

高铁开通对城市经济增长的异质性影响

陈丰龙 王美昌¹

【摘要】 基于 2007-2016 年中国城市夜间灯光数据和高铁车次频率数据,采用面板数据处理效应模型考察了高铁开通对城市经济增长的异质性影响。研究结果显示,高铁开通对经济增长的影响因城而异,因高铁线而不同,因城市群而呈现差异化特征。高铁开通对城市经济增长的作用途径既有直接的频次效应,又有空间的网络溢出效应。高铁开通使得来自于经济实力弱、人口规模小以及地理位置偏远的中小城市的劳动和资本加速向中心城市聚集,增加了大城市的劳动和资本产出弹性,进而加快了这些城市的经济增长。

【关键词】 高铁 经济增长 夜间灯光 处理效应模型 城市

【中图分类号】:F530 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1009-2382(2020)12-0017-07

一、引言

历史经验清晰地表明交通基础设施建设对城市发展起着至关重要的作用。现代经济学理论通常将交通基础设施看作是促进经济增长的一个重要因素,因为交通基础设施存在着外部性,容易产生溢出效应。同时基础设施的改善有助于降低交易成本,提升市场潜能。在过去的十余年里,一些城市掀起了一股“争夺”高铁的热潮,害怕错失高铁开通带来的发展机遇。那么,高铁开通是否能真正推动沿途城市的经济增长?因地理区位、经济禀赋的差异,高铁开通对不同城市的经济增长是否存在异质性差异呢?对这些问题的回答不仅有助于评估中国高铁的实际经济效应,也可制定促进区域发展的空间政策提供经验启示。

现有文献对中国高铁经济效应的研究存在着两种不同观点。一些学者认为高铁开通促进了地区经济增长(董艳梅等,2016;Ahlfeldt 等,2017),但也有学者指出高铁开通导致经济活动从分散走向集聚,不利于中小城市的经济增长(张克中等,2016;Qin, 2017;张俊,2018)。但 Vickerman(2017)以及 Ahlfeldt 等(2017)认为对高铁开通经济效应的评估应转向各个站点城市具体项目的评估。Chen 等(2017)从这一视角评估了中国高铁开通对各个城市经济增长的具体影响,但没有分析异质性增长效应的形成机制。

本文以 2007-2016 年开通高铁的城市为研究对象,借助当前比较流行的全球夜间灯光数据评估高铁开通对中国城市经济增长的异质性效应,并进一步分析其背后的形成机制。具体而言,借鉴 Hsiao 等(2012)提出的面板数据处理效应模型(HCW 模型),构造高铁城市在未开通高铁情形下的“反事实”经济增长路径,通过对比相同城市在高铁开通前后经济增长路径的差异,估计高铁开通产生的增长效应。在此基础上,本文从高铁频次效应和网络效应视角解释高铁开通产生异质性效应的原因,试图进一步完善已有的研究。

二、高铁效应评估的模型构建与数据处理

1. 模型介绍

¹**作者简介**: 陈丰龙,东南大学经济管理学院讲师、博士;
王美昌,东南大学经济管理学院博士生(南京 211189)。

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“世界经济景气波动对中国出口平稳发展的冲击效应及其传导机理与政策应对研究”(编号:71603047);江苏省社会科学基金基地项目“促进江苏产业迈向全球价值链中高端研究”(编号:17JDB002);中央高校基本科研业务专项资金项目“高铁开通对中国企业出口行为的影响研究:理论解释、实证检验与机制识别”(编号:2242020K40206)。

HCW 模型是根据经济系统中处理组和控制组城市之间的经济增长相关性,对相关性大的控制组城市赋予更高的权重,相关性小的城市赋予较小的权重,构造反事实的经济增长路径,这一增长路径体现了不同城市对高铁开通冲击具有不同程度响应的特征。与双重差分模型相比,HCW 模型放松了共同趋势的条件假设,且具有更贴近理论预测和真实经济情景的良好性质,已得到广泛应用。

假设各城市经济增长是由一些共同因素和个体特征驱动,共同因素截面相关,个体因素不相关。假设 t 时城市 i 的经济增长变量值 y_{it} 由共同和个体两部分因子模型生成:

$$y_{it} = b'_i f_t + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 为被评估变量; t 为时间, $t=1, 2, \dots, T_1$; i 为截面个体, $i=1, 2, \dots, N$; y_{it} 为 $N \times 1$ 阶向量 $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$; f_t 为随时间变化的共同因子; b'_i 表示个体特征系数; α_i 为不随时间变化的个体特征因子; ϵ_{it} 为随机扰动项, 满足 $E(\epsilon_{it})=0$ 。

