

DOI: 10.19361/j.er.2017.06.01

高铁能改善企业资源配置吗？

——来自中国工业企业数据库和高铁地理数据的微观证据

李欣泽 纪小乐 周灵灵*

摘要: 理论上,高铁开通能缩短企业商务谈判时间,降低信息沟通成本,加快人员和资本等要素流动,从而优化企业资源配置。本文借助双重差分法,将高铁开通作为“准自然实验”,利用中国2008—2012年“四纵四横”高铁开通站点数据匹配2006—2013年工业企业面板数据,从微观视角考察了高铁开通对企业资源再配置的影响。结果发现:整体上,高铁开通促进了资本要素流动,优化了资本要素在企业间的配置状况,进而提高了企业生产率,但高铁开通对企业产品市场扭曲没有显著作用。而且,高铁开通对企业资本要素配置的影响存在异质性。一是区位异质性,相较于基础设施落后的农村地区,高铁开通更加优化了基础设施相对完善的城市及其周边的企业资本要素配置;二是行业异质性,高铁开通对资本密集型行业的企业资本要素配置优化作用更强;三是所有制异质性,高铁开通对非国有企业的资本要素配置优化作用更显著。为了解决内生性问题,我们以企业所在地的平均坡度作为企业是否开通高铁的工具变量,并通过安慰剂检验、平行趋势检验等方式确保结果的稳健性。

关键词: 高铁;全要素生产率;产品市场扭曲;资本要素扭曲

一、引言

近年来,中国交通基础设施实现了跨越式发展,其中备受瞩目的要数高铁。截至2016年底,中国的高铁运营里程超过2.2万公里,占世界高铁运营总里程的60%以上,位居全球第一,越来越多的旅客将高铁作为出行的首选,高铁年发送旅客人数已达11.8亿人次。作为一种低污染、高性能的新型运输方式,高铁不仅对人们的生活方式产生了极大影响,而且其通过缩短企业间商务谈判时间和降低信息沟通成本等方式,促进了信息流通,加快了人员、资本和技术等生产要素的流动速度,最终影响资源配置效率和全要素生产率水平。

众所周知,在新古典式完美竞争经济中,劳动和资本等要素可以自由流动,企业间资本

* 李欣泽,山东大学经济研究院,邮政编码:250100,电子信箱:378207065@qq.com;纪小乐,山东大学经济研究院,山东省国土测绘院,邮政编码:250100,电子信箱:jixiaole218@163.com;周灵灵,国务院发展研究中心东方文化与城市发展研究所,邮政编码:100010,电子信箱:zhoulingling1985@163.com。

本文是“第三届中国经济增长与发展博士论坛”优秀论文,作者感谢《经济评论》举办本次论坛对论文提出的宝贵意见,特别是杜巨澜、赵昕东、李戎三位教授的精彩点评。本文同时感谢国家社会科学基金青年项目“优化人力资本配置研究”(批准号:16CJY015)资助。当然,文责自负。

也可以自由配置，全社会资源配置会达到 Pareto 最优状态。但如果要素市场发生扭曲，比如政府干预与管制、信贷市场不完美、企业间信息不对称等因素阻碍要素自由流动，使得资本等要素无法有效地分配到效率高的部门，就会导致资源错配，造成经济损失。然而，高铁通过缩短商业谈判时间，加强了企业间的合作与交流，使得资金充足但生产效率较低的企业将资金投资到资金短缺但生产率相对较高的企业中，纠正了资本要素市场的扭曲，从而优化企业的资本配置状况。目前来看，对于高铁开通对企业资源配置会产生怎样的影响这一问题，现有研究并没有给出有效解答。鉴于此，本文从微观层面出发，结合 2008—2012 年中国高铁建设“四纵四横”的站点矢量数据和 2006—2013 年中国工业企业数据库的微观企业面板数据，将高铁开通看作一项“准自然实验”，系统检验高铁开通对企业资源配置状况的作用。

为了区别于以往研究，本文在以下几个方面进行了拓展。在研究视角上，现有文献大都是从宏观层面探讨高铁开通对区域经济增长、就业、人口流动等方面的影响，本文则首次基于微观视角，论证高铁开通对企业资源配置的影响。技术方面，我们利用地理信息系统（GIS）技术，并调用百度地图 API 后台数据库，获取 2006—2013 年中国工业企业数据库约 54 万家微观企业样本观测值的定位点和 2008—2012 年“四纵四横”高铁站点的经纬度信息，实际测算出每家企业距已开通站点的最短距离，较为精准地检验了高铁开通对企业的影响。再者，考察了高铁对企业资源配置异质性作用。考虑到高铁作为一种价格相对较高、主要以客运为主的出行方式，对企业的影响存在行业异质性、区位异质性以及所有制异质性，我们分别构造高铁开通与是否为资本密集型行业、高铁开通与企业是否位于城区或近郊、高铁开通与企业所有制性质的交叉项来检验其异质性。

另外，我们较好地解决了内生性问题。首先，本文基于微观数据，能够较好地避免因果倒置带来的内生性问题，即企业不可能影响高铁投资建设，但高铁建设可以优化企业资源配置，提高企业的全要素生产率。其次，为进一步解决潜在的内生性问题，我们借助 Douflo 和 Pande(2007) 以及刘冲和周黎安(2014) 的方法，构造企业所在县的平均坡度作为高铁建设的工具变量。并且，考虑到企业可能会受高铁建设影响而选择厂址位置，一方面我们选择 2006 年已经建立的企业，另一方面剔除了在样本区间内发生位置变化的企业。

二、文献回顾

毋庸置疑，基础设施建设是国家和地区经济增长的重要保障。其机制在于，交通和通讯等基础设施是联接各类市场主体的基本纽带，它促进了生产要素的跨区域流动，降低了运输成本和交易成本，进而推动了区域规模经济和市场一体化进程（周浩、郑筱婷，2012）。自 Fogel(1962) 开创性的量化分析美国铁路建设对经济增长的影响以来，交通基础设施对经济增长和经济空间布局的影响一直是经济学家关注的热点话题。

（一）宏观层面的研究

在宏观层面上，大多数研究发现交通基础设施建设对区域人口、就业、全要素生产率、区域经济增长等有促进作用（Aschauer, 1989；Michaels, 2008；Donaldson, 2010；Donaldson and Hornbeck, 2016）。比如，Aschauer(1989) 利用美国 1945—1985 年的基础设施投资数据，考察了基础设施建设投资与区域全要素生产率的关系，发现基础设施投资，特别是高速公路、机场等交通基础设施投资显著提高了全要素生产率水平，交通基础设施对经济增长的贡献为 0.39。此后，Michaels(2008) 考察了美国高速公路开通后，通过增加交通运输和零售活动的

方式,降低了贸易壁垒,促进了交通网中农业县的经济发展。

近期有学者基于经济史视角,发现早在19世纪,美国的铁路建设扩大了沿线方向城市的市场规模,提高了城市人口和就业增长率,进而促进经济增长(Donaldson and Hornbeck, 2016);殖民地时期的印度,铁路建设通过降低区域间贸易成本和商品价格差异,促进了区域贸易一体化,进而提高了国民收入水平(Donaldson, 2010)。但是,上述结论并未得到一致认同,有学者发现交通建设的改善对经济增长没有显著作用或者有负向作用(Hulten and Schwab, 1991; Garcia-Milà et al., 1996)。其中,Hulten和Schwab(1991)考察了美国交通基础设施投资与地区间全要素生产率的关系,发现交通基础设施的改善对美国地区间全要素生产率水平并没有显著影响。而Garcia-Milà等(1996)利用美国1970—1983年州际数据考察了高速公路投资与州际经济增长的关系,发现不论是否考虑区域状态差异,交通设施投资对经济发展都不存在显著影响。

中国交通基础建设的跨越式发展也引起了国内外学者的研究兴趣。许多学者发现中国交通基础设施建设促进了区域经济增长(Démurger, 2001; 刘生龙、胡鞍钢, 2011; 张学良, 2012; 周浩、郑筱婷, 2012; 刘冲、周黎安, 2014)。Démurger(2001)考察了中国1985—1998年基础设施建设与24个省际间发展差异的关系,发现省际基础设施禀赋差异,特别是交通和通讯基础设施禀赋差异,是造成省际经济不均衡发展的主要原因。刘生龙和胡鞍钢(2011)发现交通设施的改善,加强了省际贸易,从而促进中国区域经济一体化,提高了经济发展水平。张学良(2012)则进一步分析了交通基础设施对区域经济增长的空间溢出效应。

