

高铁开通、技术创新与经济空间均衡： 一个三部门新经济地理模型的解释

玉国华¹

(西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

【摘要】: 本文构建了一个两区域、两要素和三部门的新经济地理模型, 探讨了空间均衡下高铁开通、技术创新与经济增长的理论机制。基于此, 将高铁开通视为一项“准自然实验”, 运用多期 DID 模型检验高铁开通、技术创新对经济增长的影响效应。研究发现: (1) 理论上, 高铁开通能降低区域间创新要素流动成本, 促进创新资源由技术中心区向外围区扩散, 使技术创新在区域间实现稳定的“对称均衡”空间结构, 进而推动各地区经济实现平衡增长。(2) 高铁开通对技术创新具有显著的正向影响效应, 高铁建设越完善则越有利于促进“技术溢出”, 从而提高区域整体技术创新水平。(3) 高铁开通对经济增长具有显著的正向影响效应, 而技术创新是高铁开通影响经济增长的重要机制, 高铁开通能够通过调节技术创新来促进经济增长。总体上, 高铁开通有利于发挥技术创新的“溢出效应”来实现区域经济协调发展, 从而能够塑造更加均匀的经济空间分布格局。

【关键词】: 高铁建设 技术溢出 经济增长 空间均衡 新经济地理

【中图分类号】: F061.5; F532.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2022)09—0099—18

一、引言

改革开放四十余年, 中国取得了举世瞩目的经济成就, 同时经济地理空间格局也发生了巨大变化, 经历了不均等到相对均等的发展演化趋势。纵观中国经济发展历程, 始终无法忽视交通基础设施的作用。特别是 21 世纪以来, 高铁持续建设、开通带来的交通基础设施改善是社会经济发展的重大事件, 其无疑是“中国式增长奇迹”的坚强支撑力。2022 年 4 月 10 日, 《中共中央国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》(简称《意见》) 正式发布, 《意见》提出“加快建立全国统一的市场制度规则, 打破地方保护和市场分割, 打通制约经济循环的关键堵点, 促进商品要素资源在更大范围内畅通流动, 加快建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场”。历史经验表明, 良好的交通基础设施和完善的交通运输体系为生产要素自由流动、经济地理格局重塑和区域经济一体化发展提供了重要战略支撑。作为经济发展的“大动脉”, 高铁对创新要素流动和区域经济空间格局演化的影响不言而喻, 高铁的网络系统特征有利于形成更加完善和发达的创新网络(郭立宏和冯婷, 2019; 王雨飞等, 2021)^{[1][2]}。高铁建设优化了经济增长的交通基础设施环境, 为经济生产资源要素在空间上的流动提供了便捷的运输通道, 同时, 也极大压缩了创新要素流动、知识技术传播的时空成本。因此, 高铁开通势必会引发技术创新的空间组织形态发生改变, 进而影响区域经济地理格局。基于此, 本文从理论和现实层面提出如下问题: 高铁开通如何影响了技术创新的空间分布结构, 二者之间存在什么理论机制? 高铁开通是否有利于减小地区经济增长差异, 进而重塑中国区域经济空间布局? 在空间均衡¹下, 高铁开通能否通过发挥技术创新的“溢出效应”来实现地区间经济协调发展? 回答这些疑问, 对于完善我国高铁网络建设、优化技术创新资源空间配置、推动区域经济协调高质量发展具有重要意义。

作者简介: 玉国华(1992-), 男, 广西崇左人, 西南大学经济管理学院讲师, 经济学博士, 研究方向: 经济增长与收入分配。

长期以来,交通基础设施与经济增长始终是学者们关注的热点议题。Duggal et al. (1999)将交通基础设施作为技术约束的一部分纳入生产函数中,并将技术增长率指定为交通基础设施和时间趋势的非线性函数,发现交通基础设施建设能够通过作用于技术增长率来提升经济增长水平^[3]。Holl (2004)利用 1986—1997 年葡萄牙高速公路建设数据,探讨了高速公路、产业集聚与经济增长的关系,结果表明,高速公路有助于促进地区产业集聚水平,但其会对不同类型企业选址的影响产生显著的异质性,由此导致了地区间经济增长出现差异^[4]。Campos & Rus (2009)认为,高铁建设加强了中心城市和周边城市的空间联系,有利于促进中心城市的优质资源向外扩散,进而缩小地区经济差距^[5]。Boarnet (2010)考察了美国加利福尼亚交通基础设施建设对经济增长的空间溢出效应,结果表明,交通基础设施能够有效促进本地经济增长,但会抑制相邻地区经济增长^[6]。Albalade & Bel (2012)研究了美国高速铁路建设的经济增长效应,发现高铁加强了城市间的经济联系,并促进了沿线城市经济增长^[7]。同时,国内在同一时期的相关研究也直接证明,交通基础设施总体上能够促进经济增长,且二者之间存在显著的正相关关系(刘生龙和胡鞍钢,2011;杨帆和韩传峰,2011;张学良,2012)^[8,9,10]。但也有学者对此持不同观点,例如, Kim & Sultana (2015)利用韩国数据研究发现,高铁扩建后所带来的交通便捷性并没有促进区域经济更加均等化^[11]。Donaldson (2018)利用殖民地时期印度的档案资料,调查了印度庞大的铁路网对地方经济发展所造成的影响,研究发现,铁路降低了贸易成本,缩小了地区价格差,增加了实际收入水平^[12]。游士兵和郑良辰 (2018)分析了京广高铁开通对沿线城市经济的拉动效应,结果表明,高铁开通总体上促进了沿线城市经济增长,同时,高铁开通带来的“虹吸效应”对中型城市并不显著^[13]。Banerjee et al. (2020)估计了中国交通网络所产生的经济增长效应,结果表明,距离直线交通网络较近的地区人均 GDP 水平较高,但距离直线交通网络较近并不能够显著提升地区产出增长率^[14]。唐升等 (2021)研究了多种交通运输方式的经济增长效应,结果表明,铁路和公路对经济增长的影响主要为正,而高速铁路、航空和水运对经济增的影响具有异质性^[15]。

近年来,随着中国现代化交通运输体系快速发展,以第六次铁路大提速为代表的高速铁路大幅压缩了空间距离和时间成本,使得高铁建设对技术创新的影响效果愈发明显。有学者指出,高速铁路具有载客量大、速度快、准点率高、安全性好的优势,有利于促进企业跨区域投资(马光荣等,2020)^[16],有利于降低人才等创新要素的流动成本,从而能够满足那些对于时间具有较强敏感性的高素质人才流动需求(杜兴强和彭妙薇,2017)^[17]。作为知识的重要载体,流动人口的人力资本水平越高,其“技术溢出”程度越高(Almeida & Koug,1999)^[18],这对科技研发投入和区域技术创新能力提高具有显著的促进作用(赵勇和白永秀,2009;钱晓辉等,2010;蔡晓慧和茹玉骅,2016;江三良等,2020)^[19,20,21,22]。郭进和白俊红 (2019)指出,高铁开通能够加速新技术和新知识向区域外流动,从而有利于高人力资本水平的科技型企业 and 人才集聚,而科学技术人才面对面的交流更有利于隐含经验类的知识传播及应用,由此降低了知识传播成本,有利于提高区域内企业技术创新^[23]。因此,作为交通基础设施的重要组成部分,高铁提升了地区间企业相互学习的频率,促进了创新型人才在区域间的流动、交流,激发了企业技术创新活力(梁双陆和梁巧玲,2016;马明和赵国浩,2017;诸竹君等,2019;Gao & Zheng,2020;罗双成等,2021)^[24,25,26,27,28]。

