

高铁开通提高了中国城市经济增长质量吗？ ——基于劳动力流动视角的解释

高波^{1,2}, 王紫绮²

(1. 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心, 江苏南京 210093;

2. 南京大学经济学院, 江苏南京 210093)

摘要: 中国经济正处于高速增长阶段转向高质量发展阶段的关键时间窗口, 提升城市经济增长质量至关重要。将高铁开通作为一项准自然实验, 以 2003—2019 年中国 286 个地级及以上城市作为研究样本, 实证检验高铁开通对中国城市经济增长质量的影响效应和作用机制。理论分析表明, 高铁开通主要通过改善劳动力的空间配置效率、降低劳动力流动成本这两个方面影响城市经济增长质量。实证研究发现, 高铁开通能够促进中国城市经济增长质量提升, 且这种促进作用具有持续性。进一步地, 高铁开通带来的持续性影响对中部地区城市经济增长质量表现出不断扩大的正向影响, 但对东部地区城市表现出波动影响。从城市特征来看, 高铁开通对中小规模城市、非城市群城市经济增长质量具有更显著的促进作用。机制检验证明, 高铁开通主要通过劳动力流动对城市经济增长质量产生积极影响, 且高技能劳动力流动带来的促进作用要大于低技能劳动力流动带来的作用。

关键词: 高铁开通; 经济增长质量; 劳动力流动; 准自然实验; 双重差分法

中图分类号: F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)04-0055-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.04.005

一、引言和文献回顾

伴随工业化、城市化进程, 中国经济实现了四十多年的高速增长, 城市在中国经济发展中扮演着十分重要的角色。自 2004 年中国政府批准《中长期铁路网规划》以来, 子弹头列车开始连接全国主要城市, 世界上最大的高铁运营网络(HSRON)逐步建成。高铁网络建设对中国城市经济的持续稳定增长产生了深远影响。截至 2019 年, 中国“四纵四横”等客运专线、经济发达区和人口密集区的城际客运网络已基本建成, 194 个地级市被纳入高铁网络。高速铁路的大规模投资、建设和运营, 改变了中国的客运体系和人们的出行方式, 也在极大程度上重构了中国的空间经济格局^[1-2]。可以说, 公路和铁路等大型交通基础设施是经济增长的“引擎”^[3]。大型交通基础设施的建设不仅可以减少出行时间, 而且能够吸引投资, 促进要素流动, 创造新的就业机会, 刺激经济增长^[4-5]。因此, 为更好地服务和支撑国家重大发展战略、实现经济高质量发展, 地方政府将投入巨资建设高速铁路, 通过压缩要素流动的时空距离, 促进当地经济增长, 强化经济集聚效应。

新经济地理学理论认为, 交通基础设施建设是区域经济增长的关键动力之一。研究表明, 美国

收稿日期: 2020-11-29; 修回日期: 2021-05-15

作者简介: 高波(1962—), 男, 江苏泰兴人, 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心, 经济学院教授、博士生导师, 研究方向为全球化与中国经济发展; 王紫绮(1993—), 女, 江苏常熟人, 南京大学经济学院博士研究生, 研究方向为中国经济发展。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(18BJY112)

以及西欧发达国家等的经济快速增长期与历史上其交通基础设施的快速建设期重合^[6]。在中国,高铁作为国家战略规划的重要部分,其建设的主要目标是发展区域之间的快速交通走廊,串联全国核心城市(主要包括省会城市、副省级城市和独立的直辖市),增强地区经济联系。政策制定者们认为,大型交通基础设施的建设(例如“八横八纵”高铁网络)有助于资金、人才、技术等生产要素从中心城市向边缘城市扩散,带动高铁沿线城市和边缘城市的工业化和经济增长,平衡区域发展^[5,7]。具体来说,高铁通过作用于交通网络、劳动力市场、产业集聚、引领新消费、创造新就业等方面间接促进经济增长^[8-9]。同时,高铁开通还能对非高铁城市产生更广泛的空间和经济影响^[1,7,10]。总而言之,高铁开通给城市发展带来了很多的好处。

然而,现有研究表明,高铁建设也可能对城市经济增长产生不利影响。最明显的一种表现是高铁开通产生了“大都市效应”^①。一方面,由于高铁连接的只是主要城市,而不是城市间的区域,因此它会促进核心区企业的扩张,产生两极分化效应,降低外围区的经济增长率。另一方面,高铁开通虽然提高了连接城市的可达性,但也使得城市之间的区域分离,进而产生了“隧道效应”^②。从现实经济来看,高铁首先给城市发展带来了投资机会,在一定程度上有利于GDP提升。更重要的是,地方政府希望高铁能进一步带来投资机会以及更多的就业机会。但从引入高铁的实际结果看,小城市或边缘城市的劳动力和资本等生产要素被更多地吸引到了大城市^③,特别是当某个地区没有被纳入城市的高速铁路网络时。学者们也尝试对这一现象的背后原因进行分析,结果发现经济集聚性是导致这一现象的主要原因。正是由于高铁提高了大城市之间的可达性水平,因而小城市的资本和劳动力更为直接便捷地流向大城市,小城市资源被逐步“吸干”^[13]。此外,还有学者指出,高铁建设所带来的经济性“收益”似乎是通过高额的债务成本来实现的^[14]。2018年,原中国铁路总公司的债务总额已达5万亿元,其中80%与高铁建设有关。基于上述分析,本文产生的疑问是,高铁开通是否真的提高了经济社会的发展绩效,促进了城市经济高质量增长?

