

DOI: 10.19361/j.er.2019.06.06

高铁效应、生产性 服务业集聚与制造业升级

乔彬 张蕊 雷春*

摘要: 基于我国高铁大发展的典型事实,本文将高铁与生产性服务业集聚相结合,运用2003–2016年中国275个地级市的面板数据,在对高铁开通影响制造业升级的内在机理进行深入剖析的基础上,客观评价了高铁开通产生的经济效应。结果表明:高铁开通通过“同城化效应”促进区域市场潜力提升、通过“生产率增长效应”提高制造业部门生产效率以及通过“要素整合效应”显著提升生产性服务业集聚程度,作用效果分别为0.076、0.051和1.183,印证了理论假说。进一步地,构建不同空间权重矩阵的空间杜宾模型结果显示:高铁开通强化了区域间的空间溢出效应,生产性服务业专业化集聚的负外部性进一步增强,而生产性服务业多样化集聚则表现为正外部性得到了强化,这为各地区以高铁发展为契机,从供给规模、需求规模以及促进制造业自身生产率优化升级方面,制定适用于本地区制造业转型升级的政策提供依据。

关键词: 高铁效应;生产性服务业集聚;制造业升级;空间杜宾模型

一、引言

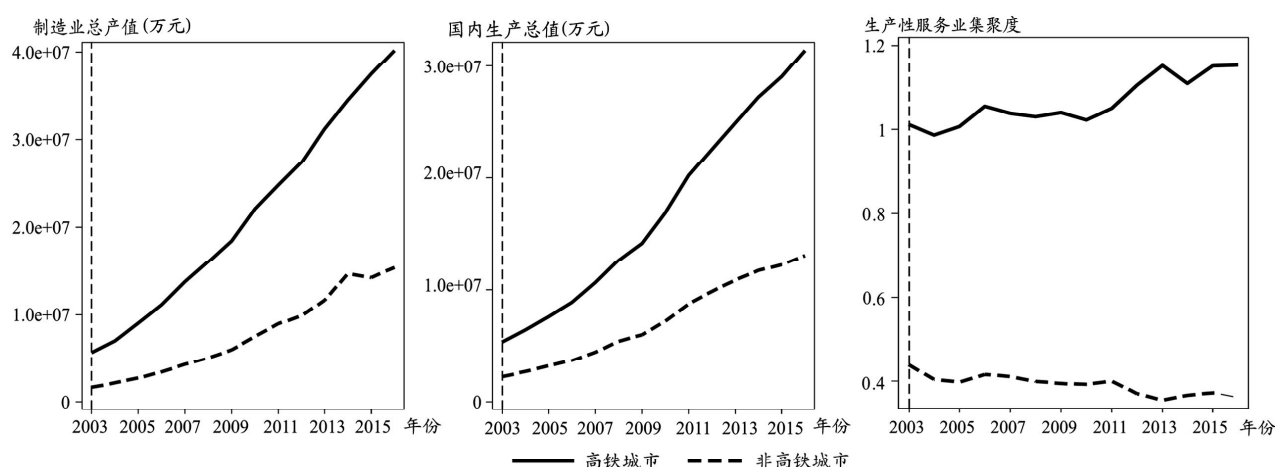
高速铁路以其特有的优势改变了时代格局,颠覆了人们惯有的空间观念,打破了区域间的地理界限。当前高铁“四纵四横”建设基本完成,正处于“八纵八横”的快速发展阶段,截至2018年底,我国已开通71条高铁线路,连接了194个城市,营运里程超过2.9万公里。^①虽然高铁通常是以客运为主,但其可以释放交通资源间接作用于货物运输,从而节约贸易成本、沟通成本和促进知识空间溢出(董艳梅、朱英明,2016),加速要素以及资源的流

* 乔彬, 太原科技大学经济与管理学院, 邮政编码: 030024, 电子信箱: 469051119@qq.com; 张蕊, 太原科技大学经济与管理学院, 邮政编码: 030024, 电子信箱: zrno.1@qq.com; 雷春, 太原科技大学经济与管理学院, 邮政编码: 030024, 电子信箱: 674874470@qq.com。

本文得到国家社会科学基金项目“供给侧结构性改革促进产业集聚的演化机制、效率及策略研究”(项目编号: 16BJL077)、山西省人文社会科学重点研究基地项目“企业异质性、山西装备制造业产出结构优化与生产要素联动配套的研究”(项目编号: 201801029)、山西省软科学研究重点项目“新型研发机构发展模式及发展对策研究——以山西为例”(项目编号: 2018042025-3)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议, 作者文责自负。

^①数据来源于国家铁路局公布的2018年高铁线路图以及2019年初新华网统计的高铁营运里程。

动、扩大市场规模(张俊,2017),重塑产业空间布局(王雨飞、倪鹏飞,2016),促进产业集聚(覃成林、杨晴晴,2017;Shao et al., 2017)。事实上,高铁开通加深了区域间的开放程度,由此带来要素资源的快速流动和频繁交汇扩大了市场规模,时间距离的缩短更会提高城市之间的可达性,强化经济溢出效应进而促进制造业空间格局的优化和升级。观察中国地级市在高铁建设以及高铁开通以来数年的变化情况(图1),高铁城市制造业产值和经济发展水平高于非高铁城市,且高铁城市的提升速度明显快于非高铁城市;对于二者近年来生产性服务业集聚的变化趋势而言,高铁城市的生产性服务业集聚程度在波动中呈现上升趋势,而非高铁城市的生产性服务业集聚程度则在波动中呈现下降趋势。据相关数据统计分析发现,生产性服务业集聚度高的地区往往具有较高的制造业效率,如生产性服务业集聚度较高的北京、上海、天津,其制造业效率均位列全国前五名。



资料来源:根据历年《中国城市统计年鉴》数据绘制。

图1 高铁城市与非高铁城市的经济数据对比图

生产性服务业是专门为制造业提供服务的一种产业,囿于制造业中间需求以及面对面服务需求而形成,具有在生产消费上的时空不可分性,决定了该产业围绕制造业进行布局(Coe and Townsend, 1998)。2014年《国务院关于加快发展生产性服务业促进产业结构调整升级的指导意见》指出,适应中国特色新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化发展趋势,因地制宜引导生产性服务业在中心城市、制造业集中区域、现代农业产业基地以及有条件的城镇等区域集聚。可见,依托生产性服务业集聚加快产业转型升级将是我国未来一段时期内的发展方向。很多学者的研究表明,有效的生产性服务业集聚可以促进制造业知识溢出、技术创新(Wood, 2006; 乔彬等, 2014)、技术进步(陈建军等, 2009),从而推动制造业加快向服务型制造转型的步伐,实现向全球价值链体系的中高端跃升,向创新驱动的增长模式转变(刘奕等, 2017; 李平等, 2017)。此外,生产性服务业与制造业可以相互促进,共同发展(高觉民、李晓慧, 2011)。显然,提升生产性服务业有效集聚水平对于促进制造业转型升级意义重大。

需要注意的是,生产性服务业在生产和消费上具有时空不可分性,以及具有人才、知识、技术、信息密集等特点,显然高铁大发展必然会对该产业带来深刻的影响。目前有关高铁的研究多见于高铁促进要素流动及经济增长的分析,对生产性服务业的影响研究比较欠缺。