具体地, 城市 i 在 t 时不通高铁和通高铁的 y_{it} 分别记为 y_{0it} 和 y_{1it} 。但同一地区、同一时间, y_{0it} 和 y_{1it} 不可同时观测, 此时引入虚拟变量 d_{it} 。令 $d_{it}=1$ 表示 i 城市在 t 时开通高铁, $d_{it}=0$ 表示 i 城市在 t 时未通高铁。建立模型 $y_{it}=d_{it}y_{1it}+(1-d_{it})y_{0it}$, 假设开通高铁的时间为 T_1+1 , 则在高铁开通前 y_{it} 可观测, 即 $y_{it}=y_{0it}$ 。当高铁开通后, $y_{it}=y_{1it}$ 不可观测, 即:

$$y_{it} = \begin{cases} y_{0it}, & d_{it} = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T_1 \\ y_{1it}, & d_{it} = 1, \quad t = 1, 2, \dots, T_1 \end{cases} \quad (2)$$

此时, 高铁效应为 $\Delta_{it}=y_{1it}-y_{0it}$, $t=T_1+1, T_1+2, \dots, T$ 。在 T_1+1 后, y_{0it} 无法观测。为获得 y_{0it} , Hsiao 等 (2012) 提出由于各个体的评估变量都受到宏观经济中共同因子影响, 可以通过其他未受政策影响个体的评估变量来预测, 即 y_{0it} 的估计量可以写成:

$$\hat{y}_{it}^0 = \bar{\alpha} + \bar{\beta} \hat{y}_i^0 \quad (t \geq T_1 + 1) \quad (3)$$

其中, $\hat{y}_i^0 = (y_{2i}^0, y_{3i}^0, \dots, y_{Ni}^0)$ 。

因此, Δ_{it} 的估计式可改写为: $\hat{\Delta}_{it} = y_{1it} - \hat{y}_{it}^0 \quad (t \geq T_1 + 1)$, 且可以证明 $\hat{\Delta}_{it}$ 是 Δ_{it} 的一致估计。从 (3) 式和 Δ_{it} 的估计式可知, 准确评估高铁的增长效应关键在于科学地选择控制组来预测 $\hat{y}_i^0$ 。本文根据如下步骤选择最优控制组。

第一步, 从 $j=1$ 开始, 在 $N-1$ 个未通高铁的城市中选取 j 个地区进行组合 (共 C_j^{N-1} 个组合), 并将 y_{0it} 与每一种组合根据式 (3) 模型进行 OLS 回归, 从中选出拟合优度统计值最大的组合, 标记为 $M(j)^*$ 。

第二步, 根据 AIC 或 AICC 最小的信息准则, 从 $M(1)^*, M(2)^*, \dots, M(N-1)^*$ 备选组合中选取最优组合 $M(m)^*$ 。具体地, AIC 和 AICC 计算公式如下:

$$AIC(p) = T_1 \ln\left(\frac{e'e}{T_1}\right) + 2(p+2)$$

$$AICC(p) = T_1 \ln\left(\frac{e'e}{T_1}\right) + 2(p+2) + \frac{2(p+2)(p+3)}{T_1 - (p+1) - 3} \quad (4)$$

其中, p 为控制组中的城市数, e 为 OLS 回归的残差。

最后, 根据式 (3), 使用最优控制组 $M(m)$ 预测 $\hat{y}_{it}^0$, 即预测开通高铁后城市在假设不通高铁情况下的“反事实”经济增长表现。根据 $\hat{\Delta}_{it} = y_{it}^1 - \hat{y}_{it}^0, t \geq T+1$ 公式, 可以得到 $T+1$ 期以来高铁开通给城市经济增长带来的影响。