由此可见,学者们深入研究了交通基础设施(包括高铁)对经济增长和技术创新的影响效应,这为后续研究提供了有价值的参考。同时,本文认为还存在如下拓展空间:(1)高铁开通影响技术创新的理论机制仍需厘清。国内外关于高铁开通与经济增长的文献已经比较丰富,但对于高铁开通对技术创新的影响机制,以及如何通过技术创新来影响经济增长等方面的研究还相对缺乏。特别是关于高铁开通影响技术创新的文献较少,且主要以实证检验为主,理论分析偏少。(2)空间均衡视角下高铁开通影响经济增长的动态演化机制有待构建。高铁开通对经济增长差距的影响是高铁开通影响经济增长的另一维度,而探究空间均衡下的经济增长是揭示区域经济空间分异的有效途径。因此,高铁开通究竟是促进经济空间均等发展还是加剧了经济空间不均等值得进一步商榷。(3)高铁开通、技术创新与经济增长的实证研究亟待丰富。目前,多数研究主要基于贸易成本、产业集聚、人口流动等视角来分析高铁对经济增长的影响,鲜有文献从技术创新的角度并利用双重差分法(DID)来分析高铁开通、技术创新与经济增长之间的关系。因此,通过大量数据来分析三者之间的关系是必要的。

鉴于理论和现实需要,本文尝试在以下方面有所贡献:(1)本文构建一个两区域、两要素和三部门新经济地理模型,从高铁开通降低交通成本的视角,阐述高铁建设作用条件下经济活动的区位选择与经济增长的空间分异问题,分析高铁建设通过技术创新影响经济增长的“技术溢出”路径,并验证技术创新是高铁开通对经济增长的重要影响渠道,从而为全方位理解高铁建设影响经济增长提供了新的启示。(2)本文试图探究“高铁开通→技术溢出→空间均衡→经济增长”的理论机制,构建的两区域、

两要素和三部门新经济地理模型包含技术创新部门，较之于传统的两区域、两要素和两部门新经济地理模型，该模型更能够清晰的阐述高铁开通影响技术创新和经济增长的内在机制。(3) 本文基于中国 2005—2019 年 284 个城市的面板数据，运用多期 DID 模型对城市高铁开通、技术创新影响经济增长的边际效应进行定量检验。此外，本文还通过 PSM-DID 法、安慰剂检验、工具变量法等验证结论的稳健性。

二、理论分析

(一) 前提假定

本文假定存在 A、B 两个地区，经济系统中存在农业、工业和技术创新三个部门。其中，工业部门具有规模报酬递增、D-S 垄断竞争特征 (Dixit & Stiglitz, 1977)^[29]；农业部门具有规模报酬不变、完全竞争特征，其主要使用劳动力作为投入要素；技术创新部门主要运用知识资本促进技术进步。此外，假定劳动力总量为 L^* ，劳动力可以在部门之间自由流动，A、B 地区的劳动份额分别为 L_r 和 L_v 。假定两地区工业企业总数为 n^* ，A、B 地区的工业企业数分别为 n_r 和 n_v ，二者对应的份额记为 s_r 和 s_v 。

本文聚焦空间均衡下高铁开通如何作用于技术创新进而影响经济增长的理论机制。为便于分析，本文假定模型中的交通成本随高铁建设、开通不断完善而降低。同时，对于交通成本的假设，主要采用“冰山”运输成本衡量产品在地区间的交通成本。如果工业品在产地以外地区销售，则需要运送 τ ($\tau \geq 1$) 单位的产品。引入“冰山”运输成本是一个巧妙的设计方式，其无需考虑具体的交通运输工具，可用于分析高铁建设所带来的交通成本减小和交通运输时间缩短等一般性原理。此外，借鉴 Nocco (2005)、Desmet & Rossi-Hansberg (2014)、易巍等 (2021) 的研究^[30, 31, 32]，假定技术创新受交通成本影响。这是因为，地理距离的远近会影响到技术创新部门的技术溢出程度，技术溢出会随着地理距离增加而逐步衰减 (Ghio et al., 2015; Boschma, 2017; 施震凯等, 2018; 张京祥和周子航, 2021)^[33, 34, 35, 36]。

(二) 消费者分析

首先，本文根据“C-P”模型的做法 (Krugman, 1991)^[37]，假定家庭主要通过消费工业品和农产品来满足自身效用，则 A 地区代表性消费者的效用函数可表示为：

$$U(C_{Mr}, C_{Ar}) = C_{Mr}^{\mu_c} C_{Ar}^{1-\mu_c}, 0 < \mu_c < 1 \quad (1)$$

式(1)中， C_{Mr} 、 C_{Ar} 分别是工业品和农产品数量； μ_c 、 $1-\mu_c$ 分别是消费者在工业品和农产品上的支出份额；下标“r”表征 A 地区的相关变量，下同。消费者的预算约束满足如下条件：

$$Y_{hr} = p_{Mr} C_{Mr} + p_{Ar} C_{Ar} \quad (2)$$

式(2)中， Y_{hr} 是 A 地区工人的收入； p_{Mr} 、 p_{Ar} 分别是 A 地区工业品和农产品的单位价格。

进一步的，工业品的种类具有异质性，并采用 CES 函数形式表示：

$$C_{Mr} = \left(\int_{i=1}^{n_r+n_v} C_{Mir}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \theta > 1 \quad (3)$$

其中, θ 是产品间的替代弹性; n_r 和 n_v 分别是 A、B 地区的企业数量; 下标 “v” 表征 B 地区的相关变量, 下同。因为 A 地区内部企业具有同质性, 所以工业品价格指数为:

$$p_{Mr} = [b_r p_r^{1-\theta} + n_v (p_v \tau)^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (4)$$

在预算约束式(2)下最大化式(1), 可以得到农产品和工业品的需求表达式。此外, A 地区消费者在工业品方面的总支出可用如下公式表示:

$$E_{Mr} = \mu_r (w_{hr} L_r + n_r \pi_{ir} + r_r \bar{K}_r) \quad (5)$$

式(5)中, L_r 是 A 地区内雇佣的流动工人数量; π_{ir} 是 A 地区内各企业实现的利润; r_r 是 A 地区内单位土地的最大利润; $\bar{K}_r$ 是 A 地区内的固定耕地数量; μ_r 是 A 地区消费者在工业品上的支出份额。同时, 为了确定 A 地区中工业品的总支出, 需要将企业支出考虑在内, 则有:

$$E_{Mr} = E_{Mr} + E_{Mmr} \quad (6)$$

(三)生产者分析

对于工业品生产者而言, 假定每家企业只生产一种差异化工业品, 由于消费者对工业品种类存在偏好, 因而企业生产的产品既可以用于本地居民消费, 也可以通过支付交通成本运送给异地居民进行消费。同时, 假定生产每个品种 i 的数量 C_{Mir} 需要固定量和可变量的生产投入 I_{Mir} , 企业供给第 i 类工业品的产出函数为:

$$C_{Mir} = \frac{A_r (I_{Mir} - \alpha)}{\beta}, A_r > 0, \alpha > 0, \beta > 0 \quad (7)$$

式(7)中, A_r 表示企业生产效率, 也即技术创新水平。借鉴 Krugman & Venables (1995) 的做法^[38], 本文将投入 I_{Mir} 定义为两个生产要素的 Cobb-Douglas 形式:

$$I_{Mir} = \frac{L_{Mir}^{1-\rho} D_{Mir}^{\rho}}{(1-\rho)^{1-\rho} \rho^{\rho}}, 0 < \rho < 1 \quad (8)$$

其中, L_{Mir} 为劳动力, D_{Mir} 为中间投入因素。在式(7)和式(8)的约束条件下, 生产总成本最小化产生供应品种 i 的企业的成本函数:

$$TC_{Mir} = p_{Mir}^{\rho} w_{hr}^{1-\rho} \left(\frac{\beta}{A_r} C_{Mir} + \alpha \right) \quad (9)$$

结合上述分析，A 地区企业的工业总支出可用如下公式表示：

$$E_{M_{AV}} = \rho n_r TC_{Mir} \quad (10)$$

其次，对于农产品生产者而言，本文假定其生产函数为：

$$C_{Ar} = L_{Ar}^{1-\omega} K_{Ar}^{\omega}, 0 < \omega < 1 \quad (11)$$

式(11)中， C_{Ar} 为农产品产出； L_{Ar} 和 K_{Ar} 分别为劳动力和资本。根据农产品生产利润最大化的一阶条件，可以求出劳动力和资本的回报率：

$$w_{Lr} = \omega (L_{Ar}/K_{Ar})^{\omega-1} \quad (12)$$

$$r_{Kr} = (1 - \omega) (L_{Ar}/K_{Ar})^{\omega} \quad (13)$$

(四)技术创新演化分析

为了能够考察高铁建设通过技术创新影响经济增长的理论机制，本文假定地区学习能力 Φ 的提升取决于交通成本，令学习能力的函数表达式为：

$$\Phi(\tau) = \begin{cases} H(\bar{\tau} - \tau), & \tau \leq \bar{\tau} \\ 0, & \tau > \bar{\tau} \end{cases} \quad (14)$$

