

# 国内市场一体化与企业出口行为

——基于市场可达性视角的研究

吴群锋 刘冲 刘青\*

**摘要** 本文通过构建市场可达性指标,研究了交通基础设施建设带来的国内市场一体化对企业出口行为的影响。研究发现,国内市场一体化会显著提升企业的出口概率和出口额,原因是市场一体化降低了企业所在行业的临界出口生产率水平,并促进了既有出口产品的出口市场扩张。对于生产率高的企业、初始具有比较优势的产业,交通基础设施扩张的出口促进作用更大,表明国内市场一体化对于具有发展能力和潜力的企业和行业具有更大的促进效果。

**关键词** 市场一体化,企业出口,交通基础设施

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2021.05.07

## 一、引言

发展经济学创始人之一、德国历史学派经济学家弗里德里希·李斯特(Friedrich List)在其经典著作《政治经济学的国民体系》(1841)一书中提出,对内破除市场分割进而实现国内经济市场一体化,对外利用世界市场大力开展出口贸易,是经济落后国家赶超先进国家的两大重要方法。大规模的交通基础设施建设有利于实现国内各地区之间的互联互通,成为改善国内市场一体化水平的重要途径。作为国土广袤的发展中大国,中国改革开放四十多年来以交通基础设施建设为抓手,国内市场一体化水平不断提升。特别是最近二十多年来大规模的高速公路网络建设,将中国的大部分城市连接起来,成为促进中国国内市场一体化的有效推动力(Faber, 2014)。本文构建市场可达性指标对这一大规模基础设施建设引起的国内市场一体化进行度量,探究国内市场一体化对企业出口行为的影响。

近年来,已有一些文献讨论了交通基础设施对企业出口行为的影响(盛丹

---

\* 吴群锋、刘冲,北京大学经济学院;刘青,中国人民大学国家发展与战略研究院。通信作者及地址:刘青,北京市海淀区中关村大街59号,100872;电话:(010)82507207;E-mail:qliu1997@gmail.com。作者感谢国家自然科学基金青年项目(71603010)、国家自然科学基金面上项目(71973140)、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(18JZD029)、北京高校“双一流”建设资金支持,以及北京大学经济学院种子基金的资助。感谢编辑部及匿名审稿人的意见。文责自负。

等, 2011; 黄玖立和徐旻鸿, 2012; Cosar and Demir, 2016; Martincus *et al.*, 2017; Liu *et al.*, 2017)。这支文献侧重于对交通基础设施降低运输成本的直接影响进行分析, 因此在指标度量中, 他们往往使用企业所在地宏观基础设施的存量、到特定路网的距离等指标展开研究。然而, 这一做法只能衡量企业所在地交通基础设施的局部 (local) 影响, 却忽略了交通基础设施引起的国内市场一体化所带来的整体 (global) 效应。全国范围内大规模交通基础设施的铺开, 不仅使企业能够更为便利地与局部路网相连接, 同时也促进全国形成更为统一的整体市场, 从而使得企业与全国整体市场的联系更为紧密便捷。已有文献的指标显然难以度量市场一体化的这一整体效应。

本文研究中国大规模交通基础设施建设引起的国内市场一体化对企业出口行为的整体影响效应及影响异质性。具体而言, 本文利用高度细化的中国交通路网分布路线图, 估算中国 331 个城市两两间最短运输时间, 并借鉴 Donaldson and Hornbeck (2016) 的方法, 构建每个城市的市场可达性 (market access) 指标, 对国内市场一体化水平进行度量。在此基础上, 本文结合每个城市的市场可达性与中国制造业企业面板数据、海关数据, 评估国内市场一体化对企业出口行为的整体影响效应。本文同时关注企业是否出口的扩展边际效应和出口额的集约边际效应, 从而更为全面地度量国内市场一体化对企业出口行为的影响效应, 并考察国内市场一体化对具有不同特征的企业异质性作用。研究发现, 交通基础设施建设引起的国内市场一体化显著提升了企业的出口概率、出口额。具体地, 市场可达性每提高 1 个百分点, 将使企业参与出口的概率上升 5.7%, 出口额上升 0.634%。这一结果在考虑了市场一体化度量变量的多种检验, 以及使用工具变量以解决内生性问题之后仍然稳健。进一步考察作用机制发现, 市场可达性的提升降低了企业所在行业的出口临界生产率水平, 并且出口额增长主要来源于企业既有产品的出口市场扩张, 而非增加出口更多的产品品种。异质性检验显示, 对于生产率越高的企业, 国内市场一体化的出口促进效应越大。对于具有比较优势的产业, 市场一体化的出口促进效应也更大, 表明国内市场一体化对于具有发展能力和潜力的行业具有更强的促进效果。

本文的结论也同近年来不断增长的针对交通基础设施建设引起的国内市场一体化对经济发展影响的理论和实证研究文献相吻合 (刘生龙和胡鞍钢, 2011; Faber, 2014; Donaldson, 2015; Donaldson, 2018)。这些研究表明, 交通基础设施扩张引起了国内市场一体化程度的改善, 降低了国内地区间的产品价格差异, 提升了国内区域间贸易和居民的真实收入水平, 促进了土地价值增长。长期以来, 对外出口在中国经济发展中扮演着重要角色, 却很少有文献从国内市场一体化的视角, 就交通基础设施建设对企业出口行为的影响展开研究。本文从企业出口行为入手对交通基础设施建设引起的国内市场一体化进行分析, 丰富了这支文献的相关研究。

在现有文献基础上，本文的可能研究贡献主要有以下三个方面。首先，本文构建中国各城市的市场可达性指标，从交通基础设施扩张的视角对国内市场一体化改善程度进行度量。已有文献评估中国国内市场一体化程度的指标，多是基于商品市场分割等视角展开考察（陆铭和陈钊，2006；黄玖立和李坤望，2006）。本文利用翔实的交通地理和城市经济数据库构建的城市层面市场可达性指标，刻画中国大规模交通基础设施建设对国内市场一体化的全局性影响，可以对这支文献的研究提供边际贡献（Donaldson and Hornbeck, 2016）。其次，本文利用丰富的微观企业数据，通过对出口概率、出口额等多个企业出口边际维度作为被解释变量进行研究，更为全面地度量了国内市场一体化对企业出口行为的影响效应。最后，利用微观企业层面数据，本文基于异质性企业理论，从企业生产率异质性与行业比较优势角度展开研究，验证了国内市场一体化对不同企业与不同行业的异质性影响这一理论预测。

本文接下来的部分安排如下：第二部分介绍研究背景并提出研究假说；第三部分介绍数据和模型设定，并对市场可达性指标的构造进行详细的说明；第四部分对实证结果进行讨论和稳健性检验；第五部分处理潜在的内生性问题；第六部分进行异质性分析；最后总结全文。

