

跨越空间的藩篱 ——地理、匹配与创新

李建成 吴明琴 徐 舒 黎婉玉*

摘要 知识在空间上的交换与匹配是当前空间经济研究的前沿,但尚无充足的文献对其发生过程和影响机制进行经验识别。尤其在企业知识创新过程中,伴随着交换与匹配成本变化的创新行为又会呈现出怎样的特征?本文利用中国高铁项目建设这一准自然实验,基于多期双重差分的因果识别框架,实证检验了高铁建设带来旅行成本的降低对企业跨空间创新匹配行为的影响。研究发现:高铁建设显著促进了不同城市间企业的合作创新,促使企业更偏好于在高铁沿线城市中寻找创新匹配对象。同时,高铁沿线双边城市间形成的匹配关系质量也更高。从整体上看,高铁项目空间布局对创新资源存在广泛的再分配效应。本文结果具有良好的稳健性,对交通基础设施如何推动国家创新体系建设具有政策启示。

关键词 高铁建设 创新 跨空间合作 匹配质量

一、引言

传统城市与空间经济研究范式的基本点强调,通勤成本与房租的权衡塑造了城市内部的空间结构,而贸易成本决定了区域间要素流动和城市体系差异(Mills,1967;Fujita等,1999),但两者均没有关注城市内外微观主体互动的逻辑,对当前微观要素的匹配问题缺乏解释力(Bernard等,2015),尤其是基于知识合作创新的企业空间匹配行为——涉及合作对象选择、匹配与合作策略的制定等一系列研发资源的空间配置过程(李建成等,2020)。虽然传统理论在知识创新的搜寻匹配上较为缺乏,但强调了另一个重要方面:企业的知识溢出与创新性行为是本地化的,受到企业边界与地理边界的制约,是空间的藩篱。因此,传统理论重视知识流动与转移过程中的邻近关系(Storper和Venables,2004),并据此提出了诸如高新技术产业集群、工业园区等政策工具,这一观点在强调“面对面”交流机制下的集聚效应时极为重要(Duranton和Puga,2004)。

既然知识溢出是本地化的,存在显著的空间边界,那么企业为什么还需要向外部更远距离的市场搜寻匹配更优质的知识合作伙伴?高质量的匹配关系是企业可持续商业

* 李建成,广东外语外贸大学经济贸易学院,E-mail:lijch53@mail2.sysu.edu.cn;吴明琴(通讯作者),华南师范大学华南市场经济研究中心、区域经济研究中心、经济与管理学院,E-mail:mingqinwu@gmail.com,通讯地址:广州市番禺大学城华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006;徐舒,西南财经大学经济学院,Email:xushu@swufe.edu.cn;黎婉玉,广东外语外贸大学经济贸易学院,E-mail:vanyulwy@163.com。鸣谢广州市哲社“十四五”规划共建项目、广州现代产业新体系研究基地项目(2022JDCJ09)、广东省基础与应用基础研究基金(2020A151010552)、广东外语外贸大学云山学者引进人才科研项目(2022RC098)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

模式创新的重要途径,由于寻找优质的匹配对象存在成本,并不是所有企业都有寻找合作伙伴的动机和能力,那什么样的条件才能激发企业远距离的创新匹配行为?交通成本或贸易成本的降低,又会使匹配行为呈现出怎样的特征?是拉近了更远的“邻居”,还是使企业寻找到更远的市场^①?这是本文想要回答的问题。内生增长理论认为干中学、R&D投入、人力资本积累等是激发企业创新和促进经济增长的有效途径(Lucas,1988; Foster和Rosenzweig,1995)。因此近年来,我国各地区的政策动态也热衷于采取大量研发与教育资金的定点投入等措施。对此,本文的研究提供了一个有别于传统创新理论和政策工具的分析框架。

具体而言,本文在高铁建设的政策冲击下考察了企业跨空间创新匹配行为与基于共同研发专利的合作创新绩效,重点讨论以下三方面内容:(1)高铁是如何促进创新的?(2)高铁是否促进了创新企业间的有效匹配,并影响企业的创新匹配偏好?(3)在高铁的干预效应下,企业的创新匹配质量是否更高、策略是否存在变化?为回答上述问题,我们首先通过构建城市层面的面板多期DID模型,分析高铁开通对城市独立研发总量和合作研发总量的处理效应。进一步地,本文在城市配对组层面,探讨了高铁是否促进了城市间企业对共同研发伙伴搜寻匹配的数量(扩展效应)与质量(增长效应)。最后,本文识别了高铁对高铁沿线城市的企业匹配策略与非高铁沿线城市的企业匹配策略的影响。

本文的贡献可以概括为以下两点:首先,提供了交通基础设施冲击如何优化企业对合作伙伴的搜索匹配这一微观行为的直接经验证据,丰富了交通基础设施对企业行为影响的研究;其次,提供了交通成本降低如何激励创新的解释框架,拓展了关于空间知识经济和创新领域现有的研究成果。

二、文献综述

创新活动的一个重要的空间特征是:劳动力与企业的创新活动更加倾向于在地理上集中,知识创新的外部性(或溢出)通常是本地化的(Jaffe等,1993),知识流动受到空间边界的约束,存在着显著地理局限性,尤其是缄默知识(Krugman,1991)。在知识资本占据极为重要位置的地区或产业,这种现象更加明显。在生产过程中,新知识愈发重要,本地化集中现象愈发突出(Audretsch和Feldman,1996)。近期的研究发现受边界控制的知识地理限制有强化趋势,面对这种地方化特征,虽然已有一些研究尝试识别影响知识流动突破本地化的因素(Sing,2005),但技术外部性与知识的空间溢出长期以来均被认为是一个“黑箱”,其微观过程难以捉摸,人们对经济环境与政策工具如何促进知识流动以及进一步通过创新促进增长的机制也知之甚少(Fujita,2007)。创新本地化溢出过程是如何发生的?在什么条件下企业才会倾向于向更远的地方搜寻、学习和发掘新的知识?为揭示其中逻辑,城市经济学与新经济地理学领域学者从微观行为主体搜寻匹配知识合作对象的全新视角出发,对此进行了探索。Berliant等(2006)最早基于其提

① 前者偏向强调知识溢出空间范围的扩大,后者更偏向强调企业向外搜寻匹配的自主行为。

出的个体视角,构建了一个基于知识交换目标的微观搜寻匹配模型。研究发现,异质性行为个体(消费者或工人)有知识水平差异(不同知识类型),搜寻伙伴交换知识以提高个体生产效率,这种知识交换提供了促进要素空间集聚的一个基本力量。Fujita(2007)则进一步将个体行为知识交换与匹配这一思想正式引入新经济地理学领域,并认为这是知识经济时代新经济地理学的新前沿。Berliant和Fujita(2007)注重匹配行为本身,其通过构建知识创新与转移的两个体模型(TP model)分析了劳动力之间合作成功的基本条件与合作的动态演化过程,发现了初始条件下个体异质性的关键作用以及合作后期知识结构异质性的变化。Davis和Dingel(2019)的最新研究成果则给出了知识交换下的空间一般均衡模型。