随着研究的深入,越来越多的学者发现,在宏观层面上,交通基础设施建设对地区间经济增长的影响存在区域异质性。Banerjee等(2012)发现,虽然中国交通基础设施的改善促进了邻近地区经济增长,但由于资本和劳动等要素的不完全流动阻碍了基础设施发挥作用,导致其对沿线县域增长并没有显著影响。Faber(2014)通过考察中国“五纵七横”高速公路主干线对贸易一体化、市场规模与工业化的影响,发现高速公路加快了中心城市区域贸易一体化和经济集聚效应,使得市场规模较大的中心城市获得更快增长,但加速了经济活动从小城市向中心大城市的流动速度,抑制了沿线小城市经济增长。Qin(2017)利用中国铁路数据和县级层面的经济数据,也得到了类似结论。

(二)微观企业研究视角

一些学者试图从微观企业的角度,考察交通基础设施影响经济发展的机制。大多数学者认为,交通设施建设的改善使得企业物流运输更加便捷,通过降低库存的方式节约企业成本,进而促进经济增长。例如,Shirley和Winston(2004)将交通设施条件纳入企业成本最小化库存水平的理论框架,论证了交通基础设施改善可以通过减少企业库存、节约企业成本,进而提高全社会生产率的微观作用渠道。H.Li和Z.Li(2013)以及刘秉镰和刘玉海(2011)分别利用1998—2007年和2004—2008年中国制造业企业面板数据进行实证检验,指出公路建设对企业库存的减少具有显著影响。Datta(2012)利用印度企业数据得出同样结论。

李涵和唐丽森(2015)进一步研究发现交通设施存在空间溢出效应,外省公路设施水平每改善1%的水平,大约可以显著降低8.7%的本省企业存货水平。交通基础设施建设除对企业库存存在显著影响外,对企业全要素生产率也有显著影响。Giroud(2013)探讨了美国航空公司开通新航线对企业总公司及其分公司的影响,发现新航线开通减少总公司与分公司之间的商业旅行时间,加强了总公司对分公司的监管和信息沟通力度,进而提高了分公司

大约8%~9%的投资以及1.3%~1.4%的全要素生产率水平。龙小宁和高翔(2014)以企业所在县距高速公路的最短直线距离构造了企业通行高速公路的虚拟变量,发现高速公路建设提高了制造业企业的全要素生产率。Holl(2016)则利用西班牙1997~2007年地理位置编码的制造业企业微观数据库,进一步指出高速公路通过节约运输成本、商旅时间等方式,降低了企业的投入和产出成本,优化了企业的生产组织形式,改善了企业供应链,进而提高企业全要素生产率水平。

(三)高速铁路(HSR)的影响

1964年,日本“新干线”——连接东京和大阪的高铁开通,全球开始进入高铁时代。20世纪后半叶至今,法国(TGV)、意大利(Direttissima)、德国(ICE)、西班牙(AVE)、美国(The Acela Express)、韩国(KTC)以及中国(“四纵四横”)都相继开通了高铁。与其他交通基础设施相比,高铁具有以客运为主、速度快、前期投资巨大等特点,其对经济增长、经济活动会产生极大影响,这激发了国内外学者对高铁与经济增长、经济活动关系的研究兴趣(Kim,2000; Preston and Wall,2008; Ahlfeldt and Feddersen,2010; Zheng and Kahn,2013; 马光荣,2015)。Kim(2000)以及Ahlfeldt和Feddersen(2010)分别考察了日本与欧洲高铁建设对区域经济增长的影响,发现高铁开通提高了区域可达性,促进了区域经济增长。但是,高铁对区域经济增长影响存在异质性,主要是促进了核心区域经济的发展,对边缘区域经济增长则没有影响,造成了区域经济发展不平衡(Preston and Wall,2008)。

近年来,中国高铁的发展与经济的发展一样,备受瞩目,高铁的开通同样促进了大城市经济增长,加速了沿线大城市和中小城市的市场一体化进程,但却阻碍了中小城市的经济增长,对沿线中小城市存在“虹吸效应”(马光荣,2015;张克中、陶东杰,2016)。董艳梅和朱英明(2016)借助就业和工资数据,指出高铁对区域经济不均衡和工资差距的扩大有显著作用,进一步佐证了高铁对区域影响的异质性。此外,还有学者探讨高铁对沿线城市房价(Zheng and Kahn,2013),以及城市空间结构的影响(王雨飞、倪鹏飞,2016)。

综上,不难发现高铁作为一种与普通铁路、高速公路相区别的新型运输方式,其对区域经济发展具有独特而显著的影响,而目前对于高铁的研究主要集中于宏观层面,微观层面的研究尚有诸多空白。在微观层面上,高铁“只运人不运货”的功能定位与传统的运输方式有着显著不同:一方面,它极大改变了居民的生活方式和出行需求,提高了居民的生活质量;另一方面,其通过缩短商旅时间,促进了企业间的合作与交流,加快了资本、技术、知识等生产要素的流动速度,降低了企业间信息不对称程度,从而优化企业资本配置效率。总之,高铁的开通不仅改变了居民的生活,对企业资本要素配置等企业生产行为也具有非常重要的作用。基于上述背景,本文就高铁开通对企业资源配置的影响进行了实证研究。

三、变量构建和数据处理

目前,经济学界测度资源错配的方法主要有两种。一种是参数法,即以Hsieh和Klenow(2009)为代表的从微观企业到宏观经济的资源错配估算的参数方法,这是目前学界测算资源错配的主流方法。该模型利用微观企业面临扭曲(通常使用扭曲税的方式嵌入到理论框架中)造成了企业间要素边际产出不一致从而导致宏观经济损失这一结论,以实际TFP和最优TFP的差值来测度资源错配程度。另一种为半参数法,主要是运用OP方法(Olley and Pakes,1996),通过对全要素生产率分解获得反映要素自由流动的企业规模和生产率水平的

协方差,以协方差的大小来测度宏观资源错配的程度。在经典文献中,Hsieh 和 Klenow (2009) 使用中国1998–2005 年工业企业调查数据研究了中国的资源错配状况。考虑到本文同样使用工业企业数据库讲述中国故事,而且考察的是微观企业资源配置情况,故而我们选择借鉴 Hsieh 和 Klenow(2009) 的资源错配模型,也即采用主流的参数法来测度资源错配。

(一)企业资源扭曲系数的测算

我们基于 Hsieh 和 Klenow(2009) 模型,估计企业产品市场扭曲和资本要素扭曲系数。

1.基本模型

假定存在一个完全竞争的最终产品市场,市场上由 s 个行业的产出 Y_s 作为投入进行生产,此时,最终产品 Y 生产函数采用 Cobb–Douglas 函数形式,其公式为:

$$Y = \prod_{s=1}^s Y_s^{\theta_s} \quad \sum_s \theta_s = 1 \quad (1)$$

由最终产品部门成本最小化,得出:

$$P_s Y_s = \theta_s P Y \quad (2)$$

(2)式中: P 是最终产品产出 Y 的价格,由于最终产品市场是完全竞争的,故假定最终产品价格 P 为 1; P_s 是行业 s 产出的产品价格。对于行业 s 而言,其产出是由 M_s 个企业内可分产品加总之和,而企业间产品是异质性可相互替代性的,故 M_s 个企业加总的行业产出 Y_s 的生产函数为:

$$Y_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (3)$$

(3)式中: σ 为企业间不同产品之间的替代弹性,再由行业产出 Y_s 的成本最小化,得出产品 Y_{si} 的需求函数:

$$Y_{si} = P_s^\sigma P_{si}^{-\sigma} Y_s \quad (4)$$

假定异质性微观企业面临的是垄断竞争市场,当将资本要素 K_{si} 和劳动要素 L_{si} 投入生产时,会面临两种形式的扭曲(此处利用扭曲税的形式体现扭曲)。一是产品市场扭曲($\tau_{Y_{si}}$),它通过扭曲产品市场中企业产品价格体现。例如,一些企业通过获取政府的政策性补贴或者交通基础设施建设降低企业运输成本等方式,降低了企业相对产品价格,导致企业产品市场扭曲 $\tau_{Y_{si}}$ 小于零。相反,政府也会对一些企业额外征税或者限制企业的生产规模,提高了企业实际产品的相对价格,导致企业产品市场扭曲 $\tau_{Y_{si}}$ 大于零。二是资本要素扭曲($\tau_{K_{si}}$),它影响了企业资本使用价格。例如,一些企业难以获得金融机构的信贷或者获得利息高于市场平均水平的信贷,此时资本扭曲 $\tau_{K_{si}}$ 大于零。相反,一些企业会获得相对利息低于市场价格的贷款,此时资本扭曲 $\tau_{K_{si}}$ 小于零。

当异质性微观企业面临扭曲时,企业的利润最大化问题可以表述为:

$$\begin{aligned} \max_{K_{si}, L_{si}, Y_{si}} \pi_{si} &= (1 - \tau_{Y_{si}}) P_{si} Y_{si} - w L_{si} - (1 + \tau_{K_{si}}) R K_{si} \\ \text{s.t.} \quad P_{si} &= P_s Y_s^{1/\sigma} Y_{si}^{-1/\sigma} = \bar{C}_s Y_{si}^{-1/\sigma}; Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{1-\alpha_s} \end{aligned} \quad (5)$$