## 二、研究背景与研究假说

### （一）中国的交通基础设施与出口：以公路为例

改革开放以来，中国交通基础设施取得了举世瞩目的成就。<sup>1</sup>其中，公路运输是中国交通基础设施建设资金投入的重要领域，也是中国货物运输的主导方式。2017年，中国全年货物运输量达到479亿吨，其中公路货物运输量368亿吨，占比达到76.8%。<sup>2</sup>根据规划，“十三五”期间交通运输总投资将达15万亿，其中公路投资7.8万亿，占比过半<sup>3</sup>，公路投资资金又主要投向高等级公路的建设。

与此同时，中国对外出口也取得巨大成就。图1绘制了1988—2016年中

<sup>1</sup> 1978年至今，中国铁路营业里程数翻了一番，而公路里程数更是原来的5倍以上。尤其自1998年以来，中国不断实施积极的财政政策以增加公共基础设施投资，其中公路作为中国最主要的交通基础设施，发展最为迅猛。从1988年中国建设第一条高速公路开始，中国高速公路网络经历了举世瞩目的发展历程。全国道路网络规划中，“五纵七横”的国道主干线系统已全部建成，“7918”国家高速公路网也接近完善。截止到2016年年底，全国公路通车总里程达到469.63万千米，实现了由“初步连通”向“覆盖成网”的重大跨越；高速公路从无到有达13.1万千米，居世界第一位；公路货运量跃居世界第一位。可以说，在过去的二十多年间，中国交通基础设施实现了跨越式发展，走过了许多发达国家需要至少半个世纪才能走完的路，创造了基础设施发展的奇迹。

<sup>2</sup> 数据来源：[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201802/t20180228\\_1585631.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201802/t20180228_1585631.html)，访问时间：2019年2月15日。

<sup>3</sup> 数据来源：《“十三五”现代综合交通运输体系发展规划》。

国高速公路总里程数的存量变化与同时期中国出口总额变化图。其中,圆形虚线绘制了高速公路总里程存量数,以左侧纵坐标轴为刻度标示;三角形实线绘制了各年出口总额,以右侧纵坐标轴为刻度标示。1988年,中国全国范围内的高速公路总里程只有100千米左右,而到2016年,全国高速公路总里程达到13.1万千米,相比1988年增长了一千多倍,位居世界第一位。同时期内,中国出口总额由1988年的1767亿元上升到2016年的近14万亿元,绝对额增长近80倍,并于2013年起多年居于世界第一位置。可以看到,总体上出口总额与高速公路总里程数伴随着相似的增长趋势,表明二者之间可能存在某种程度上的因果关系。

本文将综合中国各等级的公路交通基础设施建设大规模展开这一准自然实验,特别集中关注1998年及之后,高等级公路交通基础设施建设对微观企业出口行为的影响效果。这一时期的国道主干线系统全部建成,事实上成为影响中国城市两两之间的运输时间与成本的最重要交通运输方式,为我们的最短运输距离的计算提供了足够的跨年变化幅度,可以帮助我们有效识别交通基础设施建设带来的重要影响。

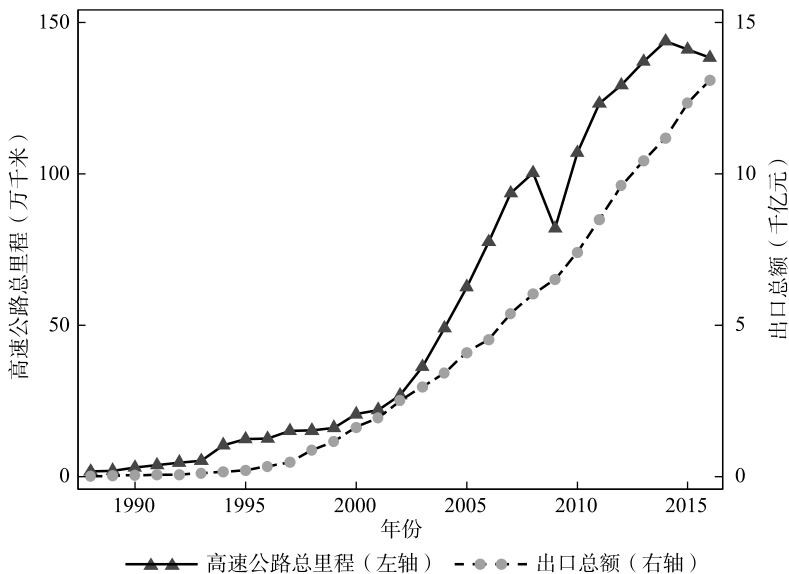


图1 1988—2016年中国高速公路里程数与出口总额

数据来源:中华人民共和国国家统计局。

## (二) 市场一体化对企业出口行为的影响: 研究假说

Donaldson and Hornbeck (2016) 分析了美国19世纪末铁路建设对经济福利的提升效应。这一分析框架在交通基础设施影响的理论和实证研究方面,

成为重要的奠基性工作。<sup>4</sup>具体地，他们构建了一个一般均衡模型框架，将交通基础设施引起的国内市场一体化效应综合体现在一个市场可达性（market access）指标上，并提出具体度量这一指标的方法并展开实证分析。

借鉴这一研究范式，随着全国范围内高等级路网的铺开，各个城市间交通运输成本大幅降低，使国内市场一体化程度提高，为企业出口提供了更大的便利。企业进行出口，需要将其所要出口产品由生产地向国内港口进行运输。随着路网建设的扩张，企业到达同一个目的地港口的路径有了更多选择，从而降低企业进行生产时所耗费的投入成本和进行国内运输时所消耗的冰山成本。根据 Melitz（2003）异质性企业理论，一方面，对于生产率原本在临界出口水平以下的企业而言，这一成本下降使出口的门槛水平下降，因此将引致更多企业得以进入出口市场；另一方面，对于已经出口的在位企业而言，这一成本下降也将使得这些企业出口的产品价格降低，因此得以通过更低的价格获取更大的出口市场份额，因此其出口额也将随之提升。因此有：

**研究假说 1** 交通基础设施扩张引起的国内市场一体化将①提升企业出口概率；②提升企业出口额。

上述分析逻辑可以在多元产品框架下进一步进行展开（Bernard *et al.*, 2011；Mayer *et al.*, 2014）。一方面，给定企业已有的出口产品集合，在国内运输成本随交通基础设施建设扩张而下降后，国内市场一体化程度增强，这些产品能够出口的目的地市场范围也将发生变化。Eaton *et al.*（2011）指出，由于不同出口目的地市场面临不同的固定成本等因素，企业所能进入的目的地市场数量也存在一个临界值。与企业是否进入出口市场决策过程类似的，国内运输成本的下降和市场一体化的实现，能够填补由于目的地市场固定成本等各种因素所产生的阻碍，使产品进入各个目的地市场的概率上升，进而扩大产品出口的目的地市场范围。另一方面，交通基础设施建设也有可能引起企业增加新产品或放弃老产品，进而使所出口的产品集合发生变化。但是，由于企业是否引入新产品又涉及企业研发等更为复杂的决策过程，因此无法判断国内市场一体化对企业出口产品集合的影响方向。因此有：