2. 数据处理

目前国际上对高铁并没有统一的标准, 本文根据 2013 年公布的《铁路安全管理条例》, 将时速达到 200 公里及以上的铁路列车定义为高铁。自 2007 年中国铁路第六次大提速以来, 运行时速 200 公里及以上的铁路列车包括以“D”“G”和“C”开头的客运班次。为了便于研究, 本文统一将它们定义为高铁。本文的实验组为 2007 年以来开通了高铁的地级及以上城市, 共计搜集了 185 个城市的相关信息。根据 HCW 模型的假设条件要求, 本文在选择某一高铁城市的最优控制组城市时, 也在未开通高铁城市中排除高铁城市所在省的所有城市。

本文的政策效应评估变量为经济增长, 采用国际上比较流行的夜间灯光数据作为替代指标。因为夜间灯光数据不受价格因素干扰, 能够更为客观地反映城市经济活动 (Henderson 等, 2012; 徐康宁等, 2015)。

夜间灯光数据是由美国国家地球物理数据中心 (NGDC) 提供的两套灯光数据 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS。根据吴健生等 (2018) 的方法首先对 DMSP/OLS 卫星灯光数据进行校正, 时间跨度为 1992–2013 年; 其次参考梁丽等 (2020) 的方法, 基于 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 采集到的 2012–2013 年灯光影像数据, 建立两者之间的回归关系并得到相关估计参数, 并以此对 2014–2016 年 VIIRS 栅格影像单元的 DN 值进行校准; 最终得到 1992–2016 年可比的夜间灯光影像栅格数据。

三、高铁处理效应的结果分析

1. 最优控制组城市筛选

根据 HCW 模型的评估步骤, 本文分别对 185 个高铁城市的灯光亮度均值与剔除所在省份城市后的控制组城市的灯光亮度值进行回归。根据 AIC 准则, 最终得到各个城市的最优控制组城市组合, 回归结果显示高铁城市的灯光增长路径与其最优控制组城市的灯光增长路径之间的拟合较好。以京沪高铁上的苏州和郑西高铁上的洛阳为例, 苏州平均灯光亮度的最优控制组城市包括黄山、东营、邵阳和广安, 对应回归系数分别为 0.816、0.705、-1.018 和 0.706, 并通过至少 5% 统计水平的显著性检验, 估计方程的 R^2 值和 F 统计值分别为 0.99 和 6648.76。洛阳的最优控制组城市灯光增长路径的拟合系数分别为 -2.050 (甘南)、2.755 (恩施)、-0.212 (常德)、0.229 (泰州)、-0.759 (通化) 和 0.864 (阜新), 也均通过至少 5% 统计水平的显著性检验, R^2 值和 F 统计值分别为 0.99 和 7590.31。以上两例表明本文所选择的最优控制组城市组合的灯光亮度增长路径是高铁开通城市的灯光经济增长路径的极好近似。

2. 处理效应分析

为了获得高铁开通对城市经济增长的具体影响数值,需要比较高铁城市的真实夜间灯光均值增长路径与“反事实”模拟的增长路径。图 1 给出了苏州和洛阳根据最优控制组城市模拟的夜间灯光均值增长路径图(虚线)。可以看出,在高铁开通之前,两个城市模拟的夜间灯光均值增长路径与真实灯光增长路径(实线)几乎完全重合。在高铁开通后,真实的夜间灯光亮度均值高于模拟值,说明高铁开通对城市经济增长产生了持续的正面影响,但程度各不相同。以苏州为例,2007 年苏州首次有时速 200 公里以上的列车经停,图 1 中显示出真实的灯光增长路径与模拟增长路径之间的差距逐步扩大,呈现喇叭形态势。在开通高铁的第一年,苏州真实灯光均值比模拟灯光均值仅高 0.2。2010 年沪宁城际高铁和 2011 年京沪高铁开通后,高铁带来的灯光均值增长效应由 2010 年 1.33 上升至 2012 年 2.28。根据“反事实”的估计结果,如果苏州不通高铁,2007-2016 年灯光均值年均增长率可能仅为 0.6%,而开通高铁后同期夜间灯光均值年均增长率达到 2.13%,可见,高铁运营使得苏州的灯光均值年均增速提高了 1.53 个百分点。