与本文的研究相关的另一支重要文献是交通基础设施对经济活动空间分布、收入效应与福利获得作用的研究,研究发现交通基础设施对就业(Duranton和Turner, 2012)、贸易(Duranton等, 2014)、产业地理(Chen和Haynes, 2017; 皮亚彬和李超, 2021)和社会福利获得(Allen和Arkolakis, 2019)等方面有着深刻且长远的影响。我国的大规模交通基础设施建设始于1990年,大规模高速铁路建设始于2008年,优良的政策实施环境、发展空间与丰富的数据观测带来了关于我国交通基础丰富的本土研究,如分析交通基础设施如何影响企业生产率(张睿等, 2018; 邹文博等, 2022)、如何影响资本市场发展(黄张凯等, 2016)、对区域经济发展的作用(张学良, 2012; 张俊, 2017)等。

大部分研究仍存在以下两点不足:首先,当城市间旅行成本或贸易成本降低时,对企业跨越空间搜寻匹配更高质量合作伙伴的行为会产生什么样的影响,无论是传统关于创新的研究,还是城市与空间经济研究,都尚未有充分的论证。较早关于知识搜寻匹配的文献则都是从劳动力个体着手进行研究,缺乏基于企业层面的探讨,且均是基于理论的刻画,并无充足经验证据的支持。其次,关于交通基础设施的研究,现有文献大多基于单个城市交通基础设施存量的实证框架,关于城市间连通关系及其引致的要素匹配与分配的经济分析尚不多见。而与本文密切相关的分析,如Wang和Cai(2020)、Hanley等(2022)虽然分析了高铁如何影响企业的专利合作行为,但未从匹配的视角讨论企业在区域间合作策略的转变,这是本文的重要补充。

三、模型设定与识别策略

(一) 模型设定

由于各个城市高铁开通的年份不同,因此本文构建如下多期双重差分模型:

$$\ln(\text{Innovation}_{it}+1)=C+\alpha\text{Hsrstation}_{i,t-1}+\beta X'_{it}+\eta_i+T_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Innovation_{it} 为城市*i*在*t*年的创新水平,本文将其划分为两个维度:独立研发水平与合作研发水平,分别为该城市中所有企业的独立研发专利总量和企业与其他城市企业共同研发的专利总量。我们使用发明专利授权量作为企业创新的指标,样本期为2000年到2015年。我们把专利数据与2008年全国第二次经济普查数据库相匹配,通过企业的地址对匹配结果进行验证,就可以得到每家企业每年的专利数量、内容以及企业的信息。根据一项专利是否只有一家申请企业,如果只有一家则为独立研发专利,有

多家企业同时持有则为共同研发专利,该数据处理方法与李建成等(2022)一致。
 $Hsrstation_{i,t-1}$ 为核心解释变量,是一个虚拟变量,如果城市*i*在上一年开通了高铁则为1,否则为0。本文对高铁的刻画主要采用窄口径(时速大于300km/h的列车)来衡量,采用窄口径相比宽口径对显著性要求更高,讨论的冲击范围也更小。系数 α 则表示高铁开通对创新激励的干预效应,预期 $\alpha>0$ 。

控制变量*X*包括城市人均GDP、年末总人口、政府财政支出中教育支出、当年实际利用外资额、全社会固定资产投资、公路客运量、是否开通飞机航线等,除了是否开通飞机航线,其他指标均进行对数化处理。 η_i 控制城市固定效应, T_t 控制时间固定效应, ε_{it} 为误差项。城市层面的统计数据来源于历年《中国区域经济统计年鉴》、历年《中国城市统计年鉴》和各地级市统计年鉴。为在一定程度上纠正高铁建设的样本选择偏差,本文删除了四个直辖市样本:北京、天津、上海和重庆。

(二) 工具变量:1934 年铁道部铁路规划

本文使用历史数据作为工具变量,历史数据采集于1934年中华民国铁道部铁路规划图(洪懋熙等主编,东方舆地学社1934年出版),包含了7种类型的铁路信息:国有路线、部定路线、合同路线、部定线及合同线之合并线、其他计划线、民营路线以及外国路线。由于部定线及合同线之合并线、其他计划线、民营路线三种路线较为稀少且在规划图中较难清晰辨识,因此本文对另外4种路线(国有路线、部定路线、合同路线、外国路线)信息进行了提取编码,将其铁路站点信息、铁路沿途城市信息与当前中国城市进行一一核对匹配,确定出与高铁变量相对应的IV信息数据。从1934年到当前,中间经历了抗日战争、新中国成立、改革开放等一系列重大历史事件和经济与社会变革。因此,1934年的铁路规划很难对当前创新行为产生影响。另外,当时勘探的适合铁路运营的植被气候、地质条件和生态环境,以及线路布局的经济效应等也都为当前高铁规划提供了重要参考意义,因此被认为与高铁建设具有较强的相关性。

各变量描述和统计属性见表1。

表 1 变量描述

变 量	含 义	观测值	平均数	标准差
城市层面				
因变量				
<i>InnovationC</i>	城市 <i>i</i> 与其他城市合作的发明专利总量	5 216	19.6948	94.9567
<i>InnovationD</i>	城市 <i>i</i> 独立研发专利总量	5 216	231.1666	1 004.4540
<i>MatchLink_{it}</i>	城市 <i>i</i> 中进行合作的所有企业对数	5 216	1.6879	8.1651
<i>MatchLink_{0it}</i>	城市 <i>i</i> 中所有企业与其他城市合作的所有企业对数	5 216	3.1925	10.9191
自变量				
<i>Hsrstation</i>	城市 <i>i</i> 是否有高铁站,是=1,否=0	5 216	0.1455	0.3527
<i>Degree_Hsr</i>	城市 <i>i</i> 在1934年直达的铁路线路数	5 216	0.7995	3.1730

续表				
变 量	含 义	观测值	平均数	标准差
其他变量				
<i>Rgdp</i>	人均 GDP(元)	5 192	25 142.05	25 961.38
<i>Popu</i>	年末总人口(万人)	5 198	380.5784	297.3781
<i>Gee</i>	政府财政支出中教育经费支出(万元)	4 964	248 609.8	349 787.5
<i>FDI</i>	当年实际利用外资额(万美元)	4 810	40 519.16	100 359.9
<i>FI</i>	全社会固定资产投资(亿元)	5 164	586.9078	865.9618
<i>Hrider</i>	公路客运量(万人)	4 519	7 176.547	10 988.96
<i>Airports</i>	是否有飞机场	5 216	0.3710	0.4831