学术界关于高铁建设与区域经济增长的研究已较为丰富,但关于高铁建设如何影响中国的城市经济增长质量缺乏深入研究,这可能会影响到对城市发展规划的理解以及高铁基础设施建设的政策制定。本文可能的边际贡献在于:第一,本文采用主成分分析法,从经济增长动力、经济增长结构和经济增长绩效等三个维度构建城市经济增长质量综合指标,以期从“质”的层面更准确地衡量城市经济增长质量。在稳健性检验中,本文还使用DEA-Malmquist指数法测度城市全要素生产率(TFP),以其作为城市经济增长质量的代理指标。第二,本文以地级市及以上城市为研究对象,主要采用双重差分法(DID)研究高铁开通对城市经济经济增长质量的影响,并按城市规模、城市区域以及是否属于城市群划分样本进行异质性分析,以期得到更具有针对性的研究结论。第三,高铁开通提高了生产要素的流动性,而劳动力要素是实现经济高质量发展的关键投入要素之一。本文以劳动力要素为切入点,尝试从劳动力流动视角考察高铁建设对城市经济增长质量的影响机制,以期为城市经济高质量发展提出更具有实践性的政策建议。

本文剩下部分安排如下:第二节从劳动力流动角度阐述高铁开通对城市经济增长质量的影响机制;第三节详细介绍本文的识别策略、样本数据和关键变量测算;第四节实证分析高铁开通对城市经济增长质量的影响效应;第五节从劳动力流动角度进行机制检验;第六节给出本文结论并提出政策建议。

二、高铁开通影响城市经济增长质量的理论分析

关于高铁建设与经济增长,目前大部分学者认同高铁开通促进了区域经济增长这一观点。Kim^[15]以日本和欧洲的高铁数据为研究样本,指出高铁可以通过提高区域交通便利性,逐步改变居民的居住位置和工作方式,进而刺激区域经济增长^[13,16]。高铁开通的初期对大城市产生回波效应,而随着时间的推移和发展的深入,大城市将对中等城市和小城市产生扩散效应,促进中小城市的经济发展。由于大都市一体化和城市间辐射关系的影响,高铁开通会对小城市的房屋价格、人口流动

和商品价格产生一定的影响^[15-16]。所以说,高铁开通的经济效应可能与生产要素跨城市流动有很大的关系,未来我们需要更多的证据来量化这种影响。

关于高铁建设与劳动力流动,高铁开通对劳动力流动的影响主要由向心力和离心力两大力量推动。首先,高铁的运营可能会刺激新企业的形成,从而促进劳动力需求的增加。相反,运输成本的降低可能进一步促进区域间的劳动力迁移,也可以刺激劳动力的供给。如果某个城市的劳动力需求大于供给,那么由于工资的提高,很可能出现劳动力的流入。这就会导致产业多元化和劳动力集聚。但是,由于交通便利性的各种变化,高铁服务可能会导致中小城市的人口外流,从而使弱势城市的处境相对更差^[19-20]。其次,劳动力流动会带来知识和技术等生产要素的流动。高铁所产生的产业集聚效应使企业之间有更多的互动,从而产生知识溢出,实现规模经济性^[21-22]。知识溢出效应主要来自劳动力和物质资本的流动,重点强调的是—个地区的企业和劳动力可以不断开发新的生产技能。

事实上,高铁建设、劳动力流动与区域经济增长之间是一种复杂的累积因果过程。高铁网络的建设与完善决定了区域之间的出行时间和通勤成本,形成了对本地劳动力市场的空间限制。高铁开通往往会减少出行时间,降低通勤成本。随着出行时间和通勤成本的改变,劳动力市场的空间限制也会改变。这意味着形成了一个更加统一的劳动力市场,因为高铁开通能够将以前相对分割的市场整合起来,从而降低劳动力市场的空间分散程度。结合相关研究,本文认为劳动力流动对高铁开通与城市经济增长质量的影响作用主要表现在以下两个方面。

第一,高铁开通带来的交通便利化通过改善劳动力的空间配置效率,有效提高了城市经济增长质量。高铁开通提高了城市之间的通勤效率和可达性水平,将一般均衡的范围从城市内扩大到了城市间。高铁网络的形成加速了劳动力、知识资本和信息资源在城市间的流动,促进了各种生产要素在空间上的整合与重组,尤其是高铁开通带来的市场整合效应有利于产生更大的本地劳动力市场。当城市之间的经济发展水平存在明显差异时,高铁开通促使劳动力在区际流动。正是劳动力在区域间自由流动,有效改善了劳动力的空间配置效率,导致城市间的经济发展差距逐渐缩小,进一步实现了高质量增长。因此,高铁开通可以通过提高劳动力的空间配置效率,促进生产要素跨城市的获取,从而有效提高城市经济增长质量。然而,Granato *et al.*^[23]指出,高技能劳动力的流动可能会加剧区域发展差距。虽然低、中技术劳动力流动有助于减少地区差异,但高技术劳动力的影响却恰恰相反。高技术劳动力往往会选择经济发展水平高、社会福利好的大城市。对劳动力流入城市来说,高技能工人的流入能产生更高的生产力和工资,而劳动力流出城市则失去它们的高技能工人。在这种情况下,劳动力流动就加剧了地区间劳动禀赋和区域经济的差异。

第二,高铁开通带来的集聚经济效应能部分抵消市场摩擦造成的劳动力流动成本。这促使劳动力为了更高的边际报酬而流入经济效益更好的城市中,有助于提高该城市的经济增长质量。具体而言,高铁开通诱发的集聚经济对劳动力流动的影响主要体现在劳动力储备和知识溢出上。一方面,高铁网络使城市的本地市场获得了更大规模和多样化的劳动力资源,直接提高了大规模城市的劳动力供给弹性。正如Michaels^[24]所言,高效的交通网络可以提高技能密集型市场对熟练制造业工人的需求,并促使劳动力跨城市流动。另一方面,高铁开通带来了要素流动速度的提高,增强了面对面交流的频率和深度,促进了城市间的知识溢出和新思想的形成。这就能为中小规模城市创造更多的知识溢出,并使其享受人才流动的好处。高铁开通可以通过提高所有城市的科技水平,促进生产力差距的缩小和劳动力配置效率的提高。

综上所述,尽管已有研究对高铁开通的经济效应存在不同看法,但有两个基本共识:一是高铁开通的经济效应与城市可达性密切相关,高铁通过降低运输成本来影响站点城市的可达性,从而改善劳动力空间配置效率,促进经济增长;二是高铁开通的集聚经济效应与高铁线路分布、城市规模等因素密切相关,这在很大程度上能够降低市场摩擦造成的劳动力流动成本,提高要素流动速度,提升城

市经济增长质量。基于此,本文重点关注以下问题:高铁开通对城市经济增长质量有何影响?这种影响是否具有差异性特征?高铁开通带来的劳动力空间配置效率提升如何影响城市经济增长质量?接下来,本文将通过实证检验对这些问题进行讨论。