式(14)中， $H(H>0)$ 为技术创新部门的知识存量，其不存在折旧，且具备可模仿性。同时，式(14)表明，当交通成本大于某一阈值 $\bar{\tau}$ 时，落后地区的企业无法吸收领先地区的技术溢出，因此该地区的学习能力 Φ 为零。相反，当交通成本低于某一阈值 $\bar{\tau}$ 时，该地区的学习能力随着交通成本下降而有所提高，其技术创新水平也将得到提升。为了刻画交通成本对地区技术创新的影响，本文假定技术创新水平取决于学习能力和两个地区间初始的技术水平差异，那么下述方程描述了技术创新水平增长的动态过程：

$$\dot{A}_r = [A_r - 1]^3 + \Phi(1 - A_r) \quad (15)$$

式(15)表明，技术创新水平随学习能力增强而增长。进一步的，本文将 A 地区技术创新进行标准化处理 ($A_r=1$)，当 $A_r<1$ 时，A 地区相对于 B 地区是技术领先地区，当 $A_r>1$ 时，A 地区相对于 B 地区是技术落后地区。

本文对式(14)、式(15)中的参数进行赋值，并绘制了不同交通成本下的技术创新增长情况(见图 1)，可以看出：(1)当地区学习能力较低时 ($\Phi=0.70$)，对于给定的 H 值 ($H=2$)，由式(15)得到三个均衡点： $A_r=1$ 、 $A_r=1-\sqrt{0.70}$ 和 $A_r=1+\sqrt{0.70}$ ，此时 A 地区是技术领先地区，由于交通成本太高 ($\bar{\tau}=1.90$ ； $\tau=1.55$) 而无法令 B 地区的企业学习 A 地区企业的先进技术，由此引致 B 地区呈现较低的技术创新水平；(2)当交通成本适中时 ($\bar{\tau}=1.90$ ； $\tau=1.35$)，此时 B 地区学习能力中等 ($\Phi=1.10$)，则技术创新在两地区间呈现“对称均衡”的稳定结构，B 地区的企业能够吸收 A 地区的“技术溢出”；(3)当交通成本较低时 ($\bar{\tau}=1.90$ ； $\tau=1.15$)，此

时 B 地区学习能力较强 ($\Phi=1.50$), B 地区企业能够吸纳 A 地区企业的“技术溢出”, 最终技术创新增长水平会收敛于 1, 故“对称均衡”结构是稳定的。

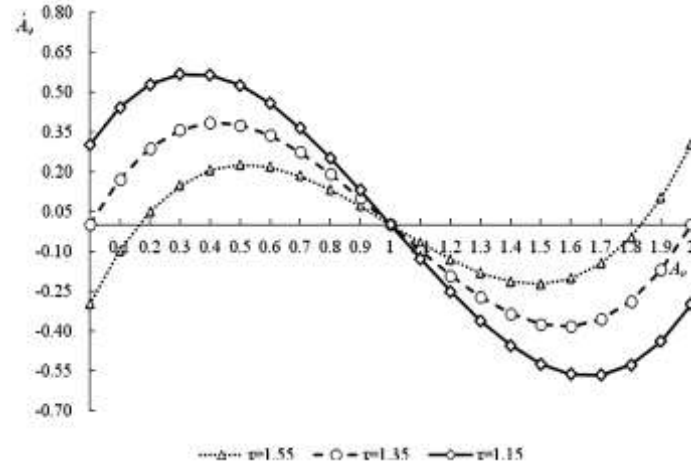


图 1 交通成本与技术创新增长水平

(五) 空间均衡分析

当企业生产地点不固定且考虑销售价格和生产数量时, 其所面临的最优决策由下式给出:

$$\min_{C_{Mi}} \int_{i=1}^n p_i C_{Mi} di \quad (16)$$

$$s. t. C_M = \left(\int_{i=1}^n C_{Mi}^\sigma di \right)^{1/\sigma}, 0 < \sigma = \frac{\theta-1}{\theta} < 1 \quad (17)$$

通过求解企业生产成本的最小化问题得到:

$$C_{Mi} = \frac{p_i^{-\theta}}{p_M^{1-\theta}} E_M, E_M = p_M C_M \quad (18)$$

因为地区间的产品运输需要支付交通成本 ($\tau \geq 1$), 所以, A、B 地区生产第 i 类产品的需求函数分别为

$$C_{Mr}^{rd} = p_{ir}^{-\theta} E_{Mr} / p_{Mr}^{1-\theta} \text{ 和 } C_{Mi}^{rd} = \left[(\tau p_{ir})^{-\theta} \tau E_{Mr} \right] / p_{Mr}^{1-\theta}。$$

在给定式(16)和式(17)的约束条件下, 可以进一步推导出企业和消费者在 A 地区对本地区生产的或从 B 地区进口产品的需求函数。其中, A 地区生产品种 i 的企业的总需求为:

$$C_{Mir}^d = E_{Mr} \frac{p_{ir}^{-\theta}}{p_{Mr}^{1-\theta}} + E_{Mr} \frac{(\tau p_{ir})^{-\theta}}{p_{Mr}^{1-\theta}} \tau = p_{ir}^{-\theta} \left(E_{Mr} \frac{1}{p_{Mr}^{1-\theta}} + E_{Mr} \frac{\tau^{1-\theta}}{p_{Mr}^{1-\theta}} \right) \quad (19)$$

因为特定地区内部的所有企业均为同质的，故本文将 A 地区生产的每种产品价格下标 “i” 去掉。企业在 A 地区的利润可表示为：

$$\pi_{ir} = \left(\frac{\beta}{(\theta - 1) A_r} C_{Mir} - \alpha \right) p_{Mr}^\rho w_{hr}^{1-\rho} \quad (20)$$

将 $\alpha = 1/\theta$ 和 $\beta = (\theta - 1)/\theta$ 代入式 (20), 则有：

$$\pi_{ir} = \left(\frac{1}{A_r} C_{Mir} - 1 \right) \frac{1}{\theta} p_{Mr}^\rho w_{hr}^{1-\rho} \quad (21)$$

工业品生产具有垄断竞争的特点，若企业可以自由进入和退出市场，在长期均衡条件下，企业的生产利润等于零。因此，每种产品的长期均衡价格与平均生产成本相等，则：

$$p_{Mr} = TC_{Mir}/C_{Mir} = A_r C_{Mir} \quad (22)$$

根据式 (20)、式 (22) 能够求出 A 地区中每家工业企业在长期均衡时的产量：

$$C_{Mir}^* = [\alpha A_r (\theta - 1)] / \beta = A_r \quad (23)$$

在长期均衡条件下，A、B 地区企业的生产利润为零，本文将 B 地区企业的产量进行标准化处理，即： $C_{Miv}^* = 1$ 、 $C_{Miv}^* = A_v$ 。同时，