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

基准 OLS 回归结果如表 2 所示,其中第(1)(4)列为混合效应回归,第(2)(5)列仅控制固定效应,第(3)(6)列既加入了控制变量又控制固定效应。第(1)(4)列的混合效应估计显示,高铁开通对城市独立创新发明量和合作创新发明量均有显著的统计关系。在控制城市固定效应和年份固定效应后,高铁开通对城市独立研发创新总量的统计显著性消失了,而对合作创新产出的影响仍然在 0.001 水平上显著且为正。进一步控制其他变量后,高铁组城市独立创新总量在高铁开通前后与对照组城市相比,未表现出显著的增量差异,但通过合作的方式实现的合作创新总量仍然表现出了显著的增量差异。第(6)列系数显示在控制城市固定效应和年份固定效应后,在高铁开通前后,高铁干预组城市企业合作创新产出总量比未干预城市增加 44.16%。

表 2 OLS 回归结果

变 量	独立创新			合作创新		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Hsrstation</i> _{<i>i,t-1</i>}	2.7835 *** (0.1538)	0.1405 (0.0716)	0.1229 (0.0698)	1.9039 *** (0.1541)	0.5272 *** (0.0858)	0.4416 *** (0.0838)
经济特征	N	N	Y	N	N	Y
交通特征	N	N	Y	N	N	Y
城市固定效应	N	Y	Y	N	Y	Y
年份固定效应	N	Y	Y	N	Y	Y
<i>R</i> ²	0.1834	0.0028	0.0115	0.1616	0.0297	0.0623
观测值	4 091	4 091	4 091	4 091	4 091	4 091

注：* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001。括号中为在城市层面聚类的稳健标准误。

(二) 工具变量估计

由于内生性原因导致 OLS 估计结果有偏,我们进一步采用工具变量法。在全部控制了固定效应和控制变量后,两组回归的工具变量估计结果如表 3 所示。工具变量第二阶段估计显示,高铁开通对城市独立研发创新量在统计意义上仍然不显著,且符号发生反向变化,弱工具稳健性测试也不显著。而高铁对合作创新的工具变量回归仍然显示存在显著影响,不存在弱工具变量问题,且估计系数也比 OLS 估计系数要大。IV 估计显示,高铁开通城市相比未开通高铁城市,在高铁开通后合作创新量增加 289.33%。

表 3 工具变量估计结果

变 量	独立创新		合作创新	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第二阶段结果				
$Hsrstation_{i,t-1}$	-0.3216 (0.7940)	-0.5523 (0.9040)	2.8398 ** (0.8934)	2.8933 * (1.1545)
第一阶段结果				
$Railstation1934$	29.8767 ** (9.7586)	26.6878 ** (9.4287)	29.8767 ** (9.7586)	26.6878 ** (9.4287)
F-test	9.37	8.01	9.37	8.01
经济特征	N	Y	N	Y
交通特征	N	Y	N	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	4 091	4 091	4 091	4 091

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。括号中为在城市层面聚类的稳健标准误。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为检验高铁开通对合作创新产出的干预效应是否真实有效,即是否的确是因为高铁开通事件引致的结果,本文将干预组每个城市高铁开通的时间前置,令样本干预窗口期从 2008—2015 年置换到 2000—2007 年间。估计结果见表 4 第(1)列,可以发现,将高铁建设时间提前后,核心解释变量均不再显著,证明高铁开通对合作创新产出的干预效应是真实有效的,且在真实开通高铁之前,不存在合作创新产出差异波动的显著趋势。

表 4 子样本检验与安慰剂检验结果

变 量	(1)	(2)
$Hsrstation_{i,t-1}$	0.1026 (0.0597)	0.2132 * (0.0843)

续表

变 量	(1)	(2)
$Treat_i \times Trend_i$		0.0580 *** (0.0136)
经济特征	Y	Y
交通特征	Y	Y
企业固定效应	Y	Y
城市固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
R^2	0.0224	0.0820
观测值	1 907	4 091

注：* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。括号中为在城市层面聚类的稳健标准误。

2. 时间趋势检验

开通高铁的城市和未开通高铁的城市在创新过程中可能面临不同的时间趋势,故在基准回归中加入时间趋势项加以控制,设定如下:

$$\ln(Innovation_{it}+1) = C + \alpha Hsrstation_{i,t-1} + \beta X'_i + \gamma Treat_i \times Trend_i + \eta_i + T_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Treat_i$ 为干预项,如果在 2015 年末城市 i 开通高铁,则该城市设置为 1,否则为 0。 $Trend$ 为时间趋势项,从 2000 年开始为 1,后逐年叠加 1。其他各项同模型(1)。估计结果见表 4 第(2)列,可以发现, $Hsrstation$ 系数仍然显著。 $Hsrstation$ 系数变小的可能原因在于时间趋势效应中包含了部分的高铁开通效果。

3. 动态效应检验

为检验高铁干预组与控制组的前期共同趋势和高铁开通的长期效应,借鉴 Lin (2017),设置如下动态效应模型:

$$\ln(InnovationC_{it}+1) = C + \alpha_0^1 Hsrstation_{it}^{-5} + \dots + \alpha_0^{10} Hsrstation_{it}^5 + \gamma Treat_i \times Trend_i + \beta X'_i + \eta_i + T_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $Hsrstation_{it}^{(-)n} = 0$,当且仅当城市 i 在高铁开通之前第 n 年, $Hsrstation_{it}^{-n}$ 为 1,当且仅当在高铁线路开通之后第 n 年, $Hsrstation_{it}^n$ 为 1。其他各变量同模型(1)。为更好地比较前期趋势与长期效应,本文分别针对不同的控制组样本做了检验(见图 1)。图 1(a)的样本为所有开通高铁的城市,而各年份的控制组样本则为那些规划会开通但是当年尚未开通的城市,此时实验组与干预组之间不存在因政策选择带来的差异,仅存在高铁开通时间先后的影响(Lin, 2017)。图 1(b)的样本则为全样本。高铁开通的第 0 期为对照组。

根据图 1,两组样本在高铁开通的第一年之前,各项系数均不显著,表明合作创新事前并未在干预组与实验组之间出现趋势差异。在高铁开通之后的第二年,各项系数在两组样本中均显著,合作创新的差异呈现出逐年上升的趋势,表明高铁存在长期效应,而且这种上升趋势确实是高铁开通之后才出现的。

