

# 高铁开通、经济集聚与中国制造业企业出口二元边际

郭娟娟<sup>1</sup>，杨俊<sup>2</sup>

(1. 上海社会科学院世界经济研究所，上海 200020；

2. 南开大学经济学院，天津 300071)

**摘要：**本文基于 Heckman 模型，采用 2000—2013 年中国工业企业数据库、地区经济数据和高铁开通信息，运用倍差法实证检验了高铁开通对中国制造业企业出口二元边际的影响。研究发现，高铁开通对中国制造业企业出口决策和出口规模均具有显著的促进作用；高铁开通对私营企业、生产率水平高的企业、技术密集型企业及沿海地区企业出口概率和出口规模的促进作用较为明显，且在 2009—2013 年高铁开通对企业出口的推动作用更大；高铁开通对经济集聚具有显著的促进作用，可以通过促使经济集聚推动企业出口概率和出口规模增加。

**关键词：**高铁开通；经济集聚；出口二元边际

[中图分类号] F125；F272 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)03-0001-18

## 引言

中国高铁建设的成就举世瞩目，截至 2019 年年底，中国铁路营业的里程数已经达到了 13.9 万公里，相比 2018 年增长了 6.1%。高铁正进入广泛应用云计算、大数据、互联网、人工智能等新技术，实现高铁移动设备、基础设施，以及内外部环境之间信息全面感知、广泛互联、融合处理、主动学习和科学决策的智能发展新阶段。随之，越来越多的国内外学者开始聚焦于高铁发展的经济效益。现有研究大多关注高铁开通对风险投资、人口迁移、就业水平、全要素生产率等方面的影响(龙玉等，2017；董艳梅和朱英明，2016；刘勇政和李岩，2017；Albalade 和 Tomer，2012)，鲜有文献从微观层面考察高铁开通对企业出口行为的影响。因此，

[投稿日期] 2021-04-21

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“中国制造业外迁动因、影响及对策研究”(21BJL114)，南开大学中央高校基本科研业务费项目“中国对‘一带一路’沿线国家对外直接投资绩效研究”(63182002)

[作者简介] 郭娟娟(1991—)，女，上海人，上海社会科学院世界经济研究所助理研究员，研究方向：跨国并购与国际直接投资；杨俊(1990—)，女，山东烟台人，南开大学经济学院博士研究生，研究方向：国际贸易

探究高铁开通对微观企业出口行为的影响具有重要的意义,对进一步推进区域协调发展、提升城市圈竞争力、加快制造业转型升级也具有极其重要的作用。

随着以 Melitz (2003) 为代表的新新贸易理论的兴起以及微观数据越来越具有可获得性,近年来从微观层面探讨影响企业出口参与方面的研究也逐渐丰富起来。大部分文献认同生产率水平是企业决定出口的关键因素,但对于中国而言,推动企业参与出口活动的因素不仅仅是生产率,还有其他因素,比如企业面临的融资约束(张杰等,2013)、出口固定成本(邱斌和闫志俊,2015)、政府补贴(苏振东等,2012)以及基础设施(盛丹等,2011)等。而高铁作为新型交通基础设施,是中国当前重要的客运交通工具,在高技能劳动力和企业之间发挥着桥梁作用,其带来的人力资本流动可以为企业的转型升级提供动力基础(吉赞和杨青,2020)。并且,高铁开通丰富了地区间的经济联系和信息交换,通过增强原边缘地区的高端要素可得性,提升边缘地区创新激励,对沿线城市产生创新“溢出效应”(诸竹君等,2019)。另外,高铁可以通过经济集聚增强中心城市的创新基础,使经济要素由高铁沿线城市向中心城市转移。随着区域经济活动的集聚,潜在出口企业和已经有出口经验的企业能够借助信息共享以及示范效应节省其出口成本,促使其出口积极性进一步提高。而且随着特定地区或者行业中出口企业数量和规模的扩张,会进一步带来更为显著的出口外溢效应(Greenaway 和 Kneller, 2007; Kneller 和 Pisu, 2007)。因此,在中国不断提倡加大改革开放力度的背景下,定量评估高铁开通对沿线企业出口二元边际的影响及其作用机理,具有重要的理论价值和政策意义。

本文有以下几个方面的边际贡献:(1)研究视角方面:已有文献较多从宏观层面考察交通基础设施的经济效应,从微观视角探索企业行为受交通基础设施尤其是受高铁开通影响的文献较少。本文考察了高铁开通对沿线城市企业出口二元边际的影响及作用机理,丰富了交通基础设施对经济发展领域的相关研究。(2)研究方法方面:考虑到样本中存在非出口企业,本文选取 Heckman 模型,并采用双重差分法检验高铁开通产生的效应,可以克服传统研究中可能存在的内生性问题和样本选择性偏差问题,使得研究结论更为准确、可信。(3)研究内容方面:本文从第三产业集聚、经济密度、就业密度和市场潜能四个方面衡量经济集聚,重点考察高铁开通通过经济集聚渠道对企业出口二元边际的影响,不仅丰富了高铁开通对企业出口二元边际影响的内在机理,而且对调整地区基础设施建设战略,增加高铁的区域福利具有重要的政策启示作用。

## 一、理论分析

本文首先综述与主题相关的文献,然后总结高铁开通影响企业出口二元边际的作用机制,并提出有待检验的假设。

### (一) 高铁开通的经济效应

近几年来,高速铁路开通已经成为交通基础设施建设史上的标志性事件,越来越多的国内外学者开始关注其对经济增长的影响。高铁开通可以通过降低运输成本提

高空间可达性,丰富地区间经济联系和信息交换,实现创新要素自由流动,进而形成创新跨区域溢出(Krugman, 1991; Shaw等, 2014)。但Li和Xu(2018)却发现日本新干线加剧了服务业向中心地区的集聚程度,导致了经济的极化效应。另外,张克中和陶东杰(2016)研究发现,高铁开通可以优化资源要素的配置,通过资源要素重组效应推动行业整体创新能力的提升。Donaldson和Hornbeck(2016)同样发现,高铁开通能够通过市场规模效应促进高铁开通城市的企业进行技术创新。

## (二) 交通基础设施对经济集聚的影响

新经济地理学理论认为,在规模收益递增的情况下,经济集聚能够促进经济增长(Duranton和Turner, 2012)。在不完全竞争条件下,经济集聚形成地理上的“中心—外围”经济分布模式。区域经济活动依据市场范围、交通费用及劳动力迁移发生从外围向中心集聚或从中心向外围扩散现象(Krugman, 1980)。其中,交通基础设施的改善会降低交通费用,拉近“中心”和“外围”的空间距离,为经济要素在区域间流动提供便利的通道,进而影响区域间经济活动的集聚或扩散。Faber(2014)发现高速公路建设促使周边县城市市场向区域中心城市集聚,进而抑制了边缘县经济的增长。Qin(2014)同样发现铁路提速增强了铁路节点城市对沿途中小县城的经济集聚。另一类文献则认为交通基础设施促使区域经济由中心向外围扩散。BaumSnow和Turner(2012)研究指出,中国城市周边、城市间的高速公路和铁路交通的改善会导致“次郊区化”,经济活动会沿着城市周边的交通支线和环线向外扩散,而接入高速公路的县可获得大城市经济增长的正向溢出效应。