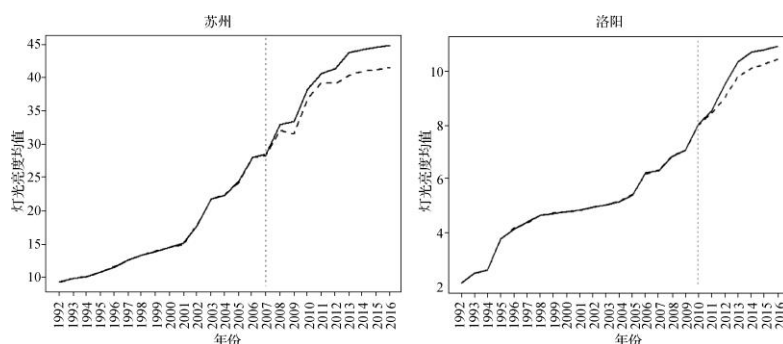


图 1 苏州、洛阳平均灯光亮度的拟合图

本文进一步对全部 185 个高铁城市样本期内的平均处理效应进行分析。总体而言,全部城市经济增长最终受益于高铁开通,但因行政级别、区位、高铁线路以及所属城市群的不同,各城市受到的冲击存在差异,经济发达、人口规模大的城市经济增长受益较大,位置偏远、经济规模小的城市容易受到负面冲击。图 2 展示了不同城市分类的高铁处理效应,具体呈现如下特征。

(1) 高铁处理效应因“城”而异。

在全部样本城市中,有 24 个城市平均处理效应为负,灯光均值因高铁开通平均减少 0.058,而另外 161 个城市的灯光均值因高铁运营平均增加 0.159。图 2 中,包括直辖市、副省级城市和省会城市在内的中心城市和其他非中心城市的处理效应分别为 0.335 和 0.114,说明中心城市凭借自身优势,从高铁开通中收获更高的经济增长效应,这主要是因为基础设施改善加快了非中心城市或边缘城市的要素向中心城市集聚(Faber, 2014; 张克中等, 2016; 张俊, 2017)。

(2) 高铁处理效应因“线”而异。

贯穿中国不同地区的高铁线路,处理效应不完全相同。考虑到不同城市开通高铁时间差异较大,且高铁建设基本以线路为单位,本文计算了主要高铁干线的处理效应。首先,根据下式计算整条高铁线路的处理效应:

$$ATE_0 = \sum_{j=1}^{q_i} w_j ATE_i \quad (1)$$

$$j = 1, 2, \dots, q_i$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

其中, $ATE(i)$ 为第 i 条线路的平均处理效应; $ATE_i(j)$ 为 i 线路上 j 城市的处理效应; q_{ij} 为 i 线路上城市数量; w_{ij} 为 j 城市在整条线路上的相对权重, 具体为 i 线路上 j 城市 2007-2016 年平均夜间灯光均值占整条线路所有城市同期夜间灯光均值总和的比重, 定义如下:

$$w_{ij} = \text{nightlight}_{ij} / \sum_{j=1}^{q_i} \text{nightlight}_{ij} \quad (6)$$

其中, nightlight_{ij} 为 i 线路上 j 城市 2007-2016 年平均夜间灯光均值。

图 2 给出了京沪、京广、杭深三条高铁的平均处理效应, 尽管有少数城市受到了负面冲击, 但这三条线路也是所有高铁干线中表现最好的, 其中京沪高铁沿线城市的平均处理效应达到了 0.408。究其原因, 这三条高铁线路连接了中国最发达地区, 经济发达、人口稠密、产业配套齐全等优势为高铁发挥积极作用创造了良好的条件。

(3) 高铁处理效应因“城市群”而异。

对一条穿越不同地区的高铁线路的处理效应进行评估, 可能并不完全符合高铁的网络空间属性特征。因此, 本文进一步将开通高铁的城市按城市群分类, 进而评估整个城市群的高铁平均处理效应。中国高铁在特定的区域内运行比较密集, 这些区域主要是一些经济活动联系紧密的城市群。参照计算高铁线路处理效应的做法, 即将式 (5) 中 i 表示为城市群, w_{ij} 为 i 城市群内 j 城市样本期内平均夜间灯光均值占城市群夜间灯光均值年均总值的比重。图 2 显示, 长三角、珠三角地区的平均处理效应领先于其他城市群, 位于中西部的城市群的平均处理效应则相对较小。如何理解高铁对经济增长在不同城市群具有截然不同的表现? 这主要源于不同城市群的经济发展处于不同阶段, 珠三角和长三角城市群经济发达, 高铁开通有利于发挥中心城市作用, 强化城市群内不同城市间的分工与合作。相反, 长江中游、成渝以及其他城市群的总体发展水平相对落后, 高铁开通更容易产生虹吸效应, 不利于地区均衡发展。

