

高铁开通与长三角区域经济发展差距

——基于中心-外围的分析视角

马为彪 吴玉鸣 许丽萍¹

(华东理工大学 商学院, 上海 200237)

【摘要】: 高速铁路的发展是重塑区域经济发展格局的核心因素之一。基于 2003—2019 年的面板数据, 将城市是否开通高铁作为准自然实验, 并在此基础上构建高铁网络, 采用双重差分 (DID) 模型与社会网络分析方法 (SNA) 系统考察了高铁开通对长三角中心与外围城市经济发展差距的影响。研究结果表明, 高铁开通加剧了长三角中心城市与外围城市的经济发展差距, 且在多种稳健性检验下结论依然保持不变。城市规模异质性研究表明, 高铁开通加剧了中小城市与中心城市的经济发展差距, 对大城市影响不明显; 高铁网络中拥有度数中心度越高的地区, 越有利于缩小其与中心城市的经济发展差距。影响机制表明, 高铁开通加速了劳动力流动进而加剧了中心城市对外围城市的极化效应, 且该机制对外围小城市的影响更为明显。同时, 高铁开通降低了外围小城市的投资力度, 进一步拉大了其与中心城市的发展差距。进一步研究表明, 多中心、网络化的高铁网络有利于缓解因高铁开通所导致的区域经济发展差距。此外, 高铁开通明显扩大了距离中心城市 300—400 公里城市与中心城市的经济发展差距。本研究为从多中心、网络化的中心—外围视角理解高铁开通对区域经济发展差距的影响提供了新的解释, 也为政府推动高铁网络化发展提供了政策启示。

【关键词】: 高铁开通 多中心、网络化 长三角 区域经济发展差距 中心-外围

【中图分类号】: F061.5; F532.8 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2022)08—0149—17

一、引言与文献综述

2018 年 11 月中共中央、国务院发布的《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》指出, 我国区域发展差距扩大、区域分化现象日益凸显, 区域发展不平衡与不充分问题突出。区域发展不平衡与不协调是经济发展过程中不可避免又必须解决的重难点问题。自党的十八大以来, 党中央先后出台了包括京津冀协同发展、长江经济带发展、共建“一带一路”、粤港澳大湾区建设、长三角高质量一体化发展等一系列重大战略举措, 其题中之义无不在于增强区域发展协调性, 推动区域经济高质量发展。2021 年《政府工作报告》与《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》均明确提出, 要优化区域经济布局, 促进区域协调发展。这意味着推进区域协调发展在今后很长一段时期内都将作为区域发展的核心。作为国家现代化建设布局中的重大战略区域, 长江三角洲肩负着深入实施区域协调发展战略, 为全国区域一体化发展提供样板的重任。

《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》提出要在 2025 年实现中心区人均 GDP 与全域人均 GDP 差距缩小至 1.2 : 1。尽管长三角一体化程度走在全国前列, 但经济发展水平依然存在较大差距(李国平, 2019)^[1]。从现阶段来看, 2019 年上海市人均 GDP 约为长三角全域人均 GDP 的 1.51 倍, 安徽省人均 GDP 的 2.70 倍, 长三角人均 GDP 最低城市的(阜阳市)4.76 倍, 缩小区域差距依然任

¹**作者简介:** 马为彪(1993-), 男, 安徽安庆人, 华东理工大学商学院博士研究生, 研究方向: 区域经济与空间经济; 吴玉鸣(1968-), 男, 甘肃定西人, 华东理工大学商学院教授、博士生导师, 研究方向: 区域经济和应用空间计量经济分析; 许丽萍(1987-), 女, 甘肃武威人, 华东理工大学商学院博士研究生, 研究方向: 区域经济。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“区域经济多极网络空间组织理论与实证研究”(72073045), 项目负责人: 吴玉鸣

重道远。因此,探讨如何缩小区域差距,从而更好地实现长三角区域协调发展具有重要的现实意义。

“要想富,先修路,道路通,百业兴”,已成为伴随中国区域经济发展中百姓致富的一条金科玉律。交通基础设施一直是历年政府投资的重点方向,也是政府宏观调控,拉动经济增长的重要方式之一(张学良,2012)^[2]。事实上,学术界对于交通基础设施是否影响区域经济差距的研究由来已久,且日渐成熟(Boarnet,1998;Faber,2014;Baum-Snow等,2017;Zhang等,2020)^{[3][4][5][6]}。相较于传统的运输方式而言,高铁由于其稳定性、准时性与快速性等特点,在近20年内迎来了巨大的发展。截止2020年底,中国高速铁路运营里程已达到3.79万公里,“十三五”期间增长91.4%,稳居世界第一。高速铁路的快速发展,大幅度缩小了区域间的时空距离,提升了区域间的可达性,提高了要素流动的速度与规模,对于重塑区域经济发展格局起到了关键作用(卞元超等,2018)^[7]。然而,高铁对于区域经济发展差距的影响一直备受争议。Chen等(2017)^[8]使用中国高铁开通的数据,研究发现高铁的开通导致区域间经济差距不断减小,高铁促进了中国区域经济的收敛。Liang等(2020)^[9]研究了高铁对跨省级行政区域经济增长的影响,结果显示高铁开通对欠发达地区以及远离中心城市的地区具有显著影响,拉动了欠发达地区的经济增长。贾雪铭等(2015)^[10]对比了高铁开通前与开通后各大区域经济格局的均衡性,发现高铁开通促进了泛长三角与泛珠三角区域协调发展。刘怡等(2018)^[11]研究表明,高铁开通提升了京津冀城市群人均GDP,有利于推动区域均衡发展。然而,另一些研究表明高铁的开通加剧了中心城市的“虹吸效应”,加速了边缘地区和城市优质资源与要素的流失,进一步拉大了区域经济发展的差距(张克中等,2016;张梦婷等,2018;Qin,2017;Yu et al.,2019)^{[12][13][14][15]}。董艳梅等(2016)^[16]探讨高铁开通的异质性时发现,高铁建设扩大了东中部地区高铁和非高铁城市之间的经济差距与工资差距。卞元超等(2018)^[7]使用城市经济增长率的离差作为衡量区域经济差距的变量,发现高铁开通扩大了区域间的经济差距,且对省会城市经济增长的促进作用更为明显。近年来,随着城市间高铁线路的不断延伸与扩充,城市间的高铁联系逐步由线成面,并趋向网络化发展。不少学者意识到城市在高铁网络中所具有的网络特征也会影响自身发展,并开始利用城市间的“关系数据”探讨高铁网络与区域协同发展(何天祥等,2020)^[17]、高铁网络与城市空气污染(李健明等,2020)^[18]、高铁网络与居民健康(王玉泽等,2020)^[19]等方面的关系。