## (三) 经济集聚对企业绩效的影响

关于经济集聚对企业绩效的影响,主要有两种观点:(1) Melo等(2009)、Combes等(2010)研究发现,在经济集聚的过程中,集聚区通过企业间的分工与合作、企业共享供应商和良好的匹配机制以及通过知识溢出促进信息和经验的学习,实现知识的累积和创新等途径,使得集聚中心区的企业具有更高的生产率。(2)部分学者认为经济集聚有可能带来拥挤效应,如Brakman等(2001)、Combes等(2010)研究发现,经济集聚会导致通勤成本、居住与生活成本、土地及劳动等要素成本上升,进而抑制企业生产效率提升。此外,关于经济集聚与企业出口关系的研究结论亦见仁见智。Greenaway和Kneller(2007)、Kneller和Pisu(2007)认为,企业是否出口以及出口规模的大小受经济集聚的影响,并且随着特定区域中出口企业数量和规模的扩张,会产生更为显著的出口外溢效应。佟家栋和刘竹青(2014)发现产业集聚对民营企业出口参与具有显著的推动作用,而对国有企业的影响不明显。杨汝岱和朱诗娥(2018)也指出,城市集聚和城市—行业集聚均对出口具有促进作用,且城市集聚更能降低企业出口的生产率阈值要求,使较低生产率的企业同样有能力进行出口。

## (四) 高铁开通、经济集聚与企业出口二元边际的理论分析

在上述研究的基础上,本部分将探讨高铁开通对中国制造业企业出口二元边际的影响及其作用机制两个问题。高铁开通作为重要的基础设施建设,对企业出口

的影响不可忽视。高铁开通能够降低地区之间的交易成本,提高市场的可达性,促使人流、物流、信息流、资金流等资源流动更加便捷。一方面,资源的自由流动可以形成创新跨区域溢出效应(Krugman, 1991),促使原边缘地区获得高端人力资本、物质资本等创新要素的概率提升,继而带动企业生产率水平提高,增加企业出口概率并扩大企业出口规模。另一方面,高铁开通可以推动资源要素在地区之间自由流动,产生资源优化效应,进而促使企业技术水平提高,出口意愿和规模随之增加。然而仅定量分析高铁开通对企业出口二元边际的影响,似乎并未触及经济运行中高铁开通对企业出口二元边际提升的深层逻辑。经典理论研究认为,资源禀赋优势、运输成本优势、知识外溢性等可以促使企业在空间进行集聚,继而产生不同的经济活动,这就是所谓的经济集聚效应。作为一种新型的交通基础设施,高铁的开通有利于城市可达性、城市市场潜力以及城市生产力水平的提高,进而对城市经济集聚程度产生一定的影响(李红昌等, 2016)。而在经济集聚的过程中,集聚区通过企业间的分工与合作、企业共享供应商、密集的劳动力市场和良好的匹配机制以及通过知识溢出促进信息和经验的学习,实现知识的累积和创新等途径,使得集聚中心区的企业具有更高的生产率(Melo等, 2009; Combes等, 2010)。而企业生产率水平越高,越有能力克服进入国际市场所面临的成本和风险,即高铁开通带来的经济集聚效应有利于提高当地企业出口的概率。集聚有利于企业成长,已经在很大程度上得到了学者的认可。并且,随着区域经济活动的不断集中,潜在出口企业和已出口企业能够借助信息共享以及示范效应节省其出口成本(出口市场进入成本、出口经营成本等),继而提高其出口市场参与度和出口规模。而且随着特定地区或者行业中出口企业数量和规模的扩张,会带来更为显著的出口外溢效应(Greenaway和Kneller, 2007; Kneller和Pisu, 2007),进一步带动新企业出口概率的提升及原出口企业出口规模的增加。但是,高铁开通带来的经济集聚也会产生拥挤效应,导致通勤成本增加、居住与生活成本提高、土地及劳动等要素成本上升,对企业出口倾向及出口规模具有不利的影响(Combes等, 2010; Brakman等, 2001)。基于以上分析,本文提出以下假说:

假说1 高铁开通在整体上有利于企业出口概率的提高和出口规模的增加。

假说2 高铁开通可以产生经济集聚效应,但通过经济集聚对企业出口二元边际带来的影响具有不确定性,有待实证检验。

## 二、模型设定、指标说明与数据来源

### (一) 模型设定

考虑到样本中有非出口企业,如果采用普通最小二乘法(Ordinary Least Square, OLS)直接对出口企业进行回归,会产生样本选择性偏差问题。同时,为了有效识别高铁通车之后沿线城市企业出口行为及出口额的变化。为此,本文在选取Heckman模型的基础上,采用双重差分法检验高铁开通的效果(吉赞和杨青, 2020),以期同时克服传统研究中可能存在的内生性和样本选择性偏差问题。

本文的 Heckman 模型分两阶段：第一阶段是企业出口决策模型；第二阶段为修正的企业出口规模模型。采用 Heckman 模型能够有效识别高铁开通的作用是通过影响企业出口决策（扩展边际），还是影响企业出口规模（集约边际）来实现。本文将模型设定如下：

$$P\{expdum_{ijt} = 1\} = \alpha_0 treat_i \times post_t + \sum_{m=1}^M \alpha_1 F_{ijt} + \sum_{n=1}^N \alpha_2 Z_{jt} + \alpha_3 D_{dt} + \alpha_4 lexpum_{ijt} + \gamma_d + \delta_p + \eta_t + \mu_{ijt} \quad (1)$$

$$\ln EXP_{ijt} = \beta_0 treat_i \times post_t + \sum_{m=1}^M \beta_1 F_{ijt} + \sum_{n=1}^N \beta_2 Z_{jt} + \beta_3 D_{dt} + \gamma_d + \delta_p + \eta_t + \nu_{ijt} \quad (2)$$

式（1）和式（2）分别为企业出口决策模型和企业出口规模模型，其中  $i$ 、 $j$ 、 $d$  和  $t$  分别表示企业、地级市、行业和时间。本文的关键解释变量是“是否开通高铁”（ $treat$ ）和“开通高铁前后”（ $post$ ）的交互项，用来考察高铁开通对中国制造业企业出口决策及出口规模的影响。 $expdum$  和  $EXP$  分别表示企业是否出口以及出口的规模，若企业选择出口，则  $expdum = 1$ ，否则  $expdum = 0$ ； $EXP$  采用以 1998 年为基期的 CPI 平减之后的出口交货值来表示。 $F_{ijt}$  表示可能影响企业是否进行出口以及出口规模的企业特征变量。 $Z_{jt}$  表示城市特征变量，主要用以控制影响城市高铁开通的特征因素以尽量确保高铁开通的外生性。 $D_{dt}$  为行业控制变量。 $\gamma_d$ 、 $\delta_p$  和  $\eta_t$  分别表示行业、地区和年份固定效应。