三、研究设计

(一) 识别策略

为了检验高铁开通对城市经济增长质量的影响效应,本文利用双重差分法(DID)进行实证分析。实证模型设定如下:

$$EGQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_i \times POST_{it} + \alpha_2 CONTROLS_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 EGQ_{it} 是本文研究的被解释变量,表示 i 城市 t 年份的城市经济增长质量。 HSR_i 表示是否开通高铁的关键解释变量,若 i 城市 t 年开通高铁,则取值为 1,否则为 0。 $POST_{it}$ 代表高铁开通的时间变量,若是高铁建成年份之后,那么取值为 1,否则取值为 0。 HSR_i 和 $POST_{it}$ 的交互项系数 α_1 是此模型的重点关注系数,捕捉了高铁开通这一举措对城市经济增长质量的影响效果。 $CONTROLS_{it}$ 代表所有控制变量的集合,主要包括外资依存度(FDI)、城市基础设施水平($ROAD$)、城市行政级别(AEG)、政府财政支持(GOV)、城市人口规模(POE)及城市经济发展水平($PGDP$)。 u_i 为城市固定效应,捕捉了其他不随时间变化的城市特征; λ_t 为年份固定效应,控制的是随时间变化但无法观察到的因素; ε_{it} 为随机干扰项。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。城市经济增长质量(EGQ)是本研究的主要被解释变量。对于城市经济增长质量,本文参考曾艺等^[25]的做法,通过经济增长动力、经济增长结构和经济增长绩效三个方面来进行衡量,并使用主成分分析法进行测度。具体而言,经济增长动力包括人力资本水平和科技水平;经济增长结构包括产业结构、消费结构、资本结构和进出口结构;经济增长绩效包括增长效率、资源消耗、环境质量和成果分享。城市经济增长质量指标体系的构建具体见表 1。考虑到实证结果的有效性,在稳健性检验中,本文使用城市全要素生产率(TFP)作为城市经济增长质量的代理变量,重新考察了高铁开通与城市经济增长质量间的关系。城市全要素生产率将运用 DEA-Malmquist 指数法进行测度。

2. 控制变量。根据相关研究,本文选取了 6 个控制变量,分别是外资依存度(FDI)、城市基础设施水平($ROAD$)、城市行政级别(AEG)、政府财政支持(GOV)、城市人口规模(POE)及城市经济发展水平($PGDP$)。其中,外资依存度(FDI)用三企业的主营业务收入占该地区高技术产业总收入比重表示。城市基础设施水平($ROAD$)使用人均道路面积作为代理变量。城市行政级别(AEG)是一个虚拟变量,如果该城市为省会城市,取值为 1,否则取值为 0。政府财政支持(GOV)利用政府财政支出与地区生产总值的比值表示。城市人口规模(POE)使用城市常住人口数量衡量。城市经济发展水平($PGDP$)使用城市人均实际 GDP 增长率衡量。

表 1 城市经济增长质量指标体系

总指标	一级指标	二级指标	代理指标(单位)
经济增长质量	增长动力	人力资本	高等教育人口比重(%) 教育支出/财政支出(%)
		科技水平	研发支出占 GDP 比重(%) 每万人口专利拥有量(件)
	增长结构	产业结构	第三产业产值/第二产业产值 结构偏离的泰尔指数
		消费结构	消费率(%)
	资本结构	固定投资/GDP(%)	金融机构存贷款余额/GDP(%)
		进出口结构	出口总额/GDP(%) 进口总额/GDP(%)
	增长绩效	增长效率	全要素生产率(%) 劳动生产率(%)
		资源消耗	单位 GDP 能耗(千瓦时/万元 GDP)
	环境质量	单位产出大气污染程度(吨/万元)	单位产出污水排放数(吨/万元)
		单位产出固体废弃物排放数(吨/万元)	公共服务供给水平
	成果分享	每百人公共图书馆藏书(册、件)	人均公园绿地面积(平方米)
		卫生机构床位数(张)	

注:作者整理。

(三) 数据样本

2003年秦沈客运专线的开通使中国铁路开始步入高速化的时代。本文以2003年作为研究起点,考察高铁开通对中国城市经济增长质量的影响。由于样本考察期间国务院对个别地级市的设立进行了调整,为了统一口径,本文在筛选样本时剔除了三沙、海东和巢湖等城市。最终,本文选取2003—2019年中国286个地级及以上城市作为研究样本,共获取4862个城市-年度观察值。其中,城市开通高铁的信息主要来自《中国铁道年鉴》、中国国家铁路集团有限公司网站、国家铁路局等的文本信息资料。GDP、人口、产业、政府支出等地级市层面的经济数据主要来源于《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。针对部分城市缺失数据的情况,本文采取均值法与平滑法进行补充。

表2是主要变量的描述性统计结果。表2的后四列报告了本文主要变量的描述性统计结果,且所有变量均做对数化处理。由结果可知,经济增长质量的均值为0.6829。39.13%的样本为开通高铁的城市,说明高铁开通的城市不到全样本的一半。在控制变量方面,外资依存度的均值为-1.1332,基础设施水平的均值为6.1599,省会城市样本占14.50%,政府财政支持的均值为-1.3705,人口规模均值为5.8485,人均实际GDP增长率均值为4.7161。

四、高铁开通与城市经济增长质量的检验结果

四、高铁开通与城市经济增长质量的检验结果

(一) 基准回归结果

1. 倾向得分匹配

由于处理组和对照组在城市特征和样本选择性问题存在差异,为排除样本选择偏差和避免内生性问题,以保证结论的稳健性,这里采用倾向得分匹配法(PSM)进行实证分析。本文借鉴刘晔等^[26]的做法,采用逐年匹配的方法,将总样本分成处理组和对照组,以受高铁开通影响的城市为处理组,以未受高铁开通影响的城市为对照组,分别对处理组和对照组数据进行了匹配。限于篇幅,这里仅展示2004年和2017年的匹配结果。匹配结果如图1至图4所示。

图1和图2分别是2004年和2017年各变量的标准化偏差。根据受高铁开通影响的城市和未受高铁开通影响的城市个体特征,本文选取外资依存度(*FDI*)、城市基础设施水平(*ROAD*)、城市行政级别(*AEG*)、政府财政支持(*GOV*)、城市人口规模(*POE*)及城市经济发展水平(*PGDP*)等个体特征作为匹配变量,并选取2004年和2017年的城市变量平均值,采用1:3近邻匹配。可以看到,匹配后各变量的差异都在0左右,表明图1和图2的匹配效果均良好。

