2): 171-197.
- [11] BAUM-SNOW N. Did Highways Cause Suburbanization [J]. Quarterly Journal of Economics, 2007, 122 (2): 775-805.
- [12] DURANTON G, TURNER M A. Urban Growth and Transportation [J]. The Review of Economic Studies, 2012, 79 (4): 1407 - 1440.
- [13] 张天华, 陈力, 董志强. 高速公路建设、企业演化与区域经济效率 [J]. 中国工业经济, 2018 (1): 79-99.
- [14] HOLL A. Highways and Productivity in Manufacturing Firms [J]. Journal of Urban Economics, 2016, 93: 131-151.
- [15] HOLL A. Manufacturing Location and Impacts of Road Transport Infrastructure: Empirical Evidence from Spain

- [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2004, 34 (3): 341-363.
- [16] COŞAR A K, DEMIR B. Domestic Road Infrastructure and International Trade: Evidence from Turkey [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 118: 232-244.
- [17] CLARK X, DOLLAR D, MICCO A. Port Efficiency, Maritime Transport Costs and Bilateral Trade [J]. *Journal of Development Economics*, 2004, 75 (2): 417-450.
- [18] STARTZ M. The Value of Face-to-Face: Search and Contracting Problems in Nigerian Trade [J]. *SSRN Electronic Journal*, 2016.
- [19] XU M Z. Riding on the New Silk Road: Quantifying the Welfare Gains from High-Speed Railways [J]. Working Paper of University of California Davis, 2017.
- [20] 唐宜红, 俞峰, 林发勤, 张梦婷. 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.
- [21] 施炳展, 王有鑫, 李坤望. 中国出口产品品质测度及其决定因素 [J]. *世界经济*, 2013, 36 (9): 69-93.
- [22] 张杰, 翟福昕, 周晓艳. 政府补贴、市场竞争与出口产品质量 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, 32 (4): 71-87.
- [23] BERNINI M, GUILLOU S, BELLONE F. Financial Leverage and Export Quality: Evidence from France [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 59 (6): 280-296.
- [24] 许和连, 王海成. 最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究 [J]. *世界经济*, 2016, 39 (7): 73-96.
- [25] FAN H, LI Y, YEAPLE S. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97 (5): 1033-1051.
- [26] BAS M, STRAUSS-KAHN V. Input-trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2): 250-262.
- [27] 孔祥贞, 覃彬雍, 刘梓轩. 融资约束与中国制造业企业出口产品质量升级 [J]. *世界经济研究*, 2020 (4): 17-29.
- [28] 施炳展, 冼国明. 要素价格扭曲与中国工业企业出口行为 [J]. *中国工业经济*, 2012 (2): 47-56.
- [29] REDDING S, VENABLES A J. Economic Geography and International Inequality [J]. *Journal of International Economics*, 2004, 62 (1): 53-82.
- [30] DONALDSON D, HORNBECK R. Railroads and American Economic Growth: A "Market Access" Approach [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (2): 799-858.
- [31] 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.
- [32] 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.
- [33] 张梦婷, 俞峰, 钟昌标, 林发勤. 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.
- [34] 刘秉镰, 刘玉海. 交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低 [J]. *中国工业经济*, 2011 (5): 69-79.
- [35] GLAESER E L, MARÉ D C. Cities and Skills. [J]. *Journal of Labor Economics*, 2001, 19 (2): 316-342.
- [36] 卞元超, 吴利华, 白俊红. 高铁开通是否促进了区域创新? [J]. *金融研究*, 2019 (6): 132-149.
- [37] DONALD S G, LANG K. Inference with Difference-in-Differences and Other Panel Data [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2007, 89 (2): 221-233.
- [38] ANGRIST J D, PISCHKE J. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion [M]. New Jersey: Princeton University Press, 2009.
- [39] 乔万尼·赛鲁利. 社会经济政策的计量经济学评估理论与应用 [M]. 邱俊鹏译. 上海: 格致出版社, 上海人民出版社, 2020.
- [40] HALLAK J C, SIVADASAN J. Product and Process Productivity: Implications for Quality Choice and

- Conditional Exporter Premia [J]. *Journal of International Economics*, 2013, 91 (1): 53-67.
- [41] 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.
- [42] 王永进, 施炳展. 上游垄断与中国企业产品质量升级 [J]. *经济研究*, 2014, 49 (4): 116-129.
- [43] 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.
- [44] KHANDELWAL A K. The Long and Short (of) Quality Ladders [J]. *Reviews of Economic Studies*, 2010, 77 (4): 1450-1476.
- [45] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [46] YU M J. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *Economic Journal*. 2015, 125: 943-988.
- [47] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J H. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (2): 527-543.
- [48] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [49] 李贲, 吴利华. 开发区设立与企业成长: 异质性与机制研究 [J]. *中国工业经济*, 2018 (4): 79-97.

(责任编辑 于友伟)

Highways and Firm's Export Products Quality Upgrading

LI Lanbing LU Shaopeng

Abstract: Firms are essential microcosmic foundation for the high-quality development of foreign trade, and the rapid growth of China's highways provides the possibility of firm's export products quality upgrading. In this paper, we take highways connection as a quasi-natural experiment, and use the time-varying DID model to identify the effect of highways on the export products quality and its mechanism. Our main finding is that highways significantly promote the upgrading of firm's export products quality. The mechanism test results show that both "market access" and "innovation promotion" effectively improve the quality of export products. The effects of highways connection upon export products quality show heterogeneity and vary across different ownership, industries and locations, and such effects are more prominent in promoting non-state-owned firms, firms in high-capital-intensive and low-competitive industries, and firms in central cities. The paper helps deepen the research on the economic effects of transportation infrastructure, which has important policy implications for highways construction and improvement of export products quality.

Keywords: Highways; Export Products Quality; Market Access; Innovation Promotion