## （二）指标说明

### 1. 核心解释变量： $treat_i \times post_t$

本文的关键解释变量是“是否开通高铁”（ $treat$ ）和“开通高铁前后”（ $post$ ）的交互项，其中， $treat$  用以识别 2000—2013 年所在城市开通高铁的企业，并将该部分企业设定为处理组企业，否则为对照组企业；若样本年份在高铁开通年份之后，则  $post = 1$ ，否则  $post = 0$ 。

### 2. 企业层面的变量（ $\sum_{k=1}^n F_{ijt}$ ）

$F_{ijt}$  为控制变量，具体包括：企业全要素生产率（ $\ln tfp$ ），本文借鉴 Brandt 等（2012）的做法，采用 LP 方法测度；企业规模（ $\ln scale$ ），采用企业年均从业人数取对数值表示（郭娟娟等，2020）；企业年龄（ $\ln age$ 、 $\ln agesq$ ），用企业当年年份减去企业开业年份差加 1 的对数值衡量；企业资本密集度（ $\ln kl$ ），用资本存量占从业人数的比重取对数值衡量；企业所有制形式（ $soe$ 、 $foreign$ ），若企业为国有企业，则  $soe = 1$ ，反之则  $soe = 0$ ；若企业为外资企业，则  $foreign = 1$ ，反之则  $foreign = 0$ 。

### 3. 城市层面的变量（ $\sum_{m=1}^n Z_{jt}$ ）

$Z_{jt}$  主要包括  $\ln GDP$ ，采用以 1998 年为基期的 CPI 进行平减并取对数表示；城市平均工资水平（ $\ln citywage$ ），为 2000—2013 年各地级市应付总工资与职工人数之比的对数值，其中应付总工资为经过以 1998 年为基期的 CPI 平减的真实值；

$emprate$  为城市失业率水平；为了控制中国加入世贸组织的影响，本文进一步构建  $wto$  指标，若年份在 2001 年之后，则  $wto$  取值为“1”，否则  $wto$  取值为“0”。

#### 4. 行业层面的变量 ( $D_{dt}$ )

控制变量  $D_{dt}$  主要是行业竞争程度 ( $hhi$ )，计算方法为：

$$\ln hhi_{jt} = \ln \sum_{i \in \Delta_j} (sale_{ijt} / sale_{jt})^2 = \ln \sum_{i \in \Delta_j} S_{ijt}^2 \quad (3)$$

式 (3) 中， $sale_{ijt}$  为企业  $i$  在  $t$  年的销售额， $sale_{jt}$  表示行业  $j$  在  $t$  年的总销售额， $sale_{ijt} / sale_{jt}$  表示企业  $i$  在  $t$  年的行业市场占有率。该指标与市场竞争程度成反比，与市场垄断程度成正比。

#### (三) 数据来源

本文主要涉及中国制造业企业出口数据、财务数据、地区经济数据和高铁开通信息。其中，出口数据、财务数据来自中国工业企业数据库；地区经济数据来自历年《中国城市统计年鉴》；高铁开通信息从百度、中国铁道部官网以及历年《中国铁道年鉴》获取<sup>①</sup>。

### 三、实证分析

#### (一) 基准回归

在实证检验之前，本文首先进行平行趋势检验，表 1 第 (1) 列和第 (2) 列显示，无论被解释变量是“企业是否出口”还是“企业出口规模”，交互项  $treat \times year_{2000}$ 、 $treat \times year_{2001}$  和  $treat \times year_{2002}$  的估计系数均不显著，验证了本文所选取的处理组和对照组满足平行趋势检验这一结论。

表 1 第 (3) 列至第 (6) 列汇报了高铁开通对中国制造业企业出口二元边际影响的基准回归检验结果。其中，第 (3) 列和第 (4) 列采用 OLS 估计方法回归，发现在控制时间和企业固定效应后，交叉项  $treat \times post$  的估计系数分别为 0.013 0 和 0.171 4，且至少在 5% 的置信水平上显著，表明高铁开通对其沿线城市企业出口的可能性和出口规模具有显著促进作用。进一步地，为了缓解样本选择性偏差问题，第 (5) 列和第 (6) 列选择 Heckman 模型并运用倍差法进行实证回归，发现 Wald 检验的卡方值均在 1% 的显著性水平上拒绝了  $\rho = 0$  的原假设，表明出口决策模型和出口规模模型显著相关，而 Heckman 模型能够对样本选择性偏差进行有效处理，适用于估计企业出口行为。具体来看，控制时间、行业和地区固定效应后，第 (5) 列结果显示，交叉项 ( $treat \times post$ ) 的估计系数为 0.050 5，通过了 1% 显著性水平上的检验，表明高铁开通提高了企业选择出口的可能性；第 (6) 列结果表明，倍差法估计量  $treat \times post$  的估计系数为 0.120 4，亦通过了 1% 显著性水平

<sup>①</sup>篇幅所限，实证模型所用变量的统计性描述表格备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。