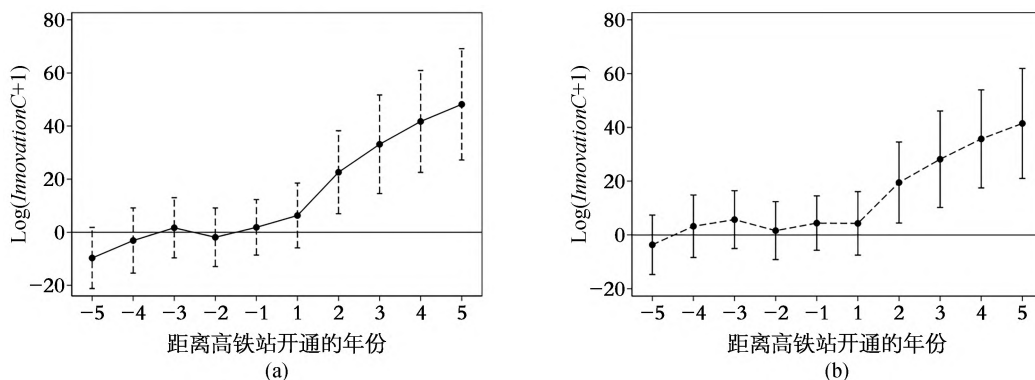


图1 动态效应图示

(四) 微观企业层面的讨论

从更为微观的企业层面入手,将总效应均分到每个企业的组内,可以考察高铁对企业层面创新的处理效应。在企业层面上的估计也能在一定程度上规避关于城市发展与高铁建设共同影响因素不可观测变量的问题。因此,本文进一步在企业层面进行如下两方面稳健性检验。

1. 企业层面基于双重差分模型的再估计

在企业层面对模型(1)进行重新估计,估计模型如式(4)所示:

$$\ln(\text{Innovation}_{fjt}+1) = C + \alpha \text{Hsrstation}_{it} + \beta X_{it} + \gamma F_{jt} + f_j + \eta_i + I_s + T_t + \varepsilon_{fjt} \quad (4)$$

其中, Innovation_{fjt} 为企业层面的合作创新总量,下同。 F 为企业特征变量,包括企业年龄,作对数化处理。高铁变量 Hsrstation 和控制变量 X 同模型(1)。 f 为企业固定效应, η 为城市固定效应, I 为行业固定效应(行业仅分为制造业、服务业和其他行业), T 为时间固定效应, ε_{fjt} 为误差项。对于模型(4)的估计,我们将误差项 ε_{fjt} 聚类到更高层面的城市水平。OLS 估计结果见表5面板A估计的第(1)列。

2. 企业层面基于企业与高铁站相对地理位置的再估计

本文将每个企业定位到了具体的经纬度位置,同时对每个高铁站具体站点的位置进行了地理信息的提取,这意味着我们可以对政策干预变量在新的地理维度下进行重新定义,以此检验在干预变量的不同测度方式下回归结果的稳健性。具体而言,本文分别定义如下两组新的干预变量:第一,如果企业所在位置位于某一高铁站点方圆50km内,即认为该企业受到高铁建设的冲击;第二,将范围缩小至30km以内,即认为位于某一高铁站点方圆30km内的企业可能受到高铁建设的冲击。估计模型如下:

$$\ln(\text{Innovation}_{fjt}+1) = C + \alpha I(\text{Disbuild}_{f \rightarrow h} \leq D) \times \text{Time}_{ht} + \beta X_{it} + \gamma F_{jt} + f_j + \eta_i + I_s + T_t + \varepsilon_{fjt} \quad (5)$$

其中, $I(\cdot)$ 为示性函数,如果企业 f 到最近的高铁站 h 的距离 $\text{Disbuild}_{f \rightarrow h}$ 小于等于距离 D , $D = \{30\text{km}, 50\text{km}\}$, 则 $I(\text{Disbuild}_{f \rightarrow h} \leq D) = 1$, 否则为0。如果高铁站 h 建造的时间在 t 年及以后年份, Time_{ht} 为1, 否则为0。固定效应控制同模型(4)。误差项 ε_{fjt} 在城市层面聚类。 $D=50\text{km}$ 和 $D=30\text{km}$ 的 OLS 估计结果见表5面板A估计的第(2)列和第(3)列。

需要强调的是,在这里一个必须考虑的问题是新产品进入与老企业退出的影响。

一方面,对结果变量创新,在政策干预期前的新企业进入可能会高估创新的增长,引起OLS估计向上偏误,而干预期后退出市场则会低估从而引起向下偏误,因为退出市场也意味着创新的迅速衰落,综合起来则对创新偏误不可确定;而另一方面,对干预变量高铁,无论是从模型(4)的城市角度来看,还是从模型(5)的具体距离角度来看,都不可避免地存在自选择效应,即高铁对新企业选址并不外生,相反新企业是为更好地发展而选择在有高铁的城市或高铁站距离 D 范围以内建立,这同样会对结果造成干扰。为此,本文进一步剔除了样本期内(2000—2015年)新建立企业和退出企业的样本,保留了从2000年到2015年一直存续的企业样本,各项估计结果见表5面板B的第(1)(2)(3)列。

表5 微观企业层面的系列检验

变 量	企业层面估计	$D = 50\text{km}$	$D = 30\text{km}$
	(1)	(2)	(3)
面板 A: 未考虑企业的进入与退出			
$Hsrstation_{i,t-1}$	0.4237 ** (0.1349)		
$I(Disbuild_{f \rightarrow h} \leq D) \times Time_{ht}$		0.6049 ** (0.2160)	0.7854 ** (0.2370)
R^2	0.0023	0.0020	0.0021
观测值	919 702	995 335	995 335
面板 B: 考虑企业的进入与退出			
$Hsrstation_{i,t-1}$	0.8872 ** (0.3313)		
$I(Disbuild_{f \rightarrow h} \leq D) \times Time_{ht}$		1.0922 * (0.4901)	1.4994 ** (0.5433)
R^2	0.0034	0.0030	0.0031
观测值	371 095	394 933	394 933
企业特征	Y	Y	Y
经济特征	Y	Y	Y
交通特征	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。括号中为在城市层面聚类的稳健标准误。

未考虑企业进入与退出市场的行为时,将模型(1)放到企业微观层面估计显示结果依然稳健,且平均效应小于城市层面的总体估计,开通高铁的城市相比未开通城市,其企业合作创新绩效的增量差异为42.37%。而将高铁建设的干预变量置换为是否50km以内有高铁站和是否30km以内有高铁站后,高铁冲击对创新影响的结果同样稳健且统

计性显著,位于高铁站 30km 以内的企业相比其他企业,其合作创新绩效的增量差异为 78.54%,位于高铁站 50km 以内的影响下降为 60.49%。

当考虑企业进入与退出市场的行为后,估计结果如面板 B 所示,各式系数均不同程度地提高,但是显著性要求却更加严格,表明企业的进入与退出行为在整体上会导致总样本估计的向下偏误,而该估计结果相比总样本更加稳健。

本文还发现相比 50 km 的阈值,将距离调整为范围更小的 30 km 后,系数面板 A 和面板 B 的估计系数均变大了,而且考虑企业进入与退出行为时,其显著性也得到了提高。证明在企业周边 30 km 以内建设高铁,或者说高铁周边 30 km 以内的企业样本,高铁对其创新的影响更加敏感。当然,也有足够的理由认为如果这个范围继续缩小,提升效果将更加明显。如果不用示性函数,代之以每个企业到最近高铁站的地理距离,则相应地可以测量出一个高铁发挥作用的有效和显著的空间范围。