**研究假说 2** 在多产品出口企业框架下，国内市场一体化将使③企业出口产品的出口目的地市场范围扩大；④企业出口到每个目的地市场上的产品数量的影响则难以判断。

在异质性企业理论框架下，具有不同生产率的企业、不同的行业面对交通基础设施引起的国内市场一体化改善的反应也不同。根据 Melitz（2003）、Bernard *et al.*（2007）的理论预测，当市场一体化程度加强时，要素会在行

<sup>4</sup> 类似的，Donaldson（2018）基于 Eaton and Kortum（2002）的理论，发现英殖民时期印度的大规模铁路建设降低了印度国内区域间的交通运输成本，增加了区域间贸易，从理论和实证上验证了交通基础设施建设提升经济福利的机制。

业间,以及行业内企业间进行重新配置,高生产率的企业、具有比较优势的  
行业进一步扩张生产的能力更强。具体而言,这一异质性效应会表现在  
企业出口行为的两个方面。一方面,从扩展出口边际(extensive margin)视  
角看,原本没有出口行为、只在国内销售的企业中具有相对较高生产率的那  
部分企业,以及处于具有比较优势行业的企业,在市场一体化之后更可能  
自选择进入出口市场;另一方面,从集约出口边际(intensive margin)视角  
看,原本就已在出口市场中的出口企业中具有相对较高生产率的那部分企  
业,以及处于具有比较优势行业的企业,在市场一体化之后的出口量扩张更  
大。因此有:

**研究假说3** 由于高生产率企业具有更强的生产扩张能力,交通运输成本  
下降引起的国内市场一体化将使⑤生产率更高的企业的出口得到更强的促  
进效应(包括出口的广延边际和集约边际两方面);⑥处于具有比较优势行  
业的企业出口得到更强的促进效应(包括出口的广延边际和集约边际两方  
面)。

### 三、指标构建、数据说明与模型设定

#### (一) 市场可达性指标构建与优势

借鉴 Donaldson and Hornbeck (2016) 的方法,本文在各个城市-年份层  
面计算市场可达性(market access)指标,对国内市场一体化对企业出口行  
为的影响进行衡量,具体计算方式如下:

$$MarketAccess_{ct} = \sum_{c' \neq c} \tau_{cc't}^{-\theta} N_{c't},$$

其中, $N_{c't}$ 表示 $c'$ 城市在 $t$ 年的人口总量,用以衡量当地的经济发  
展规模<sup>5</sup>。 $\theta$ 为贸易弹性(trade elasticity),参考 Eaton and Kortum (2002) 和  
Donaldson and Hornbeck (2016) 的计算,本文给定 $\theta=8.22$ ;  $\tau_{cc't} > 1$ 表示 $t$   
年 $c$ 与 $c'$ 两城市间的“冰山成本”(iceberg cost),借鉴 Baum-Snow *et al.* (2016),  
我们计算  $\tau_{cc't}$  如下:

$$\tau_{cc't} = 1 + \rho (\text{hours of travel time})_{cc't}^{0.8},$$

其中, $\rho$ 为给定系数, $(\text{hours of travel time})_{cc't}$ 表示当年 $c$ 与 $c'$ 城市之间的  
最短运输时间。这一对冰山成本的刻画方式具有两方面的好处:一方面,利  
用两地之间的最短运输时间对运输成本进行刻画,能够体现冰山成本的一  
般性质。Hummel and Schaur (2013) 发现,进行一天的运输相当于对货物征  
收 0.6%—2.1% 的从价税,因此我们主要设定  $\rho = 0.008$  (Baum-Snow *et al.*,  
2016)。在缺少企业进行交通运输实际所支付的成本相关数据的条件下,我  
们

<sup>5</sup> 和 Donaldson and Hornbeck (2016) 一样,我们在稳健性检验中也使用了 GDP 作为经济发展规模的代理变量。

得以利用高度细化的全国各类形式交通路网分布对各城市间的最短运输路线进行估算。另一方面，这一函数形式能够较为灵活地体现全国路网分布、基础设施建设对经济变量的影响结果。同等情况下， $\rho$  值越大，基础设施建设引起的城市间最短运输距离的下降对冰山成本的弹性越大。<sup>6</sup>

使用市场可达性作为国内市场一体化水平的新度量，具有以下两方面优势（刘冲等，2020）。一方面，市场可达性指标度量了全国范围内交通基础设施网络的改善，刻画国内市场一体化的改善。每个城市的市场可达性取决于该城市在全国路网中的地位，以及与所有其他具有不同经济规模的城市的互联互通程度，因此更为全面地将市场一体化效应刻画出来。另一方面，市场可达性指标能够清晰地反映中国近年来交通基础设施建设带来的成本下降效果。随着中国各类交通运输线路分布密度、广度乃至互联程度的提高，这一巨大的影响直接反映在我们对城市间最短运输时间的计算上：城市间最短运输时间将随着路网的逐步建成而显著降低，城市间运输所消耗的冰山成本也随之不断下降，给当地经济主体带来更高的交通便利程度，从而提高市场可达性。

## （二）数据说明

### 1. 交通数据库：测算城市间最短交通时间

利用交通基础设施数据度量国内市场一体化，首先需要对交通基础设施引起的区域间成本变化进行度量。Donaldson and Hornbeck（2016）的开创性文献中，城市间进行货物运输所需最低费用被作为对交通基础设施扩张的基础度量。Baum-Snow *et al.*（2016）则根据中国的具体情形使用城市间最短运输时间作为度量变量。借鉴他们的做法，为了测算城市间最短交通时间，我们需要每一年任何两个市级单位的中心坐标和路网分布图。为此，我们首先根据中国市级单位的行政区划边界，利用地理信息系统软件 ArcGIS 计算出各地级市的地理中心坐标。其次，我们以国家测绘局提供的 2007 年中国 1:100 万交通图为底图，结合各年中国地图出版社等出版的全国交通地图册进行更新，得到各年路网分布电子地图。我们假设在高速公路、国道、省道、县乡道上行车的平均速度分别为 100km/h, 70km/h, 40km/h, 15km/h。在此基础上，我们利用 Dijkstra 最短路径算法，计算出每一年任意两个地级市中心间的最短行车时间，并进一步结合地区层面的 GDP 和人口信息构建市场可达性指标，对国内市场一体化进行度量。

### 2. 工业企业数据库、海关数据库及其匹配数据库

工业企业数据库由国家统计局建立，样本范围包括全部国有工业企业以及规模以上（销售额在 500 万元以上）非国有工业企业，样本的时间跨度为

<sup>6</sup> 稳健性检验中汇报了考察  $\rho$  和指数的不同取值时的结果。

1998—2007年。本文对工业企业数据库进行了以下处理,首先按照 Brandt *et al.* (2012) 的处理方式,将企业的 ID 匹配起来。接着,我们剔除了产值、销售额、固定资产、总资产等重要变量缺省的样本以及职工人数小于8的样本。我们还剔除存在问题的样本,如当年折旧大于累计折旧、总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值的样本。