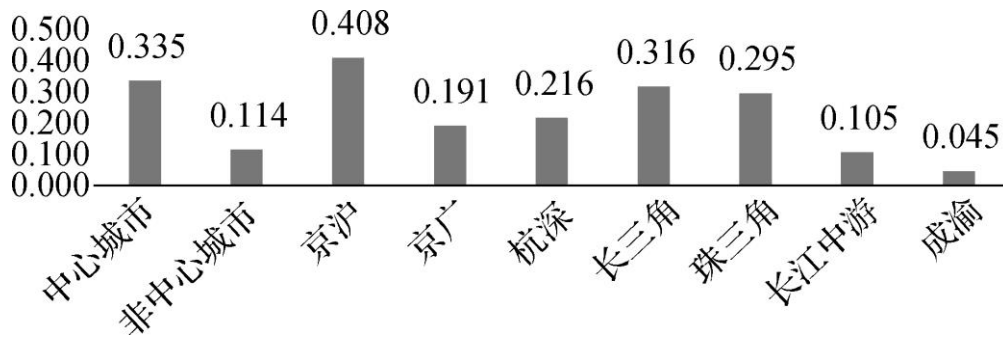


图 2 不同城市分类的高铁处理效应

3. 稳健性检验

为了保证处理效应估计结果的可靠性, 本文进行了一系列稳健性检验。一是改变控制组选择准则。根据 Hurvich 等(1989)的方法, 将最优控制组选择的统计准则改为 AICC。二是改变政策实施时间。本文对高铁开通时间实施了安慰剂检验, 即将高铁实际通车时间提前两年, 并与“反事实”模拟路径进行对比。三是控制组外生性。为了保证控制组严格的外生性, 在剔除了本省内未通高铁的城市之外, 又进一步剔除了相邻省份的城市, 这主要是因为区域协调发展战略会使得相邻省份在经济上可能存在空间相关性。四是替换核心变量。考虑到夜间灯光数据也可能存在测量误差, 使用人均 GDP 作为替代变量, 利用各省 GDP 平减指数进行平减。稳健性检验结果与前文并无明显差别, 说明本文的结论是稳健的。

四、异质性高铁效应的原因解释

前文表明高铁开通对不同城市经济增长的影响具有明显的异质性特征。为什么会出现这种差异?本文基于新经济地理学理论,从高铁频次效应、网络效应以及区位条件视角对高铁开通的经济增长效应的异质性表现进行解释。

1. 高铁频次效应与要素产出弹性

新经济地理学认为,改善区际交通基础设施会加强中心区域的“向心力”,使得外围地区的生产要素向中心地区集聚,从而对交通网络沿线的中心城市和非中心城市产生两种不同的影响。对中心城市而言,“八纵八横”高铁网络大大提高了其经济辐射范围和要素流动空间范围,从而有利于吸引更多高级生产要素、消费和研发活动。相反,中小城市由于地理区位偏远、经济规模较小和资源配置能力较弱等原因,在高铁开通后往往既不能享受到大城市制造业空间外移的好处,又容易陷入本地资源流向中心城市的困境,从而出现高铁开通对本地经济增长的负向冲击。为验证这一假设,本文将高铁纳入到柯布-道格拉斯生产函数中,构建如下计量模型:

$$\ln NL_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln hsr_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 l_{it} + \beta_4 \ln hsr_{it} \times \ln k_{it} + \beta_5 \ln hsr_{it} \times \ln l_{it} + \gamma C_{it} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中,被解释变量 NL_{it} 为城市 i 在 t 年的灯光亮度均值,时间跨度为 2007-2016 年; hsr 为高铁变量,以各城市高铁经停车次频率表示,与设置是否开通高铁的虚拟变量相比,高铁经停车次更能反映不同城市之间的高铁发展水平; k 和 l 分别为资本和劳动力,将其定义为高铁开通引起流动的生产要素,资本以各城市固定资产投资占 GDP 的比重表示,劳动以就业人数占城市总人口的比重表示; $\ln hsr_{it} \times \ln k_{it}$ 和 $\ln hsr_{it} \times \ln l_{it}$ 为高铁与资本和劳动的交互项,反映高铁发展影响地区经济增长的作用渠道; C 为控制变量,包括人力资本($\ln human$)、高速公路($\ln highway$),人力资本用大学生人数表示,高速公路以各城市高速公路通车里程表示。