两地区工人的实际工资相等，即： $w_{hr}/p_{Mr}^{\mu_r} = w_{hv}/p_{Mv}^{\mu_v}$ 。

接下来，本文将讨论工业企业的空间分布问题。假定 A 地区的技术水平 (A_r) 给定，若要使企业在 B 地区集聚成为一个可持续的均衡，则企业在 A 地区生产需要满足无利可图条件。这意味着，当 $C_{Mir} < C_{Mir}^*$ 时，B 地区的产业集聚才是可持续的均衡；相反，当 $C_{Mir} > C_{Mir}^*$ 时，A 地区的产业集聚才是可持续的均衡。因此，假定地区间技术创新存在差异，工业品生产企业将选择向高回报地区集聚，则两地区盈亏平衡产量之间的关系实际上就是技术创新水平之间的关系，即： $C_{Mir}^*/C_{Miv}^* = A_r/A_v$ 。又因为 A、B 地区的工业品价格指数分别为 $p_{Mr} = n_v^{1/(1-\theta)} \tau p_v$ 和 $p_{Mv} = n^{1/(1-\theta)} p_v$ ，则 B 地区企业生产的第 i 种工业品的需求量为：

$$C_{Miv} = (E_{Mr} + E_{Mv}) / n_v p_v \quad (24)$$

考虑到工业企业在每个地区可以自由流动，若 B 地区中的每个企业都生产盈亏平衡时的产品数量，此时 C_{Mir}^* 与 C_{Miv} 相等。所以，A 地区企业第 i 种工业品的盈亏平衡产出水平为：

$$C_{Mir}^* = [A_r (E_{Mr} + E_{Me})] / [A_v (n_v p_v)] \quad (25)$$

A 地区对第 i 种工业品的实际需求为：

$$C_{Mir} = p_r^{-\theta} \left(\frac{1}{p_{Mr}^{1-\theta}} E_{Mr} + \tau^{1-\theta} \frac{1}{p_{Mv}^{1-\theta}} E_{Mv} \right) \quad (26)$$

将工业品价格指数代入式 (26), 则有：

$$C_{Mir} = \left(\frac{p_r}{p_v} \right)^{-\theta} \left(\frac{\tau^{\theta-1}}{n_v p_v} E_{Mr} + \frac{\tau^{1-\theta}}{n_v p_v} E_{Mv} \right) \quad (27)$$

根据式 (27) 可以得到两地区相对价格的表达式：

$$\left(\frac{p_r}{p_v} \right) = \left(\frac{A_v}{A_r} \right) \left(\frac{p_{Mr}}{p_{Mv}} \right)^{\mu} \left(\frac{w_{hr}}{w_{hv}} \right)^{1-\mu} \quad (28)$$

一般而言, B 地区能够吸引 A 地区劳动力流入的前提是该地区企业能够支付与 A 地区相等的工资。因此, 结合式 (28) 可以求出 A、B 两地区实际工资之比表达式：

$$w_{hr}/w_{hv} = (p_{Mv}/p_{Mr})^{-\mu_r} = \tau^{\mu_r} \quad (29)$$

所以, 两个地区产品的价格之比可以改写成：

$$\frac{p_r}{p_v} = \left(\frac{A_v}{A_r} \right) \tau^{\mu + (1-\mu)\mu_r} \quad (30)$$

将式 (30) 代入式 (27), 可以求出 A 地区企业盈亏平衡比率的表达式：

$$\frac{C_{Mir}}{C_{Mir}^*} = \left(\frac{A_v}{A_r} \right)^{1-\theta} \tau^{\theta(1-\mu)(1-\mu_r)-1} \left[\tau^{2(1-\theta)} + \frac{(1-\mu_r)(1-\mu)(1-\tau^{2(1-\theta)})}{(\tau^{\mu_r\theta/(1-\mu)} + 1)} \right] \quad (31)$$

式 (31) 表明, 当交通成本 τ 趋近于 1 时, C_{Mir}/C_{Mir}^* 趋近于 $(A_v/A_r)^{1-\theta}$ 。定义存在某一交通成本 τ^* , 企业在 B 地区聚集的可持续均衡条件是: $C_{Mir}/C_{Mir}^* < 1$ 。对此, 本文进一步对式 (31) 展开分析: (1) 当交通成本较高时, 若两地区初始技术创新差异较低, 则企业选择在 A 地区中集聚具有可持续性, 其可以在 A 地区中生产而不遭受损失, $C_{Mir}/C_{Mir}^* \geq 1$ 成立; (2) 当交通成本处于中等水平时, $C_{Mir}/C_{Mir}^* < 1$ 成立, 则企业在 B 地区集聚具有可持续性; (3) 当交通成本进一步降低时, $C_{Mir}/C_{Mir}^* < 1$ 成立, 则企业在 B 地区集聚具有

可持续性。

图 2 绘制了空间均衡下交通成本与地区 GDP 份额变动情况。其中，纵轴表示地区 GDP 占比，横轴表示交通成本 τ 。由图 2 可知：(1)当交通成本 $\tau \rightarrow \infty$ 时，技术创新活动主要集中于中心地区，外围地区技术创新活动较少，中心地区的经济份额大于外围地区，经济增长呈现出“中心-外围”的空间结构特征；(2)当交通成本 $\tau \rightarrow 1$ 时，外围地区能够吸收来自中心地区的“技术溢出”，从而使得自身的技术创新水平得到提高，其 GDP 份额也不断增加，经济增长呈现出“对称均衡”的空间结构特征。

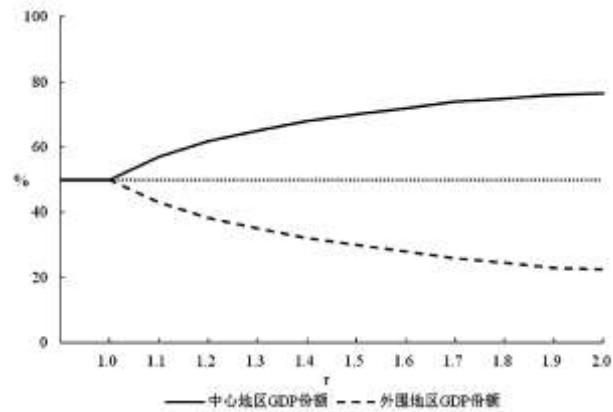


图 2 空间均衡下交通成本与地区 GDP 份额

最后，本文基于图 2 的分析绘制了贸易自由度变化 ($\phi = \tau^{1-\theta}$) 下经济空间均衡的战斧解 (见图 3)，其中，横、纵轴分别是贸易自由度和 A 地区 GDP 份额。令 ϕ_s 、 ϕ_b 分别为维持经济空间均衡状态的“持续点”和“突破点”，从图 3 可以看出：当贸易自由度 $\phi \in (0, \phi_s)$ 时，“中心-外围”结构是稳定均衡结构；当贸易自由度 $\phi \in (\phi_s, \phi_b)$ 时，非对称结构是稳定均衡结构；当贸易自由度 $\phi \in (\phi_b, 1)$ 时，对称结构是稳定均衡结构。

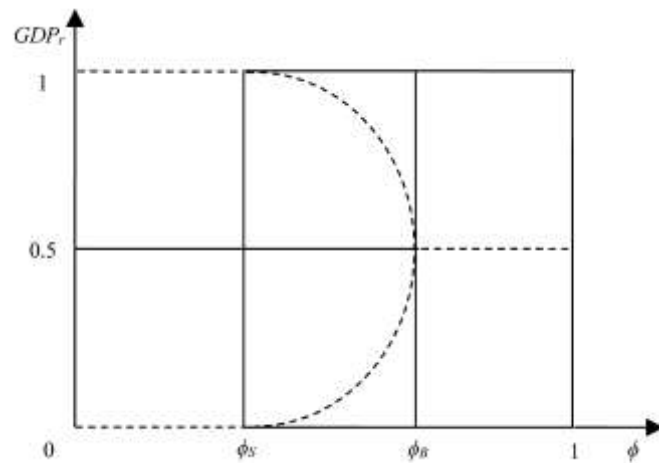


图 3 贸易自由度变化下经济空间均衡的战斧解

(六) 研究假说

综上理论分析可知：一方面，当地区间高铁建设不断完善而使得交通成本不断降低时，技术发达地区企业的技术溢出可能性增大，这使得技术欠发达地区企业能够模仿技术发达地区企业的生产、研发、创新模式，由此缩小地区间的技术创新差距，这将有利于经济平衡增长；另一方面，当地区间的高铁建设水平较低而导致交通成本较高时，技术欠发达地区企业难以吸收来自技术发达地区企业的新信息、新知识、新技术，从而引致地区间经济发展差异不断扩大。据此，本文提出：