(5)式中: Y_{si} 为 Cobb–Douglas 形式的企业生产函数, K_{si} 和 L_{si} 分别为企业资本要素和劳动要素投入, A_{si} 为企业的全要素生产率, w 为企业的劳动要素的使用价格, R 为资本的使用价格。

通过对式(5)求一阶偏导,得到垄断竞争企业产品价格、资本劳动比分别为:

$$P_{si} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \frac{(1 + \tau_{K_{si}})^{\alpha_s}}{A_{si}(1 - \tau_{Y_{si}})} \left[\frac{R}{\alpha_s} \right]^{\alpha_s} \left[\frac{w}{1 - \alpha_s} \right]^{1 - \alpha_s} \quad (6)$$

$$\frac{K_{si}}{L_{si}} = \frac{w}{R} \cdot \frac{\alpha_s}{(1-\alpha_s)} \cdot \frac{1}{1+\tau_{K_{si}}} \quad (7)$$

利润最大化(6)和(7)式表明,企业在面临市场扭曲时,企业产品价格和要素投入比都会受到市场扭曲的影响,这一结果会直接影响到行业内企业资源配置状况。为了进一步考察产品市场和要素市场扭曲对企业资源再配置和全要素生产率差异的影响,我们重点考察其与企业劳动和资本的边际收益产品的关系。由(5)-(7)式获得企业*i*的劳动要素和资本要素的边际产品收益满足:

$$MRPL_{si} = \frac{\partial P_{si} Y_{si}}{\partial L_{si}} = \frac{\partial \bar{C}_s Y_{si}^{1-\sigma}}{\partial L_{si}} = \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) (1 - \alpha_s) \frac{P_{si} Y_{si}}{L_{si}} = \frac{w}{1 - \tau_{Y_{si}}} \quad (8)$$

$$MRPK_{si} = \frac{\partial P_{si} Y_{si}}{\partial K_{si}} = \frac{\partial \bar{C}_s Y_{si}^{1-\sigma}}{\partial K_{si}} = \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \alpha_s \frac{P_{si} Y_{si}}{K_{si}} = \frac{R(1 + \tau_{K_{si}})}{1 - \tau_{Y_{si}}} \quad (9)$$

(8)和(9)式显示,企业*i*的劳动要素和资本要素的边际成本是产品市场和资本要素扭曲的函数。这意味着,企业资源再配置会受到产品市场和资本要素扭曲的影响。如果扭曲税 $\tau_{Y_{si}}=0, \tau_{K_{si}}=0$ 时,企业面临完全竞争市场,不同企业的资本和劳动要素的边际成本完全相同,此时资源在产业间是完全流动的,企业资源配置状况最优;而当 $\tau_{Y_{si}} \neq 0$ 与 $\tau_{K_{si}} \neq 0$ 时,产品市场扭曲和资本要素扭曲会导致产业内企业间的资本和劳动要素的边际成本差异,使得资源在企业间不能完全流动,造成资源错配。为了考察微观企业由于产品市场扭曲和资本要素扭曲影响企业资源配置状况,进而对加总产业内全要素生产率的影响,结合(1)-(9)式,我们测算了存在要素市场扭曲条件下,行业*s*的全要素生产率:

$$\begin{aligned} TFP_s &= \frac{Y_s P_s}{K_s^{\alpha_s} L_s^{\beta_s}} \cdot \frac{1}{P_s} = \left[\frac{P_s Y_s}{K_s} \right]^{\alpha_s} \left[\frac{P_s Y_s}{L_s} \right]^{1-\alpha_s} \frac{1}{P_s} \\ &= \frac{\sigma}{1-\sigma} \left[\frac{\overline{MRPK}_s}{\alpha_s} \right]^{\alpha_s} \left[\frac{\overline{MRPL}_s}{1-\alpha_s} \right]^{1-\alpha_s} \left(\sum_{i=1}^{M_s} \left(\frac{A_{si}}{\overline{TFPR}_{si}} \right)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \end{aligned} \quad (10)$$

(10)式中,行业*s*的劳动平均边际成本为: $\overline{MRPL}_s^{-1} = \sum_i \frac{P_{si} Y_{si} (1 - \tau_{Y_{si}})}{P_s Y_s} \cdot \frac{1}{w}$ ^①;资本的平均

边际成本为: $\overline{MRPK}_s^{-1} \triangleq \sum_i \frac{P_{si} Y_{si} (1 - \tau_{Y_{si}})}{P_s Y_s (1 + \tau_{K_{si}})} \cdot \frac{1}{w}$,行业*s*的平均收益全要素生产率为:

$\overline{TFPR}_s = \frac{\sigma}{1-\sigma} \cdot \left[\frac{\overline{MRPK}_s}{\alpha_s} \right]^{\alpha_s} \left[\frac{\overline{MRPL}_s}{\beta_s} \right]^{1-\alpha_s}$,企业的收益全要素生产率: $\overline{TFPR}_{si} = \frac{Y_s P_s}{K_s^{\alpha_s} L_s^{\beta_s}}$ 。

此时,行业*s*的全要素生产率可化简为:

$$TFP_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} \left(A_{si} \frac{\overline{TFPR}_s}{\overline{TFPR}_{si}} \right)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (11)$$

(11)式显示,行业*s*的全要素生产率是关于产品市场扭曲和资本要素扭曲的函数。这意味着,微观企业面临的产品市场扭曲和资本要素扭曲会影响整个行业*s*的全要素生产率。具

①由于篇幅的限制,关于行业*s*的劳动平均边际成本和资本平均边际成本的推导过程较为复杂,本文并没有详细列出推导过程,感兴趣的读者可以联系作者索取。

体而言,当扭曲税 $\tau_{Y_{si}}=0, \tau_{K_{si}}=0$ 时,行业 s 的平均资本边际成本与企业的资本边际成本、行业 s 的平均劳动边际成本与企业的劳动边际成本相等,即: $\overline{MRPK}_s = MRPK_{si}, \overline{MRPL}_s = MRPL_{si}$ 。此时,行业 s 的平均收益全要素生产率和企业的收益全要素生产率相同,即 $\overline{TFPR}_s = TFPR_{si}$,而且企业面临的是完全竞争市场,劳动要素和资本要素在企业间完全流动,行业配置状况达到最优,行业 s 的 TFP_s 可以退化为 $TFP_s = (\sum_{i=1}^{M_s} (A_{si})^{1-\sigma})^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。那么当 $\tau_{Y_{si}} \neq 0, \tau_{K_{si}} \neq 0$ 时,产品市场扭曲和资本要素扭曲导致行业 s 全要素生产率损失程度如何?假定 A 和 $TFPR$ 服从联合对数正态分布(Jointly Lognormal Distribution),式(11)中行业 s 的 TFP_s 表示为:

$$\log TFP_s = \frac{1}{1-\sigma} (\log M_s + \log E(A_{si}^{\sigma-1})) - \frac{\sigma}{2} \text{var}(\log TFPR_{si}) - \frac{a_s(1-a_s)}{2} \sigma_K^2 \quad (12)$$

由(12)式可得,行业总体的全要素生产率不仅与微观企业加总的全要素生产率有关,还与行业内企业资源再配置有关,即当存在产品市场扭曲和资本要素扭曲时,会使企业的 $TFPR$ 分散程度增加,导致行业 s 的全要素生产率下降。具体而言,产品市场扭曲和资本要素扭曲通过影响微观企业层面的要素边际成本,使企业 $\log TFPR$ 的方差变大,进而造成总体行业 s 的 TFP_s 下降。

2. 产品市场扭曲和资本要素扭曲系数测算

在上述 Hsieh 和 Klenow(2009)的理论框架下,得出测度企业产品市场扭曲和资本要素扭曲的方法。由(8)和(9)式可得,在 t 时期 i 企业的产品市场扭曲和资本要素扭曲系数:

$$1+\tau_{K_{si}} = \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} \cdot \frac{wL_{si}}{RK_{si}}, \quad 1-\tau_{Y_{si}} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \frac{wL_{si}}{(1-\alpha_s)P_{si}Y_{si}} \quad (13)$$

(13)式中: $1+\tau_{K_{si}}$ 和 $1-\tau_{Y_{si}}$ 分别表示企业 i 的资本要素扭曲系数和产品市场扭曲系数。关于参数校准,参考 Hsieh 和 Klenow(2009)的经典做法,设资本使用成本 R 为 0.1,替代弹性 σ 为 3, α_s 为 0.33, w 为按照企业总工资等比例调整到占总产值的 50%后的微观企业工资^①。