高铁列车频次原始数据来源于《全国铁路旅客列车时刻表》,经济数据来源于《中国城市统计年鉴》以及各省、城市的统计年鉴。

表 1 中第(1)(2)列为模型(7)的估计结果。第(1)列为面板数据固定效应(FE)回归结果。高铁车次变量的系数显著为正,说明高铁车次增加促进了城市经济增长。劳动、资本与高铁的交互项系数均为正,分别通过了 10%和 1%统计水平的显著性检验,表明高铁开通提高了劳动和资本的产出弹性,进而加快了城市经济增长。基准回归结果基本符合本文的理论预期,但模型可能存在的内生性问题不应被忽视。一方面变量可能存在测量误差或遗漏了不可观测的变量;另一方面高铁与城市经济增长之间可能存在双向因果关系,因为开通高铁的城市并非完全随机或外生,经济发展比较好的城市更容易获得更多高铁车次的停靠。

本文采用工具变量法(IV)来解决模型可能存在的内生性问题。工具变量方法的关键是寻找到合适的工具变量。本文结合中国实际,选择地理工具变量,以各个城市地表的平均坡度表示。Duflo 等(2007)认为一个地区河流河面的平均坡度越大,就越不容易建造大坝,进而会影响到当地农业生产率。因此,如果一个城市地势平坦,平均坡度低,刨除经济社会因素外,也更容易在此修建高铁,因此高铁发展会更快;相反,将会增加修建高铁的难度,从而会增加更多的成本,这样高铁发展就会滞后。但地理坡度是不随时间变化的,本文将城市坡度乘以高铁通车前一年钢轨价格,使得该工具变量不仅随时间变化,也增强其与高铁的相关性。Jitendra 等(2014)指出高铁修建成本中,土建工程和轨道成本所占比重最高。因此钢轨价格可以反映高铁修建中的轨道成本,与高铁建设高度相关。同时由于铁路钢轨属于专用物资,在一般经济活动中使用较少,对一个城市钢铁、建筑等行业价格乃至整个经济影响较小,这也说明本文构建的工具变量具有排他性。表 1 第(2)列报告了工具变量法的回归结果。高铁变量依然显著为正。高铁与劳动的交互项系数同样显著为正,但系数绝对值与显著性水平比基准回归均大幅提高。高铁与资本的交互项系数同样在 1%的统计水平上显著为正。在克服了内生性问题后,高铁开通更为显著地促进了资本和劳动的产出弹性的增加,并通过资本和劳动

的流动促进了城市经济增长。

2. 高铁网络效应与要素产出弹性

新建一条交通线路每增加一个网络节点,网络中运输量可以实现成倍的非线性增长,显著增强整个交通网络的功能。因此,新建线路不仅会直接影响到这条线路沿途城市的经济增长,而且还通过网络溢出效应间接影响其他城市经济增长(Laksmanan等,2001;李煜伟等,2013)。当然,这种间接影响正负两面均有可能。因此,本文在式(7)中添加因变量和处理效应的空间依赖项作为自变量,用来反映高铁的网络效应,以及识别高铁网络是否为城市间经济增长空间相关的一个形成渠道。具体地,本文借鉴张学良(2012)和张俊(2018)等的做法,将空间溢出效应要素纳入到模型(1)中,建立如下空间计量检验模型:

$$\ln NL_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln hsr_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 \ln l_{it} + \beta_4 \ln hsr_{it} \times \ln k_{it} + \beta_5 \ln hsr_{it} \times \ln l_{it} + \gamma C_{it} + \lambda W \times NL_{it} + \rho W \times ATE_{it} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $\lambda W \times NL_{it}$ 为灯光亮度的空间依赖项, λ 为城市间空间相关系数; $\rho W \times ATE_{it}$ 反映高铁开通的外溢效应, ATE_{it} 为前文测度的高铁经济增长效应; W 为反映城市间空间相关性矩阵,根据城市之间是否相邻计算而得。