现有文献为本文奠定了良好的研究基础,但也存在两方面的不足:第一,大部分文献研究高铁对城市间经济发展差距的影响仅仅通过分析高铁开通对不同规模城市经济增长的异质性影响,从而间接判断高铁开通是否影响区域经济发展差距,很少有文献基于中心—外围的视角讨论高铁开通对区域经济发展差距的影响。第二,以往的多数文献仅以高铁是否开通的二值变量作为影响区域经济发展的核心因素,忽略了日渐形成的高铁网络对区域协调发展的溢出效应。事实上,随着城市间高铁线路的不断增多,以多节点、网络化为特征的高铁网络日益明显,城市间的互联互通,带动了各种要素的互补互动,不同城市在高铁网络中承担的角色与分工更加明确,并由此带来新一轮的经济增长。

《长江三角洲地区交通运输更高质量一体化发展规划》指出,到2025年,实现长三角铁路密度达到507公里/万平方公里,并要紧紧围绕以上海为核心、南京、杭州、合肥、宁波为中心打造1-1.5小时城际铁路网。那么,以多节点、网络化为特征的高速铁路网是否影响区域经济协调发展值得进一步探讨。本文以高铁是否开通作为准自然实验,基于双重差分(DID)模型与社会网络分析方法(SNA)系统探讨高铁开通对长三角区域经济发展差距的影响。本文的边际贡献主要在以下三个方面:第一,与以往通过比较高铁开通对区域经济增长的作用大小从而间接得出高铁开通影响区域经济发展差距的研究有所不同,本文以长三角三省一市41个地级市作为特定研究区域,以上海作为中心城市,其他城市作为外围城市,考察高铁开通对长三角外围城市与中心城市经济发展差距的影响。第二,基于劳动力流动和投资的角度,深度剖析高铁开通影响长三角区域经济发展差距的驱动机理。第三,通过构建高铁网络,创新性的引入多中心、网络化的高铁网络特征指标,进一步探讨高铁网络建设对长三角区域经济发展差距的影响。

二、高铁开通对区域经济发展差距影响的理论机制

新经济地理学理论认为,在不完全竞争条件下,中心—外围地区的形成源于促进经济要素集聚的向心力和排斥这种集聚力的离心力共同作用的结果(Krugman,1991)^[20]。运输成本则是影响这两种相反作用力大小的关键因素(张晶等,2022)^[21]。而运输成本的高低取决于交通基础设施的发展。随着交通基础设施的不断完善,中心城市的市场潜力和可达性进一步得到提升,从而吸引

更多经济要素集聚到中心城市。中心城市相对于外围城市，尤其是外围的中小城市而言，本身就具有发展优势。由于生产要素具有“趋优性”的特征，在“用脚投票”的机制作用下，生产要素会由发展环境较差、边际产出较低的边缘城市或中小城市流向发展条件更优、边际产出更高的中心城市(卞元超等，2018)^[7]。高铁的开通使得中心和外围地区通达性进一步提升，极大降低了人员跨地区的流动成本。对中心城市来说，高铁开通进一步加快了高素质劳动力的流入，发展动力不断增强。与之相反，对于外围城市和中小城市来说，高铁开通所带来的“虹吸效应”，进一步导致优质劳动力的流失，对经济发展产生负向影响(许钊等，2022)^[22]。在这种“强者恒强，劣者更劣”的“马太效应”的影响下，中心区域和外围区域经济发展差距被进一步拉大，不利于区域协调发展。因此，由于高铁开通降低了城市间的贸易成本，加速了劳动力跨区域流动，根据中心—外围模型，本文提出第一个假说：

假说 1: 高铁开通加速了劳动力流动，加剧了中心城市对外围城市的“虹吸效应”，扩大了中心城市与外围城市的经济发展差距。

随着国家高铁网络“八纵八横”的不断形成，城市间的高铁线路逐步加密。高铁对城市的影响不再局限于单一城市有无高铁开通，而转向不同城市在网络中承担的角色和影响力(孔令章等，2021)^[23]。由于城市间高铁连线的紧密度不断增加，众多城市在高铁网络中的地位逐渐凸显，高铁资源逐渐由中心城市向外围城市转移，以多中心、网络化为特征的高铁网络逐步形成。高铁网络的多中心和网络化发展，有效缓解了要素、资源向中心城市单方向集聚，加速其在更大范围内集聚，扩大了中心城市对外围城市的溢出效应。与此同时，多中心和网络化的高铁网络能够充分发挥各城市的发展优势，各城市利用自身禀赋，通过要素、产业等传导路径，实现不同区域空间的优势互补和利益共享，将分散的局部优势转化为密切联系的整体优势，提升整体资源和要素的空间配置(丁如曦等，2020)^[24]，进而实现区域协调发展。因此，本文提出第二个假说：

假说 2: 以多中心、网络化为特征的高铁网络能够有效缓解因高铁开通所导致的中心城市与外围城市的经济发展差距。

中心—外围理论认为，中心城市由于具有更大的市场潜力，会吸引众多的制造业向中心城市集聚，而在中心城市一定距离之外，由于中心城市影响较小，进而形成次级中心，但在距离中心城市不远不近的地区，由于遭受中心城市的“虹吸效应”大于“溢出效应”，可能会形成“集聚阴影”(张晶等，2022)^[21]。“集聚阴影”的区域由于自身发展环境较差，高铁开通后，可能进一步扩大了中心城市的“虹吸效应”，导致要素和资源的进一步流失，进而加大了与中心城市的经济发展差距。因此，本文提出第三个假说：