图3是2004年的匹配后倾向得分核密度。观察匹配后处理组和对照组倾向得分的核密度分布发现,核密度图的趋势基本符合正态分布,且核密度分布以及曲线的平滑度基本相似。图4是2017年的匹配后倾向得分核密度。可以看到匹配后的结果与图3类似。由此可知,基于匹配后样本的准自然实验存在极小的样本选择偏差,或者说样本偏差对结果的影响微乎其微。以上结论表明,采用PSM法对样本进行匹配回归后,排除了样本选择偏差,能够保证结论的稳健性,解决可能存在的诸如遗漏变量等所导致的偏误问题,为下文实证提供较为良好的样本数据。此外,需要说明的是,下文所有的回归均使用基于PSM优化后的样本。

表2 主要变量释义及描述性统计

变量	变量释义	描述性统计			
		Mean	Sd	min	max
<i>EGQ</i>	城市经济增长质量	0.6829	0.1588	-0.0221	1.9144
<i>POST</i>	高铁开通当年及之后取1,反之取0	0.5584	0.4967	0.0000	1.0000
<i>HSR</i>	是否开通高铁的城市,若是取1,反之取0	0.3913	0.4881	0.0000	1.0000
<i>FDI</i>	外资依存度	-1.1332	0.6597	-13.2445	2.5429
<i>ROAD</i>	基础设施水平	6.1599	1.4429	0.6076	9.8932
<i>AEG</i>	是否为省会城市,若是取1,反之取0	0.1450	0.3521	0.0000	1.0000
<i>GOV</i>	政府财政支持	-1.3705	0.7052	-2.1971	0.9695
<i>POE</i>	人口规模	5.8485	0.7502	-3.2189	9.3146
<i>PGDP</i>	人均实际GDP增长率	4.7161	0.1601	0.0904	5.0013

注:作者整理。

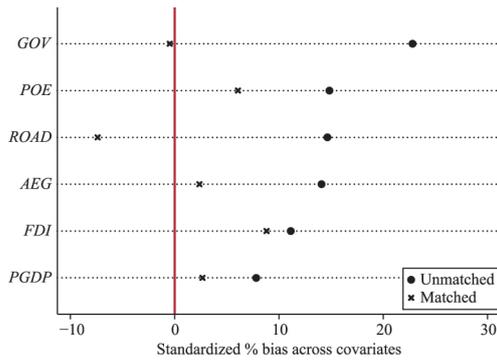


图1 2004年各变量的标准化偏差

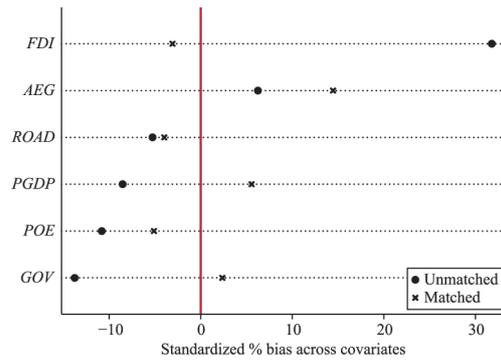


图2 2017年各变量的标准化偏差

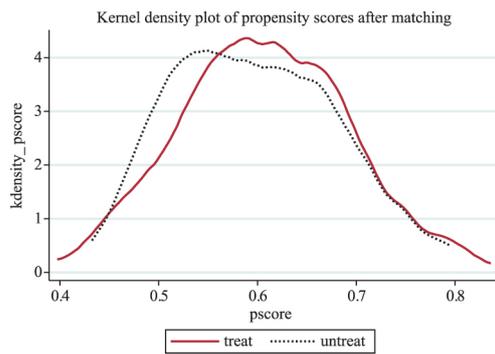


图3 2004年匹配后倾向得分核密度

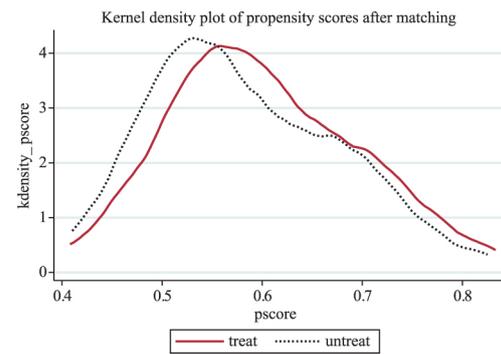


图4 2017年匹配后倾向得分核密度

2. 双重差分法回归结果

表3 报告了高铁开通对城市经济增长质量影响的基准回归结果。实证结果分为6列,采用双重差分法(DID)进行回归。从表3可以看出,第(1)列和第(2)列是高铁开通前两年的回归结果,第(3)列和第(4)列是高铁开通当年的回归结果,第(5)列和第(6)列是高铁开通后一至三年的回归结果。在第(1)列和第(2)列中,交互项 $HSR \times BEFORE1$ 和 $HSR \times BEFORE2$ 的系数估计值为负但不显著,说明DID法符合平衡趋势假设。在第(3)列中,交互项 $HSR \times POST$ 的估计系数为正但不显著。第(4)列在第(3)列的基础上加入

表3 高铁开通对城市经济增长质量的影响: 双重差分检验

变量	城市经济增长质量(EGQ)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$HSR \times BEFORE1$	-0.005 0 (-0.90)	-0.000 8 (-0.92)				
$HSR \times BEFORE2$	-0.004 0 (-0.73)	-0.003 7 (-0.68)				
$HSR \times POST$			0.010 0 (1.18)	0.017 1** (2.31)		
$HSR \times POST1$					0.016 0** (2.01)	0.012 5*** (4.93)
$HSR \times POST2$					0.021 8*** (2.62)	0.008 8*** (3.30)
$HSR \times POST3$					0.029 4*** (3.48)	0.067 1*** (4.66)
CONTROLS	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3 675	3 675	3 675	3 675	3 675	3 675
adj_R ²	0.680	0.681	0.303	0.429	0.032	0.428

注:() 中为 t 值,*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,回归均聚类至城市层面,CONTROLS 包括 FDI、ROAD、AEG、GOV、POE、PGDP,同时控制了城市固定效应和年份固定效应。

控制变量,交互项 $HSR \times POST$ 的估计系数在 5% 的水平上显著为正。这些结果证明在高铁开通当年,城市经济增长的质量可以得到提高。在第(5)列中,交互项 $HSR \times POST1$ 、 $HSR \times POST2$ 、 $HSR \times POST3$ 的系数估计值都为正,且至少通过了 5% 的显著性水平检验。第(6)列在第(5)列的基础上增