H1: 高铁建设越完善则越有利于促进“技术溢出”，其对地区技术创新具有正向促进作用。

H2: 技术创新水平越高则越有利于促进经济增长，其对地区经济增长具有正向促进作用。

H3: 高铁开通能够通过影响技术创新而对经济增长产生正向影响，高铁建设水平越高则越有利于缩小地区技术创新和经济增长差异，从而能够塑造更加均匀的经济空间分布格局。

三、实证设计

(一) 模型设定

根据前文理论分析，高铁开通会影响技术创新，并通过技术创新的溢出效应机制促进经济增长。在空间均衡条件下，经济增长最终会呈现出“对称均衡”的空间分布结构。为此，本文首先设计高铁开通影响技术创新的多期 DID 模型：

$$Ino_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Hsr_{it} + \alpha_2 X_{it} + v_i + u_t + \mu_{it} \quad (32)$$

式(32)中， Ino_{it} 为技术创新； Hsr_{it} 为高铁开通。其中， $Hsr_{it}=City_i \times Year_t$ ，若 i 为已经开通高铁的城市，那么 $City_i=1$ ，相反则为 0；若 t 为该城市开通高铁之后的年份，那么 $Year_t=1$ ，相反则为 0。同时， X_{it} 表示一系列控制变量，包括：固定资产投资、产业结构升级、人力资本、财政支出、公共服务、金融发展、对外贸易。此外， α_0 表示常数项， $\alpha_m(m=1, 2)$ 为估计系数； v_i 和 u_t 分别为个体效应、时间效应；下标“ i ”和“ t ”分别为个体、时间； μ_{it} 为随机扰动项。

进一步的，为了检验高铁开通过影响技术创新来实现经济空间均衡的内在机制，本文设计包含三者的调节效应模型：

$$Gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 Hsr_{it} + \beta_2 Ino_{it} + \beta_3 (Hsr_{it} \times Ino_{it}) + \beta_4 X_{it} + v_i + u_t + \mu_{it} \quad (33)$$

式(33)中， Gdp_{it} 为经济增长； Hsr_{it} 为高铁开通； $Hsr_{it} \times Ino_{it}$ 为高铁开通与技术创新的交互项，用来检验高铁开通影响经济增长的技术创新渠道。此外， β_0 表示常数项， $\beta_n(n=1, 2, 3, 4)$ 为估计系数，其余变量含义同式(32)。

(二) 变量指标

1. 被解释变量

经济增长(Gdp)。对于经济增长指标，本文无需赘言，主要以城市人均实际 GDP 来进行度量。

2. 解释变量

高铁开通(Hsr)。本文将 2005—2019 年高铁站建成通车的城市全部纳入研究范围,其中,高速铁路数据来源于《中长期铁路网规划(2016—2030)》《中国铁道年鉴》和高铁网(<http://www.gaotie.cn/>)等。根据本文搜集的数据显示,截止 2019 年,在 284 个观测城市中,有 220 个城市已经开通高铁,以此作为实验组,剩下 64 个没有开通高铁的城市作为对照组,其他年份的数据处理与之类似。

3. 调节变量

技术创新(Ino)。如何有效衡量技术进步或技术创新,学界仍未形成一致性意见,而采用专利授权数来刻画技术创新水平是可行的(李国平和王春杨,2012)^[39]。李勇辉等(2021)指出,专利数据能够较为真实反映地区的技术创新水平,学界普遍使用专利申请数或是专利授权数来衡量城市创新成果产出^[40]。为此,本文以发明专利申请数量占专利总数量之比来度量技术创新。

4. 控制变量

固定资产投资(Inv)。投资能够为一个国家或地区的经济增长奠定物质基础,索洛模型中已经充分证明了资本积累对于短期经济增长的重要性(Solow, 1956)^[41]。不失一般性,本文以固定资产投资与 GDP 之比来测度固定资产投资水平。

产业结构升级(Ind)。经济增长深受产业结构升级的影响,产业结构转型无疑是经济增长的重要驱动力。为此,本文借鉴于春晖等(2011)的做法^[42],利用第三产业增加值和第二产业增加值之比来测度该指标。

人力资本(Hum)。人才是国家和地区实现创新驱动经济增长的根本动力(史梦昱和沈坤荣,2022)^[43]。目前,有学者采用人均受教育年限对人力资本水平进行测度(许钊等,2021)^[44],也有学者采用各阶段教育层次占比来测度人力资本(杨小忠和罗乐,2021)^[45]。结合数据可得性,本文以每万人中在校大学生数来度量人力资本。

财政支出(Fis)。政府在经济增长过程中有着举足轻重的地位,而财政支出是政府进行市场宏观调控、稳定经济民生、促进社会和谐发展的重要手段。为此,本文以一般公共预算支出与 GDP 之比来度量该项指标。

公共服务(Pub)。城市公共服务供给水平越高则越能够吸引人口集聚,进而通过人才集聚来影响经济增长。遵循学术界常见的做法,本文以医院床位数来度量该项指标。

金融发展(Fin)。作为现代经济的核心,金融发展对一国或地区经济增长而言至关重要(邓翔和玉国华,2020)^[46]。为此,本文借鉴彭俞超等(2018)的做法^[47],以金融机构各项贷款余额与 GDP 之比来表征金融发展水平。

对外贸易(Fdi)。对外贸易在经济增长中发挥了重要作用,随着国外先进技术的传播及应用,能够有效提升国内企业的技术引进和创新能力,在提高生产效率的同时有效促进经济增长。为此,本文以城市实际利用外商直接投资额来度量该项指标。

(三)数据来源与描述性统计

本文的实证分析样本为中国 2005—2019 年 284 个城市的面板数据,数据主要从历年《中国城市统计年鉴》《中国区域经济发展统计年鉴》《国民经济和社会发展统计工作报告》等资料中搜集获得。同时,本文从历年《中国统计年鉴》中筛选出各省份的价格指数,然后与各城市进行匹配,以此消除价格变动的影响。此外,为了克服异方差问题,本文对变量进行取对数处理,表 1 为描述性统计结果:

表 1 描述性统计

Variables	Min	Max	Mean	Sta. Dev.	N
LnGdp	7. 7816	12. 2066	9. 6218	0. 5974	4260
Hsr	0. 0000	1. 0000	0. 3920	0. 4883	4260
LnIno	0. 1930	4. 5782	4. 1347	0. 2591	4260
LnInv	2. 1659	5. 4859	4. 1688	0. 4280	4260
LnInd	2. 2441	6. 8546	4. 4022	0. 4647	4260
LnHum	-0. 8939	8. 1611	4. 5470	1. 2444	4260
LnFis	-0. 0799	5. 2660	2. 2188	0. 6783	4260
LnPub	6. 8459	12. 0862	9. 4552	0. 7485	4260
LnFin	2. 0191	6. 8692	4. 6137	0. 5163	4260
LnFdi	1. 7097	16. 3402	10. 7744	2. 0545	4260

四、实证解析

(一)高铁开通影响技术创新的实证解析

表 2 报告了高铁开通影响技术创新的计量结果。同时，为了有效验证研究假说，本文还将全样本划分为东、东北、中、西四个子样本，下文将围绕实证结果展开详细解析。

首先，模型 1 至模型 5 的计量结果显示，高铁开通对技术创新存在着十分显著的正向影响效应，各模型的系数分别为 0. 0420、0. 1119、0. 0652、0. 0419 和 0. 0436。其中，模型 1、模型 4 和模型 5 的回归系数均在 5%的显著性水平下显著，模型 2、模型 3 的回归系数分别在 1%和 10%的显著性水平下显著。由此表明，高铁开通能够促进地区间人才的广泛交流与合作，能够为地区技术创新吸引大量优质的科学技术人员，进而对区域整体技术创新水平的提升起到积极作用，假说 1 得证。

其次，从控制变量回归结果来看：第一，产业结构升级对技术创新的影响存在正、负两种效应，一方面，对全样本以及东北、中和西部地区样本而言，产业结构升级对技术创新的影响为负，尤其是对西部地区技术创新的抑制作用较为明显；另一方面，对东部地区而言，产业结构升级对技术创新具有显著的正向促进作用，说明东部地区产业发展相对较好，产业转型升级速度较快，产业结构升级对技术创新存在显著的正向促进作用。第二，金融发展对技术创新存在十分明显的正向影响效应，这与本文预期相符。第三，财政支出对技术创新的影响为负向作用，政府财政支出在一定程度上会阻碍技术创新。此外，固定资产投资、人力资本、公共服务、对外贸易均有利于促进技术创新，这符合本文预期。