假说 3: 高铁开通进一步加剧了距离中心城市一定范围内城市与中心城市的经济发展差距。

三、研究设计

(一) 模型设定

为检验高铁开通对长三角区域经济发展差距的影响，与多数研究一致，本文将地级市是否开通高铁这一事件作为准自然实验，如果地级市开通高铁，则将其视为开通高铁的处理组(treated 为 1)，其余未开通高铁的城市作为对照组(treated 为 0)。此外，将地级市开通高铁的时间区分为高铁开通后(dummy 为 1)与高铁开通前(dummy 为 0)，基于双重差分(DID)考察高铁开通前后处理组与对照组区域经济发展差距的变化情况。模型构建如下：

$$gap_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 did_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，gap 表示区域经济发展差距；did 为高铁开通的时间虚拟变量(dummy)和是否开通高铁的地区虚拟变量(treated)的乘

积； X 为地区控制变量； η 和 γ 分别表示地区固定效应和时间固定效应； ε 为随机误差项， β 为变量对应的系数。

(二) 样本选择与数据来源

合宁铁路，即宁荣铁路合宁段于 2008 年 4 月 18 日开通运营，2008 年 8 月 1 日动车组上线运营，属于长三角地区最先开通的高铁线路，本文以 2003 年作为样本的研究起点，实证研究选取 2003—2019 年长三角三省一市 41 个城市的面板数据。高铁数据根据国家铁路局公布的相关信息收集而来，地区层面的数据来源于 Wind 数据库、《中国区域经济统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》以及各省市统计年鉴。

(三) 指标选取与变量说明

1. 被解释变量

陆铭等 (2019)^[25] 认为实现区域经济均衡发展，最重要的是缩小地区人均 GDP 或人均收入的差距，当地区人均 GDP 或人均收入几乎相等时，就能达到“空间均衡”的状态。那么，实现区域经济均衡发展的核心要义就在于缩小大中小城市之间人均 GDP 或人均收入的差距。丁如曦等 (2020)^[24] 在测度长江经济带区域经济发展差距时，采用地区人均 GDP 与核心城市 (重庆、武汉与上海) 人均 GDP 均值的比值作为衡量指标。《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》明确指出以上海为龙头，苏浙皖各扬所长。参照丁如曦等 (2020)^[24] 人的做法，以上海为长三角中心城市，以长三角其他城市为外围城市，将各城市人均 GDP 与上海市人均 GDP 的比值作为衡量长三角区域经济发展差距 (gap) 的指标，该指标数值越大，表示中心与外围城市区域经济发展差距越小，经济发展越协调，反之相反。

2. 解释变量

核心解释变量 1: 高铁开通的地区虚拟变量 (treated) 与时间虚拟变量 (dummy) 的交互项 did。在实际处理中，本文将 7 月 1 日以前开通的高铁定义为当年开通，7 月 1 日以后开通的高铁定义为下一年开通。由于部分地级市开通多条高铁，以开通高铁最早的年份作为该城市开通高铁的日期。同时，如果某城市市区未开通高铁，只要其管辖的县级城市开通高铁，都将其视为高铁开通城市。

核心解释变量 2: 高铁网络多中心、网络化水平。在测度网络多中心、网络化指标之前，首先需构建高铁网络。参考王玉泽等 (2020)^[19] 人的做法，如果两个城市所属同一条高铁线路，则认为该两城市具有同一条边，将其赋值为 1，否则为 0。其次，将长三角所有地级市形成的边构建高铁网络 0-1 矩阵。再次，利用社会网络分析方法 (刘军，2014)^[26]，参考 Deng 等 (2015)^[27] 的做法，选择点度中心度 (degree) 和中间中心度 (between) 衡量高铁网络多中心发展水平的指标。其中，点度中心度反映城市在高铁中所处的网络地位，点度中心度越大，表明该城市在高铁网络中与其他城市连接较多，处于核心位置。中间中心度指的是，城市在高铁网络中掌握资源的能力，中间中心度越高，说明该城市掌握高铁的资源就越多，在网络中作为桥梁的作用就越突出。同时，计算高铁整体网络密度 (network) 作为衡量高铁网络化发展水平的指标，其值越大，说明高铁网络化趋势更加明显。最后，本文所定义的高铁网络多中心、网络化水平分别为点度中心度、中间中心度与网络密度 (network) 的交互项，其值越大，说明高铁网络多中心、网络化特征越明显。具体公式如下：

$$degree = \frac{g}{n-1} \quad (2)$$

$$between = \frac{2 \sum_j^n \sum_k^n b_{jk}(i)}{n^2 - 3n + 2}, j \neq k \neq i, j < k \quad (3)$$

$$network = \frac{m}{n(n-1)} \quad (4)$$

其中， g 表示在高铁网络中某个城市与其他城市直接相连的总边数， n 为城市总个数； $b_{jk}(i)$ 为 i 城市能控制 j 与 k 城市的能力，即 i 处于 j 与 k 之间捷径上的概率。 m 为高铁网络中所有城市直接相连边数的总和， $n(n-1)$ 表示高铁网络中理论上所有城市直接相连边数的总和。

3. 控制变量

人力资本(edu), 用每万人高等学校在校生人数的对数表示。金融发展程度(fin), 用年末金融机构贷款余额占 GDP 比重表示。政府支出(gov), 采用财政支出占 GDP 比重来测度。城镇化率(urb), 采用年末地区城镇常住人口占常住人口比重表示, 缺失值用非农人口占常住人口比重替换。基础设施水平(road), 采用人均拥有地级市公路里程数表示。对外开放程度(fdi), 用地级市实际利用外商直接投资占当年 GDP 比重计算。表 1 给出了变量的描述性统计。

表 1 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
gap	0.5359	0.2978	0.0726	1.3527	697
did	0.3558	0.4791	0.0000	1.0000	697
edu	4.7575	0.9096	1.3991	6.9400	697
fin	1.0303	0.4839	0.3632	6.0705	697
gov	0.1392	0.0612	0.0491	0.3566	697
urb	0.4846	0.1862	0.1094	0.8960	697
road	22.0804	12.2227	3.6719	71.0907	697
fdi	0.0318	0.0231	0.0019	0.2011	697

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

为进一步探讨高铁开通对长三角区域经济发展差距的影响, 使用固定效应与随机效应分别对式(1)进行回归, 并用 Hausman 进行检验。表 2 的 Hausman 检验结果显示, 采用固定效应更适合模型的估计。表 2 的 (1) 和 (3) 分别表示未加入控制变量和加入