加了控制变量,交互项 $HSR \times POST1$ 、 $HSR \times POST2$ 、 $HSR \times POST3$ 的系数估计值均在 1% 的水平上显著为正。这些结果证明,高铁的开通有助于提高未来三年城市经济增长的质量。总体而言,上述结果表明高铁开通能够促进中国城市经济增长质量水平的提升,且这种促进作用具有一定的可持续性。

(二) 稳健性检验

1. 更换被解释变量测度指标及样本区间

考虑到经济增长质量测度的差异性,本文将全要素生产率(TFP)作为衡量中国城市经济增长质量的代理变量进行稳健性检验。同时,为了剔除外生事件的影响,此处对样本区间进行重新划分,共划分为 2012—2013 年、2014—2015 年、2016—2017 年和 2018—2019 年这四个区间,然后重新对模型(1)回归,以判断基准结果是否稳健。稳健性检验结果如表 4 所示。可以看出,不管是更换经济增长质量的测度指标,还是更换模型回归的样本区间,表 4 所得到的估计结果均与基准回归结果相似,回归系数的影响方向和显著性也没有明显变化。这说明我们的基准回归结果没有受到城市经济增长质量测度和其他偶然因素的差异性影响,实证结果是稳健的。

表 4 稳健性检验

变量	更换被解释变量测度指标 城市经济增长质量(TFP)				更换样本区间 城市经济增长质量(EGQ)			
					2012—2013 年	2014—2015 年	2016—2017 年	2018—2019 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$HSR \times POST$	0.804 3*** (8.83)	0.212 2*** (5.30)			0.026 5* (1.83)	0.020 4*** (4.10)	0.005 1*** (5.45)	0.025 8*** (3.77)
$HSR \times POST1$			0.273 4*** (6.37)	0.057 8** (1.97)				
$HSR \times POST2$			0.301 8*** (6.73)	0.061 0** (2.20)				
$HSR \times POST3$			0.298 4*** (6.21)	0.083 0*** (3.02)				
$CONTROLS$	No	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3 675	3 675	3 675	3 675	918	918	918	918
adj_R ²	0.374	0.779	0.303	0.774	0.495	0.899	0.442	0.505

注:() 中为 t 值,*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,回归均聚类至城市层面, $CONTROLS$ 包括 FDI 、 $ROAD$ 、 AEG 、 GOV 、 POE 、 $PGDP$,同时控制了城市固定效应和年份固定效应。

2. 工具变量法

考虑到计量误差或遗漏变量可能会导致内生性问题,为保证本文结果的无偏性和有效性,本节借用 Redding and Turner^[27] 的方法,采用工具变量法来控制本文关键解释变量的内生性问题。在工具变量的选取上,将“最小生成树”作为工具变量进行构建,以应对内生性问题,确定高铁开通与城市经济增长质量的因果关系。按照 Faber^[28] 的方法,采用 2SLS 对原模型进行估计。表 5 中第(1)列和第(2)列为两阶段回归

表 5 工具变量法的回归结果

变量	两阶段回归		工具变量一阶段回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$HSR \times POST$	0.046 5*** (10.40)	0.052 4*** (3.25)		
IV (最小生成树)			0.010 6*** (13.79)	0.030 5*** (3.41)
Kleibergen - Paap rk LM			18.231*** (0.000)	11.682*** (0.000)
Kleibergen - Paap rk Wald F			19.145*** (0.000)	11.654*** (0.000)
$CONTROLS$	No	Yes	No	Yes
样本量	3 675	3 675	3 675	3 675
adj_R ²	0.410 7	0.423 9	0.195 3	0.354 6

注:LM 统计量与 F 统计量() 中的值为 p 值,其余() 内均为 t 值,*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

的估计结果,第(3)列和第(4)列为工具变量一阶段回归的估计结果。从表5中可以看出,对于感兴趣的工具变量,第一阶段 Kleibergen-Paap rk Wald F 值大于一阶段经验值 10,从而拒绝了弱工具变量的假设,说明本文设定的工具变量是可以识别的。从回归结果来看,本文关注的关键解释变量 $HSR \times POST$ 的估计系数显著为正,说明高铁的开通有助于提高城市经济增长质量。这一结果足以证明上文的回归结果是稳健的,在统计上不存在内生性问题。

(三) 异质性分析

表6报告了按城市区域对样本重新分组后,高铁开通影响城市经济增长质量的异质性回归结果。关于东中西部地区城市的划分,本文按照国家统计局 2003 年发布的划分标准进行区域划分。表6第(1)列至第(4)列中,解释变量 $HSR \times POST$ 、 $HSR \times POST1$ 、 $HSR \times POST2$ 和 $HSR \times POST3$ 的回归系数均显著为正,说明高铁开通对东部和中部地区城市的经济增长质量有显著的正向影响,且这种正向影响在未来 1~

3 年内仍然显著。第(5)列和第(6)列中,解释变量 $HSR \times POST$ 、 $HSR \times POST1$ 、 $HSR \times POST2$ 和 $HSR \times POST3$ 的系数为正但不显著,说明高铁开通对西部地区城市经济增长质量的影响不明显。从经济性角度看,高铁开通当年促使东部和中部城市的经济增长质量分别提高 0.044 和 0.172 个单位。高铁开通第一年促使东部和中部城市的经济增长质量分别提高 0.010 和 0.034 个单位;开通第二年使得东部和中部城市经济增长质量分别提高 0.027 和 0.064 个单位;开通第三年则分别使东部和中部城市经济增长质量提高了 0.012 和 0.077 个单位。上述实证结果表明,高铁开通对中部地区城市经济增长质量的持续性影响是不断扩大的,但对东部地区城市的影响却是波动的。