事实上,一些新经济地理学者认识到,可达性的提高并不能导致区域经济普遍的集聚或是分散,这种影响存在区域异质性和空间相关性(董艳梅、朱英明,2016;乔彬等,2018)。由此,在理论上,缺乏有关高铁通过生产性服务业集聚作用于制造业升级的内在机制研究,不利于对高铁开通的有效评价和政策措施的修订与完善;实证上,基于面板模型的分析过于简单,忽略了空间相关性而导致估计偏误,无法准确评价高铁对于生产性服务业及制造业升级的影响,也无法准确量化在“时空压缩”效应下,高铁开通对本地以及相邻地区制造业升级的作用。

与已有文献相比,本文的贡献主要体现在:其一,创新性地将高铁与生产性服务业集聚以及制造业升级结合起来,深入探究高铁开通对于生产性服务业集聚的影响,此外还研究了高铁开通对市场潜力和生产效率的作用;其二,从供给规模、需求规模以及在制造业生产率优化升级方面研究了高铁开通对制造业升级的联动规律;其三,综合使用倾向得分匹配倍差法、交互项机制检验及空间杜宾模型,克服了以往研究中对高铁以及生产性服务业集聚空间相关性忽略的问题,进一步明确高铁开通对于生产性服务业集聚的影响以及两者结合起来对制造业升级的作用。本文的研究不仅是对现有文献的有效补充,还为各地区制定依托高铁促进制造业升级的政策提供了切实可行的方向。

二、理论框架与研究假说

为探讨高铁开通对生产性服务业集聚的影响,进而明晰高铁开通对制造业升级的内在作用机制,在借鉴 Mion 和 Naticchioni(2005)及柯善咨和赵曜(2014)观点的基础上,本文将高铁效应考虑其中,探究高铁开通对区域生产性服务业集聚与制造业升级的联动规律。

交通基础设施作为一种社会先行资本,是优化产业空间布局、加快实体经济转型升级、实现经济增长的前提条件,其高效率的经济属性为提高区域的通达性提供了可能,是实现市场一体化发展的基础。高铁开通加强了区域间的联系,使得城市与城市的市场分割性减弱,进一步扩大了中心城市对周边城市的作用范围,也即高铁开通产生的“同城化效应”。具体表现为:高铁开通一方面由于显著地缩短了城市间的可达时间,其所带来的更加频繁和快速的流动性显著改变了经济活动的空间分布(Li et al., 2016),进一步改善城市的区位条件,扩大市场的辐射范围,由此提升了市场潜力;另一方面削弱了城市间的空间壁垒,密切了区域间的联系,为贸易自由化提供了便利条件,进而推动了产品市场的进一步扩大,使得市场潜力得以提升。据此提出:

假说 1:高铁开通通过“同城化效应”显著提升地区的市场潜力。

在先进的通信信号系统和列控系统的驱使下,高铁的运行频度与密度使得普通列车不能与之相较,其对于旅客的运送效率远远高于普通列车。因此,高速铁路网的不断完善,明显降低了城市间的贸易成本及劳动力“面对面”的沟通成本,包括运输成本和时间成本,还可加强不同地区企业之间的交流与合作,极大地促进区域间人才流动、知识和信息的传播等,在一定程度上提升制造业企业的协同创新水平,进而提高其生产效率(黄凯南、孙广召,2019)。同时,高铁开通因实现客货分离而有效地释放了交通资源,进一步提高专业化运营水平,加速要素在城市间的流动,优化资源配置,实现区域产业的转移与结构调整,提升要素

使用效率,使得最终产品部门的综合技术效率提高,促进制造业转型升级,也即高铁开通产生的“生产率增长效应”。由此得到:

假说2:高铁开通通过“生产率增长效应”提高了制造业部门的生产效率。

根据集聚理论可知,经济主体在空间上的集聚不仅对自身,而且对整个经济部门均具有显著的溢出效应。作为上游产业的生产性服务业,其地域分布与组成的变化,必定会对制造业部门的发展模式以及要素配置效率产生影响。Glaeser等(1992)将技术溢出效应的产生归结为产业内部集聚(专业化集聚)和产业间集聚(多样化集聚)。然而,很多学者对于集聚所产生的技术外部性或溢出效应的研究多数仅限于生产性服务业厂商内部(韩峰等,2014),并没有将空间因素纳入研究中。当前高铁开通形成了“时空压缩”效应,区域间的空间相关性进一步显现,一方面使得相同或相似的生产性服务业厂商间的技术溢出效应不断增强,另一方面促进了其对下游制造业部门的技术溢出。因此,需要将空间因素引入生产性服务业集聚溢出机制的有关分析,准确识别生产性服务业专业化集聚和多样化集聚的溢出特性,才能为科学决策生产性服务业发展方向及制定有效的产业发展策略提供参考。

高铁开通一方面提高了城市可达性,其所具有的载客量大、速度快、准点率高、安全性好的优势不仅优化了区域交通网络,还极大地促进了区域间劳动力等生产要素的流动(卞元超等,2018),提高了城市获得优质生产要素的可能性,进而引致生产性服务业集聚;另一方面高铁的快速发展进一步完善了城市的基础设施,进而形成良好的投资环境,为“趋优性”的生产性服务要素提供了实现帕累托改进的可能,由此促进生产性服务业集聚,也即高铁开通产生的“要素整合效应”。据此提出:

假说3:高铁开通通过“要素整合效应”显著提升生产性服务业的集聚程度。

根据新经济地理理论,生产性服务业专业化集聚、多样化集聚以及市场潜力均会影响最终产品部门的升级。基于前向联动规律,生产性服务业作为制造业部门的上游产业,高铁开通对其专业化集聚和多样化集聚的动态影响将会通过供给规模影响区域制造业升级;基于后向联动规律,高铁开通有效地扩大了城市的需求规模和市场辐射范围,因而,市场潜力会通过需求规模作用于制造业升级;而高铁开通对制造业部门生产效率的提升本身就是制造业升级的重要体现,因此该路径对于区域制造业升级的推动作用不言而喻。由此提出:

假说4:高铁开通通过提升城市市场潜力、制造业部门生产效率以及生产性服务业集聚程度促进制造业升级。

需要注意的是,在高铁大发展的背景下,区域间逐步形成互联互通的格局,空间相关性的特点不容忽视,生产性服务业专业化集聚和多样化集聚不仅会对本地区制造业升级产生知识溢出,同时也会对邻近地区的制造业部门产生空间技术和知识外溢等正外部性,或是因对相邻地区的资源吸附作用而产生负外部性。据此,本文提出:

假说5:高铁开通缩短了城市间的可达时间以及打破了城市间的空间壁垒,即在高铁产生的“时空压缩”效应下,生产性服务业专业化集聚和多样化集聚将产生明显的空间溢出效应。

上述理论分析的传导机制如图 2 所示:

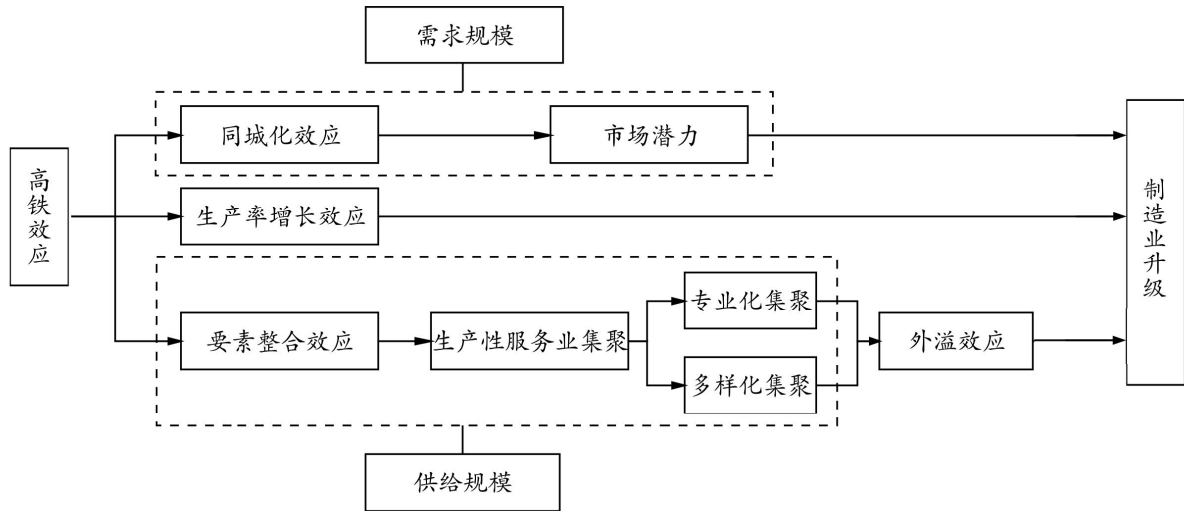


图 2 高铁效应、生产性服务业集聚与制造业升级的传导机制

三、方法、数据与变量

(一) 方法选择

本文拟采用较为全面的政策评价方法 PSM-DID 评价高铁开通的影响。采用这一方法主要基于以下原因:第一,由于城市的区位条件和要素禀赋存在异质性,国家可能会首先偏向于将区位条件优越、人口流动较大、资源禀赋丰富的地区作为高铁优先或者重点发展地区,这在研究过程中会造成一定程度的选择性偏差,使双重差分模型的估计结果产生偏误。因此在对变量进行差分前,需要选取一些与实验组城市特征相同的对照组与之匹配,从而降低选择性偏差。第二,倾向得分匹配法虽能解决样本选择偏差的问题,但可能会因遗漏变量而产生内生性,而倍差法一定程度上可以解决内生性问题。因此,将倾向得分匹配法(PSM)和倍差法(DID)结合使用更能科学评价政策实施效果。设定的计量模型如下:

$$Z_{it}^{PSM} = \phi_0 + \phi_1 city_i + \phi_2 year_t + \phi_3 city_i \times year_t + \phi X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: Z 表示高铁开通的影响变量,具体指市场潜力、生产效率以及生产性服务业集聚, $city$ 表示城市虚拟变量, $year$ 表示时间虚拟变量, $city \times year$ 表示高铁开通后的城市虚拟变量, X_{it} 为控制变量, λ_t 表示时间控制变量, μ_i 表示个体控制变量, ε_{it} 为残差项。

由于各地开通高铁时间不一,而传统双重差分法政策执行点要求是同一时间,因此本文采用 Bertrand 和 Mullainathan(1999)提出的“多期双重差分法”设定计量模型:

$$Z_{it}^{PSM} = \phi_0 + \phi_3 city_i \times year_t + \phi X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为了进一步厘清高铁开通对制造业升级的影响机制,本文在公式(2)的基础上加入高铁与市场潜力、生产效率和生产性服务业集聚变量的交互项进行机制分析,回归方程如下:

$$MI_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 city_i \times year_t + \varphi X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$MI_{it} = \nu_0 + \nu_1 Z_{it} + \nu_2 city_i \times year_t + \Psi city_i \times year_t \times Z_{it} + \nu X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

(3)式中: MI 表示制造业升级。

(二) 数据说明

本文最终选取我国 275 个城市作为基础样本,研究时间区间为 2003-2016 年。数据来

源于《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》,缺失有关数据的少数城市通过查阅各省市统计年鉴补齐,对于无法获得的个别数据采用线性插值法进行补充。此外,本文综合了国家统计局《生产性服务业分类(2015)》的划分以及席强敏等(2015)的做法,以“交通运输、仓储及邮政业;信息传输、计算机服务和软件业;金融业;房地产业;租赁和商务服务业;科学研究、技术服务和地质勘察业”六大行业替代生产性服务业。

(三) 变量说明

1. 核心变量

(1) 工业企业总产值(ug)。考虑到地级市数据的可获得性,本文拟采用规模以上工业企业总产值作为被解释变量,并且考虑到现实意义,采用工业企业价格指数(PPI)对其进行平减。

(2) 市场潜力(mp)。市场潜力反映了区域可能获得的整体市场规模。借鉴韩峰等(2014)的度量方法,国内市场潜力的表示方法如下公式:

$$mp_i = \sum_j \frac{con_j}{D_{ij}^\delta}$$

其中, D_{ij} 表示地区*i*与地区*j*之间的距离, con_j 表示全社会消费品零售总额, δ 为距离衰变参数,设为1.5。

(3) 生产性服务业集聚(agg)。借鉴陈建军等(2009)的方法,生产性服务业集聚采用地区生产性服务业就业人数与所有城市生产性服务业平均就业人数之比来表示。为深入研究生产性服务业集聚,将其细分为专业化集聚(za)和多样化集聚(da)进行研究,专业化集聚参考韩峰和谢锐(2017)的研究方法进行衡量,计算方法如下:

$$za_i = \sum_s \left| \frac{E_{is}}{E_i} - \frac{E'_s}{E'} \right|$$

其中, E_{is} 表示城市*i*生产性服务业*s*的就业人数, E_i 表示城市*i*的总就业人数, E'_s 表示除城市*i*外的生产性服务业*s*的就业人数, E' 表示除城市*i*外的全国总就业人数。借鉴刘奕等(2017)的做法,多样化集聚采用霍斯曼-赫芬达尔指数进行测度,具体计算方法如下:

$$da_i = 1 - \sum_{s=1}^S N_{i,s}^2$$

其中, s 表示生产性服务业的种类, $N_{i,s}$ 表示城市*i*生产性服务业*s*就业人数与该城市所有生产性服务业就业人数的比值。

(4) 生产效率($labor$)。借鉴刘奕等(2017)使用数据包络分析法(DEA)中CCR模型计算综合技术效率,作为城市制造业的资源配置能力和使用效率的替代变量。该指标相对于简单的平均劳动生产率更能表征制造业升级。

2. 控制变量

选取的控制变量有:工资水平($\ln wage$)、工业企业数($\ln n$)、人均GDP($\ln rgdp$)、固定资产投资($gdzc$)、基础设施水平($\ln infrust$)、人力资本(edu)、科教支出($\ln sf$)、人口密度($\ln den$)、信息化水平($\ln inf$)、政府干预程度($fiscal$)、资产利润率(apm)、产业结构(ins)、资产总值($\ln asset$)、资本密集度($\ln k$)。

变量定义及描述性统计见表1。

表 1 变量定义及描述性统计 (N=3 850)