海关数据由海关总署维护,详细记录了各个出口企业的出口目的地、出口额和出口量信息。利用工业企业数据库,可以得到企业是否出口、出口额等信息,但为获取出口产品数量、目的地国家数量等出口信息,本文进一步将两个数据库匹配。借鉴杨汝岱和李艳(2013)的方法,本文对工业企业数据库和海关数据库进行匹配。首先,按照工业库和海关库的企业名称进行完全字段匹配;其次,对不能匹配上的样本,进一步利用电话号码、传真、电子邮件、企业法定代表人等信息进行识别匹配;最后,对这些匹配结果进行对比识别,提取其中相似度最高的样本,进一步排除相似度高但并不是同一企业的现象,从而得到最终匹配结果。

### 3. 其他数据

本文还搜集了地级市经济发展指标,包括GDP、人口等,用以计算市场可达性和作为控制变量。这些数据来源于各年份的《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》以及各省的省统计年鉴。

### (三) 模型设定

本文使用以下计量回归模型就市场可达性对企业出口影响进行分析:

$$\exp_{fct} = \alpha + \beta_1 \ln \text{MarketAccess}_{ct} + \gamma X_{fct} + \delta_f + \delta_t + \epsilon_{fct}, \quad (1)$$

其中, $f$ 、 $t$ 分别表示企业和年份, $c$ 为企业所在城市。 $\exp_{fct}$ 为位于城市 $c$ 的企业 $f$ 在 $t$ 年的出口行为,本文核心关注企业是否出口( $1[\text{Export}=1]_{fct}$ )和出口额(取对数, $\ln \text{ExportValue}_{fct}$ )两个出口边际。 $\ln \text{MarketAccess}_{ct}$ 为 $c$ 城市的市场可达性(取对数),作为本文度量交通基础设施建设引起的国内市场一体化指标。 $\delta_f$ 、 $\delta_t$ 分别是企业和年份固定效应。 $X_{fct}$ 是其他控制变量集合。借鉴文献的做法,我们控制了①城市-年份层面的GDP变量,以控制当地经济发展水平对企业出口行为所产生的影响;②行业-年份层面的HHI,以控制行业内部随时间变化的竞争水平高低对企业出口行为所产生的影响;③企业-年份层面的生产率( $\ln \text{TFP}$ )、企业年龄( $\ln \text{Age}$ )、资本劳动比( $\ln \text{KLR}$ )、是否是国有企业虚拟变量( $\text{SOE}$ )。 $\epsilon_{fct}$ 是残差项。为了避免可能存在的序列相关等问题,所有的回归结果均在城市-年份层面进行了聚类(cluster)。根据研究假说中的分析,我们预期 $\beta_1$ 的估计系数为正。

在正式进行回归分析前,本文在表1中汇报了文中相关重要变量的描述性统计。



表 1 变量的描述性统计

变量	含义	观测值	均值	标准差
<i>lnMarketAccess</i>	市场可达性	1 810 892	17.411	0.645
<i>lnGDP</i>	城市 GDP	1 810 141	16.173	1.078
<i>HHI</i>	赫芬达尔指数	1 810 892	0.079	0.133
<i>lnTFP</i>	全要素生产率	1 727 248	0.947	0.511
<i>lnAge</i>	企业年龄	1 750 031	1.868	0.980
<i>lnKLR</i>	企业资本劳动比	1 801 323	3.338	1.391
<i>SOE</i>	是否国企	1 810 892	0.127	0.333
<i>Exp</i>	是否出口	1 810 892	0.281	0.449
<i>lnExport</i>	出口额	1 810 889	2.622	4.283
<i>Country</i>	出口目的地国家数	1 230 257	0.643	0.904
<i>Product</i>	出口产品数	2 224 799	0.363	0.598

注：*TFP* 是利用 Olley and Pakes (1996) 方法计算的全要素生产率。

## 四、实证分析

### (一) 基准回归结果

表 2 中汇报了本文的基准回归结果。其中，第 (1) 到第 (3) 列中的被解释变量是企业是否出口虚拟变量（出口扩展边际）；第 (4) 到第 (6) 列中的被解释变量为企业出口额（取对数，出口集约边际）。所有的回归系数结果标准误均在城市-年份层面进行了聚类（cluster）。

表中结果显示，不论是否加入各类控制变量，市场可达性回归系数符号均为正，且均在 1% 显著性水平上显著。这表明，交通基础设施建设扩张引起的市场可达性提高显著提升了企业参与出口的概率和出口规模。具体地，第 (3)、(6) 列中的回归结果系数显示，市场可达性每提高 1 个百分点，将使企业参与出口的概率上升 5.7%，出口额上升 0.634%。表明交通基础设施建设提升引起的市场可达性增长，显著地促进了企业参与出口市场的概率，提升了企业出口规模的量级，从而验证了本文的理论假说。

表 2 市场可达性与企业出口行为：基准回归

被解释变量	<i>Exp</i>			<i>lnExport</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnMarketAccess</i>	0.058***	0.058***	0.057***	0.632***	0.633***	0.634***
	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.161)	(0.160)	(0.159)

(续表)

被解释变量	<i>Exp</i>			<i>lnExport</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnGDP</i>		-0.010 (0.012)	-0.013 (0.012)		-0.045 (0.103)	-0.094 (0.104)
<i>HHI</i>		-0.003 (0.006)	0.002 (0.006)		0.007 (0.050)	0.058 (0.055)
<i>lnTFP</i>			0.008*** (0.001)			0.183*** (0.010)
<i>lnAge</i>			0.009*** (0.002)			0.107*** (0.013)
<i>lnKLR</i>			-0.003*** (0.001)			-0.053*** (0.005)
<i>SOE</i>			0.008*** (0.002)			0.074*** (0.016)
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.739	0.739	0.745	0.779	0.779	0.785
<i>N</i>	1 686 342	1 685 642	1 538 223	1 686 339	1 685 639	1 538 220

注：括号内为回归所得系数标准差；所有的回归系数标准差均在城市-年份层面进行聚类（cluster）。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

## （二）稳健性检验

为了避免各类因素的影响，本文从交通基础设施建设度量的稳健性角度做了五方面工作：

### 1. 市场可达性的度量1：以1998年人口计算

首先，本文计算将各城市人口固定在初始年份1998年的市场可达性指标。这一做法使市场可达性指标在跨年间的变化来源，只依赖于由于交通基础设施建设扩张而引起的城市间冰山成本的跨年变化，从而使交通基础设施建设扩张的因素在市场一体化中的影响作用更为突出。使用样本初始年份1998年的人口进行计算，也减轻了因为企业出口额可能与人口规模存在反向因果关系而导致的内生性问题。

利用这一市场可达性指标进行回归所得结果汇报在表3的第(1)、(4)列中。可以发现，使用这一市场可达性指标的回归系数仍旧高度显著为正。

## 2. 市场可达性的度量 2：以 GDP 计算

基准回归使用人口作为各城市市场规模大小的代理变量计算市场可达性指标，这是借鉴 Donaldson and Hornbeck (2016) 的原始做法所进行的计算。<sup>7</sup> 此处，本文直接使用各城市的 GDP 作为其市场规模的代理变量，计算市场可达性指标。利用这一市场可达性指标进行回归所得结果如表 3 第 (2)、(5) 两列所示。可以发现，本文的结论依然稳健。