表 2 实证结果

LnIno	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	全样本	东部	东北	中部	西部

Hsr	0.0420** (0.0208)	0.1119*** (0.0437)	0.0652* (0.0393)	0.0419** (0.0194)	0.0436** (0.0225)
LnInv	0.0025 (0.0147)	0.0462 (0.0294)	0.0368 (0.0249)	0.0190 (0.0306)	-0.0738** (0.0380)
LnInd	-0.0670*** (0.0250)	0.1300*** (0.0487)	-0.0536 (0.0583)	-0.0303 (0.0532)	-0.1049** (0.0430)
LnHum	0.0103 (0.0083)	0.0086 (1.0617)	-0.0105 (0.0300)	-0.0175 (0.0148)	0.0091 (0.0138)
LnFis	-0.0273*** (0.0093)	-0.0439*** (0.0166)	-0.0163 (0.0226)	-0.0346** (0.0159)	-0.0004 (0.0200)
LnPub	0.0203 (0.0390)	0.0160 (0.0593)	0.3042** (0.1536)	0.1195* (0.0691)	0.0689 (0.0547)
LnFin	0.0771*** (0.0220)	0.0124** (0.0051)	0.1419*** (0.0548)	0.0581 (0.0440)	0.0837** (0.0425)
LnFdi	-0.0057* (0.0034)	0.0303*** (0.0065)	0.0131 (0.0090)	-0.0001 (0.0100)	-0.0058 (0.0051)
常数项	4.1440*** (0.1322)	4.0062*** (0.2274)	3.5966*** (0.3077)	4.1549*** (0.2978)	4.2439*** (0.2222)
城市和年份 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.27	0.30	0.43	0.23	0.32
F 值	5.65***	4.40***	2.06**	2.23**	2.70***
N	4260	1305	510	1200	1245

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著；本文在回归分析前，对控制组和实验组进行了平行趋势检验，发现二者之间满足平行趋势假设；回归系数下方的括弧内为标准误，下同。

（二）高铁开通、技术创新影响经济增长的实证解析

前文已经有效验证了高铁开通对技术创新的正向影响效应。接下来，本文将高铁开通、技术创新与经济增长联系起来，定量分析三者之间的效应关系，表 3 报告了具体的实证结果。

首先，从全样本的计量结果来看：模型 6 结果显示，高铁开通对经济增长具有显著的正向作用，回归系数为 0.0600，且回归系数在 5%的显著性水平下显著，该回归系数符号与理论预期相一致。这意味着，高铁开通每提升 1 个百分点，则经济增长将显著上升 0.0600。进一步观察技术创新的回归结果，技术创新对经济增长具有正向促进效应，回归系数为 0.0591，且回归系数在 10%的显著性水平下显著，假说 2 得证。接下来，观察高铁开通与技术创新交互项对经济增长的估计结果发现，高铁开通与技术创新的交互项对经济增长具有显著的正向促进作用，回归系数为 0.0464，且交互项的回归系数在 10%的显著性水平下显著，该回归系数符号与理论预期相一致。所以，高铁开通确实能够通过技术创新这一调节变量来影响经济增长，假说 3 得证。

其次，从不同区域的估计结果来看：第一，模型 7 是东部地区样本的估计结果，可以看出，高铁开通、技术创新以及高铁开通与技术创新交互项对经济增长均具有显著的正向作用，回归系数分别为 0.0270、0.0293 和 0.0238；第二，模型 8 是东北地区的估计结果，可以看出，高铁开通、技术创新以及高铁开通与技术创新交互项对经济增长均具有显著的正向作用，回归系数分别为 0.7943、0.0445 和 0.2112，且回归系数分别在 5%或 10%的显著性水平下显著，该回归系数符号与理论预期相一致；第三，模型 9 是中部地区的估计结果，可以看出，高铁开通对经济增长具有十分显著的正向作用，在 1%的显著性水平下，回归系数为

0.0753, 同时, 技术创新和高铁开通与技术创新交互项对经济增长均具有正向作用; 第四, 模型 10 是西部地区的估计结果, 高铁开通的回归系数为 0.0368, 并且技术创新和高铁开通与技术创新交互项对经济增长均具有正向作用, 回归系数分别为 0.0402 和 0.0123。所以, 高铁开通的完善在一定程度上有利于地区技术创新水平的提升, 同时, 因为存在技术溢出效应, 东部沿海技术创新较为发达的城市能够向中、西部技术创新相对落后的地区传播先进的科学技术知识以及提供更多的技术创新资源, 从而使得中、西部地区高铁开通对技术创新产生了正向调节效应, 这将促进中、西部地区经济增长, 假说 3 进一步得证。

最后, 从模型的控制变量估计结果来看: 整体上, 固定资产投资、人力资本、公共服务、金融发展、对外贸易对经济增长具有十分显著的正向促进作用, 这符合本文预期。然而, 产业结构升级、财政支出会对经济增长产生负向影响。因此, 推动地区产业转型升级、减少政府对市场的干预, 让市场在资源配置过程中起决定性作用是十分必要的。

表 3 实证结果

LnGdp	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
	全样本	东部	东北	中部	西部
Hsr	0.0600** (0.0305)	0.0270** (0.0123)	0.7943* (0.4591)	0.0753*** (0.0302)	0.0368** (0.0164)
LnIno	0.0591* (0.0323)	0.0293** (0.0127)	0.0445** (0.0194)	0.0197* (0.0134)	0.0402*** (0.0146)
Hsr×LnIno	0.0464* (0.0278)	0.0238** (0.0118)	0.2112* (0.1111)	0.0223** (0.0112)	0.0123 (0.0332)
LnInv	0.0414*** (0.0099)	0.0042 (0.0200)	0.0521*** (0.0174)	0.0144 (0.0152)	0.0279 (0.0202)
LnInd	-0.2415*** (0.0136)	-0.1911*** (0.0262)	-0.2015*** (0.0281)	-0.2835*** (0.0242)	-0.2393*** (0.0256)
LnHum	0.0174*** (0.0047)	0.0188* (0.0098)	0.0188** (0.0096)	0.0347*** (0.0096)	-0.0076 (0.0074)
LnFis	-0.0422*** (0.0055)	-0.0396*** (0.0146)	-0.0215* (0.0131)	-0.0339*** (0.0082)	-0.0464*** (0.0087)
LnPub	0.0606*** (0.0172)	0.1709*** (0.0365)	0.0872 (0.0606)	-0.0927*** (0.0312)	0.1541*** (0.0277)
LnFin	0.1459*** (0.0151)	0.0484** (0.0215)	-0.2847*** (0.0323)	-0.0126 (0.0315)	-0.1433*** (0.0264)
LnFdi	0.0103*** (0.0020)	0.0038 (0.0042)	0.0074** (0.0035)	0.0073 (0.0049)	0.0032 (0.0034)
常数项	10.7293*** (0.1929)	9.4788*** (0.4040)	10.8735*** (0.6260)	11.3593*** (0.3958)	9.9344*** (0.3065)
城市和年份 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.96	0.95	0.96	0.95	0.96
F 值	86.40***	15.06***	38.65**	19.75**	31.68***
N	4260	1305	510	1200	1245

(三) 稳健性检验

1. PSM-DID 法

本文以中国 284 个城市作为实证分析样本，必然面临实验组和对照组的城市分别来自不同区域的问题。为了解决样本的选择性偏误，本文利用倾向得分匹配-双重差分法来减少系统性偏差和混杂变量对检验结果的干扰。具体而言，本文在进行样本匹配过程中，采用一对三有放回的 k 近邻匹配方法，并以产业结构升级、金融发展、人力资本等控制变量作为协变量，通过 Logit 模型估计一个城市开通高铁的概率。同时，由于直辖市和省会城市能够优先享有高铁开通的政策优势，这可能使得高铁开通无法成为严格意义上的“准自然试验”。为此，本文将 284 个城市中的直辖市及省会城市剔除，然后运用多期 DID 模型对数据展开实证分析。