变量	定义	最小值	最大值	均值	标准差
lnug	工业企业总产值取对数	10.200	19.574	15.844	1.415
lnmp	市场潜力取对数	7.782	12.512	10.307	0.647
agg	区域生产性服务业就业人数/所有城市平均生产性服务业就业人数	0.028	42.990	1.000	2.626
lnza	生产性服务业专业化:区位商取对数	0.650	4.383	1.836	0.329
lnnda	生产性服务业多样化:霍斯曼-赫芬达尔指数取对数	-1.443	-0.148	-0.424	0.171
labor	生产效率	0.008	10.196	0.313	0.250
lnwage	职工平均工资取对数	2.283	11.679	9.456	0.304
lnn	工业企业数取对数	2.944	9.841	6.449	1.137
lnrgdp	人均 GDP 取对数	7.545	11.947	9.323	0.610
gdzc	固定资产投资额/GDP	0.087	2.197	0.630	0.267
lninf	移动电话用户数量取对数	10.766	17.523	14.430	1.014
infrust	人均道路面积	0.310	108.370	10.505	7.683
edu	普通高等学校在校生人数/10000	0.000	105.728	7.653	14.217
lnsf	科教支出取对数	5.406	8.025	6.439	0.221
apm	资产利润率	-0.104	977.961	0.340	15.760
ins	第一产业增加值/GDP	0.030	49.890	13.339	8.406
lnasset	固定资产与流动资产总和取对数	10.512	19.188	15.116	1.137
lnk	资本密集度取对数	9.357	17.140	12.434	0.768
lnden	人口密度取对数	1.548	7.887	5.742	0.907
fiscal	扣除科教支出的财政支出/GDP	0.028	1.456	0.124	0.074

四、实证结果及分析

(一) 样本匹配效果

通过对匹配结果的筛选,对市场潜力作最近邻匹配,对生产效率和生产性服务业集聚做半径匹配,绘制市场潜力实验组与对照组匹配前后的核密度图(图 3 和图 4)及生产效率和生产性服务业集聚变量匹配前后的差异图(图 5)。由图 3 和图 4 可知,匹配前实验组分布较为松散,而对照组分布偏左;匹配后两组样本分布较为接近,具有共同趋势。同时,样本平衡性检验结果(图 5)显示,两组样本数据匹配后的偏差明显缩小,均小于 5%。因此,匹配后的样本结果较好。

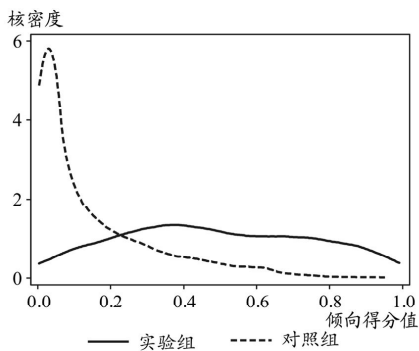


图 3 匹配前倾向得分核密度图

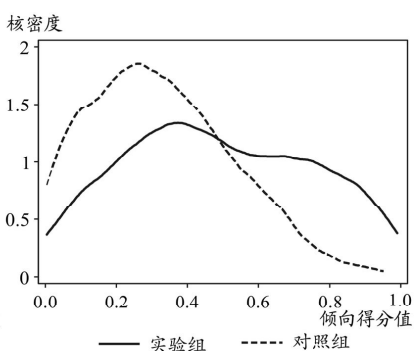


图 4 匹配后倾向得分核密度图

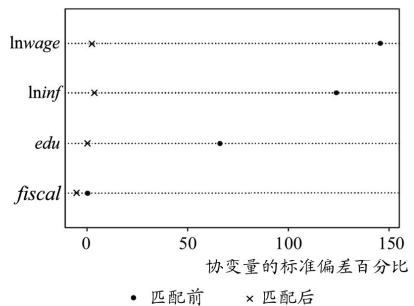


图 5 变量匹配前后差异图

(二) 高铁开通对市场潜力、生产效率及生产性服务业集聚的影响评价

根据公式(2),基于 PSM-DID 评价高铁开通对市场潜力、生产效率及生产性服务业集聚的影响。回归结果见表 2。

表 2 基于 PSM-DID 模型的高铁影响评价

变量	(1) lnmp	(2) lnmp	(3) labor	(4) labor	(5) agg	(6) agg
city×year	0.128 *** (2.818)	0.076 * (1.745)	0.062 *** (14.484)	0.051 *** (14.404)	1.923 *** (7.360)	1.183 *** (5.619)
lnden		0.243 (0.986)				
lninf				-0.013 *** (-3.362)		-0.514 ** (-2.562)
fiscal		-0.781 *** (-3.75)		-0.107 *** (-3.152)		-6.258 *** (-3.742)
lnwage		0.525 *** (3.437)		-0.040 *** (-4.243)		-0.767 (-1.531)
edu		0.018 *** (3.765)		0.003 *** (6.764)		0.248 *** (9.178)
_cons	13.565 *** (470.988)	7.249 *** (3.441)	0.306 *** (129.550)	0.874 *** (9.430)	0.194 (1.382)	14.702 *** (2.901)
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 533	3 533	3 516	3 516	3 516	3 516
adj.R ²	0.390	0.406	0.420	0.524	0.444	0.599
F	79.81	78.61	59.72	60.28	9.90	18.64

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著,括号内为系数检验的t值。

表2中(1)(2)、(3)(4)和(5)(6)分别是基于PSM-DID模型的高铁开通对市场潜力、生产效率和生产性服务业集聚影响的评价。回归结果显示:高铁开通对于生产性服务业集聚的影响高达118.3%,说明该产业对运输条件存在较强的依赖性,交通条件的改善,显著提升了生产性服务业集聚的程度;高铁开通对于市场潜力的提升在10%水平上显著,说明随着高铁的不断发展,城市间的地理界限被突破,市场潜力随之提升;高铁开通对城市制造业部门生产效率的影响在1%水平上显著,证明高铁开通优化了城市间资源要素的配置效率,显著提升了生产效率,促进了我国制造业升级。上述结果验证了理论假说1、2和3。

(三) 稳健性检验

为了证明结果的稳健性,本文进一步采用反事实分析进行检验。选取时间段为高铁发展初期的2003-2007年,在此期间仅有一条高铁线路开通,将首条高铁线路秦沈线途经的6个城市从样本中剔除,分别假设2005年和2006年为高铁开通的时间节点进行一致性检验。

由表3结果可知,无论以2005年还是2006年作为高铁开通节点,交互项city×year的系数均不显著,说明其对高铁城市和非高铁城市的影响没有显著差异,表明前述结果并非由时间变化所致,由此说明上述结论的稳健性。

表 3 稳健性检验回归结果

变量	2005 年时间节点			2006 年时间节点		
	lnmp	labor	agg	lnmp	labor	agg
city×year	0.172 (1.393)	-0.053 (-0.290)	2.266 (1.157)	0.175 (0.821)	0.063 (1.419)	0.162 (1.356)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 327	1 330	1 330	1 339	1 335	1 335
adj.R ²	0.513	0.260	0.359	0.285	0.336	0.825

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著,括号内为系数检验的t值。

(四) 高铁开通促进制造业升级的机制分析

为了验证假说4,这里在公式(2)的基础上加入市场潜力、生产效率和生产性服务业集聚与高铁变量的交互项,依据公式(3)进行实证检验,回归结果见表4。

表 4 高铁开通对制造业升级影响的机制分析

变量	(1) lnug	(2) lnug	(3) lnug	(4) lnug
<i>city</i> × <i>year</i> × <i>lnmp</i>		0.028 *** (3.542)		
<i>lnmp</i>		0.005 (0.281)		
<i>city</i> × <i>year</i> × <i>labor</i>			0.323 *** (7.927)	
<i>labor</i>			0.187 *** (12.633)	
<i>city</i> × <i>year</i> × <i>agg</i>				0.004 * (1.950)
<i>agg</i>				0.001 (0.209)
<i>city</i> × <i>year</i>	0.032 *** (3.156)	0.018 * (1.729)	0.023 ** (2.353)	0.025 ** (2.371)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制
地区固定	控制	控制	控制	控制
N	3 850	3 850	3 850	3 850
<i>adj. R</i> ²	0.953	0.953	0.956	0.953