表7报告了对样本按城市规模和是否属于城市群重新分组后,高铁开通影响城市经济增长质量的异质性回归结果。关于城市规模的划分,本文将人口规模在 100 万以上的城市归类为大城市,将人口规模在 100 万以下的城市归类为中小城市。中国城市群主要包括哈长、中原、长江中游、京津冀、长江三角洲、珠江三角洲、北部湾和成渝这八个城市群。本文进一步将全样本根据是否属于城市群进行划分,将城市归类为属于城市群和非城市群两类。如表7所示,第(1)列至第(4)列是按城市规模分组的回归结果,解释变量 $HSR \times POST$ 、 $HSR \times POST1$ 、 $HSR \times POST2$ 和 $HSR \times POST3$ 的回归系数均显著为正,说明高铁开通对大型城市和中小城市的经济增长质量有显著的正向影响,且这种正向影响在未来 1~3 年内仍然显著。从经济性角度看,高铁开通当年和后三年促使大规模城市的经济增长质量分别提高 0.129、0.003、0.013 和 0.027 个单位,高铁开通当年和后三年促使中小规模城市的经济增长质量分别提高 0.211、0.103、0.087 和 0.116 个单位。上述实证结果表明,高铁开通对中小城市经济增长质量的提升作用要明显高于对大城市经济增长质量的提升作用。

第(5)列至第(8)列为是否属于城市群的异质性回归结果。可以看到,无论是否属于城市群,解释变量 $HSR \times POST$ 的系数估计值均为正,且通过 1% 的显著性水平检验。在高铁开通后的 1~3 年,城市群样本中 $HSR \times POST1$ 、 $HSR \times POST2$ 和 $HSR \times POST3$ 的系数估计值为正但不显著,非城市群样

表6 高铁开通对城市经济增长质量的影响: 分组回归结果(一)

变量	东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$HSR \times POST$	0.043 7*** (5.82)		0.172 2*** (2.79)		0.124 8 (1.42)	
$HSR \times POST1$		0.009 5*** (4.21)		0.034 3*** (3.99)		0.063 7 (0.93)
$HSR \times POST2$		0.027 4*** (3.74)		0.063 8* (1.73)		0.073 1 (1.09)
$HSR \times POST3$		0.011 8*** (3.32)		0.076 5** (2.23)		0.057 3 (0.74)
<i>CONTROLS</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1 653	1 653	1 399	1 399	623	623
adj_R ²	0.819	0.819	0.796	0.792	0.716	0.715

注:()中为 t 值,*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,回归均聚类至城市层面,*CONTROLS* 包括 *FDI*、*ROAD*、*AEG*、*GOV*、*POE*、*PGDP*,同时控制了城市固定效应和年份固定效应。

本中 $HSR \times POST1$ 、 $HSR \times POST2$ 和 $HSR \times POST3$ 的系数估计为正,且至少通过了 5% 的显著性水平检验。实证结果表明,高铁开通后的 1~3 年中,其对城市群城市经济增长质量的促进作用并不显著,对非城市群城市经济增长质量的提升却有显著的正向影响。这可能是因为随着高铁开通时间的加长,城市可达性得以改善,促使城市集聚,当属于城市群的城市集聚程度达到一定水平之后,由于过度集中,城市间的竞争加剧,反而限制了城市的发展^[29-30]。而非城市群城市的经济发展水平一般相对较低,在高铁开通后期,交通网络得以优化,非城市群的城市发展水平逐步提高,吸引了劳动力和资本等要素回流,加快了该地区经济增长质量的提高^[31]。

表 7 高铁开通对城市经济增长质量的影响:分组回归结果(二)

变量	Panel A: 按城市规模分组				Panel B: 是否属于城市群			
	大规模城市		中小规模城市		属于城市群		不属于城市群	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$HSR \times POST$	0.128 8*** (2.84)		0.211 4*** (3.13)		0.203 3*** (3.56)		0.326 6*** (4.15)	
$HSR \times POST1$		0.002 5*** (3.08)		0.102 5** (2.04)		0.038 5 (1.08)		0.155 8** (2.13)
$HSR \times POST2$		0.012 7*** (3.48)		0.087 2* (1.74)		0.008 8 (0.24)		0.165 6** (2.41)
$HSR \times POST3$		0.027 2** (4.97)		0.115 6** (2.42)		0.019 7 (0.51)		0.172 2*** (2.66)
CONTROLS	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1 653	1 653	2 022	2 022	1 467	1 467	2 208	2 208
adj_R ²	0.825	0.823	0.643	0.636	0.819	0.819	0.796	0.792

注:() 中为 t 值,*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,回归均聚类至城市层面,CONTROLS 包括 FDI、ROAD、AEG、GOV、POE、PGDP,同时控制了城市固定效应和年份固定效应。

五、机制检验

(一) 劳动力流动的中介效应检验

高铁开通提高了生产要素的流动性,而高端生产要素是实现经济高质量发展的关键投入。本文以劳动力要素为切入点,选取劳动力流动水平($FLOW$)作为中介代理变量进行中介效应检验,考察高铁开通对城市经济增长质量的影响机制。本文的中介效应模型将高铁开通对城市经济增长质量的影响分解为:(1)高铁开通对城市经济增长质量的直接影响;(2)高铁开通通过中介变量对城市经济增长质量的间接影响。具体中介效应模型设定如下:

$$FLOW_{it} = \beta_0 + \beta_1 HSR_i \times POST_{it} + \beta_2 CONTROLS_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$EGQ_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 HSR_i \times POST_{it} + \gamma_2 FLOW_{it} + \gamma_3 CONTROLS_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $FLOW_{it}$ 表示 i 城市 t 年份劳动力流动水平,其他变量均与基准回归方程保持一致。本文采用地区就业人数占该地区总人口的比重来衡量劳动力流动强度,该指标越大表示劳动力流动性越强。关于中介效应检验,首先,本文运用方程(1)中的模型进行了回归分析,考察未加入中介变量时,高铁开通对城市经济增长质量的总影响效应。其次,采用方程(2)中的模型进行回归,考察高铁开通对城市劳动力流动水平($FLOW$)的影响。最后,基于方程(3)中的模型考察劳动力流动水平这一中介变量对高铁开通与城市经济增长质量间关系的影响效应。本节重点关注的回归系数有 β_1 和 γ_2 。若式(2)中的系数 β_1 显著为正,则说明高铁开通提升了城市之间的劳动力流动水平,若系数 β_1 显著为负,则说明高铁开通阻碍了城市之间劳动力流动水平的提升。若式(2)中的系数 β_1 与式(3)中的系数 γ_2 都显著为正,则说明中介效应存在。此时,若式(3)中系数 γ_1 不显著,说明这一中介变量具有完全中介作用,若系数 γ_1 显著,说明这一中介变量具有部分中介作用。此外,如果系数 β_1 和 γ_2 中