控制变量情况下的回归结果，did 回归系数在统计上显著为负，表示高铁开通与区域经济发展差距为负相关，意味着相较于未开通高铁的城市，开通高铁的城市在高铁运营后，扩大了与中心城市的区域经济差距。同时，控制变量的结果显示，城市人力资本 (edu) 与城镇化率 (urb) 均能缩小区域经济发展差距。与之相反，金融发展程度 (fin)、政府支出 (gov) 与对外开放程度 (fdi) 加大了长三角其他城市与中心城市的经济发展差距。本文给出解释是，中心城市金融发展相对成熟，对经济的促进作用要大于外围城市。政府的过度干预往往导致资源配置效率低下，进而损失经济效率，外围城市的发展相对于中心城市而言更容易受到政府这只“看不见的手”的影响。就对外开放程度而言，外商投资更加偏向经济发展环境较好的中心城市，因而会进一步拉大中心城市和外围城市间的经济发展差距。

表 2 基准回归结果

	(1) Fe	(2) Re	(3) Fe	(4) Re
did	-0.022** (0.009)	-0.020** (0.009)	-0.034*** (0.008)	-0.030*** (0.008)
edu			0.055*** (0.012)	0.075*** (0.012)
fin			-0.030*** (0.009)	-0.023** (0.010)
gov			-1.138*** (0.112)	-1.256*** (0.113)
urb			0.135*** (0.037)	0.159*** (0.038)
road			-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
fdi			-0.799*** (0.155)	-0.635*** (0.158)
cons	0.377*** (0.011)	0.377*** (0.042)	0.270*** (0.050)	0.184*** (0.053)
地区固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
R ²	0.660	—	0.761	—
N	697	697	697	697
Hausman	Chi2 (2)=6.93 p=0.0312		Chi2 (8)=53.48 p=0.0000	

注：括号内为标准误，* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ ，下表同。

(二) 平行趋势检验

平行趋势检验是使用双重差分的重要前提,为进一步检验高铁开通前后是否具有平行趋势与动态效应,借用 Beck 等 (2010)^[28] 和 Li 等 (2016)^[29] 的方法,模型设计如下:

$$coordinate_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{s=-15}^9 \alpha_s D_s + \alpha_1 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, D 为高铁开通的年份哑变量,当 $s<0$ 时,表示高铁开通前 s 期;当 $s=0$ 时,表示当年开通高铁;当 $s>0$ 时,表示高铁开通后 s 期。就 D 的具体取值而言,例如,以南京市为例,如果南京市 2008 年开通高铁,那么,当 $s=-2$ 时,意味着在 2006 年,即高铁开通的前两年, D 取值为 1,其他均为 0;当 $s=0$ 时,意味着在 2008 年开通高铁, D 取值为 1,其他均为 0;当 $s=2$ 时,意味着在 2010 年,即高铁开通的后两年, D 取值为 1,其他均为 0。图 1 的估计结果显示,在高铁开通前,各虚拟变量的回归系数绝大部分不显著,且基本位于 0 左右,高铁开通后,回归系数开始呈现显著的负向减小趋势。这说明高铁开通前,各城市与中心城市经济发展差距趋势保持一致,满足共同趋势假设,但高铁开通后,各城市与中心城市相对经济差距在不断扩大,进一步表明高铁开通加剧了长三角区域经济发展的差距。

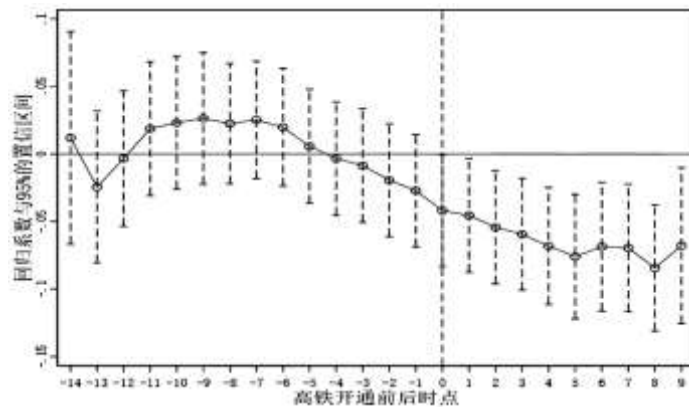


图 1 平行趋势检验

(三) 安慰剂检验

考虑到其他未观察到的事件、政策或随机因素等非观测遗漏变量可能对长三角中心与外围城市经济发展差距产生的干扰,本文按照每年高铁开通的城市个数,随机抽取不同城市并将其作为高铁开通城市,并通过对 did 的回归系数进行统计分析。为提高结果的可信度,此过程共进行了 1000 次随机抽取实验,具体可参考张国建等 (2019)^[30] 与邓慧慧等 (2020)^[31] 的研究,图 2 报告了 did 回归系数的核密度图,回归系数集中分布在 0 左右。此外,通过对回归系数的统计分析发现,1000 次回归系数的均值为 $-9.82e-06$,非常接近于 0。同时,1000 次回归中有 714 次结果(约 71.4%)未通过 5%的显著性检验。这说明高铁开通扩大了长三角区域经济发展差距的效应并未受到非观测遗漏变量的影响,结果具有一定的稳健性。