注: *、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著,括号内为系数检验的*t*值。

根据表4,模型(1)中*city*×*year*的系数显著为正,表明高铁开通直接促进制造业升级。模型(2)–(4)交互项*city*×*year*×*lnmp*、*city*×*year*×*labor*以及*city*×*year*×*agg*的系数均显著为正,表示高铁开通通过影响市场潜力、生产效率以及生产性服务业集聚进而促进制造业升级。高铁开通通过提升生产效率进而促进制造业升级所产生的作用较为显著,为高铁开通促进制造业升级的直接效应,说明高铁开通优化了资源配置和使用效率,提升了最终产品部门的综合技术效率,促进制造业实现升级;高铁开通通过提升市场潜力促进制造业升级的交互项在1%水平上显著,说明高铁开通通过“同城化效应”有效地扩大了城市需求规模,为高铁开通促进制造业升级的间接效应;高铁开通增强生产性服务业集聚进而促进制造业升级的路径表明,高铁开通通过“要素整合效应”实现生产性服务业要素资源重新整合,优化了最终产品部门的供给结构,促使制造业产出提升。可见,高铁开通不仅提升了制造业生产效率,也提升了制造业产出,由此促进了制造业转型升级。

五、“时空压缩”背景下的生产性服务业集聚与制造业升级

根据前述理论分析,在高铁的“时空压缩”效应下,生产性服务业专业化集聚和多样化集聚产生了明显的空间溢出效应,这会影响制造业升级。因此,将城市视为单独的个体显然与

客观实际不符,需采用空间计量模型进行实证分析。

(一) 计量模型设定

本文采用既研究被解释变量的空间相关性,同时也考虑解释变量空间相关性的空间杜宾模型进行研究,原因在于:其一,在“时空压缩”背景下,生产性服务业集聚对制造业升级产生外部性。这种外部性可分为正外部性和负外部性,正外部性主要是由于高铁产生的“时空压缩”效应,使得生产性服务业的技术外溢不断增强,从而促进了相邻地区的制造业升级;负外部性则表现在生产性服务业集聚对相邻地区的资源吸附作用,使得周边地区边缘化,进而对相邻地区的制造业升级产生了抑制作用。其二,空间杜宾模型的机理与实际生活更接近且更容易被接受(埃尔霍斯特,2015)。因此,本文空间杜宾模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln ug_{it} = & \xi_0 + \xi_1 \ln za_{it} + \xi_2 \ln da_{it} + \xi_3 \ln mp_{it} + \xi_4 \ln labor_{it} + \xi X_{it} + \rho W \ln ug_{it} + \xi_5 W \ln za_{it} + \\ & \xi_6 W \ln da_{it} + \xi_7 W \ln rgdp_{it} + \xi_8 W \ln labor_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} \sim & N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (4)$$

(4)式中: W 表示空间权重矩阵。

(二) 研究方法

1. 空间相关性检验

通常情况下,在确定是否使用空间计量方法时,首先要考察变量是否存在空间依赖性,也即检验变量的空间相关性。本文采用最常见且流行的 Moran 指数检验。

2. 空间权重矩阵

(1) 地理距离权重矩阵(W_1)。通常认为,地理距离越近,区域间的相关性越强,随着地理距离增大,区域相关性逐渐减弱。地理距离权重矩阵元素定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{D_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

其中, D_{ij} 为使用各个城市经纬度计算的两城市间距离。根据王雨飞和倪鹏飞(2016),距离标准设定空间权重矩阵的另一表现形式为时间距离。因此,本文引入时间距离空间权重矩阵。

(2) 普铁时间距离空间权重矩阵(W_2)。时间距离越近说明空间相关性越强,时间距离越远说明空间相关性越弱。普铁时间距离空间权重矩阵元素定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{T_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

其中, T_{ij} 为两城市间的最短普铁时间距离。

(3) 高铁时间距离空间权重矩阵(W_3)。与普铁时间距离空间权重矩阵相似,选取两城市间的最短高铁时间距离。高铁时间距离空间权重矩阵元素定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{T'_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

其中, T_{ij} 为两城市间的最短高铁时间距离。

本文所使用的最短时间距离是通过 12306 官网查询所得, 由于当前我国只有部分城市间开通高铁, 为了简化研究, 查询开通高铁的城市间最短时间作为高铁时间, 对于没有开通高铁的城市将做近似处理。^①

(三) 实证结果分析

1. 空间相关性检验

通过计算工业生产总产值、生产性服务业专业化集聚与多样化集聚的 Moran 指数值发现: 工业企业总产值和生产性服务业多样化集聚的 Moran 指数值显著为正, 只有个别年份生产性服务业专业化集聚的 Moran 指数值不显著, 但近几年其显著为正, 这说明我国城市间存在空间依赖性。

表 5 工业企业总产值、生产性服务业专业化集聚和多样化集聚的全域 Moran 指数

变量	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年
lnug	0.098 ***	0.102 ***	0.106 ***	0.112 ***	0.113 ***	0.115 ***	0.116 ***	0.117 ***	0.115 ***	0.118 ***	0.119 ***	0.118 ***	0.125 ***	0.131 ***
lnza	0.019 ***	0.017 ***	0.001	0.002	0.003	0.002	0.007 *	0.017 ***	0.010 **	0.007 *	0.023 ***	0.044 ***	0.033 ***	0.031 ***
ln da	0.055 ***	0.058 ***	0.051 ***	0.047 ***	0.046 ***	0.052 ***	0.052 ***	0.037 ***	0.059 ***	0.057 ***	0.062 ***	0.063 ***	0.048 ***	0.046 ***

2. 面板空间杜宾模型的估计结果与分析

根据前述设定的空间杜宾模型, 引入不同的空间权重矩阵研究生产性服务业集聚对制造业升级的影响。由 Wald 和 LR 检验的结果可知, 本文所选样本数据应采用空间杜宾模型进行分析, 且 Hausman 检验结果显示, 应采用固定效应模型进行实证检验, 结果如表 6 所示。

根据 R^2 、 Sigma^2 及 Loglikelihood 统计量可知, 模型能够较为准确地反映我国制造业升级的实际情况。空间滞后项回归系数 ρ 在上述估计结果中均显著为正, 说明我国制造业发展存在一定的空间依赖性。时间距离空间权重矩阵影响下的结果均大于地理距离空间权重矩阵下的结果, 说明高铁的“时空压缩”效应极大地促进了空间溢出效应, 城市之间的外部性更加明显。此外, 与固定效应模型(1)相比, 若不考虑空间相关性会高估解释变量对制造业升级的影响, 甚至有可能得出相反的结论。

表 6 结果表明: 不论在何种空间权重矩阵下, 生产性服务业专业化集聚的系数均显著为负, 说明专业化集聚对制造业升级有显著的抑制作用, 可能是由于当前我国生产性服务业并未形成有效集聚, 专业化集聚的大量同质企业对共有资源的争夺较为激烈, 因此制约了专业化集聚效应的发挥(莫莎、欧佩群, 2016); 多样化集聚的系数在 1% 水平上显著为正, 是由于多样化集聚增强了厂商之间的知识溢出与合作, 并且吸引了大量的技术人才集聚, 进而促进制造业升级, 也即 Duranton 和 Puga(2001) 提出的“技术池”观点。在普铁时间距离和高铁时间距离空间权重矩阵下专业化集聚的溢出效应不显著但为负, 而多样化集聚表现为显著的正外部性。