表1 平行趋势检验与基准回归

变量	平行趋势检验		OLS 回归		Heckman 检验	
	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i> × <i>year</i> <sub>2000</sub>	-0.004 6 (0.004 3)	-0.071 6 (0.047 1)	—	—	—	—
<i>treat</i> × <i>year</i> <sub>2001</sub>	-0.004 3 (0.003 9)	-0.057 2 (0.041 7)	—	—	—	—
<i>treat</i> × <i>year</i> <sub>2002</sub>	-0.003 9 (0.003 7)	-0.043 3 (0.039 1)	—	—	—	—
<i>treat</i> × <i>post</i>	—	—	0.013 0** (0.005 9)	0.171 4*** (0.061 8)	0.050 5*** (0.014 7)	0.120 4*** (0.016 6)
<i>ln<sub>tfp</sub></i>	0.002 4*** (0.000 5)	0.046 9*** (0.007 0)	0.005 5*** (0.000 7)	0.088 5*** (0.010 9)	0.010 1*** (0.003 7)	0.346 2*** (0.003 8)
<i>ln<sub>age</sub></i>	0.012 7*** (0.003 5)	0.140 4*** (0.032 4)	0.024 7*** (0.003 0)	0.203 0*** (0.031 8)	-0.049 1** (0.024 4)	0.438 6*** (0.029 7)
<i>ln<sub>agesq</sub></i>	-0.003 3*** (0.000 8)	-0.035 9*** (0.007 8)	-0.004 7*** (0.000 7)	-0.036 7*** (0.007 2)	-0.001 1 (0.005 4)	-0.133 5*** (0.006 4)
<i>ln<sub>scale</sub></i>	0.010 4*** (0.001 8)	0.171 0*** (0.023 5)	0.025 8*** (0.002 6)	0.289 8*** (0.030 7)	0.227 9*** (0.004 0)	0.635 4*** (0.003 7)
<i>ln<sub>kl</sub></i>	0.005 3*** (0.001 1)	0.072 3*** (0.012 0)	0.009 7*** (0.001 3)	0.101 6*** (0.014 5)	0.025 7*** (0.002 9)	0.175 6*** (0.002 9)
<i>ln<sub>hhi</sub></i>	-0.000 4 (0.000 9)	-0.002 4 (0.007 1)	-0.001 5*** (0.000 6)	-0.017 8*** (0.006 0)	-0.262 1*** (0.025 2)	-0.441 2*** (0.032 7)
<i>foreign</i>	0.003 1 (0.003 3)	0.018 4 (0.029 4)	-0.001 9 (0.002 5)	-0.004 4 (0.024 0)	0.491 2*** (0.008 0)	0.458 4*** (0.008 2)
<i>soe</i>	0.010 9 (0.008 3)	0.126 6* (0.074 8)	0.042 0*** (0.003 5)	0.401 9*** (0.036 0)	-0.003 1 (0.003 8)	-0.061 6*** (0.003 8)
<i>lnGDP</i>	-0.002 5 (0.003 2)	-0.007 5 (0.035 0)	-0.026 6** (0.012 6)	-0.277 6** (0.121 9)	-0.016 7** (0.007 4)	-0.026 1*** (0.007 5)
<i>ln<sub>citywage</sub></i>	0.029 9** (0.013 3)	0.364 7** (0.160 8)	-0.010 3 (0.011 4)	-0.246 0 (0.152 6)	0.189 7*** (0.023 3)	0.260 5*** (0.022 8)
<i>emprate</i>	-0.000 1 (0.000 2)	-0.001 3 (0.002 1)	-0.000 1 (0.000 2)	-0.000 5 (0.002 6)	-0.002 9*** (0.001 0)	0.002 0* (0.001 0)
<i>wto</i>	-0.004 5 (0.003 7)	-0.055 6 (0.043 5)	0.107 4*** (0.036 6)	1.541 6*** (0.412 0)	-0.3346 3*** (0.035 5)	0.013 6 (0.032 6)
<i>lexpdum</i>	—	—	—	—	3.990 4*** (0.008 1)	—
<i>inverseMills</i>	—	—	—	—	-0.612 4*** (0.007 1)	—
Wald	—	—	—	—	95 974.37	—
Adj-R <sup>2</sup>	0.958 5	0.965 3	0.890 2	0.877 2	—	—
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	否	否	是	是
地区固定效应	否	否	否	否	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	否	否
样本量	334 690	334 690	1 957 602	1 957 602	1 360 342	1 134 323

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

上的检验,表明高铁开通有利于企业出口规模的增加。综上所述,可以得出高铁开通对企业出口二元边际具有显著的促进作用,对假说1的合理性进行了验证。可能的原因是:高铁开通后,其沿线具有交通区位优势的城市会吸引更多的劳动、资金和信息等资源;而随着区域经济活动的集聚,潜在出口企业和已出口企业能够借助信息共享以及示范效应节省其出口成本,继而提高其出口意愿和出口规模。并且随着区域中出口企业数量和规模的扩张,会进一步带来显著的出口外溢效应,进而提高非出口企业的出口概率,并推动出口企业出口规模的增加。

## (二) 稳健性检验<sup>①</sup>

为了验证基准回归检验结果的准确性和合理性,本文进行以下几个方面的稳健性检验,相应实证结果汇报于表2和表3。

表2第(1)列和第(2)列采用倾向得分匹配的Heckman倍差法进行实证回归。在回归之前先进行匹配变量的平衡性检验,发现在匹配后,各匹配变量的标准偏差的绝对值均不到1%,认为匹配效果较好<sup>②</sup>。第(1)列和第(2)列报告了对基于1:1最近邻匹配所得样本进行回归的估计结果。第(1)列显示,倍差法估计量 $treat \times post$ 的估计系数显著为正;在第(2)列中,倍差法估计量 $treat \times post$ 的估计系数亦在10%的置信水平上显著为正,表明高铁开通确实有利于促使中国制造业企业出口概率和出口规模的增加。

表2 改变实证方法、剔除金融危机及异常值影响的稳健性检验

项目	倾向得分匹配分析		剔除金融危机的影响		双边缩尾	
	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.146 4*** (0.022 8)	0.061 2* (0.032 3)	0.051 6*** (0.015 2)	0.116 0*** (0.016 9)	0.050 5*** (0.014 7)	0.099 9*** (0.016 1)
<i>leexpdum</i>	3.936 0*** (0.018 5)	—	4.047 9*** (0.008 7)	—	3.990 4*** (0.008 1)	—
<i>inverseMills</i>	-0.608 6*** (0.016 5)	—	-0.611 4*** (0.007 4)	—	-0.619 7*** (0.006 8)	—
Wald	12 064.70	—	89 727.67	—	79 640.88	—
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	372 650	343 328	1 189 210	977 541	1 360 342	1 134 323

表2的第(3)列和第(4)列为剔除金融危机影响的结果,即剔除了2008年数据,对基准模型重新进行回归。发现交叉项 $treat \times post$ 对企业是否出口的影响系

<sup>①</sup>篇幅所限,除基准回归检验外,其他表格不再汇报控制变量的估计结果;且除非特殊说明,固定效应均控制时间固定效应、行业固定效应和地区固定效应。

<sup>②</sup>结果备索。



数为0.0516,且通过了1%显著性水平上的检验;对企业出口规模的影响亦显著为正,再次验证了基准检验结果的稳健性。

为了排除异常值对实证结果的干扰,本文进一步对被解释变量出口额进行双边缩尾,结果如表2第(5)列和第(6)列所示。发现倍差估计量  $treat \times post$  对企业是否出口以及出口规模的影响系数分别为0.0505和0.0999,且两者均在1%的置信水平上显著,说明高铁开通对出口二元边际确实具有促进作用,与基准检验结果一致。

中国高铁项目始于2003年的秦沈客运专线,2004年通过了《中国铁路中长期发展规划》,并在2008年进行了调整,自此高铁项目发展势头加快。为此,本文分别对2003—2013年和2008—2013年的数据进行回归,结果见表3的第(1)列至第(4)列。发现倍差估计量  $treat \times post$  在两样本中的估计系数均为正,且均通过了1%显著性水平上的检验,与基准回归检验结果相一致。

2010年之后,本文在测度企业全要素生产率时,对相关原始指标进行了补充,可能与实际数值存在一定的偏差,为了缓解这种偏差导致的实证结论的不确定性,本文采用企业劳动生产率对模型(1)和模型(2)重新进行回归,回归结果汇报于第(5)列和第(6)列。发现交叉项  $treat \times post$  的估计系数在出口决策和出口规模模型中分别为0.0540和0.1373,且均在1%的统计性水平上显著,表明高铁开通确实有利于企业出口概率和出口规模的增加。