## 3. 市场可达性的度量 3： $\rho$ 取值的变化和 $\tau_{cc't}$ 计算中指数的变化

在利用两地间通行时间计算冰山成本时， $\tau_{cc't} = 1 + \rho(\text{hours of travel time})_{cc't}^{0.8}$  表达式中  $\rho$  参数的取值和指数的选择可能会影响冰山成本的计算结果，进而影响市场可达性指标。借鉴 Baum-Snow *et al.* (2016) 的做法，本文使用  $\rho = 0.008$  和指数 0.8 作为基准。表 3 第 (3) 和 (6) 列汇报了  $\rho$  取值为 0.004 时所计算得到的市场可达性值的回归结果；表 4 第 (1)、(4) 列汇报了将指数取值为 0.6 时所计算得到的市场可达性值的回归结果。可以发现，市场可达性的回归系数仍然高度显著为正。

表 3 稳健性检验 1

被解释变量	<i>Exp</i>			<i>lnExport</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	pop in 98	MA in GDP	$\rho$	pop in 98	MA in GDP	$\rho$
<i>lnMarketAccess</i>	0.063*** (0.020)	0.055*** (0.020)	0.082** (0.038)	0.702*** (0.161)	0.533*** (0.165)	1.122*** (0.318)
Control Variables	是	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.745	0.745	0.745	0.785	0.785	0.785
N	1 538 223	1 538 223	1 538 223	1 538 220	1 538 220	1 538 220

注：括号内为回归所得系数标准差；所有的回归系数标准差均在城市-年份层面进行聚类 (cluster)。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

## 4. 使用到高速公路网距离

已有文献中，对国内交通基础设施建设的另一个常用度量是到高速公路的最短距离 (刘冲等, 2019)。相比本文使用的市场可达性指标而言，使用这一指标无法很好地度量路网的间接效应。尽管如此，我们使用这一变量进行稳健性检验。

表 4 第 (2) 和 (5) 列中，我们汇报了以企业所在县域到最近高速公路

<sup>7</sup> Donaldson and Hornbeck (2016) 的研究是以 19 世纪末、20 世纪初年代的美国经济为研究对象，当时尚未有 GDP 概念，也相应地缺乏对 GDP 的度量数据。

的距离为解释变量的回归结果。结果显示,到高速公路距离变量(取对数)的估计系数均在1%显著性水平上为负。

### 5. 使用到港口的距离

港口是出口企业向外出口其产品的必经之路,因此企业所在地与港口之间的距离也将对企业出口行为产生影响。表4第(3)和(6)列中,我们对使用到港口距离为解释变量的结果进行汇报。到港口距离的估计系数均为负,且均在1%显著性水平上高度显著。

表 4 稳健性检验 2

被解释变量	Exp			lnExport		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\tau_{cc't}$	高速距离	港口距离	$\tau_{cc't}$	高速距离	港口距离
	0.105**	-0.004***	-0.015***	1.381***	-0.039***	-0.135***
	(0.045)	(0.001)	(0.005)	(0.372)	(0.012)	(0.049)
Control Variables	是	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.745	0.748	0.748	0.785	0.787	0.787
N	1 538 223	1 452 409	1 453 906	1 538 220	1 452 407	1 453 904

注:括号内为回归所得系数标准差;所有的回归系数标准差均在城市-年份层面进行聚类(cluster)。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

### (三) 机制分析

#### 1. 出口临界生产率的变化

首先分析市场可达性对于出口临界生产率的影响。临界生产率难以直接观测,本文使用可观测的行业内出口最低生产率进行代理度量。考察以下回归模型:

$$\text{MinmumProductivity}_{cjt} = \alpha + \beta_3 \ln \text{MarketAccess}_{ct} + \gamma' \bar{X} + \delta_c + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{cjt}, \quad (2)$$

其中  $\text{MinmumProductivity}_{cjt}$  为  $c$  城市的  $j$  行业在  $t$  年时,所有出口企业中生产率最低企业的生产率水平值。为了避免市场可达性对于企业生产率可能产生的增长效应所产生的影响,本文使用所有企业初始年份的生产率进行筛选。由于出口的企业集合每年都在变化,因此虽然企业初始年份生产率不随时间变化,但是各个行业每年的最低生产率都会随着出口企业集合的变化而改变,进而在跨年间产生差异。此外,本文考察多个最低分位点位置的生产率水平,从而避免极端值对估计结果的影响。 $\bar{X}$  是基准回归结果中各个控制变量在城

市-行业-年份层面的均值； $\delta_c$ 、 $\delta_j$ 和 $\delta_t$ 分别为城市、行业和年份固定效应； $\epsilon_{cjt}$ 为残差项。

具体估计结果汇报在表 5 中。第 (1)、(2) 列汇报了以城市-行业-年份内所有出口企业中，以处于生产率最低的 1% 位置处的生产率水平作为被解释变量的回归结果；第 (3)、(4) 列以行业内 5% 位置处的生产率为被解释变量；第 (5)、(6) 列以行业内 10% 位置处的生产率为被解释变量。所有回归中均加入了城市、行业和年份的固定效应。结果显示，市场可达性的回归系数均显著为负。市场可达性的扩张，降低了企业在国内运输所需要支付的成本。根据 Melitz (2003) 异质性企业理论，对于生产率原本在临界出口水平以下的企业而言，这一成本下降使出口的门槛水平下降，表现为表 5 中所展示的出口市场中的企业最低生产率水平随着市场可达性的提升而下降。因此将引致更多企业得以进入出口市场。此外，对于已经出口的在位企业而言，这一成本下降也将使得这些企业出口的产品价格降低，因此得以通过更低的价格获取更大的出口市场份额，其出口额也将随之提升。

表 5 机制分析：市场可达性对出口临界生产率的影响

被解释变量	Productivity—1%		Productivity—5%		Productivity—10%	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnMarketAccess</i>	-0.094*** (0.029)	-0.062** (0.027)	-0.072*** (0.028)	-0.049* (0.026)	-0.076*** (0.027)	-0.060** (0.026)
Control Variables	否	是	否	是	否	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
City FE	是	是	是	是	是	是
Industry FE	是	是	是	是	是	是
$R^2$	0.167	0.214	0.173	0.212	0.177	0.209
$N$	79 499	78 429	80 563	79 493	81 464	80 394

注：括号内为回归所得系数标准差；所有的回归系数标准差均在城市-年份层面进行聚类 (cluster)。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

## 2. 出口市场扩张还是产品数量增长？

进一步探究市场可达性提升促进企业出口额增长来源。考虑企业出口额增长的两个可能来源：既有产品在出口市场上的扩张，或既有出口市场在产品数量上的增加。本文使用以下两个回归模型展开验证：

$$\ln \text{Countries}_{fcpt} = \alpha + \beta_1 \ln \text{MarketAccess}_{ct} + \gamma X + \delta_f + \delta_{pt} + \epsilon_{fcpt}, \quad (3)$$

$$\ln \text{Products}_{fcdt} = \alpha + \beta_2 \ln \text{MarketAccess}_{ct} + \gamma X + \delta_f + \delta_{dt} + \epsilon_{fcdt}, \quad (4)$$