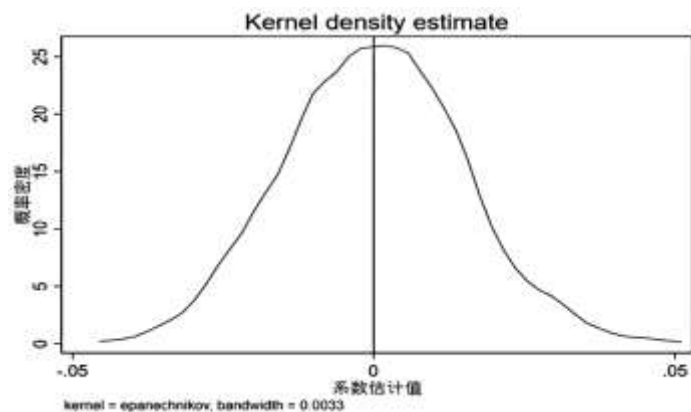


图 2 安慰剂检验

(四) 其他稳健性检验

为进一步检验模型结果的稳健性，本文做了以下六种尝试。一是将高铁开通这一政策变量对被解释变量(区域经济发展差距)的后一期进行回归，以消除其可能存在的反向因果，减小内生性，实证结果如表 3 中第(1)列。二是剔除城市行政级别的影响，即删除直辖市、省会城市以及副省级城市后再次进行回归，实证结果如表 3 中第(2)列。三是剔除区域经济发展差距(gap)大于或等于 1 的样本。考虑到有个别城市在不同年份出现人均 GDP 大于或等于上海市人均 GDP 的情况，可能会对结果造成干扰，故对其进行剔除，实证结果如表 3 中第(3)列。四是更换被解释变量，考虑到省会城市作为省域的中心城市，也会对省域外围城市产生辐射和虹吸效应，将被解释变量替换为外围城市人均 GDP 与上海、南京、杭州和合肥四大中心城市人均 GDP 均值的比值，实证结果如表 3 中第(4)列。五是更改样本时期。考虑到 2016 年出台的《长江三角洲城市群发展规划》将长三角范围由“两省一市”扩展到“三省一市”，其目的之一在于推动区域经济协调发展，为排除该政策的干扰将样本时间缩短为 2003—2015 年，实证结果如表 3 中第(5)列。六是在回归中加入时间和时间的二次项，剔除可能随时间变化的非观测变量对回归结果的影响，实证结果如表 3 中第(6)列。回归结果均与前文基本保持一致，再次证明了基准回归结果的稳健性。

表 3 稳健性检验结果

	(1) Fl. gap	(2) gap	(3) gap	(4) gap	(5) gap	(6) gap
did	-0.026*** (0.009)	-0.035*** (0.009)	-0.040*** (0.008)	-0.059*** (0.013)	-0.034*** (0.009)	-0.034*** (0.008)
edu	0.047*** (0.014)	0.040*** (0.013)	0.061*** (0.012)	0.122*** (0.020)	0.042*** (0.014)	0.055*** (0.012)
fin	-0.013 (0.010)	-0.025** (0.010)	-0.025*** (0.009)	-0.010 (0.015)	-0.032*** (0.009)	-0.030*** (0.009)
gov	-0.892*** (0.129)	-1.021*** (0.115)	-0.975*** (0.110)	-1.175*** (0.180)	-1.237*** (0.140)	-1.138*** (0.112)
urb	0.119*** (0.040)	0.175*** (0.044)	0.153*** (0.037)	0.362*** (0.059)	0.084* (0.043)	0.135*** (0.037)

road	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
fdi	-0.664*** (0.168)	-0.777*** (0.160)	-0.719*** (0.163)	-0.568** (0.249)	-0.638*** (0.173)	-0.799*** (0.155)
cons	0.277*** (0.055)	0.269*** (0.050)	0.187*** (0.048)	0.034 (0.080)	0.344*** (0.056)	-1.7e+04*** (3307.749)
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.704	0.754	0.740	0.511	0.791	0.761
N	656	612	643	697	533	697

(五) 工具变量检验

为进一步减小因遗漏变量与双向因果所导致的内生性,采用历史工具变量进行分析。部分学者选择历史铁路线路作为高速公路或高速铁路的工具变量(Baum-Snow等,2017;王春杨等,2020)^{[51][32]}。主要理由在于,历史上普通铁路的修建与现如今高铁的修建模式相似,都需要考虑地形地貌、政治国防等重要因素,因此与高铁站的选址具有较大的相关性。本文选择1984年长三角各城市是否开通火车站作为工具变量,如果某城市在1984年及以前开通火车,赋值为1,否则为0。由于是否开通火车的哑变量并不随时间变化,这里需要乘以城市开通高铁时间的哑变量,以此作为did的工具变量,进行两阶段最小二乘法估计。从表4的第(1)列估计结果看,历史工具变量与核心解释变量(did)具有很强的相关性,并在1%的水平上显著为正。同时,弱工具变量检验(Cragg-Donald Wald F统计量)为791.34远远大于10,拒绝弱工具变量的假设,说明工具变量具有有效性。工具变量的第二阶段回归结果显示核心变量did系数在1%的水平上显著为负,且系数的绝对值要大于基准回归。这表明,尽管可能存在遗漏变量导致基准回归结果偏小,但并未改变基本结论。

表4 工具变量检验

	(1) did	(2) gap
railway1984	0.760*** (0.027)	
did		-0.045*** (0.011)
控制变量	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes
R ²	/	0.760
N	697	697

五、异质性分析

(一)城市规模异质性

对不同城市而言,高铁开通带来的区域经济效应可能存在较大的异质性。不少学者认为高铁开通加剧了大城市的极化效应,扩大了区域内中小城市与大城市的经济差距(卞元超等,2018;张梦婷等,2018)^{[7][13]}。那么,对于不同规模城市而言,高铁开通是否对长三角区域经济发展差距的影响也存在异质性?本文以2015年城区常住人口作为划分标准,考虑到2015年城区人口300万以上城市过少,这里将城区人口高于250万以上定义为大城市,100~250万之间为中等城市,100万以下为小城市。同时,将《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》中提及的上海、南京、杭州、合肥、宁波、苏州、无锡和常州等8个城市作为长三角中心城市,其余城市作为非中心城市进行稳健性检验,回归结果如表5所示。

表5 城市规模异质性。

	(1) 小城市	(2) 中等城市	(3) 大城市	(4) 外围城市	(5) 中心城市
did	-0.046*** (0.017)	-0.024*** (0.009)	-0.007 (0.022)	-0.044*** (0.009)	-0.000 (0.024)
cons	0.098 (0.085)	0.401*** (0.052)	-0.557** (0.260)	0.185*** (0.050)	-0.196 (0.313)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.772	0.848	0.900	0.734	0.912
N	204	357	136	561	136

高铁开通对不同城市规模经济发展差距的影响具有显著的差异性。小城市高铁开通did系数在1%的水平上显著为负,且系数绝对值大于中等城市高铁开通did系数;对大城市而言,高铁开通did系数接近于0且不显著。说明高铁开通加剧了中小城市与核心城市的经济发展差距,但对大城市影响并不明显。可能的原因在于,高铁开通加剧了“极化效应”,导致更多优质资源由中小城市向核心城市发生转移,进一步加剧区域间经济发展差距。同时,中心和外围城市回归结果显示(见表5的第(4)和(5)列),高铁开通加剧了外围城市与核心城市的经济发展差距,但对中心城市影响并不明显,再次说明高铁开通确实拉大了中小城市和非中心城市与核心城市的经济发展差距,不利于区域经济的协调发展。