五、拓展分析:匹配偏好与匹配质量

(一) 匹配偏好

两个城市间旅行成本的降低是否促进了该组城市间企业的有效匹配,并进一步激发了合作创新产出? 高铁对企业间有效匹配是否表现出某种偏好或者空间选择次序? 对此,本文先从企业间有效匹配的数量上进行分析。如果两家企业共同参与研发并申请了至少一项专利,则认为这两家企业存在有效的匹配关系,进一步将企业间的匹配关系分解为城市内部匹配和城市外部匹配,并分别将所有的匹配数量在城市层面加总,构建回归模型如下:

$$\ln(\text{MatchLink}_{il,t}+1)=C+\alpha_D\text{Hsrstation}_{i,t-1}+X_{it}\beta+\eta_i+T_t+\varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, $\text{MatchLink}_{il,t}=l \times \sum_{f=1, i=i}^{n_1} \text{MatchLink}_{fff} + (1-l) \times \sum_{f=1, j \neq i}^{n_2} \text{MatchLink}_{fff}$, 当匹配关系来源于城市内部时 $l=1$, 否则为 0。 $\text{Hsrstation}_{i,t-1}$ 为虚拟变量,如果城市 i 在上一年开通了高铁则为 1, 否则为 0, 控制变量同模型 (1), η_i 控制城市固定效应, T_t 控制时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。估计结果见表 6, 发现那些生产区位在开通高铁组城市的企业,无论是城市内搜寻匹配还是城市外搜寻匹配,其匹配量相比于未开通高铁城市的企业存在显著的增量差异。平均而言,高铁组企业城市内匹配关系增量在高铁开通前后比非高铁组企业城市高 243.58%,城市外匹配关系增量高 227.67%。

表 6 高铁建设对内部匹配关系总量与外部匹配关系总量的影响

变 量	$Y=\text{MatchLink}_{i0,t}$	$Y=\text{MatchLink}_{i1,t}$
面板 A: OLS 估计		
$\text{Hsrstation}_{i,t-1}$	0.2991 *** (0.0495)	0.3660 *** (0.0548)
R^2	0.0789	0.1166
观测值	4 091	4 091

续表

变 量	$Y = MatchLink_{i0,t}$	$Y = MatchLink_{i1,t}$
面板 A: IV 估计 (第二阶段结果)		
$Hsrstation_{i,t-1}$	2.2767 *** (0.8066)	2.4358 *** (0.8105)
F-test	8.012	8.012
观测值	4 091	4 091
面板 B: 安慰剂检验		
$HSRstation(t-8)$	0.0685 (0.0384)	0.0079 (0.0254)
R^2	0.0226	0.0188
观测值	1 907	1 907
控制变量	Y	Y
城市固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。括号中为在城市层面聚类的稳健标准误。

高铁建设促进了高铁所在城市企业有效匹配数目的增多,但是否会影响企业在匹配过程中产生偏好差异,继而更倾向于选择某个区位的企业合作?为了检验这个问题,本文提取了企业在城市外部与各区位企业的有效匹配数目,在城市—城市的配对组层面计算企业间有效匹配的关系数加总变量 M_{ij} 。因此,偏好问题体现为:高铁城市的企业是否更加倾向与同样位于高铁城市的企业形成有效匹配关系?对此,构建模型如下:

$$\ln(M_{ij,t} + 1) = C + \alpha_D HSR_{ij,t-1} + \alpha_1 Bstation_{ij,t-1} + \alpha_2 Ostation_{ij,t-1} + X_{ij,t}^1 \beta_1' + X_{ij,t}^2 \beta_2' + X_{ij,t}^3 \beta_3' + |Market_i - Market_j| + G_{ij} + T_t + \varepsilon_{ij,t} \quad (7)$$

其中, $M_{ij,t} = \sum_{f_i=1}^{n_1} \sum_{f_j=1}^{n_2} MatchLink_{f_i f_j t} (j \neq i)$, $MatchLink_{f_i f_j t}$ 表示城市 i 中的企业 f_i 与城市 j 中的企业 f_j 在 t 年是否存在合作关系, $M_{ij,t}$ 则为城市 i 与城市 j 在 t 年进行创新合作的企业总数, n_1 和 n_2 分别为城市 i 和城市 j 的企业总量。 $HSR_{ij,t-1}$ 为城市 i 和城市 j 是否可以通过高铁班次直达,是则为 1,否则为 0。识别 $HSR_{ij,t-1}$ 的工具变量为城市 i 和城市 j 在 1934 年是否被铁路连接。 $Bstation_{ij,t-1}$ 和 $Ostation_{ij,t-1}$ 分别控制的是城市 i 和 j 同时有高铁站和分别只有一个高铁站的影响。 $X_{ij,t}^1$ 为城市配对组层面的系列控制变量,包括两个城市的 GDP、人口规模、财政教育支出、当年实际利用外资额、固定资产投资等,均加和后取对数, $X_{ij,t}^2$ 和 $X_{ij,t}^3$ 分别控制两个城市各自的特征变量,包括公路客运量、是否有机场等。另外,为考察两个城市间制度差异的影响,这里还控制了两个城市所在省份或自治区的市场化总指数的差异 ($|Market_i - Market_j|$)。 G_{ij} 为城市配对组固定效应, T_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{ij,t}$ 为残差项。估计结果见表 7,发现高铁连通的城市间企业有效匹配关系量在高铁连通前后比未连通城市间的有效匹配量的增量差异为 21.03%,IV 结果显示增量差异为 142.3%。在控制各项固定效应(第(2)列)、加入控制变量后(第(3)(4)列)系数依次减小。同时控制上列信息后,高铁连通的城市间企业有效匹配关系量在高铁连通前后比

未连通城市间的有效匹配量的增量差异为 8.43%,IV 结果估计增长 84.26%。

表 7 高铁建设对匹配偏好的影响估计

变 量	$Y = \ln(M_{ij,t} + 1)$		
	(1)	(2)	(3)
OLS 估计			
$HSR_{ij,t-1}$	0.2103 *** (0.0176)	0.1102 *** (0.0106)	0.0843 *** (0.0108)
R^2	0.0142	0.0050	0.0108
IV 估计 (第二阶段结果)			
$HSR_{ij,t-1}$	1.4230 *** (0.3983)	0.7603 *** (0.0874)	0.8426 *** (0.1085)
F-test	142.44	158.835	135.095
控制变量	N	N	Y
城市配对组固定效应	N	Y	Y
年份固定效应	N	Y	Y
观测值	1 589 250	1 589 250	1 101 722