(二) 数据处理

本文主要涉及三方面的数据处理:(1)工业企业数据库的处理;(2)构建衡量企业是否联入高铁、飞机场的交通基础设施数据;(3)构建衡量县级层面地理状况的数据。

1. 工业企业数据库的处理

本文企业数据来源于国家统计局建立的“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”,即“中国工业企业数据库”。该数据库的样本源自全国每年主营业务收入在 500 万元及以上的全部国有与非国有的工业企业数据。但是该数据库存在样本匹配混乱、指标缺失以及变量定义混乱等一系列问题(聂辉华等,2012),这将导致用该数据库所得的估计结果出现偏差。由于本文数据需要企业“生产总值”、“固定资产原值”、“从业人数”和“企业类型”等变量,故在处理数据前,我们先按照聂辉华等(2012)的方法将从业人数小于 8 人,固定资产原值小于或等于 0 等异常值剔除。其次,为了构建 2006–2013 年企业面板数据,我们主要参

^①根据中国工业企业数据库,企业工资总额占企业总增加值的比例为 30%左右,这与经济现实不符。为此,我们借鉴 Hsieh 和 Klenow(2009)的做法,将企业的工资总额等比例地调整至占总产值的 50%,计算出调整常数因子,然后再将这个因子与每个微观企业的工资相乘,获得资本和劳动扭曲系数所需的企业工资 w 。

考 Brandt 等(2012)和杨汝岱(2015)的方法,利用法人代码、企业名称、地区代码、电话号码和开工年份五个指标作为识别信息构建企业面板数据,然后匹配生成 2006–2013 年的企业面板数据。再借鉴杨汝岱(2015)的方法,对资本存量和价格平减指数进行处理。考虑到高铁的开通可能会对企业选址等行为产生影响,为此我们选取 2006 年之前已经存在的企业,并剔除在 2006–2013 年样本区间内发生位置变化的 16 504 家企业。最终,我们获得了 2006–2013 年 539 575 个样本点。

2. 企业是否联入高铁、飞机场的交通基础设施数据

(1)企业所在地与高铁站点的经纬度空间化。首先,我们利用 2006–2013 年中国工业企业数据库公布的 12 位行政区划代码^①将企业所在地定位到村或街道层面,再调用百度地图 API 确定每家企业所在地的经纬度坐标。其次,通过百度获取中国“四纵四横”的站点信息,再调用百度地图 API 后台数据库确定每条线路站点经纬度坐标。最后,采用 ArcGIS 10.3.1 进行计算,使用 ArcToolbox 中的最近距离计算工具,测度每家企业在 t 年距离站点的最短距离^②。(2)企业所在地与飞机场数据的经纬度空间化。我们通过百度、携程等网站抓取飞机场数据,并调用百度地图 API 后台数据库,确定企业所在地和飞机场的经纬坐标,再结合 GIS 测度企业所在县在 t 时期是否接入飞机场。

3. 县级层面地理状况数据处理

本文所采用的县级平均海拔和平均坡度数据由覆盖全国的 100 米空间分辨率的地表数字高程模型(DEM)生成,空间参考为 WGS_84 坐标系统,投影椭球为 Albers。数据采用 ArcGIS 10.3.1 进行计算,使用 ArcToolbox 中的坡度计算工具,计算全国的坡度数据。随后使用 2014 年的全国县级行政区划数据计算每个县的平均坡度。

结合理论模型、地理数据和工业企业数据库,获得本文实证所需的变量数据。表 1 是主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量描述统计结果

变量	含义	样本数	均值	标准差	25 分位数	75 分位数	数据来源
$\ln kdis$	资本要素扭曲系数对数形式	539 575	0.409	0.420	0.133	0.537	作者测算
$\ln ydis$	产品市场扭曲系数对数形式	539 575	0.062	0.065 8	0.023	0.081	作者测算
$\ln tfp$	全要素生产率对数形式	539 575	2.377	0.061	2.337	2.414	作者测算
HSR	企业是否临近高铁(虚拟变量)	539 575	0.249	0.432	0	1	GIS 测算
$\ln KM$	企业到最近高铁站点距离(公里)	404 105	4.476	1.425	3.441	5.373	GIS 测算、百度地图
$slope$	企业所在县平均坡度	539 575	4.621	4.625	0.690	7.510	GIS 测算
$\ln labor$	企业规模(人)	539 575	5.461	1.035	4.663	6.019	工业企业数据库
$\ln age$	企业年龄(年)	539 575	2.458	0.509	1.946	2.708	工业企业数据库
I_k	企业单位产出资本比	539 575	1.240	1.185	0.114	0.153	工业企业数据库
$airport$	企业是否临近机场(虚拟变量)	539 575	0.319	0.466	0	1	网上获取

注:(1)企业全要素生产率($\ln tfp$)测算:我们利用 OP 法测算企业全要素生产率,此处不再进行详细的阐述。(2)企业是否有高铁通过的虚拟变量(HSR):我们定义当企业所在地距离最近高铁站点距离小于 50

^①此处我们参考 Duranton 和 Overman(2005)、Giroud(2013) 的方法对企业位置进行定位。Duranton 和 Overman(2005)利用英国邮政编码确定企业的具体区位;Giroud(2013)利用 Longitudinal Business Database(LBD)对应的 5 位邮政编码识别企业总部与分公司的经纬度。此处我们利用中国工业企业数据库 12 位行政区划代码对于企业位置的测度更加准确。

^②Holl(2016)利用企业经纬度结合 GIS 技术测度了企业距离最近高速公路的最短距离,研究高速公路对企业全要素生产率的影响。

千米时, $HSR=1$;当距离大于50千米时, $HSR=0$ 。我们还分别用30千米、40千米、60千米、70千米和80千米做了稳健性检验。企业是否有飞机场接入的虚拟变量(*airport*):我们定义当企业所在地距离最近机场距离小于80千米时, $airport=1$;当距离大于80千米时, $airport=0$ 。

四、实证过程及结果

(一) 估计方法

在宏观层面上,高铁开通与区域经济增长之间可能会存在因果倒置带来的内生性问题。一方面,高铁开通会影响中心城市的经济活动,另一方面,高铁开通是否经过城市又会受到中心城市的影响(张克中、陶东杰,2016),但高铁的开通并不会受到企业经济活动的影响。这意味着我们可以假设高铁开通是一项“准自然实验”。鉴于高铁开通时间是渐进式,不同的企业所在地开通高铁的时间并不相同,我们参考Li等(2016)的做法,采用双重差分法计量模型(Difference-in-Difference)考察高铁开通对企业资源配置的影响。

高铁对企业资源配置的影响:

$$\begin{aligned} Dis_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{it} + \beta Z_{it} + v_t + u_{ic} + \lambda_{is} + \varepsilon_{it} \\ HSR_{it} &= Treatment_i \times Post_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

(14)式中:下标*i*表示企业,*t*表示年份。 Dis_{it} 分别表示企业*i*在*t*年产品市场扭曲系数的对数形式(lnydis)和资本要素扭曲系数的对数形式(lnkdis)。 HSR_{it} 表示*t*年是否有高铁^①经过企业*i*的虚拟变量。具体定义如下: $Treatment = 1$ (试验组)表示在样本期限内有高铁通过的所有企业,否则 $Treatment = 0$ (对照组);若*t*≥企业已经有高铁通过的年份, $Post = 1$,否则 $Post = 0$ 。故当 $HSR_{it} = 1$ 时,表示企业*i*在年份*t*有高铁通过;当 $HSR_{it} = 0$ 时,表示企业*i*在年份*t*没有高铁通过。 Z_{it} 表示控制变量,包括企业*i*在*t*年的年龄(时间*t*与企业开业年份差值的对数)、企业规模(企业从业人员的对数)、所有制性质(虚拟变量,其值为1表示非国有企业,其值为0表示国有企业)、单位投资资本比(企业投资与固定资产比)、是否有飞机场^②(企业所在地是否存在飞机场,存在飞机场的为1,不存在飞机场为0)。 λ_{is} 控制企业所在行业固定效应,用于排除企业*i*的任何不可观察的行业不变效应; v_t 控制时间固定效应; u_{ic} 控制企业所在地区固定效应(控制县市一级),用于排除企业*i*的任何不可观察的地区不变效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

(二) 实证结果分析

1. 高铁开通对企业资源配置的影响:基准回归

在上述实证模型的设定下,我们主要关注的是核心变量“企业是否有高铁通过(HSR)”的估计系数,即检验高铁开通对企业产品市场扭曲、资本要素扭曲的影响程度大小。表2汇报了实证模型估计的基本回归结果。其中第(1)列考察了高铁对企业产品市场扭曲的影响,

^①此处由于高铁的作用有延迟性,故我们在定义是否有高铁经过企业时,高铁开通的年份滞后一年,例如2008年开通的高铁,此处定义为2009年才经过企业。企业通高铁的设定方法:我们根据高铁站点和企业所在地的经纬坐标,测算企业距离最近高铁站最短直线距离,此处我们以50千米为界限,设定距最近高铁站点距离小于等于50千米的企业有高铁通过,大于50千米的则没有高铁通过。