^① 据经验估计, 城市间铁路距离是直线距离的 1.2 倍。因此, 本文根据经纬度计算得出城市间的直线距离乘以 1.2 得出城市间的铁路距离, 再除以高铁时速作为其时间距离。普铁最短时间的处理方式同高铁时间距离。根据我国铁路规定, 高铁泛指运行速度大于 200 km/h 的铁路运输种类。考虑到计算方便以及我国铁路运输的实际情况, 普铁时速按 120 km/h 计算。

表 6 不同空间权重矩阵下空间杜宾模型回归结果

变量	(1) 无权重	(2) 地理距离	(3) 普铁时间	(4) 高铁时间
<i>lnza</i>	0.051 *** (2.78)	-0.181 *** (-10.034)	-0.147 *** (-8.235)	-0.143 *** (-7.977)
<i>ln da</i>	0.314 *** (5.09)	0.361 *** (7.192)	0.367 *** (7.409)	0.367 *** (7.387)
<i>ln mp</i>	0.661 *** (2.560)	0.113 *** (6.473)	0.003 (0.161)	0.005 (0.301)
<i>ln wage</i>	0.057 *** (3.03)	-0.013 (-0.896)	-0.026 * (-1.793)	-0.025 * (-1.710)
<i>ln n</i>	0.546 *** (37.92)	0.522 *** (42.196)	0.441 *** (36.764)	0.440 *** (36.567)
<i>ln rgdp</i>	0.951 *** (34.73)	0.654 *** (28.283)	0.731 *** (30.194)	0.733 *** (30.505)
<i>labor</i>	0.049 ** (2.54)	0.179 *** (11.478)	0.202 *** (13.206)	0.205 *** (13.371)
<i>gdzc</i>	0.288 *** (11.84)	0.133 *** (6.757)	0.104 *** (5.448)	0.103 *** (5.385)
<i>in frust</i>	0.009 *** (9.03)	0.003 *** (4.588)	0.004 *** (4.383)	0.004 *** (4.899)
<i>apm</i>	0.0003 (1.08)	0.0003 (1.398)	0.0003 (1.446)	0.0003 (1.417)
<i>Wlnza</i>	-	0.281 *** (4.499)	-0.128 (-0.888)	-0.193 (-1.351)
<i>Wln da</i>	-	0.269 *** (3.486)	1.134 *** (6.746)	1.152 *** (6.826)
<i>Wln rgdp</i>	-	0.593 *** (10.537)	-0.427 *** (-3.922)	-0.410 *** (-3.712)
<i>Wlabor</i>	-	-0.018 (-0.206)	-0.672 *** (-6.607)	-0.656 *** (-6.258)
Spatial ρ	-	0.439 *** (18.262)	0.644 *** (24.516)	0.642 *** (24.227)
Sigma ²	-	0.030 ***	0.028 ***	0.028 ***
R ²	0.917	0.936	0.931	0.931
Loglikelihood	-	1306.091	1403.933	1399.887
N	3 850	3 850	3 850	3 850

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号内为 *z* 统计量。

为了深入研究解释变量对被解释变量的影响,本文将进一步对空间效应进行分解,结果见表 7。

由表 7 结果可知,在高铁时间距离空间权重矩阵下,专业化集聚直接效应的负影响比在地理距离和普铁时间距离空间权重矩阵下的负影响有明显的减小趋势,说明高铁在一定程度上弱化了专业化集聚对本地区制造业升级的抑制作用;但其对周边地区制造业升级负的空间溢出效应不断强化,是由于生产性服务业专业化发展所需资源重新整合,生产要素向交通便利的城市集聚,对邻近城市产生资源吸附作用,进而产生负外部性。多样化集聚不论在何种空间权重矩阵下,直接效应与间接效应均显著为正,且高铁开通、多样化集聚对本地区制造业升级产生的正效应增强。与地理距离空间权重影响下的间接效应相比,普铁和高铁

时间距离空间权重影响下多样化集聚的间接效应有显著增强趋势,且高铁影响下的间接效应也大于普铁,说明在“时空压缩”效应下,城市间的联系更加紧密,多样化集聚所产生的技术和知识外溢效应增强,也即正外部性加强。工资水平在普铁和高铁时间距离空间权重矩阵影响下的直接效应显著为负,与预期相符,其间接效应也均显著为负,且在普铁和高铁时间距离空间权重矩阵影响下的负效应远大于地理距离空间权重矩阵影响下的结果,这也一定程度上体现了列车提速突破了城市的空间壁垒,进而产生了“时空压缩”效应。

此外,部分变量如基础设施水平的间接效应在高铁影响下的结果只是略高于普铁作用下的结果,而工业企业数、固定资产投资总额、资产利润率等的空间溢出效应等于甚至略低于普铁作用下的结果,可能是因为我国目前开通高铁城市数量还很有限,高铁开通对制造业升级的促进作用还未充分体现出来。

表 7 空间杜宾模型分解效应

变量	地理距离空间权重矩阵			普铁时间距离空间权重矩阵			高铁时间距离空间权重矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>lnza</i>	-0.180 *** (-10.383)	0.355 *** (3.653)	0.175 * (1.373)	-0.150 *** (-8.750)	-0.627 * (-1.667)	-0.777 ** (-2.065)	-0.147 *** (-8.526)	-0.797 ** (-2.162)	-0.944 ** (-2.559)
<i>ln da</i>	0.368 *** (7.647)	0.768 *** (5.827)	1.136 *** (7.967)	0.386 *** (8.159)	3.841 *** (9.495)	4.227 *** (10.453)	0.387 *** (8.143)	3.866 *** (9.558)	4.253 *** (10.521)
<i>ln mp</i>	0.114 ** (6.349)	0.088 ** (-8.291)	0.202 *** (7.491)	0.004 (0.192)	0.004 (0.134)	0.008 (0.155)	0.006 (0.328)	0.009 (0.271)	0.015 (0.239)
<i>ln wage</i>	-0.013 (-0.932)	-0.010 (-0.925)	-0.024 (-0.931)	-0.026 * (-1.855)	-0.047 * (-1.787)	-0.073 * (-1.823)	-0.025 * (-1.771)	-0.045 * (-1.709)	-0.070 * (-1.742)
<i>ln n</i>	0.523 *** (44.420)	0.408 *** (9.796)	0.931 *** (20.513)	0.444 *** (38.684)	0.796 *** (8.731)	1.240 *** (13.476)	0.443 *** (38.489)	0.786 *** (8.660)	1.229 *** (13.413)
<i>ln rgdp</i>	0.659 *** (28.784)	1.564 *** (24.243)	2.223 *** (32.817)	0.732 *** (30.860)	0.106 (0.439)	0.838 *** (3.508)	0.734 *** (31.171)	0.152 (0.632)	0.887 *** (3.693)
<i>labor</i>	0.179 *** (11.042)	0.107 (0.687)	0.287 * (1.812)	0.196 *** (12.307)	-1.512 *** (-5.261)	-1.316 *** (-4.553)	0.200 *** (12.491)	-1.453 *** (-4.978)	-1.254 *** (-4.227)
<i>gdzc</i>	0.132 *** (6.922)	0.103 *** (5.764)	0.236 *** (6.687)	0.104 *** (5.587)	0.187 *** (4.665)	0.291 *** (5.150)	0.103 *** (5.522)	0.183 *** (4.607)	0.286 *** (5.089)
<i>in frust</i>	0.004 *** (4.778)	0.003 *** (4.505)	0.006 *** (4.793)	0.004 *** (5.040)	0.006 *** (4.545)	0.010 *** (4.891)	0.004 *** (5.102)	0.007 *** (4.588)	0.010 *** (4.951)
<i>apm</i>	0.0003 (1.450)	0.0003 (1.416)	0.0006 (1.440)	0.0003 (1.499)	0.0005 (1.454)	0.0008 (1.476)	0.0003 (1.470)	0.0005 (1.426)	0.0008 (1.448)