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。括号中为在城市配对组层面聚类稳健标准误。

高铁开通不仅显著提高了高铁所在城市的总有效匹配企业数量,且在高铁干预下的企业匹配表现出鲜明的空间选择次序和偏好,企业更加倾向于在其所在城市经高铁连通的其他城市中寻找合作对象。而高铁影响城市内部企业间匹配关系的原因,本文认为可能存在以下两个方面:(1)随着高生产率企业外部优质匹配数量的增多,外部性和竞争关系使得城市内部能够存活的所有企业生产和创新效率整体得到改善,从而活跃了本地创新;(2)部分企业因为在城市外部寻找到优质的合作伙伴,从而将内部的匹配机会给予那些不能向外匹配的企业,从而给城市内部的合作创新留下了足够的发展空间和市场份额。

(二) 匹配质量

合作创新总产出水平由两部分构成:有效匹配数目和每对匹配数目创新产出。高质量匹配也意味着每一对有效匹配的合作企业,相比其他匹配类型的合作,创新产出更快持续增长,共同申请专利数量也会持续增加。前文论证了高铁对外部有效匹配数目增加存在正向效应,下面需要进一步论证的是:高铁对外部合作创新总产出水平是否也存在促进效应?高铁对创新总水平的正向影响仅仅是由有效匹配数目的增加效应带来的?还是既存在有效匹配数目增加的成分(扩展效应),又存在每对匹配数目创新产出持续提升的成分,即匹配质量(增长效应)?

对此,本文首先检验高铁在城市尺度上对与外部城市合作创新总量的影响方式,将城市 i 中所有企业与其他城市中所有企业共同发明的专利量加总,得到城市的创新合作产出总水平替换模型(7)的因变量,进而分析高铁对创新合作产出激励的增长效应,其

具体计算公式为 $PatentC_{ij,t} = \sum_{f_i=1}^{n_1} \sum_{f_j=1}^{n_2} Patent_{f_i f_j t} (j \neq i)$ 。其中, $Patient_{f_i f_j t}$ 表示城市 i 中的企业 f_i 与城市 j 中的企业 f_j 在 t 年共同研发的专利量, $PatentC_{ij,t}$ 则为城市 i 与城市 j 在 t 年共同研发专利总量。估计结果见表 8, 发现在控制各项变量后, 高铁连通的城市间合作创新专利总量在高铁连通前后比未连通城市间合作创新专利总量高出 10.55%, IV 结果显示这一增量差异为 108.31%。

表 8 高铁与不同城市间合作创新总量

变 量	$Y = \ln(PatentC_{ij,t} + 1)$		
	(1)	(2)	(3)
OLS 估计			
$HSR_{ij,t-1}$	0.5014 *** (0.0372)	0.2733 *** (0.0236)	0.1055 *** (0.0151)
R^2	0.0184	0.0103	0.0101
IV 估计 (第二阶段结果)			
$HSR_{ij,t-1}$	1.8242 *** (0.2119)	0.9953 *** (0.1163)	1.0831 *** (0.1438)
F-test	142.44	158.835	135.095
控制变量	N	N	Y
城市配对组固定效应	N	Y	Y
年份固定效应	N	Y	Y
观测值	1 589 250	1 589 250	1 101 722

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。括号中为在城市配对组层面聚类稳健标准误。

其次, 借鉴 Eaton 等 (2011) 对二元边际贡献率的分解方法, 通过如下方式将城市配对组合作发明专利总量分解为有效匹配关系数量和每对匹配数目创新产出份额:

$$PatentC_{ij,t} = M_{ij,t} \times y_{ij,t} (y_{ij,t} = PatentC_{ij,t} / M_{ij,t}) \quad (8)$$

其中, $M_{ij,t}$ 为每组城市对中合作企业对的数量, $y_{ij,t}$ 为每组合作企业对合作发明的平均专利量。用最小二乘法估计模型 $\ln M_{ij,t} = \alpha_{extensive} \ln PatentC_{ij,t} + G_i + G_j + T_t + \varepsilon_{ij,t}$, 得出有效匹配关系数量对合作创新总量贡献率为 39.79%, 在 0.001 水平上显著。进一步, 撇开其中由有效匹配数目增加的部分, 仅考虑每对匹配数目创新产出份额, 将模型 (8) 的因变量替换成分解得到的 $y_{ij,t}$ 进行估计, 结果见表 9。估计结果显示, 高铁开通显著增加了高铁连通城市间的创新匹配质量。高铁连通的城市间比未连通的城市间平均每对匹配关系合作申请发明专利在高铁连通前后增加了 5.68%, 工具变量估计显示增长 68.93%。高铁对合作创新的激励同样显著来源于每对匹配数目创新产出的持续提升, 因此可以认为高铁促成的匹配关系的创新质量相对更高, 增长效应显著。

表 9 高铁与匹配质量

变 量	$Y = \ln(y_{ij,t} + 1)$		
	(1)	(2)	(3)
OLS 估计			
$HSR_{ij,t-1}$	0.1769 *** (0.0128)	0.0914 *** (0.0085)	0.0568 *** (0.0089)
R^2	0.0065	0.0022	0.0071
IV 估计(第二阶段结果)			
$HSR_{ij,t-1}$	1.3388 *** (0.1446)	0.6493 *** (0.0713)	0.6893 *** (0.0878)
F-test	142.44	158.835	135.095
控制变量	N	N	Y
城市配对组固定效应	N	Y	Y
年份固定效应	N	Y	Y
观测值	1 589 250	1 589 250	1 101 722

注：* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。括号中为在城市配对组层面聚类稳健标准误。

(三) 直接证据：旅行成本节约的实际影响

除了通过虚拟变量的方式来表示高铁的连通,本文进一步提供了旅行时间变化作为更直接的证据。通过搜索两两城市间的普通铁路通行时间、高铁开通后的通行时间,计算得到两两城市间因高铁开通引致的通行时间缩短的变化量,即两两城市间高铁开通相比传统铁路通行节约的时间 $\Delta Traveltime_{ij,t}$ (取对数),没有高铁的城市间通行时间节约 0 秒。用 $\Delta Traveltime_{ij,t}$ 代替模型(7)中的高铁变量,工具变量仍然为城市 i 和城市 j 在 1934 年是否被铁路连接,被解释变量分别为 $PatentC_{ij,t}$ 、 $M_{ij,t}$ 和 $y_{ij,t}$ 三个变量,结果见表 10。工具变量结果显示,时间成本每节约 1%,城市间合作匹配数量、匹配总量和匹配质量分别提升 13%、17%和 11%。这一结果也为旅行成本的实际节约对企业跨空间研发活动的影响提供了直接证据。