^②我们利用飞机场与企业所在地的经纬坐标,测算企业在*t*年距最近飞机场的最短直线距离,我们定义最短直线距离≤80千米时,虚拟变量 $airport_{it}=1$ 表示*i*企业在*t*年附近有机场建成使用,否则 $airport_{it}=0$ 表示*i*企业在*t*年附近没有机场。

结果显示高铁开通对企业产品市场扭曲没有影响,其原因可能在于,高铁作为“只运人不运货”的运输工具,对企业而言,并不能通过降低运输成本等方式降低产品的相对价格。因此,我们重点考察高铁对企业资本要素扭曲的影响。第(2)–(5)列为高铁对企业资本要素扭曲的回归结果,结果表明:HSR 的估计系数在 1% 的水平上显著为负,有高铁经过的企业平均比没有高铁经过的企业在资本扭曲系数上降低了 0.0098,即高铁的开通可以显著改善企业资本要素配置状况,提高企业资本配置效率。这意味着,高铁开通促进企业间信息交流,加快了企业间资本流动速度,从而降低了企业资本约束,缓解生产效率较高但资本约束较大企业的资本短缺现状,进而提高企业间资本配置效率,优化企业资源配置水平。

综上可知,对微观企业而言,高铁的开通可以改善企业资源配置状况。

表 2 高铁与企业资本要素扭曲的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS1	OLS2	OLS3	OLS4	OLS5	2SLS	
	lnydis	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis	HSR	lnkdis
HSR	-0.0001 (0.0002)	-0.0078 *** (0.0018)	-0.0076 *** (0.0018)	-0.0087 *** (0.0018)	-0.0098 *** (0.0018)		-0.0498 *** (0.0088)
lnlabor			0.0077 *** (0.0005)	0.0174 *** (0.0005)	0.0182 *** (0.0005)	0.0334 *** (0.0005)	0.0182 *** (0.0005)
lnage				-0.0903 *** (0.0010)	-0.0990 *** (0.0011)	0.1099 *** (0.0009)	-0.0993 *** (0.0011)
Type					0.1008 *** (0.0029)	-0.1145 *** (0.0028)	0.1011 *** (0.0029)
Ik					-0.0304 *** (0.0058)	-0.0162 *** (0.0031)	-0.0305 *** (0.0058)
Slope×2006						-0.0265 *** (0.0001)	
Slope×2007						-0.0284 *** (0.0002)	
Slope×2008						-0.0282 *** (0.0001)	
Slope×2009						-0.0130 *** (0.0002)	
Slope×2010						-0.0039 *** (0.0003)	
Slope×2011						-0.0005 * (0.0003)	
Slope×2012						-0.0030 *** (0.0003)	
时间控制	√	√	√	√	√		√
行业控制	√	√	√	√	√		√
地区控制	√	√	√	√	√		√
常数项	0.0541 *** (0.0010)	0.4409 *** (0.0050)	0.4049 *** (0.0057)	0.5355 *** (0.0059)	0.5461 *** (0.0058)	-0.1249 *** (0.0030)	0.5497 *** (0.0059)
观测值	539 575	539 575	539 575	539 555	539 520	539 491	539 491
R ²	0.1227	0.1823	0.1826	0.1952	0.1997	0.1153	0.1991

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$, () 中汇报的是模型估计的标准误。下同。

2. 高铁对企业资源配置的影响结果: 2SLS 估计

虽然从微观企业层面研究高铁对企业资本要素扭曲的影响已经极大程度的降低了因果倒置引起的内生性问题,但为了进一步解决内生性问题,我们还构建了“企业是否有高铁通

过”虚拟变量的工具变量。

参考 Duflo 和 Pande(2007)、刘冲和周黎安(2014)的方法,利用坡度构造“企业是否有高铁通过”虚拟变量的工具变量。具体做法如下:企业所在地的平均坡度越大,修建高铁等交通基础设施的难度就越大,并且平均坡度作为外生的地理变量,与其他经济发展指标不相关。故我们利用每个企业所在地的县级层面的平均坡度与时间的交叉项作为工具变量。表2中第(6)和(7)列汇报了高铁与企业资本扭曲系数的工具变量回归结果,其中第(6)列显示工具变量的一阶段结果:是否有高铁临近企业与企业所在地的平均坡度大部分呈显著的负相关关系,即企业所在地的平均坡度越大,修建高铁的难度相对就会越高,从而该企业附近就越不可能有高铁开通。第(7)列则展示了工具变量的二阶段回归结果,可以清楚的发现,高铁开通能优化企业间资本要素配置,通高铁的企业比没有高铁通过的企业资本扭曲系数降低了0.0498。

为了确保估计结果的可靠性,我们分别对工具变量进行了弱工具变量检验。 F 统计量大于10,说明我们构造的工具变量是有效的。

3.高铁对异质性企业资本要素配置的影响

首先,考察微观企业所在地差异导致的异质性问题。企业所在地的基础设施、经济发展水平都会影响高铁对企业资本要素扭曲状况的改善程度。例如,两家有高铁通过的企业,一家位于基础设施较完善的城区或者近郊,一家则位于基础设施较落后的村或乡镇,是否临近高铁对两家企业资本配置扭曲的影响存在异质性。对位于基础设施较完善的企业而言,高铁会与其他基础设施发生协同作用,加快要素跨区域流动和集聚,进一步优化企业资本要素配置状况。为了检验这种异质性,我们构建企业所在地区位虚拟变量 $city$, $city=1$ 表示企业位于城区或者近郊, $city=0$ 表示企业位于乡镇或者村,并构建 HSR 与企业所在地区位虚拟变量的交叉项 $HSR \times city$ 来考察高铁对企业资本配置状况的异质性作用。表3第(1)列显示,高铁对企业的资本要素扭曲的估计系数显著为正,而交叉项 $HSR \times city$ 的估计系数为-0.0418,且在1%的水平上显著,故高铁对处于乡镇或村的企业资本扭曲的估算系数为0.0104,而对处于城区或近郊的企业,高铁对其资本要素扭曲的估计系数为-0.0314(0.0104-0.0418),同时我们进行了2SLS回归也得到了类似的结论。故不论是OLS回归结果还是2SLS回归结果,都显示高铁恶化了处于乡镇或村的企业资源配置状况,同时极大地优化了处于城区或近郊的企业资源配置。

其次,考察企业所属行业差异导致的异质性问题。行业差异性会影响高铁对企业资本要素配置的作用。具体而言,高铁作为“只运人不运货”的新型交通基础设施,一方面,它会通过缩短商业旅行时间,加快技术人员的交流,提高资本要素时空配置效率,另一方面,由于高铁的票价相对较高,对劳动密集型行业的劳动力需求影响作用较小,故对于技术相对较高其资金需求较大的资本密集型行业^①的企业而言,高铁开通对其资本要素配置的影响作用

^①参考李小平和朱钟棣(2005):资本往往和相应技术联系在一起,重工业和资本密集型行业的技术水平也较高。故我们将以下行业定义为资本密集型行业:造纸及纸制品业(22);印刷业和记录媒介的复制(23);石油加工、炼焦及核燃料加工业(25);化学原料及化学品制造业(26);医药制造业(27);化学纤维制造业(28);黑色金属冶炼及压延加工业(32);有色金属冶炼及压延加工业(33);通用设备制造业(35);专用设备制造业(36);交通运输设备制造业(37);电气机械及器材制造业(39);通信设备、计算机及其他电子设备制造业(40);仪器仪表及文化用品制造业(41);工艺品及其制造业(42)。

更大。为了检验高铁对企业的影响存在行业差异,我们构建是否为资本密集型行业的虚拟变量 ind , $ind=1$ 表示资本密集型行业, $ind=0$ 表示非资本密集型行业, 并构建 HSR 与是否为资本密集型行业虚拟变量的交叉项 $HSR \times ind$ 。表 3 第(3)列的结果显示,对于资本要素扭曲, HSR 的估计系数为 0.0081, 交叉项 $HSR \times ind$ 的估计系数为 -0.0292, 且均在 1% 的水平上显著, 高铁对劳动密集型行业资本扭曲估计系数为 0.0081, 对资本密集型行业的企业的资本扭曲估计系数为 -0.0211, 与此同时 2SLS 回归结果也得到了类似的结论。故不论是 OLS 回归结果还是 2SLS 回归结果, 都表明高铁对劳动密集型行业的企业资源配置存在恶化作用, 而对资本密集型行业的企业资源配置存在优化作用。