表1中第(3)列给出了模型(8)的回归结果,具体采用了空间自回归(SAR)面板数据模型IV估计方法。高铁变量的系数为0.603,并通过1%统计水平的显著性检验,表明高铁开通显著促进了城市经济增长。高铁外溢效应系数 ρ 揭示了本地高铁开通对高铁网络中其他城市经济增长具有积极的溢出效应。空间相关系数 λ 同样显著为正,说明城市之间经济增长存在空间相关性。此外,高铁与劳动、资本的交互项系数也显著为正,表明高铁发展提高了劳动和资本的产出弹性,高铁的空间溢出效应对增加资本产出弹性的作用更为明显。

3. 高铁发展与区位条件

良好的交通运输设施是城市经济增长的必要条件之一,与其他要素组合决定了生产可能性边界。由于区位条件、经济实力和城市规模不同,各个城市从高铁发展中受益也不尽相同。城市之间的发展条件差异较大,城市等级最能反映城市所能配置经济要素的能力和水平。为了进一步考察具体发展条件的作用,本文在模型(8)中添加人均GDP的对数($\ln pgdp$)、人口规模的对数($\ln pop$)和到最近区域中心城市的高铁行车距离对数($\ln dist$),以及这三个变量与高铁频次对数的交互项。地级市行车距离是指地级市开通高铁的火车站到最近中心城市开通高铁的火车站之间的高速列车行驶距离,区域中心城市的行车距离则为本市到北京、上海和广州三大国家中心城市的行车距离。

表1第(4)–(6)列给出了基于不同区位条件的估计结果。高铁变量的系数均在1%的统计水平上显著为正,说明在控制城市经济实力、人口规模以及地理区位的条件下,高铁开通仍然显著促进城市经济增长。具体而言,高铁与人均GDP、人口规模的交互项系数均显著为正,说明经济实力强、人口规模大的城市更容易从高铁开通中获益,因为经济和人口规模是铁路部门是否增加高铁停靠车次的重要的考量因素。高铁与距离交互项的系数在1%的统计水平上显著为负,说明距离中心城市或大城市越远,通过高铁获得的经济增长效应就越低。因此,那些区位条件好、离中心城市或大城市较近的中小城市,更容易发挥“近水楼台先得月”的优势,从而借助高铁开通促进经济增长。总之,经济实力越强、人口规模越大以及与中心城市越近的城市开通高铁所获得的经济增长效应会越高。

表1 高铁效应的回归结果

变量	频次效应		网络效应		区位条件	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	IV. FE	IV. SAR	IV. SAR	IV. SAR	IV. SAR
lnhsr	0.0542*** (0.041)	1.062** (0.450)	0.603*** (0.052)	1.881*** (0.183)	1.883*** (0.176)	0.240*** (0.087)
lnhsr×lnl	0.018* (0.010)	0.082*** (0.017)	0.070*** (0.007)	0.084*** (0.013)	0.090*** (0.012)	0.034*** (0.009)
lnhsr×lnk	0.070*** (0.006)	0.091*** (0.019)	0.027*** (0.003)	0.038** (0.015)	0.018* (0.010)	0.037*** (0.005)
lnpgdp				0.089*** (0.027)		
lnhsr×lnpgdp				0.146*** (0.018)		
lnpop					0.478*** (0.166)	
lnhsr×lnpop					0.147*** (0.017)	
lnDIST						-0.014*** (0.001)
lnhsr×lnDIST						-0.008** (0.004)
ρ			0.003*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.004* (0.002)	0.016*** (0.001)
λ			0.126*** (0.006)	0.040*** (0.015)	0.051*** (0.013)	0.148*** (0.010)
lnl	0.116*** (0.040)	0.091* (0.046)	0.061*** (0.013)	0.043* (0.025)	0.004 (0.049)	0.095*** (0.031)
lnk	0.114*** (0.043)	0.097** (0.047)	0.163*** (0.008)	0.130*** (0.030)	0.055** (0.024)	0.055** (0.024)
lnhuman	0.037*** (0.011)	0.059*** (0.022)	0.023*** (0.004)	0.046*** (0.009)	0.045*** (0.009)	0.010 (0.008)
lnhighway	0.018** (0.009)	0.012 (0.016)	0.007 (0.005)	0.011 (0.010)	0.001 (0.010)	0.016* (0.009)
固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R ²	0.212	0.162	0.118	0.502	0.493	0.422
观测值	2710	2710	2710	2710	2710	2710