(二)地区异质性

对于不同地区而言,由于地理位置、发展条件和拥有高铁资源的差异性可能导致高铁开通所带来的区域经济效应产生差异

性。前文已阐述度数中心度(degree)在网络中表现的是节点城市在网络中所处的地位,如果一个城市在高铁网络中与其他城市连线较多,或者说处于高铁线路的枢纽位置,则度数中心度越高,说明该城市处于网络核心位置,更容易掌握高铁资源。那么,是否掌握更多高铁资源意味着更易获得高铁红利?是否度数中心度越高的地区更能提升经济发展能力?通过比较不同区域的度数中心度发现,江苏省地级市度数中心度均值(0.081)大于安徽省(0.059),最后为浙江省(0.052)。本文将整体样本按照行政区划划分为江苏、浙江和安徽三个子样本分别进行回归。回归结果显示,不同地区高铁开通 did 回归系数呈现显著差异。对于江苏省而言,高铁开通 did 系数显著为正。与之相反的是,安徽省和浙江省 did 系数显著为负,说明高铁开通缩小了江苏省地级市与中心城市发展差距,但扩大了安徽省与浙江省地级市与中心城市的发展差距。究其原因在于,江苏省在长三角高铁网络中与其他城市连线较多,处于高铁线路的枢纽位置。对于掌握更多高铁资源的城市而言,不仅可以降低要素流动的交易成本与时间成本,也更容易承接来自中心城市经济溢出效应,获得更多的投资机会,进而缩小与中心城市的发展差距。而处在高铁网络边缘区的城市,可能更容易受到中心城市的“虹吸效应”,进一步拉大与中心城市的发展差距。

六、机制分析

为进一检验高铁开通对区域经济差距的影响机制,本文主要从劳动力流动和投资的角度分析高铁开通对中心—外围区域经济发展差距的影响机制。劳动力流动的测度参照卞元超等(2018)^[7]的做法,具体公式如下:

$$laborflow_i = \sum_{j=1}^n \frac{lnlabor_i * ln(w_i - w_j) * ln(hp_i - hp_j)}{distance_{ij}^2}$$

(6)

其中, laborflow_i 为城市 i 劳动力一年内的流动量; labor_i 为城市 i 劳动力数量; w_i 为城市 i 平均工资,用城镇单位就业人员平均工资表示; hp_i 为城市 i 平均房价水平,用住宅平均销售价格表示; distance_{ij} 为城市 i 与城市 j 行车最短距离。表 6 给出了机制检验的结果,其中第(1)列是基于长三角全体样本高铁开通对劳动力流动影响的回归结果。第(2)–(4)分别为小、中、大不同规模城市回归结果。

表 6 高铁开通对不同规模城市劳动力流动的影响

	(1) 总体	(2) 小城市		(3) 中等城市		(4) 大城市	
	laborflow	laborflow	gap	laborflow	gap	laborflow	gap
did	0.009** (0.004)	0.012** (0.005)	-0.035** (0.016)	0.012** (0.005)	-0.019** (0.009)	0.000 (0.019)	-0.022 (0.023)
laborflow			-0.580** (0.272)		0.178 (0.108)		0.273** (0.128)
cons	0.453*** (0.029)	0.271*** (0.027)	0.127 (0.117)	0.359*** (0.034)	0.265*** (0.072)	0.897*** (0.285)	-0.330 (0.366)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

R ²	0.683	0.843	0.772	0.674	0.820	0.803	0.881
N	615	180	180	315	315	120	120

从表 6 的回归结果可知,对于全体样本而言,高铁开通确实促进了劳动力流动,说明劳动力流动是高铁开通影响区域经济发展差距的重要影响因素。从不同规模的城市看,高铁开通促进了中小城市的劳动力流动,但对大城市影响并不明显。同时,劳动力流动扩大了小城市与中心城市经济发展差距,对中等城市不具有显著影响,但缩小了大城市与中心城市的经济发展差距。这意味着高铁开通导致中小城市,尤其是小城市的要素、资源更多流向大城市,进一步拉大了与中心城市的发展差距。

此外,从投资的角度看(分别采用城市固定资产投资的对数(lninvest)和实际利用外资的对数(lnfdi)表示),回归结果表 7 的第(1)到(3)列显示,高铁开通对中小城市的固定资产投资影响不明显,但明显增加了大城市的固定资产投资。同时,表 7 的第(4)到(6)列结果显示,高铁开通明显降低了小城市的实际使用外资规模,对中等城市和大城市影响不明显。这意味着高铁开通降低了小城市的投资机遇,导致要素和资源向中心城市的转移,进而扩大了与中心城市的经济发展差距。

表 7 高铁开通对不同城市规模投资的影响

	(1) 小城市	(2) 中等城市	(3) 大城市	(4) 小城市	(5) 中等城市	(6) 大城市
	lninvest	lninvest	lninvest	lnfdi	lnfdi	lnfdi
did	0.064 (0.059)	-0.052 (0.037)	0.248*** (0.079)	-0.499*** (0.152)	-0.158 (0.099)	-0.148 (0.119)
cons	14.133*** (0.292)	14.599*** (0.221)	10.181*** (0.921)	9.150*** (0.769)	10.698*** (0.601)	11.637*** (1.348)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.964	0.961	0.954	0.736	0.658	0.829
N	204	357	136	204	357	136

七、进一步研究

(一)基于高铁网络的分析

传统的双重差分模型只能根据高铁是否开通的二值变量测算高铁开通组和高铁未开通组的处理效应。然而,在日渐密集的高铁网络中,城市与城市之间高铁联系日益密切,不同城市在高铁网络中所处地位也会对自身或周边城市的发展产生影响。本文借助社会网络分析(SNA)法,利用城市间是否开通高铁的 0-1 矩阵,计算高铁网络点度中心度(degree)、中间中心度(between)和网络密度(network),并将其纳入基准回归中,具体模型如下:

$$gap_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 did_{i,t} + \lambda_2 did_{i,t} * degree_{i,t} * network_t + \lambda_3 X_{i,t} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$gap_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 did_{i,t} + \theta_2 did_{i,t} * between_{i,t} * network_{i,t} + \theta_3 X_{i,t} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