表 3 高铁与企业扭曲系数、企业生产率的异质性结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS6	2SLS	OLS7	2SLS	OLS8	2SLS	OLS9	OLS10
	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnfp	lnfp
lnkdis							-0.0484 *** (0.0002)	-0.0506 *** (0.0001)
lnydis								-0.0181 *** (0.0010)
HSR	0.0104 *** (0.0021)	0.0421 *** (0.0122)	0.0081 *** (0.0023)	0.0130 *** (0.0154)	-0.0209 *** (0.0014)	-0.2401 *** (0.0073)		
HSR×lnkdis								0.0007 *** (0.0001)
HSR×city	-0.0418 *** (0.0023)	-0.0646 ** (0.0068)		-0.0292 *** (0.0023)	-0.0845 *** (0.0104)			
HSR×ind						-0.0111 * (0.0061)	-0.1558 *** (0.0082)	
HSR×type					0.0207 *** (0.0005)	0.0225 *** (0.0006)		0.0531 *** (0.0000)
lnlabor	0.0186 *** (0.0006)	0.0182 *** (0.0006)	0.0324 *** (0.0006)	0.0180 *** (0.0005)				
lnage	-0.0983 *** (0.0011)	-0.0991 *** (0.0011)	-0.1156 *** (0.0011)	-0.0992 *** (0.0011)	-0.1011 *** (0.0011)	-0.0947 *** (0.0011)		0.0002 *** (0.0000)
Type	0.1000 *** (0.0030)	0.1012 *** (0.0029)	0.0093 *** (0.0029)	0.1008 *** (0.0030)	0.0937 *** (0.0032)	0.0525 *** (0.0035)		-0.0027 *** (0.0001)
Ik	-0.0312 *** (0.0063)	-0.0305 *** (0.0058)	-0.0330 *** (0.0063)	-0.0306 *** (0.0058)	-0.0315 *** (0.0059)	-0.0337 *** (0.0062)		0.0015 *** (0.0002)
时间控制	√	√	√	√	√	√	√	√
行业控制	√	√	√	√	√	√	√	√
地区控制	√	√	√	√	√	√	√	√
常数项	0.5435 *** (0.0059)	0.5487 *** (0.0060)	0.5447 *** (0.0057)	0.5600 *** (0.0062)	0.5282 *** (0.0039)	0.4943 *** (0.0041)	2.3608 *** (0.0007)	2.1108 *** (0.0002)
观测值	523 548	539 491	539 520	539 491	539 520	539 491	539 575	539 520
R ²	0.2006	0.1994	0.1222	0.1975	0.1581	0.1212	0.2577	0.9616

最后,考察企业所有制性质带来的异质性问题。企业所有制差异会影响高铁对企业资本要素配置的作用。国有企业和非国有企业之间存在较大的信贷约束差异,导致严重的金融扭曲。具体而言,相对于国有企业,非国有企业的全要素生产率更高,使用更多的先进生产技术,但由于中国金融市场的不完善,导致其无法获得银行信贷而被迫退出市场,而低效率的国有企业却能从银行获得利率较低的贷款,从而能够在市场上存活下来,这种所有制歧

视诱发的资源错配严重导致了中国全要素生产率的损失(Song et al., 2011; 马光荣、李力行, 2014)。例如,Song 等(2011)发现金融市场中由于所有制歧视产生的金融摩擦使得高效率的中小企业无法获得融资而被迫退出市场,从而资本流向了低效率的国有企业。高铁开通通过缩短商业旅行时间,加强了企业间合作,降低了企业间信息不对称程度,使得拥有更多资金的企业将资金投资到效率较高但由于所有制歧视导致资金不足的企业,这会进一步缩小由于所有制歧视而导致的资本扭曲程度。故为了检验高铁对企业的影响存在所有制差异,我们构建 HSR 与是否为非国有企业虚拟变量的交叉项 $HSR \times type$ 。表 3 第(5)列的结果显示,对于资本要素扭曲, HSR 的估计系数为 -0.0209, 交叉项 $HSR \times type$ 的估计系数为 -0.0111, 且分别在 1% 和 10% 的显著性水平上显著, 高铁对国有企业资本扭曲估计系数为 -0.0209, 对非国有企业资本扭曲的估计系数为 -0.0320, 与此同时 2SLS 回归结果也得到了类似的结论。故不论是 OLS 回归结果还是 2SLS 回归结果, 都表明高铁对所有企业资本要素配置有优化作用, 但对非国有企业的资本要素配置的优化程度更大。

综上,高铁对微观企业资本要素的作用存在三种异质性:企业的区位异质性、行业异质性和所有制异质性。对微观企业而言,高铁开通极大地优化了位于城区和近郊、资本密集型以及非国有性质的企业资本要素配置,但却恶化了位于乡镇或村、劳动密集型的企业的资本要素配置。

4. 高铁、资本要素扭曲与企业全要素生产率的关系

根据 Hsieh 和 Klenow(2009)的理论模型,企业的全要素生产率会受到资本要素配置的影响。为了检查高铁开通后资本要素扭曲对全要素生产率的影响较高铁开通前的变化,我们构建高铁开通与企业资本要素扭曲系数的交叉项($HSR \times lnkdis$)进行考察。表 3 中第(8)列的实证结果表明,高铁开通后企业资本要素扭曲对全要素生产率的负作用要小于高铁开通前的作用,尽管其作用非常小,但是在 1% 的显著性水平上成立。

五、稳健性分析

为确保实证结果的可信性,我们做了细致的稳健性分析。

(一) 安慰剂检验

在考察高铁开通对企业资源配置的影响时,可能存在遗漏不可观测变量的问题。为了消除不可观测变量导致的系统性误差,我们借助安慰剂检验(Placebo Test)重新测度回归结果。选择没有受到高铁开通影响的样本区间(2006–2008 年),假定高铁提前一年、提前两年、提前三年开通,构造“伪企业临近高铁”的虚拟变量 $HSR1$ 、 $HSR2$ 和 $HSR3$,重新检验其对企业资本要素扭曲的影响。表 4 中(1)–(3)列安慰剂检验结果显示:构造的“伪企业连接高铁”的虚拟变量 $HSR1$ 、 $HSR2$ 、 $HSR3$ 的估计系数数值接近 0 且不显著,说明并不存在不可观测的系统性误差对估计结果进行干扰,证明了高铁开通对资本要素配置存在优化作用。

(二) 平行趋势检验

为了检验高铁开通前后不同时间段对企业资源配置的差异影响,本文采用改变高铁开通前后窗宽的方法检验高铁开通前后不同时间的效果:

$$Dis_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{k=-3}^2 treatment_i \times post_{it_{c0+k}} + \beta Z_{it} + v_t + u_{ic} + \lambda_{is} + \varepsilon_{it}$$

其中, t_{c0} 表示高铁开通当年; $t-t_{c0}=k=-3,-2,-1,0,1,2$ 分别表示高铁开通前 3 年、前 2 年、

前1年、当年、开通后1年,开通后2年。表4第(4)列结果显示:高铁开通前3年的估计系数均不显著,说明企业有高铁通过和企业没有高铁开通至少在高铁开通前3年具有相同的时间趋势,这一结果再次验证了基本回归结果的稳健性。

表4 安慰剂检验、平行趋势检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS11	OLS12	OLS13	OLS14
	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis
HSR1	-0.0027 (0.0044)			
HSR2		-0.0041 (0.0032)		
HSR3			0.0001 (0.0031)	
HSR(-3)				-0.0014 (0.0025)
HSR(-2)				-0.0025 (0.0023)
HSR(-1)				-0.0034 (0.0023)
HSR(0)				-0.0096 *** (0.0022)
HSR(1)				-0.0100 *** (0.0028)
HSR(2)				-0.0123 *** (0.0033)
lnlabor	0.0158 *** (0.0010)	0.0158 *** (0.0010)	0.0157 *** (0.0010)	0.0182 *** (0.0005)
lnage	-0.0823 *** (0.0015)	-0.0824 *** (0.0015)	-0.0824 *** (0.0015)	-0.0990 *** (0.0011)
Type	0.0890 *** (0.0047)	0.0892 *** (0.0047)	0.0890 *** (0.0047)	0.1008 *** (0.0029)
Ik	-0.3987 *** (0.1203)	-0.3989 *** (0.1203)	-0.3988 *** (0.1204)	-0.0303 *** (0.0058)
时间控制	√	√	√	√
行业控制	√	√	√	√
地区控制	√	√	√	√
常数项	0.5000 *** (0.0087)	0.4997 *** (0.0087)	0.5008 *** (0.0087)	0.5462 *** (0.0059)
观测值	203 308	203 308	203 308	539 520
R ²	0.2432	0.2434	0.2434	0.1997