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著,括号内为 *z* 统计量。

3. 分时段空间杜宾模型研究

为了得出更为可靠的实证结果,根据我国高铁开通历程将样本期划分为 2003–2007 年和 2008–2016 年两个时间段进行比较研究;在 2003–2007 年时间段内,将普铁权重矩阵纳入模型中得到估计结果(1),与 2008–2016 年研究时段将高铁权重矩阵纳入模型得到估计结果(2)进行比较。对于高铁开通的时间段 2008–2016 年,分别将高铁时间、地理距离和普铁时间距离空间权重矩阵纳入模型得到的估计结果(2)、(3)和(4)进行比较,结果如表 8 所示。

比较结果(1)和(2)可以发现,结果(2)中专业化集聚和多样化集聚系数的绝对值明显高于结果(1),在高铁影响下的结果(2)中专业化集聚的系数显著为负,而多样化集聚的系数显著为正,说明高铁开通强化了专业化集聚和多样化集聚对制造业升级的影响。由于(1)

和(2)是不同时间段和不同权重矩阵下的结果,会受到不同经济发展阶段的影响而使得估计结果偏大。因此,做如下分析:

首先,比较结果(2)和(3),高铁影响下的结果(2)中空间滞后项系数 ρ 远大于结果(3),再次说明高铁开通强化了区域间的空间溢出效应。结果(2)中包含空间滞后的多样化集聚系数显著为正,且系数值远大于(3)的结果;专业化集聚的系数显著为负,而(3)中的结果显著为正,可能是由于高铁开通,缩短了城市间的通勤时间,使得资源重新整合,生产要素向交通便利的城市集聚,因而对邻近城市产生了“虹吸效应”。

表 8 分时段不同权重矩阵下空间杜宾模型结果对比

变量	(1) 普铁时间 2003-2007 年	(2) 高铁时间 2008-2016 年	(3) 地理距离 2008-2016 年	(4) 普铁时间 2008-2016 年
$\ln za$	-0.050 * (-1.824)	-0.176 *** (-10.035)	-0.182 *** (-9.742)	-0.176 *** (-10.088)
$\ln da$	0.148 * (1.656)	0.408 *** (8.451)	0.337 *** (6.588)	0.411 *** (8.511)
$\ln mp$	0.051 ** (2.405)	0.017 (0.908)	0.105 *** (5.054)	0.013 (0.677)
$\ln wage$	-0.033 *** (-2.889)	0.060 ** (2.218)	0.090 *** (3.105)	0.059 ** (2.200)
$\ln n$	0.315 *** (17.955)	0.436 *** (27.103)	0.496 *** (27.430)	0.437 *** (27.185)
$\ln rgdp$	0.554 *** (14.975)	0.499 *** (17.991)	0.537 *** (19.098)	0.495 *** (17.571)
$labor$	0.045 *** (3.865)	0.931 *** (23.837)	0.752 *** (18.768)	0.917 *** (23.494)
$gdzc$	0.109 ** (2.515)	0.037 * (1.788)	0.090 *** (4.028)	0.043 ** (2.040)
$infrust$	0.002 (1.407)	0.003 *** (3.393)	0.003 *** (3.612)	0.002 *** (3.169)
apm	0.0001 (0.787)	0.240 *** (5.040)	0.358 *** (7.044)	0.248 *** (5.226)
$W \ln za$	0.317 (1.250)	-0.260 * (-1.842)	0.247 *** (4.585)	-0.230 (-1.595)
$W \ln da$	2.576 *** (2.701)	0.614 *** (2.781)	0.375 ** (2.186)	0.468 ** (2.131)
$W \ln rgdp$	-0.684 *** (-4.029)	0.242 ** (2.129)	0.630 *** (9.108)	0.231 ** (2.032)
$W labor$	-0.441 *** (-3.345)	-1.221 *** (-8.932)	-0.182 ** (-2.091)	-1.126 *** (-8.231)
Spatial ρ	0.734 *** (25.250)	0.811 *** (18.566)	0.471 *** (13.066)	0.757 *** (19.493)
Sigma ²	0.011 ***	0.015 ***	0.018 ***	0.015 ***
Loglikelihood	0.8977	0.8528	0.8783	0.8398
R^2	1121.619	1655.180	1491.225	1654.723
N	1 375	2 475	2 475	2 475

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号内为 z 统计量。

其次,比较结果(2)和结果(4),高铁影响下的结果(2)的空间滞后回归系数 ρ 高于不含高铁因素的结果(4)。具体来说,在考虑空间滞后的情况下,专业化集聚呈现负外部性,高铁影响下的专业化集聚的负外部性显著而不含高铁因素影响下的负外部性不显著,且高铁影响下的负外部性大于不含高铁影响下的负外部性;多样化集聚在结果(2)和结果(4)中的外部性显著为正,且结果(2)中的回归系数值显著大于结果(4),再次说明高铁开通扩大了城市间的溢出效应。但结果(2)中人均GDP的溢出效应只是略高于结果(4),说明高铁开通在短时间内并未表现出较强的影响。可能是当前我国开通高铁的只是部分大中城市,其带来的影响还较为有限。随着我国“八纵八横”铁路的完工与投入运营,高铁势必会进一步强化生产性服务业专业化集聚和多样化集聚对制造业升级的影响。

六、结论与政策启示

当前,我国制造业面临长期处于价值链低端等困境,亟需培育新的增长点和新动能,而生产性服务业来源于制造业,是专门为制造业提供服务的一种产业,有效的生产性服务业集聚可推动我国制造业向全球价值链体系的中高端跃升。由于生产性服务业具有生产和消费的时空不可分性等特点,决定了其对交通条件存在较强的依赖性。本文将高铁与生产性服务业集聚相结合,探究了高铁开通影响制造业升级的三种路径,并利用2003—2016年中国275个地级市数据进行实证检验。实证分析结果表明:(1)高铁通过“同城化效应”促进区域市场潜力提升了7.6%;(2)通过“生产率增长效应”降低了最终产品部门的边际成本,使其生产效率提高5.1%;(3)通过“要素整合效应”显著提升生产性服务业的集聚程度,作用效果为118.3%;(4)高铁开通通过提升市场潜力、提高生产效率以及促进生产性服务业集聚,进而作用于制造业实现升级;(5)高铁开通突破了区域的时间和空间壁垒,加强了城市间的联系,强化了区域间的空间溢出效应。表现为生产性服务业专业化集聚的负外部性不断增强,多样化集聚则呈现出正外部性不断强化的特征。本文为各地区以高铁发展为契机,厚植多样化集聚正外部性的优势,同时积极避免专业化集聚负外部性的抑制作用,促进本地区制造业转型升级,适时地制定城市发展政策提供了依据。基于此,本文得到如下政策启示:

一是拥有高铁的城市应抓住机遇,合理布局产业空间分布,改变城市的市场直接辐射范围,从而扩大城市需求规模,促进制造业转型升级;制造业部门应积极利用高铁实现客货分离的有利条件,提高运输效率,降低运输成本,加快生产要素和资源要素的流动速度,提高资源在区域间的配置能力和使用效率,优化制造业部门的综合技术效率,实现制造业向全球价值链的中高端跃升;以生产性服务业多样化集聚为新增长点与新动能,依托高铁发展进一步弱化生产性服务业专业化集聚的抑制作用,通过优化供给促进制造业实现转型升级。同时,非高铁城市要注重不同交通方式的接驳,积极融入高速铁路网,降低被进一步边缘化的风险。

二是以高铁发展为依托,各城市应大力发展与制造业转型升级相匹配的具有优势与特色的生产性服务业,进一步提升城市金融业、商务服务业、科学技术等产业的集聚能力,形成有效的生产性服务业多样化集聚,并注重其专业化发展,以此促进生产性服务业集聚与制造业升级的良性互动。同时,在高铁产生的“时空压缩”效应下,高效利用邻近城市生产性服务

业多样化集聚所带来的正外部性,因地制宜地规划制造业部门的空间分布。此外,应积极避免周边城市生产性服务业专业化集聚而产生的负外部性,防止“虹吸效应”,以此厚植制造业发展优势。

三是继续完善高速铁路网的规划建设,高度重视高铁通车所带来的资源与要素的动态配置效应。在我国高铁开通的短短数年内,其优势在一定程度上有所体现,但高铁对于经济发展与制造业升级更为强劲的积极作用还未充分展现。这就需要继续完善与科学规划高速铁路网,关注因高铁发展而导致的资源不平衡流动、城市间竞争加剧,逐步引导区域间形成以点带面的格局,高效利用高铁开通对生产性服务业集聚与制造业升级的联动规律,充分释放高铁经济所带来的扩散效应,避免区域经济发展的不平衡性,以此实现区域经济一体化发展。

参考文献:

1. 埃尔霍斯特,2015:《空间计量经济学:从横截面数据到空间面板》,中译本,中国人民大学出版社。
2. 卞元超、吴利华、白俊红,2018:《高铁开通、要素流动与区域经济差距》,《财贸经济》第6期。
3. 陈建军、陈国亮、黄洁,2009:《新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国222个城市的经验证据》,《管理世界》第4期。
4. 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。
5. 高觉民、李晓慧,2011:《生产性服务业与制造业的互动机理:理论与实证》,《中国工业经济》第6期。
6. 韩峰、王琢卓、阳立高,2014:《生产性服务业集聚、空间技术溢出效应与经济增长》,《产业经济研究》第2期。
7. 韩峰、谢锐,2017:《生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析》,《数量经济技术经济研究》第3期。
8. 黄凯南、孙广召,2019:《高铁开通如何影响企业全要素生产率?——基于中国制造业上市企业的研究》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第1期。
9. 柯善咨、赵曜,2014:《产业结构、城市规模与中国城市生产率》,《经济研究》第4期。
10. 李平、付一夫、张艳芳,2017:《生产性服务业能成为中国经济高质量增长的新动能吗》,《中国工业经济》第12期。
11. 刘奕、夏杰长、李焱,2017:《生产性服务业集聚与制造业升级》,《中国工业经济》第7期。
12. 莫莎、欧佩群,2016:《生产性服务业集聚对出口产品质量的影响分析——基于我国275个地级城市的证据》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》第5期。
13. 乔彬、吉琳、胡子龙,2014:《产业集群技术创新与制度创新融合路径与质量——以中国22个典型产业集群为例》,《产业经济研究》第5期。
14. 乔彬、张蕊、张斌,2018:《制度性交易成本、产业集中与区域全要素生产率》,《南京社会科学》第12期。
15. 覃成林、杨晴晴,2017:《高速铁路对生产性服务业空间格局变迁的影响》,《经济地理》第2期。
16. 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。
17. 席强敏、陈曦、李国平,2015:《中国城市生产性服务业模式选择研究——以工业效率提升为导向》,《中国工业经济》第2期。
18. 张俊,2017:《高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》,《经济学(季刊)》第16卷第4期。
19. Bertrand, M., and S. Mullainathan. 1999. "Is There Discretion in Wage Settings? A Test Using Takeover Legislation." *The Rand Journal of Economics* 30(3):353-554.

- 20.Coe, N., and A. Townsend. 1998. “Debunking the Myth of Localized Agglomerations: The Development of a Regionalized Service Economy in South–East England.” *Transactions of the Institute of British Geographers* 23(2):1–20.
- 21.Duranton, G., and D. Puga. 2001.“Nursery Cities: Urban Diversity, Process Innovation, and the Life Cycle of Products.” *American Economic Review* 91(5):1454–1477.
- 22.Glaeser, E. L., H. D. Kallal, J. A. Schinkman, and A. Shleifer. 1992. “Growth in Cities.” *The Journal of Political Economy* 100(6):1126–1152.
- 23.Li, X.J., B.Huang, R.R.Li, and Y.P.Zhang.2016.“Exploring the Impact of High Speed Railways on the Spatial Redistribution of Economic Activities–Yangtze River Delta Urban Agglomeration as a Case Study.” *Journal of Transport Geography* 57:194–206.
- 24.Mion, G., and P.Naticchioni.2005.“Urbanization Externalities, Market Potential and Spatial Sorting of Skills and Firms.” CEPR Discussion Paper, No.5172(5):1–36.
- 25.Shao, S., Z.Tian, and L.Yang. 2017. “High Speed Rail and Urban Service Industry Agglomeration:Evidence from China’s Yangtze River Delta Region.” *Journal of Transport Geography* 64(10):174–183.
- 26.Wood, P. 2006. “Urban Development and Knowledge–intensive Business Services:Too Many Unanswered Questions?” *Growth and Change* 37(3):335–361.

The Effect of High–Speed Railway , Agglomeration of Productive Service Industry and Upgrading of Manufacturing Industry

Qiao Bin,Zhang Rui and Lei Chun

(School of Economics and Management, Taiyuan University of Science and Technology)

Abstract: Based on the development of China’s high–speed railway, we integrate the high–speed railway and the productive service industry. This paper uses the panel data of 275 cities in China from 2003 to 2016, analyzes the mechanism of high–speed railway affecting the upgrading of manufacturing industry and evaluate its economic effects. The results show that the opening of high–speed railway promotes the potential of regional market through the “combination effect”, improves the efficiency of manufacturing sector through the “productivity growth effect” and concentrates the productive service industry through the “factor integration effect”: the elasticity coefficients are 0.076, 0.051, and 1.183, respectively. Furthermore, this paper constructs spatial Durbin model of different spatial weight matrices. The results show that the opening of high–speed railway strengthens the spatial spillover effect between regions; the negative externality of the agglomeration of specialized service industry is further enhanced; the positive externality of diversified agglomeration is strengthened. This provides an opportunity for the high–speed railway developing in various regions, and provides a basis to formulate policies applicable to the transformation and upgrading of manufacturing in terms of supply scale, demand scale, and the optimizing and upgrading of manufacturing productivity.

Keywords: The Effect of High–Speed Railway, Productive Services Agglomeration, Upgrading of Manufacturing Industry, Spatial Durbin Model

JEL Classification: R41, R58

(责任编辑:赵锐、彭爽)