表 4 报告了 PSM-DID 法的实证结果，具体来看：第一，模型 11 结果显示，高铁开通、技术创新以及二者交互项对经济增长均具有正向作用，回归系数分别为 0.1034、0.1161 和 0.0178，且高铁开通和技术创新的回归系数是显著的；第二，模型 12 结果显示，高铁开通、技术创新以及二者交互项对经济增长均具有正向作用，回归系数分别为 0.0650、0.0748 和 0.0014，高铁开通以及技术创新的回归系数分别在 5%和 1%的显著性水平下显著；第三，模型 13 结果显示，高铁开通对经济增长具有显著的正向作用，回归系数为 0.3784，且该系数在 10%的显著性水平下显著，同时，技术创新和高铁开通与技术创新交互项对经济增长也具有正向作用，回归系数分别为 0.0599 和 0.1131，这三个变量的回归系数符号与前文相一致；第四，模型 14 结果显示，在 10%的显著性水平下，高铁开通对经济增长具有正向影响效应，回归系数为 0.1340，同时，技术创新和高铁开通与技术创新交互项对经济增长均具有正向作用，回归系数分别为 0.2275 和 0.0398，且技术创新的回归系数在 5%的显著性水平下显著；第五，模型 15 结果显示，高铁开通对经济增长具有正向作用，回归系数为 0.2065，且该回归系数不显著，同时，西部地区的技术创新以及高铁开通与技术创新交互项对经济增长均具有正向作用，回归系数为 0.0583 和 0.0542。

表 4 实证结果

LnGdp	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15
	全样本	东部	东北	中部	西部
Hsr	0.1034*(0.0630)	0.0650**(0.0283)	0.3784*(0.2187)	0.1340*(0.0817)	0.2065(0.4394)
LnIno	0.1161*(0.0699)	0.0748*** (0.0283)	0.0599*** (0.0218)	0.2275** (0.1138)	0.0583 (0.0545)
Hsr×LnIno	0.0178(0.0379)	0.0014(0.1400)	0.1131(0.1271)	0.0398(0.0978)	0.0542(0.1023)
常数项	10.7823*** (0.0022)	9.6409*** (0.4349)	10.6994*** (0.6621)	11.9256*** (0.4258)	9.5688*** (0.3568)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市和年份 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.96	0.97	0.96	0.95	0.96
F 值	91.25***	20.21***	34.76***	20.94***	26.26***
N	2914	712	420	859	923

注：控制变量估计结果未汇报，备索。

2. 安慰剂检验

本文将通过前置高铁开通时间的方式来进行安慰剂检验,具体结果见表5。首先,模型16至模型20的结果显示,高铁开通对经济增长均具有负向作用,回归系数分别为-0.0119、-0.0082、-0.0073、-0.0076和-0.0083,且回归系数不显著。其次,无论是技术创新,还是高铁开通和技术创新的交互项,二者对经济增长的影响均显著为负,其中,技术创新的回归系数分别为-0.0194、-0.0192、-0.0193、-0.0192和-0.0193,高铁开通和技术创新的交互项的回归系数分别为-0.0061、-0.0062、-0.0064、-0.0069和-0.0074。总体上,通过前置高铁开通时间,计量估计结果的符号方向和显著性均发生了明显改变,这说明本文的实证结论具有稳健性。

表5 实证结果

LnGdp	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20
	前置 5 年	前置 4 年	前置 3 年	前置 2 年	前置 1 年
Hsr	-0.0119 (0.0075)	-0.0082 (0.0072)	-0.0073 (0.0074)	-0.0076 (0.0050)	-0.0083 (0.0052)
LnIno	-0.0194** (0.0092)	-0.0192** (0.0091)	-0.0193** (0.0092)	0.0192** (0.0091)	-0.0193** (0.0092)
Hsr×LnIno	-0.0061*** (0.0020)	-0.0062*** (0.0020)	-0.0064*** (0.0021)	-0.0069*** (0.0013)	-0.0074*** (0.0030)
常数项	10.7361*** (0.2175)	10.7255*** (0.2072)	10.7203*** (0.2069)	10.6633*** (0.2030)	10.7163*** (0.2069)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市和年份 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.99	0.96	0.96	0.96	0.96
F 值	85.80***	85.84***	85.85***	89.90***	85.92***
N	3810	3810	3810	3810	3810

3. 工具变量法

考虑到高铁开通与经济增长之间可能存在双向因果、遗漏变量、测量误差等情况,由此引发内生性问题,为此,本文借鉴Faber (2014)和唐宜红等(2019)的做法^{[48][49]},采用最小生成树作为工具变量来处理模型的内生性问题。同时,由于引入了工具变量,本文利用两阶段最小二乘法进行回归分析,结果见表6。

表6 实证结果

LnGdp	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24	模型 25
	全样本	东部	东北	中部	西部
Hsr	0.0365** (0.0174)	0.0513** (0.0152)	0.4701*** (0.1332)	0.3593 (0.2702)	0.0635 (0.1245)

LnIno	0.0136* (0.0080)	0.0536* (0.0329)	0.0566** (0.0180)	-0.0310 (0.0228)	0.2577*** (0.0845)
Hsr×LnIno	0.0115 (0.0209)	0.0105 (0.0339)	0.1696 (0.1087)	-0.0670 (0.0482)	0.0309 (0.0524)
常数项	20.6370*** (0.3980)	9.5799*** (0.2815)	20.7299*** (0.6672)	22.3404*** (0.6910)	9.7032*** (0.3368)
第 I 阶段结果	0.0218*** (0.0018)	0.0297*** (0.0023)	0.0301*** (0.0026)	0.0260*** (0.0024)	0.0251*** (0.0020)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市和年份 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cragg-Donald Wald F 统计量	235.61***	260.19***	130.87***	93.64***	269.03***
R ²	0.96	0.95	0.96	0.94	0.96
F 值	91.25***	23.17***	25.76***	19.76***	27.12***
N	3810	1155	465	1110	1080

首先，从工具变量选取的有效性来看，第 I 阶段估计结果表明，工具变量的估计系数显著为正，且通过识别弱工具变量的 Cragg-DonaldWaldF 统计量可判定工具变量是严格外生的。同时，对于其他区域样本而言，在运用最小生成树作为解释变量对被解释变量高铁开通的回归中，最小生成树对高铁开通具有显著的正向作用，且最小生成树这一工具变量是严格外生的。

其次，模型 21 至模型 25 结果显示，无论是全样本，亦或是东、东北、中、西部地区样本，高铁开通始终对经济增长具有正向影响效应，且模型 21、模型 22 和模型 23 分别在 1%或 5%的显著性水平下显著，同时，全样本、东、东北、西部地区样本的技术创新对经济增长也具有正向影响效应，这与前文的实证结论较为一致。

最后，从高铁开通与技术创新的交互项来看，总体上，高铁开通与技术创新交互项对经济增长的影响为正，其中，模型 21、模型 22、模型 23、模型 25 的回归系数分别为 0.0115、0.0105、0.1696 和 0.0309。因此，采用工具变量法进行稳健性检验的结果与前文的实证结果是一致的。

五、研究结论与建议

本文构建了一个两区域、两要素和三部门的新经济地理模型，探讨了空间均衡下高铁开通、技术创新与经济增长的理论机制。基于此，运用多期 DID 模型检验了高铁开通、技术创新对经济增长的影响效应。研究发现：(1)理论上，高铁开通能够降低区域间创新要素流动成本，从而促进创新资源由技术中心区向外围区扩散，使技术创新在区域间实现稳定的“对称均衡”空间结构，进而推动各地区经济实现平衡增长。(2)高铁开通有利于促进技术外溢，对于全样本、东、中、西、东北地区而言，高铁开通对技术创新存在显著的正向影响效应。(3)高铁开通和技术创新对经济增长具有显著的正向影响效应，同时，高铁开通能够通过调节技术创新来促进经济增长，从而能够塑造更加均匀的经济空间分布格局。

在创新驱动发展的时代背景下，知识和技术成为生产过程中的关键投入要素。本文研究表明，高铁开通不仅能够降低交通成本，而且还通过降低信息、知识、技术传播成本来缩小地区技术创新水平差异，从而能够显著推动区域经济协调增长。为此，本文提出如下建议：(1)完善高铁基础设施网络建设，增加高铁网络节点的数量和密度，拓展高铁建设覆盖的深度及广度，畅通技