(三)替换指标检验

首先,为了确保实证结果的可信性,我们通过两种方式重新构建是否有高铁通过企业的虚拟变量。第一种方法:改变 HSR 设定界限值。上文我们以 50 公里为界限,将距最近高铁站点距离小于等于 50 公里的企业设定为附近有高铁通过。我们现在分别以 30 公里、40 公里、60 公里、70 公里、80 公里为界限,重新构建了企业附近是否有高铁通过的虚拟变量。表 5(1)-(5)列汇报的结果显示,不论是以 30 公里至 80 公里何种方式为界限,高铁对企业资本要素扭曲的估计系数、标准误及显著性水平与表 2 相比都没有发生较大的改变。第二种

方法:最短距离法。参考 Faber(2014)的做法,他利用“最小路径网络树”将中心城市连接起来,设定各县市到中心城市连接直线的最短距离,作为“是否连接高速公路”的工具变量。考虑到高铁的特点,我们通过测度企业到各站点的最短距离,作为判断是否有高铁通过企业,上文已经通过设定界限值构造虚拟变量的方法进行了实证检验,此处直接用企业到各高铁站的“最短距离”($\ln KM$)作为“有高铁经过”的代理变量。表6的结果显示:高铁对资本要素扭曲的估计系数均在1%的水平上显著,并且距高铁站点的距离每减少1单位,资本要素的扭曲程度也会相应减少0.0037单位。

其次,考虑到高铁对中长距离的飞机存在一定的替代性(Givoni and Banister,2006),对于附近已经存在飞机场的企业而言,高铁对于企业全要素生产率的估计结果可能会受到一定的影响,对此,我们选择加入“企业附近是否存在飞机场(*airport*)”虚拟变量对实证结果重新进行估计,重点观察在改变了控制变量后高铁对企业资本要素扭曲的估计系数是否发生了显著改变。由表5中第(6)列结果显示,核心变量(*HSR*)的估计系数、标准误及显著性水平与表2相比并没有发生较大的改变。由此我们可以得出:即使在考虑企业附近有飞机场的条件下,高铁依然会改善企业资源再配置。

表5 替换指标检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS15	OLS16	OLS17	OLS18	OLS19	OLS20
	$\ln kdis$					
<i>HSR</i> (≤50KM)						-0.0080 *** (0.0020)
<i>HSR</i> (≤30KM)	-0.0046 *** (0.0018)					
<i>HSR</i> (≤40KM)		-0.0032 * (0.0018)				
<i>HSR</i> (≤60KM)			-0.0094 *** (0.0018)			
<i>HSR</i> (≤70KM)				-0.0074 *** (0.0017)		
<i>HSR</i> (≤80KM)					-0.0076 *** (0.0017)	
<i>ln labor</i>	0.0182 *** (0.0005)	0.0182 *** (0.0006)				
<i>ln age</i>	-0.0990 *** (0.0011)	-0.1000 *** (0.0011)				
<i>Type</i>	0.1008 *** (0.0029)	0.1008 *** (0.0029)	0.1009 *** (0.0029)	0.1008 *** (0.0029)	0.1008 *** (0.0029)	0.1014 *** (0.0031)
<i>Ik</i>	-0.0303 *** (0.0058)	-0.0270 *** (0.0051)				
<i>airport</i>						-0.0048 ** (0.0019)
时间控制	√	√	√	√	√	√
行业控制	√	√	√	√	√	√
地区控制	√	√	√	√	√	√
常数项	0.5454 *** (0.0058)	0.5455 *** (0.0058)	0.5460 *** (0.0058)	0.5457 *** (0.0059)	0.5456 *** (0.0059)	0.6882 *** (0.0894)
观测值	539 520	539 520	539 520	539 520	539 520	471 966
<i>R</i> ²	0.1997	0.1996	0.1997	0.1997	0.1997	0.1991

表 6 最短距离稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS21	OLS22	OLS23	OLS24	OLS25
	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis
lnKM	0.0045 *** (0.0007)	0.0045 *** (0.0007)	0.0037 *** (0.0007)	0.0038 *** (0.0007)	0.0037 *** (0.0007)
lnlabor		0.0102 *** (0.0006)	0.0181 *** (0.0006)	0.0184 *** (0.0006)	0.0188 *** (0.0006)
lnage			-0.0964 *** (0.0012)	-0.1067 *** (0.0012)	-0.1073 *** (0.0012)
Type				0.1043 *** (0.0034)	0.1044 *** (0.0034)
Ik					-0.0212 *** (0.0040)
时间控制	√	√	√	√	√
行业控制	√	√	√	√	√
地区控制	√	√	√	√	√
常数项	0.2855 *** (0.0070)	0.2361 *** (0.0076)	0.4178 *** (0.0079)	0.4352 *** (0.0079)	0.4347 *** (0.0079)
观测值	404 105	404 105	404 105	404 105	404 081
R ²	0.1832	0.1837	0.1952	0.1973	0.1991

(四) 改变样本检验

考虑到企业所在地在高铁开通前会系统地修建配套基础设施,比如公共设施投资、城市新区调整等(张克中、陶东杰,2016),这些系统性基础设施投资会对企业资源配置产生影响,这意味着高铁开通对企业资源配置的优化作用可能也受这些基础设施投资的影响。同时,鉴于企业处于中心大城市和偏远省份的配套基础设施也可能会影响本文的基本回归产生影响,因此,我们特将高铁开通前1年、前2年、前3年的样本删除、去除中心城市样本、去除偏远省份样本再进行基本回归。表7汇报了检验结果。其中(1)-(3)列为删除高铁开通前1年、前2年、前3年的样本回归结果,(4)-(5)列分别为去除中心城市以及云南、青海等较为偏远省份的样本回归结果。对比表2的回归结果,表7中的检验结果皆显示:高铁对于企业资本要素扭曲的估计结果是稳健的。

表 7 去除中心节点城市企业与去除云南、青海等省份企业的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS26	OLS27	OLS28	OLS29	OLS30
	删除高铁开通前1年数据	删除高铁开通前2年数据	删除高铁开通前3年数据	去除中心节点城市数据	去除偏远省份数据
	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis
HSR	-0.0104 *** (0.0018)	-0.0105 *** (0.0019)	-0.0095 *** (0.0022)	-0.0166 *** (0.0019)	-0.0097 *** (0.0018)
lnlabor	0.0182 *** (0.0006)	0.0189 *** (0.0006)	0.0190 *** (0.0007)	0.0230 *** (0.0006)	0.0185 *** (0.0006)
lnage	-0.1000 *** (0.0011)	-0.1074 *** (0.0012)	-0.1151 *** (0.0014)	-0.0985 *** (0.0011)	-0.1003 *** (0.0011)
Type	0.1010 *** (0.0031)	0.1043 *** (0.0034)	0.1089 *** (0.0038)	0.0989 *** (0.0032)	0.1029 *** (0.0030)

续表7 去除中心节点城市企业与去除云南、青海等省份企业的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS26	OLS27	OLS28	OLS29	OLS30
删除高铁开通前1年数据	删除高铁开通前2年数据	删除高铁开通前3年数据	去除中心节点城市数据	去除偏远省份数据	
lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis	lnkdis	
<i>Ik</i>	-0.0271 *** (0.0052)	-0.0212 *** (0.0040)	-0.0194 *** (0.0037)	-0.0290 *** (0.0056)	-0.0309 *** (0.0061)
时间控制	√	√	√	√	√
行业控制	√	√	√	√	√
地区控制	√	√	√	√	√
常数项	0.4428 *** (0.0060)	0.4580 *** (0.0066)	0.4893 *** (0.0076)	0.5054 *** (0.0064)	0.5478 *** (0.0059)
观测值	471 920	404 081	336 201	490 493	532 171
R ²	0.1991	0.1991	0.1963	0.2046	0.1982

六、结论与政策涵义

自2008年我国第一条高铁——京津城际高铁开通以来,高铁已成为影响我国经济发展、加快资源空间配置的一种极为重要的交通运输方式。本文基于微观视角,将高铁开通视为一种“准自然实验”,采用双重差分法(DID)考察了高铁建设对微观企业资源配置的影响。我们的研究发现,在高铁站点附近的企业比远离高铁站点的企业资本要素扭曲系数平均要低0.98%,即高铁会优化企业资源再配置,提高企业全要素生产率。而且,高铁对企业资本要素再配置的影响存在区位、行业、所有制差异三个方面的异质性。也即,高铁优化了位于城区及近郊的企业资本要素配置,但却恶化了处在乡镇或村的企业资本要素配置;同时,高铁优化了资本密集型行业的企业资本要素配置,而恶化了劳动密集型行业的企业资本要素配置;并且高铁对非国有企业资本要素配置的优化程度要远远高于国有企业。