由表 8 的回归结果可知，无论是否在基准回归中加入控制变量，高铁开通与多中心、网络化的交互项均在 1%的水平上显著为正，表明随着高铁网络逐步向多中心和网络化发展，高速铁路将会缩小区域经济发展差距。一方面，中心性越高的城市意味着与其他城市联系越多，处于高铁网络中的枢纽位置，更容易吸引外部要素和资源的投入，从而更有利于提升经济增长。另一方面，随着城市间高铁的互通，逐渐形成密集的高铁网络，网络化的形成使得边缘城市能够获得更多中心城市的溢出效应，带动了自身经济发展，从而进一步缩小了与中心城市的经济发展差距。

表 8 高铁网络对区域经济差距的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	gap	gap	gap	gap
did	-0.037*** (0.010)	-0.022** (0.009)	-0.041*** (0.009)	-0.033*** (0.008)
did*degree*network	1.296*** (0.370)		0.686** (0.327)	
did*between*network		0.024*** (0.007)		0.018*** (0.006)
cons	0.377*** (0.010)	0.377*** (0.010)	0.252*** (0.050)	0.253*** (0.050)
控制变量	No	No	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
R ²	0.667	0.666	0.762	0.764
N	697	697	697	697

(二) 基于空间距离的分析

城市间的距离是影响空间溢出效应大小的重要因素(赵奎等, 2021)^[33]。那么, 距离中心城市的远近是否会影响高铁对区域经济发展差距的影响也值得进一步探讨。本文利用百度地图检索长三角其他城市距离中心城市(上海)的最短距离。通过引入高铁开通(did)与最短距离的交互项, 验证高铁开通影响区域经济发展差距是否受到距离的影响。回归结果说明, 高铁开通对区域经济发展差距的偏效应与距离呈现“~”关系。为进一步显示距离如何影响高铁开通对区域经济发展差距的偏效应, 基于整体回归(第 1 列), 绘制图 3。图 3 的结果表明, 随着距离的增加高铁开通对区域经济发展差距的影响呈先减小后增大再减小的趋势。开通高铁有利于缩小距离上海约 200 公里以内的城市与中心城市的经济发展差距, 中心城市对距离 200-400 公里左右城市的“虹吸效应”不断加强, 这说明距离中心城市一定范围内的区域会出现“集聚阴影”, 高铁开通会进一步扩大该区域与中心城市的经

济发展差距。

同时，为进一步确定高铁开通对区域经济发展差距的距离效应，本文根据长三角其他城市与中心城市（上海市）的距离（distance），将总体样本分为 100 公里以内、100~200 公里、200~300 公里、300~400 公里、400~500 公里以及 500 公里以上等六个区间进行分段回归，图 3(b) 给出了分段回归的 did 系数大小以及 95% 的置信区间。从图 3(b) 中可以发现，did 系数大小随着距离的增加呈现先上升后下降再上升的趋势，但在 0-200 公里之间并不显著，在距离上海市 300~400 公里的区间内 did 系数达到最大且显著为负，这点同图 3(a) 中呈现的拐点值区间接近。再次说明了高铁开通对区域经济发展差距的偏效应与距离呈现“~”关系，且加剧了中心城市对距离 300-400 公里左右城市的“虹吸效应”。

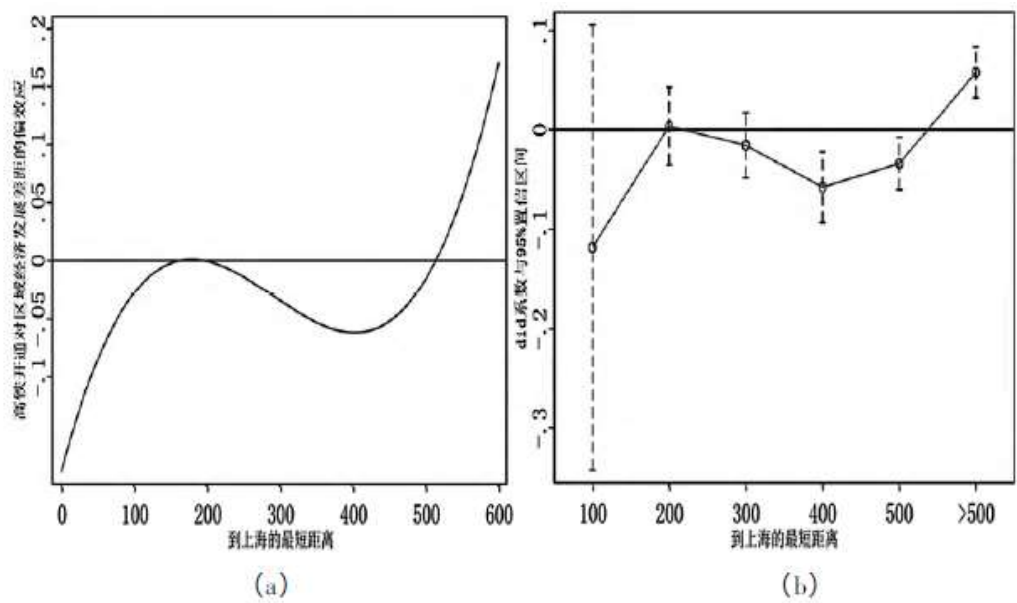


图 3 高铁开通对区域经济发展差距影响的距离效应

八、结论与政策建议

推动长三角高质量一体化发展是实现我国区域协调发展的重大战略举措。近年来，长三角地区各级政府坚持“交通先行”的原则，着力打造“轨道上的长三角”。逐渐加密的高铁网络是否在推动区域经济协调发展中发挥着重要作用？本文基于长三角地区 41 个地级市 2003—2019 年的面板数据，以高铁开通作为准自然实验，引入以多中心、网络化为特征的高铁网络指标，重点考察高铁开通对长三角区域经济发展差距的影响。

通过实证分析，本文得到以下结论：第一，高铁开通加剧了长三角其他城市与中心城市（上海）的经济发展差距，该结果在多种稳健性和工具变量的检验下依然成立。这也说明高铁开通在一定程度上扩大了中心城市的“极化效应”。第二，城市规模异质性表明，高铁开通加剧了中小城市和外围城市与中心城市的经济发展差距，对大城市影响不明显。地区异质性表明，高铁网络中度数中心度越高的地区，越有利于自身经济发展。第三，影响机制表明，高铁开通通过促进劳动力流动，进而扩大长三角区域经济发展差距。同时，高铁开通还降低了小城市的引用外资规模，增加了大城市的投资机遇，进一步拉大小城市与中心城市的经济发展差距。第四，进一步研究表明，以多中心、网络化为特征的高铁网络有利于缓解因高铁开通导致的中心城市与外围城市经济发展差距。此外。当考虑空间距离因素的影响时，发现高铁开通主要拉大了距离中心城市 300-400 公里范围内城市与中心城市的经济发展差距。说明距离中心城市一定的范围内确实存在着“集聚阴影”。