表 10 旅行成本节约

变 量	$PatentC_{ij,t}$	$M_{ij,t}$	$y_{ij,t}$
	(1)	(2)	(3)
OLS 估计			
$\Delta Traveltime_{ij,t}$	0.0258 *** (0.0025)	0.0196 *** (0.0018)	0.0163 *** (0.0015)
R^2	0.4365	0.3595	0.3414
IV 估计(第二阶段结果)			
$\Delta Traveltime_{ij,t}$	0.1747 *** (0.0209)	0.1341 *** (0.0158)	0.1139 *** (0.0128)
F-test	131.415	131.415	131.415

续表

变 量	$PatentC_{ij,t}$	$M_{ij,t}$	$y_{ij,t}$
	(1)	(2)	(3)
控制变量	Y	Y	Y
城市配对组固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
观测值	1 170 616	1 170 616	1 170 616

注：* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。括号中为在城市配对组层面聚类稳健标准误。

六、再分配效应

高铁建设促使高铁连通组城市间的企业样本更愿意进行匹配合作,且匹配质量较高,创新成果更加能够持续产出。由此引发的再分配效应将具体表现为:(1)高铁连通城市中的企业会将已有资源重新配置,使得创新资源更加集中在高质量的匹配对象上,并在未来重新匹配、选择合作企业时,更加倾向于与高铁城市中的企业建立合作关系;(2)未开通高铁城市的企业在高铁扩张时期可能失去那些曾经的合作伙伴,以及在未来可能更加难以搜寻到高质量的匹配对象。以上两种表现均会引致创新资源分配的再集聚。

本文计算了城市 i 与不同城市间匹配关系数量 $M_{ij,t}$ 的标准差和 90 分位数与 10 分位数之差,以及与不同城市间合作创新总量 $PatentC_{ij,t}$ 的标准差和 90 分位数与 10 分位数之差两组 4 个指标,用以测度不平衡程度的变化。模型设计如下:

$$\ln(Inq_{i,t}+1) = C + \alpha_e Degree_Hsr_{i,t-1} + X_{i,t}\beta + \eta_i + T_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中, $Inq_{i,t}$ 为创新不平衡程度的衡量指标,分别为 $M_{ij,t}$ 和 $PatentC_{ij,t}$ 在城市 i 维度上的标准差及其 90 分位数与 10 分位数之差两种计算方式。 $Degree_Hsr_{i,t-1} = \sum_{j=1, j \neq i}^N HSR_{ij,t-1}$, 为该城市在 $t-1$ 年通过高铁连通的其他城市数量,也是该城市在高铁网络中的度,如果把每一个城市看作一个当地企业组成的产品市场,那么这个变量也反映了可通过高铁达到的市场数量,每个市场均有着可供搜寻匹配的企业池。识别 $Degree_HSR_{i,t-1}$ 作用的工具变量为与该城市在 1934 年在同一条铁路线上的城市数量。 α_e 为关心的核心系数,如果 α_e 大于 0 且系数越大,则代表高铁连通的不同市场越多,城市 i 的企业搜寻匹配到高质量合作伙伴的概率越高,越会激发其再分配效应,使得合作创新成果越集中。其他变量同模型(1), $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。估计结果见表 11。根据估计结果,OLS 估计和 IV 估计对以不同方式测度的再分配效应均显著。当城市通过高铁可达城市数量每增加一个,该城市的企业与其他不同城市企业间的匹配关系量与合作创新产出愈加不平衡。当城市通过高铁可直达城市数量每增加 1 个,匹配关系的标准差提高 2.10%、90 与 10 分位数之差提高 2.37%,总产出的标准差提高 11.6%、90 与 10 分位数之差提高 2.64%。因高铁引起的合作资源与创新研发资源的再分配效应显著。

表 11 高铁开通对合作创新的分配效应

变 量	匹配资源的再分配		创新产出的再分配	
	S.D.	P90-P10	S.D.	P90-P10
OLS 估计				
$Degree_HSR_{i,t-1}$	0.0045 *** (0.0012)	0.0038 * (0.0019)	0.0140 *** (0.0043)	0.0048 * (0.0024)
R^2	0.1183	0.6892	0.0916	0.0524
IV 估计(第二阶段结果)				
$Degree_HSR_{i,t-1}$	0.0210 ** (0.0077)	0.0237 ** (0.0096)	0.1160 *** (0.0349)	0.0264 ** (0.0106)
F-test	12.301	12.301	12.301	12.301
控制变量	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	4 091	4 091	4 091	4 151

注：* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。括号中为在城市层面聚类的稳健标准误。

结合上文各部分的分析,企业创新资源的二次分配效应意味着三个重要的发展逻辑:第一,结合第五部分的讨论,不仅是开通高铁站与否对城市有着资源配置效应,连入高铁网络的方式也是关键,从而不仅仅是止步于讨论是否开通高铁站(或是否连入高铁网络,这恰是大部分高铁研究的实证逻辑)。城市加入高铁网络之后,其可通过高铁连接的直达城市数量会产生重要的影响。第二,通过高铁直达的城市数量越多,则连接的不同市场越多,企业可选择的匹配对象数量愈加丰富且多样化。结合第五部分的研究,企业在不同合作伙伴分配的研发资源的收拢趋势随着高铁直达城市数量的提高更加明显,企业空间配置策略愈加倾向于高质量的市场与高质量的匹配伙伴,而未能连入高铁网络的市场增长缓慢。第三,研发资源的空间配置是企业的自主行为,这一行为确实伴随着旅行成本的改变而呈现出鲜明的演化趋势。首先是创新匹配的区位偏好的转变,其次是配置策略的转变,对不同匹配关系的选择、放弃与资源分配的集中,最终呈现的结果便是经济地理格局的重塑。

七、结论性评述

“面对面”交流是知识外部性发生的一个重要机制,然而受限于旅行成本以及物理空间的隔绝,知识溢出与创新大多是本地化的,即便是在信息通信和互联网发达的今天,这一现象依然明显。高铁的发展为劳动力跨越空间的迅速移动提供了一个可行的且低成本的解决方案,尤其对高技能劳动力而言。但是,高铁的出现也仅仅是告诉我们跨越空间的交流是可行的,交流的行为有着怎样的特征和经济效应,其又是如何因旅行成本的改变而改变仍是一个问题。自 Fujita(2007)以来,学界对知识创新的溢出与交流的微观机制的探讨仍然受限于理论上空间均衡模型构建的困难,也受限于实证上数据

观测的困难。本文的研究在一定程度上填补了这片空白,但相对而言是一个“近似”的方案:一方面,本文认为企业的专利是缄默知识的显性表征,共同研发专利的合作过程便是合作人或企业之间缄默知识交换的过程,因此共同研发专利是一个知识交流结果的良好近似代理;另一方面,从 Weber(1929)开始,空间经济理论对区位的概念和对微观行为主体空间选择观的秉持,则为高铁作为城市间的旅行成本以代替城市间每对微观主体间的交流成本的一个近似,提供了合理性。将同一区位内部的不同主体看成同一个群体,而落脚于不同区位间的比较,区位间总体特征便可近似代表区位间每对微观主体的一般特征。