第(7)列和第(8)列为采用出口交货值占工业总产值比重取对数作为被解释变量的实证结果,发现倍差法估计量  $treat \times post$  的估计系数大小及显著性未发生实质性变化,再次验证了高铁开通对企业出口二元边际具有显著促进作用的结论。

表3 改变实证样本、替换主要变量的稳健性检验

项目	2003—2013年		2008—2013年		替换 $\tau p$		出口占比总产值	
	$expdum$	$\ln EXP$	$expdum$	$\ln EXP$	$expdum$	$\ln EXP$	$expdum$	$\ln EXP$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$treat \times post$	0.0509*** (0.0147)	0.1250*** (0.0166)	0.0766*** (0.0170)	0.1786*** (0.0202)	0.0540*** (0.0146)	0.1373*** (0.0162)	0.0505*** (0.0147)	0.1553*** (0.0163)
$lexpdum$	3.9884*** (0.0084)	—	3.9237*** (0.0146)	—	3.9909*** (0.0081)	—	3.9904*** (0.0081)	—
$inverseMills$	-0.6086*** (0.0073)	—	-0.5683*** (0.4482)	—	-0.6083*** (0.0069)	—	-0.6080*** (0.0070)	—
Wald	91039.69	—	23033.85	—	112449.55	—	44194.58	—
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1288440	1075162	537738	474110	1360342	1134323	1360342	1134323

(三) 异质性讨论

高铁开通对不同企业类型出口二元边际的影响可能存在显著差异，本文从微观层面和宏观层面两个角度就高铁开通对中国制造业企业出口决策和出口规模的影响进行差异化分析，借鉴 Wright (1976) 的思路，构建如下异质性分析模型：

$$P\{expdum_{ijt} = 1\} = \theta_0 + \sum_{k \in K} \theta_1 treat_i \times post_t \times H_k + \sum_{k \in K-1} \theta_2 H_k + \sum_{m=1}^M \theta_3 F_{ijt} + \sum_{n=1}^N \theta_4 Z_{jt} + \theta_5 D_{dt} + \theta_6 lexpum_{ijt} + \gamma_d + \delta_p + \eta_t + \mu_{ijt} \quad (4)$$

$$\ln EXP_{ijt} = \chi_0 + \sum_{k \in K} \chi_1 treat_i \times post_t \times H_k + \sum_{k \in K-1} \chi_2 H_k + \sum_{m=1}^M \chi_3 F_{ijt} + \sum_{n=1}^N \chi_4 Z_{jt} + \chi_5 D_{dt} + \gamma_d + \delta_p + \eta_t + \nu_{ijt} \quad (5)$$

式 (4) 和式 (5) 中， $H_k$  表示异质性样本虚拟变量，主要包括企业所有制类型、企业生产率水平、区域类型、行业类别、时间段等二值变量。 $K$  为分组总数， $\theta_1$  和  $\chi_1$  为本文关注的系数，其余变量与基准模型含义相同，相应实证结果见表 4 和表 5。

1. 微观层面异质性讨论

表 4 第 (1) 列和第 (2) 列汇报了高铁开通对国有企业、外资企业和民营企业出口二元边际的影响。在第 (1) 列中，国有企业 ( $treat \times post \times soe$ ) 的估计系数不显著为正。而外资企业 ( $treat \times post \times foreign$ ) 和私营企业 ( $treat \times post \times private$ ) 的

表 4 微观层面的异质性讨论

项目	区分企业所有制		区分企业生产率	
	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat × post × soe</i>	0.042 3 (0.096 5)	0.306 5 ** (0.147 3)	—	—
<i>treat × post × foreign</i>	0.093 5 *** (0.019 5)	0.069 4 *** (0.017 5)	—	—
<i>treat × post × private</i>	0.042 5 ** (0.017 1)	0.149 1 *** (0.021 7)	—	—
<i>treat × post × htfp</i>	—	—	0.036 7 ** (0.016 0)	0.135 4 *** (0.017 7)
<i>treat × post × ltfp</i>	—	—	0.086 1 *** (0.021 5)	-0.037 7 (0.024 9)
<i>lexpdum</i>	3.992 1 *** (0.008 2)	—	3.990 3 *** (0.008 1)	—
<i>inverseMills</i>	-0.612 4 *** (0.007 1)	—	-0.611 6 *** (0.181 9)	—
Wald	95 603.96	—	89 946.17	—
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	1 360 342	1 134 323	1 360 342	1 134 323

估计系数至少在5%的统计性水平上显著,说明相比国有企业,高铁开通更有利于私营企业和外资企业进行出口。在第(2)列中,国有企业( $treat \times post \times soe$ )的估计系数通过了5%的显著性水平,外资企业和私营企业的估计系数均在1%的统计性水平上显著,且私营企业估计系数值更大。即高铁开通更有利于私营企业出口规模增加,其次是外资企业,高铁开通对国有企业的影响比较有限。其可能的原因在于:私营企业本身具有较高的生产率和人力资本水平,高铁开通促使沿线城市内的私营企业可以更多地吸收高技能劳动力,进而带动其生产率水平提高,有利于企业出口。而对于外资企业而言,其多为加工贸易类型企业,高铁开通带来的经济集聚效应可以减少其生产成本,进而促进了企业出口。

根据新新贸易理论,企业生产率水平是决定其是否出口的重要因素之一。为了考察高铁开通对不同生产率水平企业出口二元边际的差异化影响,本文将样本企业进行分组。若企业生产率水平高于其样本均值,则为高生产率企业;否则为低生产率企业。将两个虚拟变量分别与 $treat \times post$ 相乘获得三重交叉项,其结果汇报于表4第(3)列和第(4)列。第(3)列显示,高铁开通对两组企业的影响均显著为正;在第(4)列中,高铁开通对高生产率企业出口规模的影响系数通过了1%显著性水平上的正向检验,但对低生产率企业的影响并不显著。综上所述,高铁开通同时提高了高生产率企业和低生产率企业选择出口的概率,但对高生产率企业出口规模的影响更大,进一步验证了新新贸易理论。

## 2. 宏观层面异质性讨论

为了探讨宏观层面因素对高铁开通经济效应的差异化影响,本文接下来从以下几个方面进行异质性讨论。首先,考察高铁开通对不同区域企业出口二元边际的影响,结果如表5第(1)列和第(2)列所示,第(1)列显示,高铁开通对沿海地区企业是否出口的估计系数( $treat \times post \times east$ )为0.0516,且在1%的统计性水平上显著;而对非沿海地区企业是否出口的估计系数( $treat \times post \times neast$ )未能通过10%显著性水平上的检验,表明高铁开通更有利于沿海地区企业选择出口。在第(2)列中, $treat \times post \times east$ 和 $treat \times post \times neast$ 的估计系数分别为0.1265和-0.0277,且仅前者显著为正,表明高铁开通对沿海地区企业出口规模的扩大具有正向促进作用,而对非沿海地区企业的影响并不明显。