本文基于中心—外围的视角，实证研究了高铁开通对长三角区域经济发展差距的影响，为推动长三角地区经济协调发展提供一定的经验证据与政策启示。核心结论认为高铁开通加剧了长三角中心城市与外围城市尤其是中小城市的经济发展差距。在高铁建造的过程中，外围城市不免会受到一定程度的负面冲击，外围城市应充分利用自身禀赋，积极提升市场化水平，打造公平有序的营商环境，这不仅可以有效防止优质资源的外流，避免陷入高铁时代下的“集聚阴影”，亦可以更好的承接中心城市的产业转移与溢出效应。此外，研究结论也表明，以多中心、网络化为结构的高铁网络有利于缓解高铁开通所带来的中心城市的“极化效应”，这也意味着加密各城市间的高铁线路，打造以多节点、网络化为主的高铁网络，能够促进长三角地区高质量一体化发展。就目前而言，长三角各城市之间高铁联系并不紧密，高铁网络覆盖密度较低，整体网络密度还有很大提升空间。未来长三角地区需要继续提高高铁网络密度，构建以多中心为主的高铁网络，并尽可能的考虑让更多的中小城市和非中心城市处于高铁连线的节点位置。

参考文献:

- [1]李国平. 着力打造长三角多中心网络化空间结构[J]. 人民论坛·学术前沿, 2019(4):20-26.
- [2]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(3):60-77, 206.
- [3]Boarnet M G. Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure[J]. Journal of Regional Science, 1998, 38(3):381-400.
- [4]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.
- [5]Baum-Snow N, Brandt L, Henderson J V, et al. Roads, Railroads and Decentralization of Chinese Cities[J]. Review of Economics & Statistics, 2017, 99(3):435-448.
- [6]Zhang X, Hu Y, Lin Y. The Influence of Highway on Local Economy: Evidence from China's Yangtze River Delta Region[J]. Journal of Transport Geography, 2020, 82:102600. DOI:https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2019.102600.
- [7]卞元超, 吴利华, 白俊红. 高铁开通、要素流动与区域经济差距[J]. 财贸经济, 2018, 39(6):147-161.
- [8]Chen Z, Haynes K E. Impact of High-speed Rail on Regional Economic Disparity in China[J]. Journal of Transport Geography, 2017, 65:80-91.
- [9]Liang Y, Zhou K, Li X, et al. Effectiveness of High-speed Railway on Regional Economic Growth for Less Developed Areas[J]. Journal of Transport Geography. 2020, 82:102621. DOI:https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2019.102621.
- [10]贾善铭, 覃成林. 高速铁路对中国区域经济格局均衡性的影响[J]. 地域研究与开发, 2015, 34(2):13-20.
- [11]刘怡, 张宁川, 周凌云. 高铁建设与区域均衡发展——来自京津冀高铁通车的证据[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2018, 55(3):60-71.

-
- [12]张克中, 陶东杰. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态, 2016(6):62-73.
- [13]张梦婷, 俞峰, 钟昌标, 林发勤. 高铁网络、市场准入与企业生产率[J]. 中国工业经济, 2018(5):137-156.
- [14]Qin Y. ‘No County Left Behind?’ The Distributional Impact of High-speed Rail Upgrades in China[J]. Journal of Economic Geography, 2017, 17:489-520.
- [15]Yu F, Lin F, Tang Y, et al. High-speed Railway to Success? The Effects of High-speed Rail Connection on Regional Economic Development in China[J]. Journal of Regional Science, 2019, 59(4):723-742.
- [16]董艳梅, 朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济, 2016(10):92-108.
- [17]何天祥, 黄琳雅. 高铁网络对湖南区域经济协同发展影响[J]. 地理科学, 2020, 40(9):1439-1449.
- [18]李建明, 罗能生. 高铁开通改善了城市空气污染水平吗?[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4):1335-1354.
- [19]王玉泽, 罗能生, 周桂凤. 高铁开通是否有利于改善居民健康水平?[J]. 财经研究, 2020, 46(9):92-107.
- [20]Krugman P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. Journal of Political Economic, 1991, 99(3):483-499.
- [21]张晶, 陈海山. 新时期城市化推进过程中集聚阴影研究——基于高铁通车的视角[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(1):281-302.
- [22]许钊, 高煜, 霍治方. 高铁开通对能源效率的影响研究——基于“中心—外围”模型的理论分析与实证检验[J]. 软科学, 2022, 36(05):1-8, 14.
- [23]孔令章, 李金叶. 高铁开通、网络中心性与旅游经济发展[J]. 产业经济研究, 2021(5):113-127.
- [24]丁如曦, 刘梅, 李东坤. 多中心城市网络的区域经济协调发展驱动效应——以长江经济带为例[J]. 统计研究, 2020, 37(11):93-105.
- [25]陆铭, 李鹏飞, 钟辉勇. 发展与平衡的新时代——新中国 70 年的空间政治经济学[J]. 管理世界, 2019, 35(10):11-23, 63, 219.
- [26]刘军. 整体网分析讲义——UCINET 软件实用指南(第 2 版)[M]. 上海: 格致出版社, 2014.
- [27]Deng Y, Xu H. International Direct Investment and Transboundary Pollution: An Empirical Analysis of Complex Networks[J]. Sustainability, 2015, 7(4):3933-3957.
- [28]Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5):1637-1667.

[29]Li P, Lu Y, Wang J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123:18-37.

[30]张国建, 佟孟华, 李慧, 陈飞. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J]. 中国工业经济, 2019(8):136-154.

[31]邓慧慧, 杨露鑫, 潘雪婷. 高铁开通能否助力产业结构升级: 事实与机制[J]. 财经研究, 2020, 46(6):34-48.

[32]王春杨, 兰宗敏, 张超, 侯新烁. 高铁建设、人力资本迁移与区域创新[J]. 中国工业经济, 2020(12):102-120.

[33]赵奎, 后青松, 李巍. 省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析[J]. 经济研究, 2021, 56(3):150-166.