至少有一个不显著,则可以通过 Sobel 检验来判断是否存在中介效应。Sobel 系数显著,意味着劳动力流动水平具有中介作用,否则中介效应不成立。

表 8 报告了高铁开通影响中国城市经济增长质量的机制检验结果。其中,第(1)列至第(3)列为未加入控制变量的回归结果,第(4)列至第(6)列为加入控制变量的回归结果。首先,在未加入控制变量时,第(2)列中 $HSR \times POST$ 的系数显著为正,表明高铁开通有利于城市劳动力流动水平的提升。第(3)列中 $HSR \times POST$ 的系数显著为正, $FLOW$ 的系数不显著,表明高铁对城市经济增长质量的直接影响效应显著。但由于尚未考虑城市经济发展的其他影响因素,中介效应的估计可能存在较大

表 8 高铁开通影响中国城市经济增长质量的机制检验

变量	EGQ (1)	FLOW (2)	EGQ (3)	EGQ (4)	FLOW (5)	EGQ (6)
$HSR \times POST$	0.804 3*** (8.83)	0.338 3*** (5.51)	0.610 2*** (7.88)	0.389 8*** (6.94)	0.160 9*** (3.30)	0.342 6*** (6.50)
$FLOW$			0.573 8 (10.66)			0.293 7*** (8.25)
$CONTROLS$	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$_{-}cons$	15.782 5*** (319.24)	3.375 1*** (100.27)	13.845 9*** (73.03)	13.897 6*** (93.23)	2.892 8*** (27.06)	13.048 1*** (70.44)
N	3 675	3 675	3 675	3 675	3 675	3 675
adj. R ²	0.374	0.031	0.374	0.678	0.196	0.708

注:()中为 t 值,*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,回归均聚类至城市层面, $CONTROLS$ 包括 FDI 、 $ROAD$ 、 AEG 、 GOV 、 POE 、 $PGDP$,同时控制了城市固定效应和年份固定效应。

偏误。其次,在加入了相关控制变量后,第(5)列中 $HSR \times POST$ 的系数显著为正,表明高铁开通促进了城市劳动力流动水平的提高。第(6)列中 $HSR \times POST$ 和 $FLOW$ 的系数均在 1% 的水平上显著为正,表明劳动力流动的中介效应显著,即劳动力流动是高铁促发展的一个中间变量。

经济性方面结果显示,高铁开通影响城市经济增长质量的总效应为 0.390,高铁开通使城市的劳动力流动增加了 0.161 个单位,劳动力流动促使城市经济增长质量水平提升了 0.294 个单位,中介效应大小为 0.047(0.161 \times 0.294),占比为 12.05%。因此,劳动力流动对高铁开通促进城市经济增长质量水平的提升有着正向的调节作用。高铁开通降低了企业劳动力的粘性,增加了劳动力流动的可能性,优化了劳动力资源的配置,促使劳动力就业结构与产业结构更加协调地发展^[32]。高铁开通带来的劳动力流动和产业集聚进一步推动了地区产业结构升级,从而带动了地区经济发展水平的提升。

(二) 拓展分析

1. 劳动力技能水平差异

考虑到高铁开通对劳动力流动的影响可能因劳动力技能水平的不同而存在差异,本文将劳动力流动划分为高技能劳动力流动和低技能劳动力流动,分别将其作为中介变量,考察高铁开通影响城市经济增长质量的作用机制。具体模型设定如下:

$$HIGH_FLOW_{it} = a_0 + a_1 HSR_i \times POST_{it} + a_2 CONTROLS_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$LOW_FLOW_{it} = b_0 + b_1 HSR_i \times POST_{it} + b_2 CONTROLS_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$EGQ_{it} = c_0 + c_1 HSR_i \times POST_{it} + c_2 HIGH_FLOW_{it} + c_3 CONTROLS_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$EGQ_{it} = d_0 + d_1 HSR_i \times POST_{it} + d_2 LOW_FLOW_{it} + d_3 CONTROLS_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $HIGH_FLOW$ 表示高技能劳动力流动, LOW_FLOW 表示低技能劳动力流动,其他变量的含义与上文保持一致。本文将国民经济行业划分为技能密集型行业^④和非技能密集型行业^⑤,并使用技能密集型行业的就业人员代表高技能劳动力,非技能密集型行业的就业人员代表低技能劳动力。首先,对于以高技能劳动力流动作为中介变量的方程(4)和方程(6)来说,若系数 a_1 与系数 c_2 都显著为正,则说明中介效应存在。其次,对于以低技能劳动力流动作为中介变量的方程(5)和方程(7)来说,若系数 b_1 与系数 d_2 都显著为正,则说明中介效应存在。此外,本节同样使用 Sobel 检验来进一步检验是否存在中介效应。回归结果如表 9 所示。

表9第(1)列至第(3)列为以高技能劳动力流动作为中介变量的回归结果,第(4)列至第(6)列为以低技能劳动力流动作为中介变量的回归结果。首先,第(1)列和第(2)列中 $HSR \times POST$ 的系数均在1%的水平上显著为正,第(3)列中 $HIGH_FLOW$ 的系数显著为正, $HSR \times POST$ 的系数不显著,表明高技能劳动力流动发挥了完全的中介效应。其次,第(4)列和第(5)列中 $HSR \times POST$ 的系数均显著为正,第(6)列中 LOW_FLOW 和 $HSR \times POST$ 的系数均为正,且均通过了1%的显著性水平检验,表明低技能劳动力流动发挥了部

分中介效应。从经济性角度看,高铁开通使高技能劳动力流动提升了0.443个单位,高技能劳动力流动促使城市经济增长质量增加了0.823个单位,因此高技能劳动力流动的中介效应为0.364(0.443×0.823),占比为93.33%;高铁开通使低技能劳动力流动提升了0.256个单位,低技能劳动力流动促使城市经济增长质量增加了0.732个单位,因此低技能劳动力流动的中介效应为0.187(0.256×0.732),占比为47.95%。以上中介效应的检验结果表明:高技能劳动力流动的中介效应要大于低技能劳动力流动的中介效应。也就是说,高铁开通对中国城市经济增长质量的促进作用主要是源自高技能劳动力流动,其次才是低技能劳动力流动。

2. 劳动力流动水平不同

高铁开通对不同劳动力流动水平的城市的经济增长质量可能存在差异性影响,本文将大于劳动力流动水平中位数的样本划分为高水平劳动力流动城市,小于劳动力流动水平中位数的样本划分为低水平劳动力流动城市,进一步检验高铁开通对城市经济增长质量的影响。分组回归结果如表10所示。