由于不同行业企业生产及出口的产品类型不同,故高铁开通对不同行业企业出口行为的影响也有所差异。本文参照Lall(2000)及洪世勤和刘厚俊(2013)的做法,将全体制造业企业划分为劳动密集型行业(*labor*)、资本密集型行业(*capital*)和技术密集型行业(*tech*),相应的实证结果汇报于表5的第(3)列和第(4)列。第(3)列结果显示, $treat \times post \times labor$ 的估计系数为-0.0031,未能通过10%显著性水平上的检验; $treat \times post \times capital$ 的估计系数虽为正但不显著,说明高铁开通对劳动密集型行业和资本密集型行业企业出口决策的影响十分有限。而 $treat \times post \times tech$ 的估计系数在1%的统计性水平上显著为正,表明高铁开通更有利于技术密集型行业企业进行出口。第(4)列出口规模模型的实证结果仍然佐证了上述结论,即高铁开通对技术密集型行业企业出口额的影响最大。

中国高铁自2008年之后发展势头加快。为考察2008年前和2008年后两个阶段高铁开通对企业出口二元边际的差异化影响,表5的第(5)列和第(6)列分别汇报了2009—2013年( $year1=1$ )和2000—2008年( $year2=1$ )两个时间段的实证结果,发现高铁开通在2009—2013年这一阶段对企业出口的影响更大,而在2000—2008年对企业的影响不显著,表明在2009—2013年高铁开通对企业出口的推动作用更强。

表5 宏观层面的异质性讨论

项目	区分地区形式		区分行业类型		区分时间段	
	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat × post × east</i>	0.0516*** (0.0149)	0.1265*** (0.0167)	—	—	—	—
<i>treat × post × neast</i>	0.0334 (0.0432)	-0.0277 (0.0511)	—	—	—	—
<i>treat × post × labor</i>	—	—	-0.0031 (0.0211)	0.1172*** (0.0227)	—	—
<i>treat × post × capital</i>	—	—	0.0353 (0.0216)	0.1083*** (0.0230)	—	—
<i>treat × post × tech</i>	—	—	0.0992*** (0.0185)	0.1313*** (0.0200)	—	—
<i>treat × post × year1</i>	—	—	—	—	0.0705*** (0.0160)	0.1451*** (0.0179)
<i>treat × post × year2</i>	—	—	—	—	-0.0563 (0.0375)	-0.0347 (0.0452)
<i>lexpdum</i>	3.9904*** (0.0081)	—	3.9896*** (0.0081)	—	3.9902*** (0.0081)	—
<i>inverseMills</i>	-0.6127*** (0.0071)	—	-0.6125*** (0.0071)	—	-0.6123*** (0.0071)	—
Wald	95626.52	—	95610.42	—	95636.89	—
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1360342	1134323	1360342	1134323	1360342	1134323

#### 四、机制分析

前文的理论分析表明,高铁开通对企业出口概率和出口规模均具有正向促进作用,但通过经济集聚对企业出口二元边际的影响具有不确定性。现构建机制检验模型,对上述理论假说做出回应。

##### (一) 模型设定

为了考察高铁引致的经济集聚对中国制造业企业出口二元边际的影响,本文参

照马述忠和张洪胜(2017)的方法,第一步先检验高铁开通是否促进了城市经济集聚,模型设定如式(6)所示。第二步检验高铁开通通过影响城市经济集聚对企业出口二元边际的影响,如式(7)和式(8)所示:

$$EA_{jt} = \varphi_0 + \varphi_1 treat_j \times post_t + \sum_j \varphi_2 Z_{jt} + \gamma_j + \eta_t + \mu_{ct} \quad (6)$$

$$P\{expdum_{ijt} = 1\} = \bar{\omega}_0 + \bar{\omega}_1 treat_j \times post_t \times EA_{jt} + \bar{\omega}_2 EA_{jt} + \sum_{m=1}^M \bar{\omega}_3 F_{ijt} + \sum_{n=1}^N \bar{\omega}_4 Z_{jt} + \bar{\omega}_5 D_{dt} + \bar{\omega}_6 lexpum_{ijt} + \gamma_d + \delta_p + \eta_t + \mu_{ijt} \quad (7)$$

$$\ln EXP_{ijt} = \theta_0 + \theta_1 treat_j \times post_t \times EA_{jt} + \theta_2 EA_{jt} + \sum_{m=1}^M \theta_3 F_{ijt} + \sum_{n=1}^N \theta_4 Z_{jt} + \theta_5 D_{dt} + \gamma_d + \delta_p + \eta_t + \nu_{ijt} \quad (8)$$

式(6)表示高铁开通对城市经济集聚的影响, $EA_{jt}$ 表示经济集聚,本文选取第三产业区位熵( $lq$ )、经济密度( $dy$ )、就业密度( $de$ )和市场潜能( $mp$ )四个指标分别从产业结构、经济增长、劳动力市场和城市市场潜力四个方面来衡量。三重交叉项 $treat_j \times post_t \times EA_{jt}$ 的估计系数是本文关注的重点,其余控制变量与基准回归模型相一致。

## (二) 经济集聚指标的测度

### 1. 第三产业区位熵

李红昌等(2016)认为,第三产业集聚对于交通区位的变化最为敏感,因此,选择第三产业区位熵可以较好地描述第三产业在一个城市的专业化程度,反映在高速铁路作用下第三产业在这一城市集聚情况的变化。城市第三产业区位熵的计算公式如下:

$$lq_{3jt} = (y_{3jt}/y_{jt}) / (y_{3t}/y_t) \quad (9)$$

式(9)中, $y_{3jt}$ 为 $j$ 城市 $t$ 年第三产业的产值; $y_{jt}$ 为城市 $j$ 在 $t$ 年所有产业的总产值; $y_{3t}$ 为全国在 $t$ 年第三产业的产值; $y_t$ 为全国所有产业在 $t$ 年的生产总值。

### 2. 经济密度

参照Ciccone和Hall(1996)的做法,用每平方公里土地上的产值来表示单位面积土地上经济效益的水平,以反映在高铁影响下一个城市的土地利用效率和单位土地面积上经济活动密集程度的变化,其测度公式为:

$$dy_{jt} = y_{jt}/area_j \quad (10)$$

式(10)中, $y_{jt}$ 为 $j$ 城市 $t$ 年的国内生产总值; $area_j$ 为城市 $j$ 市辖区的面积。

### 3. 就业密度

就业密度可以用来捕捉密集经济活动带来的技术外部性对工资水平的影响。本文借鉴Combes等(2008)的方法,采用市区每平方公里的从业人员数量来衡量一个城市的就业密度:

$$de_{jt} = E_{jt}/area_j \quad (11)$$

式(11)中, $E_{jt}$ 为城市 $j$ 在 $t$ 年的市区全部从业人员数量; $area_j$ 为城市 $j$ 市辖区的面积。

4. 市场潜能

市场潜能可以用来衡量一个区域市场规模的大小以及市场的接近程度。本文采用一个城市邻近区域市场购买力的加权平均和来表示 (Harris, 1954)。其中, 权重取值为本城市与其他城市之间运输成本的倒数, 运输成本用地区间的空间距离来衡量。城市市场潜能的计算公式如下:

$$mp_{jt} = y_{jt}/d_{jj} + \sum_{j \neq c} y_{jt}/d_{jc} \quad (12)$$

式 (12) 中,  $d_{jj}$  为城市  $j$  的内部距离;  $d_{jc}$  为城市  $j$  和城市  $c$  之间的距离。其中, 城市内部距离采用的是 Head 和 Mayer (2000) 的方法, 计算公式为  $d_{jj} = (2/3)(area_j/\pi)^{1/2}$ 。