其中， $\ln \text{Countries}_{fcpt}$  指位于  $c$  城市的企业  $f$  生产的  $p$  产品出口的目的地市场的数量（取对数）。在这一回归模型中，除了企业固定效应  $\delta_f$ ，我们还加入

了产品 $\times$ 年份层面固定效应 $\delta_{pt}$ ，以控制产品-年份层面相同的相关冲击。 $\ln Products_{fcdt}$ 指位于 $c$ 城市的企业 $f$ 向目的地市场 $d$ 所出口的产品数量(取对数)，除了企业固定效应，在这一回归模型中我们加入了目的地市场 $\times$ 年份层面固定效应 $\delta_{dt}$ ，以控制所有与目的地市场-年份相关的冲击，例如需求冲击等。回归结果汇报在表6中。

表6 机制分析：市场可达性对出口市场与产品数量的影响

被解释变量	lnCountries			lnProducts		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnMarketAccess	0.135*** (0.024)	0.141*** (0.024)	0.146*** (0.025)	-0.011 (0.017)	-0.011 (0.017)	-0.014 (0.017)
lnGDP		-0.015 (0.014)	-0.019 (0.015)		-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)
HHI		-0.012 (0.008)	-0.019** (0.009)		0.030*** (0.010)	0.030** (0.012)
lnTFP			0.023*** (0.003)			0.010*** (0.002)
lnAge			0.016*** (0.003)			0.010*** (0.002)
lnKLR			-0.003** (0.001)			-0.002** (0.001)
SOE			-0.005 (0.010)			0.015*** (0.005)
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Country $\times$ Year FE				是	是	是
HS $\times$ Year FE	是	是	是			
R <sup>2</sup>	0.315	0.315	0.314	0.387	0.387	0.387
N	1 219 611	1 211 212	1 142 057	2 214 403	2 206 422	2 102 211

注：括号内为回归所得系数标准差；所有的回归系数标准差均在城市-年份层面进行聚类(cluster)。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表6前三列汇报了回归模型(3)的估计结果。结果显示，市场可达性的回归系数均在1%水平上显著为正，表明市场可达性的提升显著促进了企业的出口市场的扩张，并且在经济上也较为显著。表6后三列汇报了回归模型(4)的估计结果。结果显示，不论是否加入各类控制变量，市场可达性的回归系数均不显著，且估计系数很小。表6结果表明，市场可达性对企业出口

额的促进效应，主要来源于企业在既有产品上的出口市场扩张，而非产品数量增长。市场可达性的增长，降低企业的国内运输成本，使企业更有能力克服不同出口市场壁垒，促进企业出口市场扩张。

## 五、内生性处理：工具变量法

在基准回归和稳健性检验中，尽管本文尽可能控制了一系列的相关变量，但估计仍可能因内生性问题而偏误。基准回归可能面临遗漏变量问题，这些不可观测变量既可能影响企业的出口行为，又同时对市场可达性产生影响。此外，尽管国家统一规划了高等级公路网，但出口企业所在的经济发达地区的市场可达性可能更大，即还存在反向因果的问题。这些问题的存在可能导致本文的 OLS 估计结果存在偏误。为了处理内生性问题，借鉴刘冲等（2013）的做法，本文使用明代驿路作为工具变量进行两阶段最小二乘回归分析。

为了构建随时间变化的工具变量，并保持工具变量的有效性，在获取各地区驿路信息的基础上，本文构建工具变量如下：

$$IV_{it} = PostRoad_c \times Investment_t,$$

其中， $PostRoad_c$  为表示  $c$  城市在历史上是否曾经有驿路的虚拟变量； $Investment_t$  表示当年全国基础设施建设的总投入（取对数）。

使用这一指标作为本文的工具变量，满足交通基础设施建设研究中对工具变量的选择的一般要求。第一，这一工具变量与市场可达性指标满足相关性。历史上曾有驿路连接的地区，其交通基础设施水平往往更高（刘冲等，2019；Martincus *et al.*，2017）。古代道路基础设施建设技术较低，往往选取有利的地形建造驿路，而现代道路更可能在原有的道路基础之上进行完善。在给定全国基础设施总投入的情况下，有历史驿路联通的地区当代路网可达性也更高。同时，历年全国基础设施的投资越高，市场可达性也越大。第二，该工具变量的构造满足外生性。明代驿路作为数百年前的历史信息、各年全国基础设施建设总投入量作为国家层面宏观变量，相对于企业层面的出口行为是外生的。第三，这一工具变量结合了地区层面的驿路修建的差异和各年总投资的差异，既有区域维度的变化，又有时间维度的变化，不会被本文非常细化的固定效应所吸收。

利用这一指标作为市场可达性的工具变量，就企业各出口行为变量进行两阶段最小二乘回归，所得结果如表7所示。表中前三列是以企业是否出口虚拟变量为被解释变量的估计结果，后三列是以企业出口额为被解释变量的估计结果。每列二阶段估计结果的下方，均汇报了一阶段估计中，工具变量对市场可达性变量的估计系数（为节省篇幅，一阶段中其他控制变量的估计系数没有汇报）。可以发现，市场可达性的工具变量估计系数结果均显著为

正。一阶段估计中,工具变量对市场可达性的估计系数均显著为正,弱 IV 检验中  $F$  值也接近于 10。结果表明,在考虑内生性问题后,本文结论依旧稳健。从系数大小上看,IV 估计中市场可达性变量工具变量估计系数值均大于表 2 基准回归中所得结果,表明简单的 OLS 回归可能低估了交通基础设施引起的国内市场一体化对企业相应出口行为的影响。

表 7 内生性问题处理:工具变量回归结果

二阶段 被解释变量	<i>Exp</i>			<i>lnExport</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnMarketAccess</i>	0.399** (0.157)	0.405*** (0.157)	0.423*** (0.161)	3.048** (1.275)	3.083** (1.270)	3.397** (1.327)
<i>lnGDP</i>		-0.010 (0.015)	-0.012 (0.015)		-0.049 (0.123)	-0.087 (0.130)
<i>HHI</i>		-0.004 (0.008)	0.000 (0.009)		-0.000 (0.066)	0.046 (0.075)
<i>lnTFP</i>			0.008*** (0.001)			0.187*** (0.010)
<i>lnAge</i>			0.009*** (0.002)			0.110*** (0.013)
<i>lnKLR</i>			-0.003*** (0.001)			-0.053*** (0.005)
<i>SOE</i>			0.005** (0.002)			0.054*** (0.020)
一阶段 被解释变量	<i>lnMarketAccess</i>					
<i>PostRoad</i> × <i>Investment</i>	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.004)
KP $F$ Statistics	9.517	9.515	9.114	9.518	9.515	9.115
Controls	是	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1 686 342	1 685 642	1 538 223	1 686 339	1 685 639	1 538 220