术创新资源流动渠道,扩大各类知识和技术传播范围,推动区域经济高质量协调发展。(2)结合城市资源禀赋和区位优势,打破发达地区产品和技术创新的空间分割程度,有效引导技术研发、创新资金、科技人员的空间布局,促进创新资源要素的优化配置,让高技能劳动力、研发资本和科学技术之间完美融合,促进高速铁路、技术创新与经济增长三者之间良性发展。(3)充分发挥高铁建设的技术溢出效应,进一步强化区域创新协作共享,充分利用交通一体化的网络效应,借助高铁开通对创新资源要素的外溢机制来实现地区间创新要素的精准链接,全面提升高铁服务技术创新和经济发展的总效能。

参考文献:

- [1]郭立宏,冯婷.高铁开通能促进区域技术创新吗——基于255个地级市面板数据的实证分析[J].现代经济探讨,2019(02):127-132.
- [2]王雨飞,倪鹏飞,赵佳涵,王雅琦.交通距离、通勤频率与企业创新——高铁开通后与中心城市空间关联视角[J].财贸经济,2021,42(12):150-165.
- [3]Duggal V,Salzman C,Klein L.Infrastructure and Productivity:A Nonlinear Approach [J].Journal of Econometrics,1999,92(1):47-74.
- [4]Holl A.Transport Infrastructure,Agglomeration Economies,and Firm Birth:Empirical Evidence from Portugal [J].Journal of Regional Science,2004,44(4):693-712.
- [5]Campos J,Rus Gd.Some Stylized Facts about High-speed Rail:A Review of HSR Experiences Around the World [J].Transport Policy,2009,16(1):19-28.
- [6]Boarnet M G.Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure [J].Journal of Regional Science,2010,38(3):381-400.
- [7]Albalade D,Bel G.High-speed Rail:Lessons for Policy Makers from Experiences Abroad [J].Public Administration Review,2012,72(3):336-349.
- [8]刘生龙,胡鞍钢.交通基础设施与中国区域经济一体化[J].经济研究,2011,46(03):72-82.
- [9]杨帆,韩传峰.中国交通基础设施与经济增长的关系实证[J].中国人口·资源与环境,2011,21(10):147-152.
- [10]张学良.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[J].中国社会科学,2012(03):60-77,206.
- [11]Kim H,Sultana S.The Impacts of High-speed Rail Extensions on Accessibility and Spatial Equity Changes in South Korea from 2004 to 2018 [J].Journal of Transport Geography,2015,45:48-61.
- [12]Donaldson D.Railroads of the Raj:Estimating the Impact of Transportation Infrastructure [J].The American Economic Review,2018,108(4-5):899-934.
- [13]游士兵,郑良辰.高铁对沿线中型城市的经济拉动效应评估[J].改革,2018(10):150-159.

-
- [14]Banerjee A,Duflo E,Qian N.On the Road:Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China [J]. Journal of Development Economics,2020,145(June):102442.
- [15]唐升,李红昌,郝璐璐,喻文天.交通基础设施与区域经济增长:基于多种运输方式的分析[J].中国软科学,2021(05):145-157.
- [16]马光荣,程小萌,杨恩艳.交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J].中国工业经济,2020(06):5-23.
- [17]杜兴强,彭妙薇.高铁开通会促进企业高级人才的流动吗?[J].经济管理,2017,39(12):89-107.
- [18]Almeida P,Kogut B.Localization of Knowledge and the Mobility of Engineers in Regional Networks[J]. Management Science,1999,45:905-916.
- [19]赵勇,白永秀.知识溢出:一个文献综述[J].经济研究,2009,44(01):144-156.
- [20]钱晓烨,迟巍,黎波.人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2010,27(04):107-121.
- [21]蔡晓慧,茹玉骢.地方政府基础设施投资会抑制企业技术创新吗?——基于中国制造业企业数据的经验研究[J].管理世界,2016(11):32-52.
- [22]江三良,赵梦婵,程永生.异质性人力资本集聚与产业结构升级——基于知识溢出匹配视角[J].经济经纬,2020,37(05):81-89.
- [23]郭进,白俊红.高速铁路建设如何带动企业的创新发展——基于 Face-to-Face 理论的实证检验[J].经济理论与经济管理,2019(05):60-74.
- [24]梁双陆,梁巧玲.交通基础设施的产业创新效应研究——基于中国省域空间面板模型的分析[J].山西财经大学学报,2016,38(07):60-72.
- [25]马明,赵国浩.交通基础设施和人力资本对区域创新能力影响研究[J].财经问题研究,2017(08):122-129.
- [26]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.
- [27]Gao Y Y,Zheng J.The Impact of High-speed Rail on Innovation:An Empirical Test of the Companion Innovation Hypothesis of Transportation Improvement with China's Manufacturing Firms [J]. World Development,2020,127:104838.
- [28]罗双成,刘建江,石大千,万佳乐.创新的高速路:高铁对制造业创新的影响[J].中国经济问题,2021(04):172-187.
- [29]Dixit A K,Stiglitz J E.Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity [J].American Economic Review,1977,67(3):297-308.

-
- [30]Nocco A.The Rise and Fall of Regional Inequalities with Technological Differences and Knowledge Spillovers [J].Regional Science & Urban Economics,2005,35(5):542-569.
- [31]Desmet K,Rossi-Hansberg E.Spatial Development [J].American Economic Review,2014,104(4):1211-1243.
- [32]易巍,龙小宁,林志帆.地理距离影响高校专利知识溢出吗——来自中国高铁开通的经验证据[J].中国工业经济,2021(09):99-117.
- [33]Ghio N,Guerini M,Lehmann E E,et al.The Emergence of the Knowledge Spillover Theory of Entrepreneurship [J].Small Business Economics,2015,44(1):1-18.
- [34]Boschma R,Coenen L,Frenken K,et al.Towards a Theory of Regional Diversification:Combining Insights from Evolutionary [J].Regional Studies,2017,51(1):31-45.
- [35]施震凯,邵军,浦正宁.交通基础设施改善与生产率增长:来自铁路大提速的证据[J].世界经济,2018,41(06):127-151.
- [36]张京祥,周子航.创新竞租与制度激励:城市创新空间锚定的经济地理学解释[J].经济地理,2021,41(10):165-173,191.
- [37]Krugman P.Increasing Returns and Economic Geography [J].Journal of Political Economy,1991,99(3):483-499.
- [38]Krugman P,Venables A J.Globalization and the Inequality [J].Quarterly Journal of Economics,1995,4:857-880.
- [39]李国平,王春杨.我国省域创新产出的空间特征和时空演化——基于探索性空间数据分析的实证[J].地理研究,2012,31(01):95-106.
- [40]李勇辉,沈波澜,林森.生产性服务业集聚、空间溢出与城市技术创新——基于长江经济带108个城市面板数据的实证分析[J].经济地理:2021(10):1-17.
- [41]Solow R M.A Contribution to the Theory of Economic Growth [J].Quarterly Journal of Economics,1956,70(1):65-94.
- [42]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(05):4-16,31.
- [43]史梦昱,沈坤荣.人才引进政策的经济增长及空间外溢效应——基于长三角城市群的研究[J].经济问题探索,2022(01):32-49.
- [44]许钊,张营营,高煜.空间效应视角下经济集聚与制造业升级——基于283个城市面板数据的实证研究[J].经济问题探索,2021(12):104-117.
- [45]杨小忠,罗乐.城市人力资本空间分层:异质性公共服务视角[J].当代财经,2021(02):3-14.
- [46]邓翔,玉国华.金融结构转型与收入分配优化[J].经济理论与经济管理,2020(09):50-69.

[47]彭俞超,黄娴静,沈吉.房地产投资与金融效率——金融资源“脱实向虚”的地区差异[J].金融研究,2018(08):51-68.

[48]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.

[49]唐宜红,俞峰,林发勤,张梦婷.中国高铁、贸易成本与企业出口研究[J].经济研究,2019,54(07):158-173.

注释:

1 空间经济学中的“空间均衡”是指以各个地区为代表的个体,均不愿意改变自身状态的形式,是经济力量相互作用、经济活动趋于利润最大化的“帕累托效率”状态。