(三) 实证结果分析

表 6 汇报了高铁开通对城市经济集聚的影响, 其实证结果标准误聚类到城市层面。第 (1) 列结果显示, 倍差法估计量  $treat \times post$  的系数为 0.012 9, 且通过了 1% 显著性水平上的检验, 表明高铁开通对城市第三产业集聚具有显著的促进作用。第 (2) 列  $treat \times post$  的估计系数同样在 1% 的置信水平上显著为正, 说明高铁开通对城市经济密度具有促进作用。第 (3) 列高铁开通对城市就业密度的影响为正, 且在 1% 统计性水平上显著。第 (4) 列考察了高铁开通对城市市场潜能的影响, 发现  $treat \times post$  的估计系数显著为正, 即高铁开通对城市市场潜能亦具有积极作用。综上所述, 高铁开通对经济集聚的四个方面确实具有显著的促进作用, 表明经济集聚可能是高铁开通影响企业出口决策和规模的重要渠道。

表 6 高铁开通对经济集聚的影响

项目	<i>de</i>	<i>dy</i>	<i>lq</i>	<i>mp</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat × post</i>	0.012 9*** (0.003 1)	0.772 2*** (0.176 4)	0.058 6*** (0.013 5)	0.072 2*** (0.011 4)
<i>lnGDP</i>	0.005 5 (0.006 9)	-0.136 0 (0.191 5)	-0.081 5** (0.040 9)	0.026 4*** (0.008 7)
<i>lncitywage</i>	-0.005 0 (0.004 5)	-0.021 2 (0.149 9)	-0.025 2 (0.033 3)	-0.024 3* (0.014 1)
<i>emprate</i>	-0.000 3** (0.000 2)	0.012 4* (0.006 8)	0.001 2*** (0.000 4)	0.000 2 (0.000 2)
<i>wto</i>	0.005 9 (0.020 3)	1.766 4*** (0.355 3)	0.087 5 (0.079 8)	0.064 3*** (0.024 0)
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
Adj-R <sup>2</sup>	0.792 8	0.783 4	0.835 4	0.806 1
样本量	3 875	3 875	3 875	3 875

表6验证了高铁开通对经济集聚的影响,为了进一步考察高铁开通通过经济集聚对中国制造业企业出口二元边际的影响,本文实证检验了模型(7)和模型(8),相应结果汇报于表7,三重交叉项的估计系数为本文关注的焦点。

表7第(1)列和第(2)列为高铁开通通过第三产业集聚对企业出口二元边际的影响,发现在第(1)列中, $treat \times post \times de$ 的估计系数为0.4723,在1%的置信水平上显著;第(2)列显示, $treat \times post \times de$ 的估计系数为0.2534,通过了5%显著性水平上的检验,表明高铁开通引致的第三产业集聚对企业出口决策和出口规模具有显著的促进作用。第(3)列和第(4)列汇报了高铁开通通过影响城市经济密度对企业出口二元边际的影响,发现无论是出口决策模型还是出口规模模型,三重交叉项 $treat \times post \times dy$ 的估计系数均显著通过了1%显著性水平上的正向检验,表明高铁开通能够通过促进城市经济密度对企业出口二元边际产生正向影响。第(5)列和第(6)列为就业密度作为中间渠道的实证结果,发现三重交叉项 $treat \times post \times lq$ 对企业是否出口的影响通过了10%显著性水平上的正向检验;对企业出口规模的影响通过了1%正向显著性水平上的检验,即高铁开通能够通过提高就业密度来促进企业出口。城市市场潜能作为中间机制的实证结果汇报于第(7)列和第(8)列,发现高铁开通通过市场潜能对企业出口决策和出口规模均具有显著的正向作用,与前(6)列结果相一致。即高铁开通通过促进经济集聚效应增加了中国制造业企业的出口概率和出口规模,回应了假说2。

表7 高铁开通、经济集聚与企业出口二元边际

项目	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>	<i>expdum</i>	<i>lnEXP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$treat \times post \times de$	0.4723*** (0.1337)	0.2534** (0.1237)	—	—	—	—	—	—
$treat \times post \times dy$	—	—	0.0358*** (0.0034)	0.0090*** (0.0034)	—	—	—	—
$treat \times post \times lq$	—	—	—	—	0.0212* (0.0127)	0.0622*** (0.0140)	—	—
$treat \times post \times mp$	—	—	—	—	—	—	0.2590*** (0.0459)	0.2491*** (0.0451)
<i>lexpdum</i>	3.9903*** (0.0081)	—	3.9915*** (0.0081)	—	3.9906*** (0.0081)	—	3.9914*** (0.0081)	—
<i>inverseMills</i>	-0.6121*** (0.0071)	—	-0.6132*** (0.0071)	—	-0.6121*** (0.0071)	—	-0.6121*** (0.0071)	—
Wald	95540.24	—	95521.55	—	95627.43	—	95573.78	—
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1360342	1134323	1360342	1134323	1360342	1134323	1360342	1134323

## 五、结论与启示

中国高铁的迅猛发展对推进区域协调发展、提升城市圈竞争力和加快制造业升级转型具有重要的作用,因此探究高铁开通的经济效益具有重要的理论价值和现实意义。本文利用2000—2013年中国工业企业数据库、地区经济数据和高铁开通信息,在Heckman模型的基础上,采用倍差法检验高铁开通的效益。研究表明,高铁开通对中国制造业企业出口决策和出口规模均具有显著的促进作用,在改变实证方法、实证样本、替换主要变量、剔除金融危机及异常值的影响之后,本文的核心结论依旧稳健。另外,高铁开通对制造业企业出口行为的影响存在所有制、行业、地区和时间方面的差异。总体来看,高铁开通对私营企业、高生产率水平的企业、技术密集型企业以及沿海地区企业出口可能性和出口规模的促进作用较为明显;对国有企业、低生产率水平的企业、劳动密集型企业以及内陆地区企业出口二元边际的影响有限;且在2009—2013年高铁开通对企业出口概率和规模的推动作用更大。此外,本文还考察了高铁开通通过经济集聚这一渠道对企业出口二元边际的影响,发现高铁开通对经济集聚(第三产业集聚、经济密度、就业密度和市场潜能)具有显著的促进作用,且通过促使经济集聚有利于促使企业出口概率和出口规模的增加。