注:为节省篇幅,一阶段其他变量的估计结果没有汇报。括号内为回归所得系数标准差;所有的回归系数标准差均在城市-年份层面进行聚类(cluster)。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。



## 六、异质性检验与分析

本部分进一步从两个方面进行异质性检验，深入考察这一影响效应。一方面，基于异质性厂商理论框架，本文考察了具有不同企业生产率的出口企业在国内市场一体化扩张之后的异质性影响；另一方面，本文以初始年份是否具有比较优势进行分类，在行业层面讨论交通基础设施建设引起的国内市场一体化对于具有不同竞争力的行业的异质性影响。

### （一）企业生产率异质性

Melitz (2003) 的经典异质性理论框架表明，高生产率企业具有更强的生产扩张能力，因此面对正向贸易成本冲击时获益更大。类似的，随着国内交通运输成本的下降和市场一体化的完善，高生产率企业进一步扩张生产的能力更强，因此我们预期交通基础设施建设扩张引起的市场可达性增长，对于高生产率企业可能会有更大的促进效应。在基准回归模型中本文已经将企业全要素生产率作为相关变量进行了控制，本文在基准回归模型中引入企业生产率与市场可达性的交叉项进行回归，考察具有不同生产率的企业的异质性影响。

具体结果如表 8 所示。第 (1) — (3) 列是以企业是否出口虚拟变量为被解释变量的回归结果，第 (4) — (6) 列是以企业出口额为被解释变量的回归结果。市场可达性与企业全要素生产率的交叉项系数均为正，且在统计上高度显著，表明市场可达性的增长更为显著地促进了高生产率的企业参与出口市场和增加出口量。这一结果与 Melitz (2003) 异质性企业理论的结论一致，也侧面验证了本文的研究假说。

表 8 企业生产率异质性

被解释变量	<i>Exp</i>			<i>lnExport</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln MarketAccess \times \ln TFP$	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.119*** (0.017)	0.121*** (0.017)	0.100*** (0.017)
$\ln MarketAccess$	0.054*** (0.020)	0.054*** (0.020)	0.053*** (0.019)	0.573*** (0.161)	0.572*** (0.161)	0.564*** (0.156)
$\ln TFP$	-0.143*** (0.034)	-0.146*** (0.034)	-0.107*** (0.033)	-1.872*** (0.290)	-1.895*** (0.290)	-1.536*** (0.285)
$\ln GDP$		-0.011 (0.012)	-0.013 (0.012)		-0.074 (0.107)	-0.098 (0.108)

(续表)

被解释变量	Exp			lnExport		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
HHI		-0.001 (0.006)	0.001 (0.006)		0.033 (0.057)	0.052 (0.057)
lnAge			0.009*** (0.002)			0.105*** (0.013)
lnKLR			-0.003*** (0.001)			-0.053*** (0.005)
SOE			0.007*** (0.002)			0.071*** (0.016)
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.741	0.741	0.745	0.781	0.781	0.785
N	1 583 231	1 582 628	1 521 059	1 583 228	1 582 625	1 521 056

注：括号内为回归所得系数标准差；所有的回归系数标准差均在城市-年份层面进行聚类 (cluster)。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

## (二) 初始 RCA 异质性

比较优势是国际贸易理论的核心概念之一。借鉴 Hanson *et al.* (2016) 对比较优势的定义, 根据初始年份的企业信息加总到城市-行业层面, 计算得到初始年份 1998 年各个城市-行业层面的显性比较优势指标:

$$RCA_{ci} = \frac{output_{ci}/output_c}{output_{Ci}/output_C}$$

其中,  $output_{ci}$  为  $c$  城市的  $i$  行业在初始年份的总产出,  $output_c$  为  $c$  城市初始年份全部工业行业总产出;  $output_{Ci}$  为全国范围内的  $i$  行业在初始年份的总产出,  $output_C$  为全国范围内全部工业行业的总产出。为了使回归系数更好比较, 本文进一步定义一个比较优势二元虚拟变量  $\widehat{RCA}_{ci}$ : 若某城市-行业的初始比较优势值大于该行业的平均值, 即满足  $RCA_{ci} > mean(RCA_i)$ , 则定义  $\widehat{RCA}_{ci} = 1$ , 否则为 0。这里使用 1998 年初始年份计算各个行业在各个城市的比较优势, 可以避免可能存在的反向因果的内生性问题, 从而使估计结果更为可靠。

表 9 汇报了初始 RCA 异质性回归结果。所有回归结果均加入了各类控制变量、相应固定效应和  $\widehat{RCA}_{ci}$  单独项。表中结果显示, 市场可达性与  $\widehat{RCA}_{ci}$  虚拟变量的交乘项系数均为正, 且均在统计上显著。这说明具有初始比较优

势的样本企业，在面临交通基础设施建设提升时的出口概率、出口额的提升，相比不具有比较优势的样本企业而言更大。这是由于具有比较优势的城市-行业内的企业竞争能力更强，进而能够在交通基础设施建设引起的国内市场一体化提升的过程中，在出口市场上取得更大的竞争优势。

表 9 初始 RCA 异质性

被解释变量	<i>Exp=1</i>			<i>lnExport</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln MarketAccess \times \widehat{RCA}_{ci}$	0.007*** (0.003)	0.007*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.132*** (0.025)	0.134*** (0.025)	0.121*** (0.026)
$\ln MarketAccess$	0.055*** (0.020)	0.055*** (0.020)	0.054*** (0.020)	0.557*** (0.163)	0.557*** (0.163)	0.561*** (0.162)
$\widehat{RCA}_{ci}$	-0.126*** (0.048)	-0.131*** (0.047)	-0.106** (0.049)	-2.330*** (0.430)	-2.367*** (0.429)	-2.154*** (0.446)
$\ln GDP$		-0.010 (0.012)	-0.013 (0.012)		-0.043 (0.107)	-0.092 (0.109)
$HHI$		-0.005 (0.006)	-0.000 (0.006)		-0.020 (0.050)	0.031 (0.056)
$\ln TFP$			0.008*** (0.001)			0.186*** (0.010)
$\ln Age$			0.009*** (0.002)			0.107*** (0.013)
$\ln KLR$			-0.003*** (0.001)			-0.053*** (0.005)
$SOE$			0.008*** (0.002)			0.073*** (0.016)
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
$R^2$	0.739	0.739	0.745	0.779	0.779	0.784
$N$	1 666 922	1 666 222	1 521 059	1 666 919	1 666 219	1 521 056

注：括号内为回归所得系数标准差；所有的回归系数标准差均在城市-年份层面进行聚类 (cluster)。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