本文为打开知识外部性这一“黑箱”的理论研究提供了一个经验证据,同时也为创新理论的研究和国家创新体系建设提供了一个新的视角。本文实证回答了:当企业间存在合作成本时,高铁建设如何影响企业创新的空间匹配与合作的策略行为。本文的研究发现:(1)高铁显著促进了城市合作创新总量的提升。位于高铁站附近 30km 以内的企业合作创新总量相比于位于 30km 以外的企业,在高铁站开通后,合作创新总量增加 78.54%,距离变大时,影响也相应递减。(2)高铁显著增加了城市内部和外部的企业间有效匹配数量,且企业更倾向于与开通高铁城市的企业进行匹配,且基于高铁形成的匹配关系其质量往往更高。建设高铁城市比未建设高铁城市在其高铁开通后,城市外部有效匹配数量增加 227.67%,城市内部有效匹配数量增加 243.58%。高铁相连的两座城市比未经高铁直接相连的两座城市,在高铁开通后,企业间有效匹配关系数目增加 84.26%,每对有效匹配关系的平均创新产出提高 68.93%,所有匹配关系对的合作创新总量增加 108.31%。(3)时间成本每节约 1%,城市间合作匹配数量、匹配总量和匹配质量分别提升 13%、17%和 11%。(4)随着高铁可达市场数量增多,不同区位间的创新匹配份额愈加不平衡,研发资源与合作关系愈加集中在被高铁连通的城市间。

根据研究结论得到政策启示如下:建设国家创新体系可以着力完善经济高质量发展的基本面。交通基础设施能够有效激励企业创新行为,也有利于提高整体社会福利。但是,交通基础设施的建设尤其是高铁项目建设也需要有序扩张,其有效性不仅在于高铁本身,还在于城市和企业的自身发展质量;另外,高铁开通明显促进了连通市场间的企业创新匹配行为,而在这一过程中,不仅存在旅行或贸易成本的降低,也存在因交通基础设施造成的市场整合效果引致的交易成本的降低。然而,当前仍然存在因行政因素导致的市场分割,进一步导致区域间信息不对称的问题,由此带来更大的搜寻匹配成本。以新一代信息基础设施推动工业互联网平台建设,使各生产环节直接交流、无缝对接,是一个行之有效的方式。

参 考 文 献

- Allen, T. and C. Arkolakis, 2019, "The Welfare Effects of Transportation Infrastructure Improvements," NBER Working Paper, No.25487.
- Audretsch, D. B. and M. P. Feldman, 1996, "R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production," *American Economic Review*, 86(3): 630-640.
- Berliant, M., R. R. Reed III and P. Wang, 2006, "Knowledge Exchange, Matching, and Agglomeration," *Journal of Urban*

- Economics*, 60(1): 69-95.
- Berliant, M. and M. Fujita, 2007, "Dynamics of Knowledge Creation and Transfer: The Two Person Case," MPRA Working Paper, No.4973.
- Bernard, A. B., A. Moxnes and Y. U. Saito, 2015, "Production Networks, Geography, and Firm Performance," NBER Working Paper, No.21082.
- Chen, Z. and K. E. Haynes, 2017, "Impact of High-speed Rail on Regional Economic Disparity in China," *Journal of Transport Geography*, 65: 80-91.
- Davis, D. R. and J. I. Dingel, 2019, "A Spatial Knowledge Economy," *American Economic Review*, 109(1): 153-170.
- Duranton, G. and M. A. Turner, 2012, "Urban Growth and Transportation," *Review of Economic Studies*, 79(4): 1407-1440.
- Duranton, G., P. M. Morrow and M. A. Turner, 2014, "Roads and Trade: Evidence from the US," *Review of Economic Studies*, 81(2): 681-724.
- Duranton, G. and D. Puga, 2004, "Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies," in by Henderson J. V. and Thisse, J. F., eds., *Handbook of Regional and Urban Economics*, Printing place: North-Holland.
- Foster, A. D. and M. R. Rosenzweig, 1995, "Learning by Doing and Learning from Others: Human Capital and Technical Change in Agriculture," *Journal of Political Economy*, 103(6): 1176-1209.
- Fujita, M., P. R. Krugman and A. Venables, 1999, *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*, Printing place: MIT Press.
- Fujita, M., 2007, "Towards the New Economic Geography in the Brain Power Society," *Regional Science and Urban Economics*, 37(4): 482-490.
- Hanley, D., J. Li and M. Wu, 2022, "High-Speed Railway to the Prosperity of Innovation Collaboration", *Regional Science and Urban Economics*, 103717.
- Jaffe, A. B., M. Trajtenberg and R. Henderson, 1993, "Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations," *Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 577-598.
- Krugman, P. R., 1991, "Increasing Returns and Economic Geography," *Journal of Political Economy*, 99(3): 483-499.
- Lin, Y., 2017, "Travel Costs and Urban Specialization Patterns: Evidence from China's High Speed Railway System," *Journal of Urban Economics*, 98, 98-123.
- Lucas, Jr. R. E., 1988, "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.
- Mills, E. S., 1967, "An Aggregate Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area," *American Economic Review*, 57(2): 197-210.
- Singh, J., 2005, "Collaborative Networks as Determinants of Knowledge Diffusion Patterns," *Management Science*, 51(5): 756-770.
- Storper, M. and A. J. Venables, 2004, "Face-to-face Contact and the Urban Economy," *Journal of Economic Geography*, 4(4): 351-370.
- Wang, J. and S. Cai, 2020, "The Construction of High-speed Railway and Urban Innovation Capacity: Based on the Perspective of Knowledge Spillover," *China Economic Review*, 63, 101539.
- Weber, A., 1929, *Theory of the Location of Industries*, Printing place: University of Chicago Press.
- 黄凯凯、刘津宇和马光荣, 2016, 《地理位置、高铁与信息: 来自中国 IPO 市场的证据》, 《世界经济》第 10 期 127—149 页。
- 李建成、程玲和吴明琴, 2022, 《政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择》, 《世界经济》第 4 期 187—216 页。
- 李建成、梁琦和程玲, 2020, 《知识交换与合作: 关系选择、产出绩效与可持续性——基于城市尺度的经验证据》, 《世界经济文汇》第 2 期 1—18 页。
- 皮亚彬和李超, 2021, 《市政基础设施、区际基础设施与城市体系规模格局》, 《世界经济文汇》第 3 期 87—102 页。
- 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 4 期 1533—1562 页。
- 张睿、张勋和戴若尘, 2018, 《基础设施与企业生产率: 市场扩张与外资竞争的视角》, 《管理世界》第 1 期 88—102 页。

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 66—77+206页。

邹文博、谭娅和龚六堂,2022,《高铁的开通对小微企业全要素生产率的影响分析——基于2011—2015年全国税收调查数据的实证检验》,《世界经济文汇》第5期 69—85页。