通过以上研究,可以得出如下政策涵义。第一,需要进一步发展和优化我国高速铁路网络。高铁对提升企业资源配置效率、提高企业全要素生产率水平具有显著作用,从而能促进区域经济发展。就此而言,我国目前的高铁规划建设方向是正确的,政府应进一步加快高铁建设,促进资源跨区域流动,实现区域协同发展。第二,高铁建设应考虑地区的产业布局。对资本密集型行业而言,高铁对改善资源配置效率、提升全要素生产率的促进作用更大。故而在未来高铁的规划和建设中,应考虑产业布局,对高新技术产业聚集的地区,加大高铁的投资力度,同时降低各区域之间的行政、贸易等壁垒,更大程度发挥高铁对企业资源再配置及全要素生产率的优化作用。第三,加快落后地区基础设施建设,促进高铁与其他基础设施的协同作用。高铁对处在基础设施相对落后的乡镇或村的企业资源再配置的优化作用,以及全要素生产率提高的程度,都小于处在基础设施相对完善的城区及近郊企业。这表明高铁需要多种基础设施相配套才能充分发挥作用,故要加大对落后地区的基础设施投资,促进高铁与其他基础设施的综合利用效率,充分发挥高铁的优势。

参考文献:

- 董艳梅、朱英明,2016:《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》,《中国工业经济》第10期。

2. 李涵、唐丽森,2015:《交通基础设施投资、空间溢出效应与企业库存》,《管理世界》第4期。
3. 李小平、朱钟棣,2005:《中国工业行业的全要素生产率测算——基于分行业面板数据的研究》,《管理世界》第4期。
4. 刘秉镰、刘玉海,2011:《交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低》,《中国工业经济》第5期。
5. 刘冲、周黎安,2014:《高速公路建设与区域经济发展:来自中国县级水平的证据》,《经济科学》第2期。
6. 刘生龙、胡鞍钢,2011:《交通基础设施与中国区域经济一体化》,《经济研究》第3期。
7. 龙小宁、高翔,2014:《交通基础设施与制造业企业生产率——来自县级高速公路和中国工业企业数据库的证据》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第5期。
8. 马光荣,2015:《中国高速铁路对城市增长的影响》,北京大学-林肯研究院城市发展与土地政策研究中心工作论文。
9. 马光荣、李力行,2014:《金融契约效率、企业退出与资源误置》,《世界经济》第10期。
10. 聂辉华、江艇、杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
11. 王雨飞、倪鹏飞,2016:《高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化》,《中国工业经济》第2期。
12. 杨汝岱,2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
13. 张克中、陶东杰,2016:《交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据》,《经济学动态》第6期。
14. 张学良,2012:《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗?——兼论交通基础设施的空间溢出效应》,《中国社会科学》第3期。
15. 周浩、郑筱婷,2012:《交通基础设施质量与经济增长:来自中国铁路提速的证据》,《世界经济》第12期。
16. Ahlfeldt, G.M., and A. Feddersen. 2010. "From Periphery to Core: Economic Adjustments to High Speed Rail." Documents de treball IEB 38(1). <http://eprints.lse.ac.uk/29430/>.
17. Aschauer, D.A. 1989. "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics* 23(2): 177–200.
18. Banerjee, A.V., E. Duflo, and N. Qian. 2012. "On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China." *Social Science Electronic Publishing* 11(1): 1–53.
19. Brandt, L., J. V. Bieseboeck, and Y. Zhang. 2012. "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing." *Journal of Development Economics* 97(2): 339–351.
20. Datta, S. 2012. "The Impact of Improved Highways on Indian Firms." *Journal of Development Economics* 99(1): 46–57.
21. Démurger, S. 2001. "Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?" *Journal of Comparative Economics* 29(1): 95–117.
22. Donaldson, D. 2010. "Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure." NBER Working Paper 16487. <http://www.nber.org/papers/w16487>.
23. Donaldson, D., and R. Hornbeck. 2016. "Railroads and American Economic Growth: A 'Market Access' Approach." *The Quarterly Journal of Economics* 131(2): 799–858.
24. Duflo, E., and R. Pande. 2007. "Dams." *The Quarterly Journal of Economics* 122(2): 601–646.
25. Duranton, G., and H.G. Overman. 2005. "Testing for Localization Using Micro-Geographic Data." *The Review of Economic Studies* 72(4): 1077–1106.
26. Faber, B. 2014. "Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System." *The Review of Economic Studies* 81(3): 1046–1070.
27. Fogel, R.W. 1962. "A Quantitative Approach to the Study of Railroads in American Economic Growth: A Report of Some Preliminary Findings." *Journal of Economic History* 22(2): 163–197.
28. Garcia-Milà, T., T.J. McGuire, and R.H. Porter. 1996. "The Effect of Public Capital in State-level Production Functions Reconsidered." *The Review of Economics and Statistics* 78(1): 177–180.
29. Giroud, X. 2013. "Proximity and Investment: Evidence from Plant-level Data." *The Quarterly Journal of Economics* 128(2): 861–915.
30. Givoni, M., and D. Banister. 2006. "Airline and Railway Integration." *Transport policy* 13(5): 386–397.
31. Holl, A. 2016. "Highways and Productivity in Manufacturing Firms." *Journal of Urban Economics* 93: 131–151.
32. Hsieh, C.T., and P.J. Klenow. 2009. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *The Quarterly Journal of Economics* 124(4): 1403–1448.
33. Hulten, C.R., and R.M. Schwab. 1991. "Public Capital Formation and the Growth of Regional Manufacturing Industries." *National Tax Journal* 44(4): 121–134.
34. Kim, K.S. 2000. "High-speed Rail Developments and Spatial Restructuring: A Case Study of the Capital Region in South Korea." *Cities* 17(4): 251–262.
35. Li, H., and Z. Li. 2013. "Road Investments and Inventory Reduction: Firm Level Evidence from China." *Journal of Urban Economics* 76(1): 43–52.
36. Li, P., Y. Lu, and J. Wang. 2016. "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from

- China." *Journal of Development Economics* 123:18–37.
- 37.Michaels,G.2008.“The Effect of Trade on the Demand for Skill: Evidence from Chinese Interstate Highway System.” *The Review of Economics and Statistics* 90(4):683–701.
- 38.Olley,G.S.,and A.Pakes.1996.“The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry.” *Econometrica* 64(6): 1263–1297.
- 39.Preston,J.,and G.Wall.2008.“The Ex-ante and Ex-post Economic and Social Impacts of the Introduction of High-speed Trains in South East England.” *Planning Practice & Research* 23(3):403–422.
- 40.Qin,Y.2017.“‘No County Left Behind?’ The Distributional Impact of High-Speed Rail Upgrades in China.” *Journal of Economic Geography* 17(3): 489–520.
- 41.Shirley,C.,and C.Winston.2004.“Firm Inventory Behavior and the Returns from Highway Infrastructure Investments.” *Journal of Urban Economics* 55(2):398–415.
- 42.Song,Z.,K.Storesletten, and F.Zilibotti.2011.“Growing Like China.” *American Economic Review* 101(1):196–233.
- 43.Zheng,S.,and M.E.Kahn.2013.“China’s Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Megacity Growth.” *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 110(14): 1248–1253.

Can High-Speed Railway Improve Enterprises’ Resource Allocation? Micro-Evidence from the Annual Survey of Industrial Firms in China and High-Speed Railway Geographic Data

Li Xinze¹, Ji Xiaole¹ and Zhou Lingling²

(1:Center for Economic Research, Shandong University;

2:Development Research Center of the State Council)

Abstract: The opening of high-speed railway has greatly shortened the time of business negotiation and reduced the cost of communication between enterprises, thus speeded up the flow of capital, and optimized the resource allocation of enterprise. From the micro perspective, this paper assumes the opening of high-speed railway as a “quasi-natural experiment”, using China’s “four vertical and four horizontal” high-speed railway station data between 2008 and 2012, matching the panel data of industrial enterprises between 2006 and 2013. The effect of high-speed rail opening in the re-allocation of micro-enterprise resource is studied by means of difference in difference (DID). The empirical results show that, on the whole, the opening of high-speed railway has accelerated the flow of capital elements and optimized the allocation of capital elements among enterprises, thus improved the productivity of enterprises. However, it has no significant effect on the distortions of product market distortions. In the meantime, we found that the impact of high-speed railway opening on the allocation of enterprises’ capital factor is heterogeneous. The first one is the heterogeneity of location. Relative to the enterprises in rural areas where infrastructure is backward, the opening of high-speed railway has optimized enterprises’ capital elements configuration located in the cities and their surroundings where infrastructure is fairly complete. The second one is the heterogeneity of industry. The opening of high-speed railway has optimized the capital elements configuration of capital-intensive enterprises much better. The third one is heterogeneity of ownership. The opening of high-speed railway has optimized the non-state-owned enterprises. In addition, we construct the average slope of county where the firm is located as the instrumental variable of the high-speed railway opening to solve the problem of endogeneity and ensure the robustness of results through the placebo test and parallel trend test.

Keywords: High-speed Railway, Total Factor Productivity, The Distortions of Product Market, The Distortions of Capital Elements

JEL Classification: L25, R39

(责任编辑:彭爽)