## 七、结论与政策建议

改革开放四十余年以来,中国出口贸易得到了巨大的提升,成为推动中国经济增长的重要引擎之一。同时,经过近二十多年来高等级公路网的迅速发展,中国目前已经超过美国拥有世界上最大的高速公路网系统,极大地促进了国内市场一体化进程。本文从市场可达性的视角,讨论交通基础设施引起的市场一体化对企业各出口行为的影响效应。利用高度细化的全国交通路网分布图,本文计算了1998—2007年各城市间最短运输时间并构建市场可达性指标,作为对国内市场一体化的度量,对企业出口扩展边际和集约边际的影响开展分析。本文研究发现,国内市场一体化会显著提升企业出口概率和出口额。市场可达性每提高1个百分点,将使企业参与出口的概率上升5.7%,出口额上升0.634%。这一结果在考虑了度量变量的多种检验之后依然稳健。为了处理可能存在的内生性问题,本文使用历史驿路作为工具变量,对以上各个变量进行工具变量回归之后结论均稳健。机制分析表明,市场可达性的提升降低了企业所在行业的临界出口生产率水平,同时出口额的增长主要来源于企业既有产品的出口市场扩张,而非增加新的产品品种。进一步的,本文从企业生产率、行业比较优势两个方面进行异质性检验。结果表明,对于生产率越高、初始具有比较优势的产业,市场可达性扩张的出口促进效应更为显著和巨大,表明国内市场一体化对于具有发展能力和潜力的企业和行业具有更大的促进效果。

本文的研究价值主要体现为两点。第一,本文从广泛的维度上验证了交通基础设施建设带来的国内市场一体化对于企业出口行为的促进作用,并进行了详细的稳健性检验和异质性分析。第二,在政策应用方面,本文的研究发现对中国中长期的经济发展有重要的政策含义。本文研究表明,近二十多年来中国政府大规模实施的交通基础设施建设对企业出口贸易具有显著有效的促进作用。一体化的国内市场对于促进出口具有重要意义,促进国内市场一体化不仅是扩大“内循环”的重要方式,同时能促进中国企业参与全球“外循环”。未来除了修建新的基础设施、推进全国交通路网建设,同时应注重对已有路网的更广泛互联、减少地方保护政策等,从多个维度、以更小的成本促进全国市场的一体化进程。

## 参考文献

- [1] Baum-Snow, N., L. Brandt, V. Henderson, M. Turner, and Q. Zhang, “Highways, Market Access, and Urban Growth in China”, *Working Paper*, 2016.
- [2] Bernard, A. B., S. J. Redding, and P. K. Schott, “Comparative Advantage and Heterogeneous

- Firms”, *Review of Economic Studies*, 2007, 74, 31-66.
- [3] Bernard, A. B., S. J. Redding, and P. K. Schott, “Multiproduct Firms and Trade Liberalization”, *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126, 1271-1318.
- [4] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97, 339-351.
- [5] Cosar, A. K., and B. Demir, “Domestic Road Infrastructure and International Trade: Evidence from Turkey”, *Journal of Development Economics*, 2016, 118, 232-244.
- [6] Donaldson, D., “The Gains from Market Integration”, *Annual Review of Economics*, 2015, 7, 619-647.
- [7] Donaldson, D., “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure”, *American Economic Review*, 2018, 108, 899-934.
- [8] Donaldson, D., and R. Hornbeck, “Railroads and American Economic Growth: A ‘Market Access’ Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131, 799-858.
- [9] Eaton, J., and S. Kortum, “Technology, Geography, and Trade”, *Econometrica*, 2002, 70, 1741-1779.
- [10] Eaton, J., S. Kortum, and F. Kramarz, “An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms”, *Econometrica*, 2011, 79, 1453-1498.
- [11] Faber, B., “Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System”, *Review of Economic Studies*, 2014, 81, 1046-1070.
- [12] [德] 弗里德里希·李斯特, 《政治经济学的国民体系》, 陈万煦译。北京: 商务印书馆, 2017年。
- [13] Hanson, G. H., N. Lind, and M. Muendler, “The Dynamics of Comparative Advantage”, *Working Paper*, 2016.
- [14] 黄玖立、李坤望, “出口开放、地区市场规模和经济增长”, 《经济研究》, 2006年第6期, 第27—38页。
- [15] 黄玖立、徐旻涛, “境内运输成本与中国的地区出口模式”, 《世界经济》, 2012年第1期, 第58—77页。
- [16] Hummels, D., and G. Schaur, “Time as a Trade Barrier”, *American Economic Review*, 2013, 103, 2935-2959.
- [17] Liu, D., L. Sheng, and M. Yu, “Highways and Firms’ Exports: Evidence from China”, *Working Paper*, 2017.
- [18] 刘冲、刘晨冉、孙腾, “交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于‘国道主干线系统’自然实验的证据”, 《管理世界》, 2019年第7期, 第78—88+203页。
- [19] 刘冲、吴群锋、刘青, “交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角”, 《经济研究》, 2020年第7期, 第140—158页。
- [20] 刘冲、周黎安、徐立新, “高速公路可达性对城乡居民收入差距的影响: 来自中国县级水平的证据”, 《经济研究》, 2013年增1期, 第53—64页。
- [21] 刘生龙、胡鞍钢, “交通基础设施与中国区域经济一体化”, 《经济研究》, 2011年第3期, 第72—82页。
- [22] 陆铭、陈钊, 《中国区域经济发展中的市场整合与工业集聚》。上海: 上海三联书店、上海人民出版社, 2006年。
- [23] Martincus, C. V., J. Carballo, and A. Cusolito, “Roads, Exports and Employment: Evidence from a Developing Country”, *Journal of Development Economics*, 2017, 125, 21-39.
- [24] Mayer, T., M. J. Melitz, and G. I. P. Ottaviano, “Market Size, Competition, and the Product

- Mix of Exporters”, *American Economic Review*, 2014, 104 (2), 495-536.
- [25] Melitz, M., “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71, 1695-1725.
- [26] Olley, S., and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 1996, 64, 1263-1297.
- [27] 盛丹、包群、王永进, “基础设施对中国企业出口行为的影响: ‘集约边际’ 还是 ‘扩展边际’”, 《世界经济》, 2011 年第 1 期, 第 17—36 页。
- [28] 杨汝岱、李艳, “区位地理与企业出口产品价格差异研究”, 《管理世界》, 2013 年第 7 期, 第 21—30 页。

## Domestic Market Integration and Firm Export Behavior —A Research Based on Market Access Approach

QUNFENG WU CHONG LIU

(*Peking University*)

QING LIU\*

(*Renmin University of China*)

**Abstract** In this paper we build a market access indicator to study the effect of domestic market integration induced by transportation infrastructure on firms’ export behavior. We find that the increase of market access significantly promotes firms’ export probability and export volume. This effect mainly comes from the reduction of the productivity cutoff of exporting firms, and the increase of export volume of incumbent products rather than new products. Further heterogeneous exercises show that for firms with higher productivity, industries with comparative advantage, the promotion effect of the increase of market access on firms’ export is stronger.

**Keywords** market integration, firm export, transportation infrastructure

**JEL Classification** F15, O12, R41

---

\* Corresponding Author: Qing Liu, National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing, 100872, China; Tel: 86-10-82507207; E-mail: qliu1997@gmail.com.