本研究丰富了基础设施经济效应领域的文献,政策启示如下:第一,高铁开通显著促进了企业出口概率的提高和出口规模的增加。因此,中国应进一步加快铁路供给侧结构性改革,推动高铁建设对实体经济的促进作用。同时,把控高铁在外围城市的修建速度和节奏,避免高铁因虹吸效应而加剧地区间发展不平衡。第二,高铁开通对沿海城市企业的影响更为明显,因此,应该推动中国高速铁路形成一个完善的网络,以促使全国各地之间的经济交流,加速经济发展由东部沿海地区向中西部地区转移,从而实现各地区协调发展。第三,积极发挥经济集聚对地区发展的正向作用,推动集聚经济对周边城市的扩散效应,使中国经济发展更加均等化、高级化。

### [参考文献]

- [1]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.
- [2]郭娟娟,冼国明,田朔.房价上涨是否促进中国制造业企业OFDI[J].世界经济,2020,43(12):126-150.
- [3]洪世勤,刘厚俊.出口技术结构变迁与内生经济增长:基于行业数据的研究[J].世界经济,2013,36(6):79-107.
- [4]吉贇,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.
- [5]李红昌,LINDA TJIA,胡顺香.中国高速铁路对沿线城市经济集聚与均等化的影响[J].数量经济技术经济研究,2016,33(11):127-143.
- [6]刘勇政,李岩.中国的高速铁路建设与城市经济增长[J].金融研究,2017(11):18-33.
- [7]龙玉,赵海龙,张新德,等.时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化[J].经济研究,2017,52(4):195-208.



- [8] 马述忠, 张洪胜. 集群商业信用与企业出口——对中国出口扩张奇迹的一种解释[J]. 经济研究, 2017, 52(1): 13-27.
- [9] 邱斌, 闫志俊. 异质性出口固定成本、生产率与企业出口决策[J]. 经济研究, 2015, 50(9): 142-155.
- [10] 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[J]. 世界经济, 2011, 34(1): 17-36.
- [11] 苏振东, 洪玉娟, 刘璐瑶. 政府生产性补贴是否促进了中国企业出口——基于制造业企业面板数据的微观计量分析[J]. 管理世界, 2012(5): 24-42+187.
- [12] 佟家栋, 刘竹青. 地理集聚与企业的出口抉择: 基于外资融资依赖角度的研究[J]. 世界经济, 2014, 37(7): 67-85.
- [13] 杨汝岱, 朱诗娥. 集聚、生产率与企业出口决策的关联[J]. 改革, 2018(7): 84-95.
- [14] 张杰, 郑文平, 束兰根. 融资约束如何影响中国企业出口的二元边际[J]. 世界经济文汇, 2013(4): 59-80.
- [15] 张克中, 陶东杰. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态, 2016(6): 62-73.
- [16] 诸竹君, 黄先海, 王煌. 交通基础设施改善促进了企业创新吗——基于高铁开通的准自然实验[J]. 金融研究, 2019(11): 153-169.
- [17] ALBALATE D, TOMER A. High-speed Rail: Lessons for Policy Makers from Experience Abroad[J]. *Public Administration Review*, 2012, 72(3): 336-349.
- [18] BAUMSNOW N, TURNER M A. Transportation and the Decentralization of Chinese Cities[J]. Providence: Brown University, 2012.
- [19] BRAKMAN B S, GARRETSEN H, MARREWIJK C V. An Introduction to Geographical Economics: Trade, Location and Growth[M]. Cambridge University Press, 2001.
- [20] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [21] CICCONE A, HALL R E. Productivity and the Density of Economic Activity[J]. *American Economic Review*, 1996, 86(1): 54-70.
- [22] COMBES P P, DURANTON G, GOBILLON L. Spatial Wage Disparities: Sorting Matters[J]. *Journal of Urban Economics*, 2008, 63(2): 723-742.
- [23] COMBES P P, DURANTON G, GOBILLON L, et al. Estimating Agglomeration Economies with History, Geography, and Worker Effects[M]. *Agglomeration Economics*. University of Chicago Press, 2010, 15-65.
- [24] DONALDSON D, HORNBECK R. Railroads and American Economic Growth: A “Market Access” Approach[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2): 799-858.
- [25] DURANTON G, TURNER M A. Urban Growth and Transportation[J]. *Review of Economic Studies*, 2012, 78(4): 1407-1440.
- [26] 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.
- [27] GREENAWAY D, KNELLER R. Industry Differences in the Effect of Export Market Entry: Learning by Exporting[J]. *Review of World Economics*, 2007, 143(3): 416-432.
- [28] HARRIS C D. The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States[J]. *Annals of the Association of American Geographers*, 1954, 44(4): 315-348.
- [29] HEAD K, MAYER T. Non-Europe: The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in the EU[J]. *Review of World Economics*, 2000, 136(2): 284-314.
- [30] KNELLER R, PISU M. Industrial Linkages and Export Spillovers from FDI[J]. *The World Economy*, 2007, 30(1): 105-134.

- [31] KRUGMAN P R. Increasing Returns and Economic Geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(2), 483-499.
- [32] KRUGMAN P R. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade[J]. *American Economic Review*, 1980, 70(5): 950-959.
- [33] LALL S. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-1998 [J]. *Oxford Development Studies*, 2000, 28(3): 337-369.
- [34] LI Z, XU H. High-Speed Railroad and Economic Geography: Evidence from Japan[J]. *Journal of Regional Science*, 2018, 58(3): 1-23.
- [35] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [36] MELO P, GRAHAM D, NOLAND R. A Meta-analysis of Estimates of Urban Agglomeration Economies[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2009(39): 332-342.
- [37] SHAW S L, FANG Z, LU S, TAO R. Impacts of High Speed Rail on Railroad Network Accessibility in China [J]. *Journal of Transport Geography*, 2014(40): 112-122.
- [38] WRIGHT JR G C. Linear Models for Evaluating Conditional Relationships[J]. *American Journal of Political Science*, 1976, 349-373.

## The Opening of High-speed Rail, Economic Agglomeration and the Dual Margins of Chinese Manufacturing Exporters

GUO Juanjuan<sup>1</sup>, YANG jun<sup>2</sup>

(1. Institute for the World Economy, Shanghai Academy of Social Sciences, Shanghai, 200020;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin, 300071)

**Abstract:** Based on the Heckman model, this paper combined the Chinese Annual Survey of Industrial Firms, regional economic data and high-speed rail opening information, and employed a DID framework to investigate the impact of high-speed rail opening on firms' intensive as well as extensive margins of export. The results show that among all the manufacturing firms, those who are private-owned, high-productivity, technology-intensive and located in coastal areas have responded more positively to high-speed rails and the opening of high-speed rails during the period of 2009-2013 has an even greater role in promoting firm export. In addition, high-speed rails obviously strengthen economic agglomeration, through which high-speed rails can promote firms' probability as well as the volume to export.

**Keywords:** High-speed Rails; Economic Agglomeration; Dual Margins of Export

(责任编辑 武 齐)