五、结论

本文基于 2007–2016 年中国 185 个城市夜间灯光数据和高铁车次频率数据, 采用面板数据处理效应模型评估了高铁开通对城市经济增长的异质性影响。研究结果显示, 高铁开通对经济增长的影响因“城”而异、因“线”而异、因“城市群”而异。高铁开通对中心城市的处理效应要明显高于非中心城市。贯穿发达地区的高铁线路, 其处理效应要明显强于连接欠发达地区的高铁线路, 京沪、京广、杭深三条高铁的平均处理效应表现最好。高铁对不同城市群内城市的影响也不相同。长三角、珠三角地区的平均处理效应领先于其他城市群, 但位于中西部城市群的平均处理效应相对较小。高铁开通对城市经济增长的异质性影响可以从高铁频次效应、网络效应以及区位条件等视角进行解释。高铁发展对城市经济增长的作用途径主要是频次效应和网络溢出效应; 高铁发展促进了城市规模小、经济发展水平低和地理位置偏远的中小城市的劳动和资本向中心城市聚集, 增加了大城市的劳动和资

本产出弹性。

本文的研究具有重要的政策启示。首先,高铁发展有利于全国经济增长,但各地区并不是没有输家。因此,一些中小城市不应盲目追崇,应客观分析高铁开通的利弊。其次,重视统筹城市群内部各城市之间的综合交通基础设施规划和产业发展规划,加强城市群内产业发展规划合作、促进公共服务均等化,避免因高铁促进人口和资本进一步向中心城市集聚而造成中心城市过度集中的现象。最后,加强高铁运营的科学管理,统筹安排各种车速的客运列车比例和高速列车的停靠站点与频次。铁路运输管理和运营机构应为中小城市保留适当的普通快速列车和减少高速列车的停靠频次,通过科学调度使高铁运营既能满足旅客出行需求,又能减少对中小城市经济发展的负面冲击。

参考文献:

- [1]. Ahlfeldt, G. M., and A. Feddersen. From Periphery to Core: Measuring Agglomeration Effects Using High-Speed Rail. *Journal of Economic Geography*, 2017, 18 (2): 355–390.
- [2]. Duflo, E., and R. Pande. Dams. *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 3: 601–646.
- [3]. Faber, B. Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System. *Review of Economic Studies*, 2014, 81 (3): 1046–1070.
- [4]. Henderson, J. V., S. Adam, and N. W. David. Measuring Economic Growth from Outer Space. *American Economic Review*, 2012, 102 (2): 994–1028.
- [5]. Hsiao, C., H. S. Ching, and S. K. Wang. A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with Mainland China. *Journal of Applied Econometric*, 2012, 27: 705–740.
- [6]. Hurvich, C. M., and C. Tsai. Regression and Time Series Model Selection in Small Samples. *Biometrika*, 1989, 76 (2): 297–307.
- [7]. Ke, X., H. Chen, and Y. Hong. Do China's High-Speed-Rail Projects Promote Local Economy?—New Evidence from A Panel Data Approach. *China Economic Review*, 2017, 44: 203–226.
- [8]. Jitendra, S., N. Y. Zhou, and O. Gerald. High-speed Railways in China: A Look at Construction Costs. *China Transport Topics*, 2014, 9: 1–8.
- [9]. Vickerman, R. Can High-speed Rail Have a Transformative Effect on the Economy. *Transport Policy*, 2017, 62: 31–37.
- [10]. 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》,《中国工业经济》2016年第10期。
- [11]. 梁丽、边金虎、李爱农等:《中巴经济走廊 DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 夜光数据辐射一致性校正》,《遥感学报》2020年第2期。
- [12]. 李煜伟、倪鹏飞:《外部性、运输网络与城市经济增长》,《中国社会科学》2013年第3期。

-
- [13]. 吴健生、李双、张曦文:《中国 DMSP-OLS 长时间序列夜间灯光遥感数据饱和和校正研究》,《遥感学报》2018 年第 4 期。
- [14]. 徐康宁、陈丰龙、刘修岩:《中国经济增长的真实性:基于全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》2015 年第 9 期。
- [15]. 张俊:《高铁开通与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》,《经济学(季刊)》2018 年第 4 期。
- [16]. 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》,《经济学动态》2016 年第 6 期。