首先,表10第(1)列和第(3)列中的结果显示, $HSR \times POST$ 的系数均显著为正,这表明无论是在高水平劳动力流动城市还是低水平劳动力流动城市,高铁开通当年对当地经济增长质量水平的提升均有着正向的促进效应。其次,表10第(2)列中的结果显示,高铁开通第一年对高水平劳动力流动城市的经济增长质量有着显著的促进作用,开通第二年这种促进效应表现不显著,开通第三年再次表现为显著的正向促进作用。再次,表10第(4)列中的结

表9 高铁开通对城市经济增长质量的影响机制:分组回归结果(一)

变量	EGQ (1)	HIGH_FLOW (2)	EGQ (3)	EGQ (4)	LOW_FLOW (5)	EGQ (6)
$HSR \times POST$	0.389 8 *** (6.94)	0.442 7 *** (7.02)	0.025 7 (0.80)	0.389 8 *** (6.94)	0.255 8 *** (5.17)	0.202 5 *** (4.58)
$HIGH_FLOW$			0.822 6 *** (25.76)			
LOW_FLOW						0.732 4 *** (18.25)
CONTROLS	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	13.897 6 *** (93.23)	1.083 1 *** (8.21)	13.006 7 *** (128.67)	13.897 6 *** (93.23)	1.789 1 *** (15.75)	12.587 3 *** (84.85)
N	3 675	3 675	3 675	3 675	3 675	3 675
adj. R ²	0.678	0.525	0.899	0.678	0.527	0.819

注:()中为t值,*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平,回归均聚类至城市层面,CONTROLS包括FDI、ROAD、AEG、GOV、POE、PGDP,同时控制了城市固定效应和年份固定效应。

表10 高铁开通对城市经济增长质量的影响机制:分组回归结果(二)

变量	高流动 (1)	高流动 (2)	低流动 (3)	低流动 (4)
$HSR \times POST$	0.317 9 *** (4.31)		0.268 8 *** (3.63)	
$HSR \times POST1$		0.106 4 ** (2.31)		0.089 6 (1.13)
$HSR \times POST2$		0.076 6 (1.65)		0.171 6 ** (2.13)
$HSR \times POST3$		0.113 7 ** (2.43)		0.151 9 ** (2.01)
CONTROLS	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	14.253 3 *** (82.76)	14.273 3 *** (80.97)	14.242 1 *** (71.26)	14.242 8 *** (70.01)
N	3 675	3 675	3 675	3 675
adj. R ²	0.713	0.702	0.658	0.650

注:()中为t值,*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平,回归均聚类至城市层面,CONTROLS包括FDI、ROAD、AEG、GOV、POE、PGDP,同时控制了城市固定效应和年份固定效应。

果显示,高铁开通第一年对高水平劳动力流动城市的经济增长质量有着显著的促进作用,开通第二年这种促进效应表现不显著,开通第三年再次表现为显著的正向促进作用。再次,表10第(4)列中的结

果显示,高铁开通第一年对低水平劳动力流动城市的经济增长质量的影响不显著,但开通第二年、第三年表现为显著的正向促进效应。最后,经济性方面的结果显示,高铁开通当年使高水平劳动力流动城市的经济增长质量提升了0.318个单位,使低水平劳动力流动城市的经济增长质量提升了0.269个单位。以上结果整体上说明高铁建设的不断完善带动了低水平劳动力流动城市的经济发展活力,而高水平劳动力流动城市可能因为劳动流动趋于饱和,故其促进效应将不明显。

六、结论与建议

当前,中国经济正处于高速增长阶段转向高质量发展阶段的换挡期,更加完善的交通基础设施的投资和建设对提升经济增长质量具有显著的促进作用。中国高铁建设为研究交通基础设施建设对城市经济增长质量的影响提供了一个背景环境。本文选取2003—2019年中国286个地级及以上城市的面板数据,采用双重差分法(DID)估计高铁开通对中国城市经济增长质量的影响,并基于劳动力流动视角研究高铁开通与城市经济增长之间的影响机制。本文的研究结论如下:整体来说,高铁开通能够促进中国城市经济增长质量的持续提高。异质性分析结果表明,高铁开通主要对东部和中部地区城市的经济增长质量有显著的、持续的正向影响,但这种持续影响对中部地区城市经济增长质量提升表现出不断扩大的作用,对东部地区城市则表现出波动影响。从城市规模来看,高铁开通对中小城市经济增长质量的提升作用要明显高于对大城市的影响。从城市群来看,高铁开通后的1~3年中,其对城市群城市经济增长质量的促进作用并不显著,但对非城市群城市经济增长质量的提升有显著的正向影响。最后,机制检验的结果表明,劳动力流动作为中介变量能促进高铁开通对城市经济增长质量的正向影响,且高技能劳动力流动的中介效应要大于低技能劳动力流动的中介效应。

本文基于劳动力流动视角的解释为高铁开通对城市经济增长质量的影响机理提供了新的经验,所得到的结论具有重要的政策意义。首先,加快推进高铁等城市基础设施建设。高铁开通缩小了城市间的可达性差距,可以更好地服务于都市圈和城市群的发展。由于高铁的开通,城市间的市场可达性差异大大减少。例如,从京沪高铁线路上的二线城市出发,可进入的市场规模与北京和上海并无明显差异。因此,更多的企业和劳动力尤其是高技能劳动力可能从特大城市迁移到由高铁连接的二线城市,在享受集聚经济的同时,避免特大城市的负外部性。第二,加强跨区域资源的均衡配置。高铁的开通可能导致小城市的投资外流,因为经济活动可能更容易转移到有高铁的大城市。高铁线路未经过的城市可能会遭受更多的不平等和不便,使非高铁城市在吸引商业和外国投资方面处于不利地位。对此,政府在规划高铁基础设施时应实施更公平的政策,并加强其他基础设施建设和对无高铁地区的财政支持,以平衡跨区域的资源配置。第三,根据城市类型和要素禀赋特点规划高铁建设。不同类型城市由于其要素禀赋和区位条件的不同,高铁建设对经济增长质量的影响情况也会有较大差异。城市在进行高铁等基础设施规划时应根据自身情况和条件具体分析,制定适合自身发展目标的建设政策,使得高铁引发的经济增长效益最大化。总之,要根据城市自身特点制定高铁建设计划,加大高铁等城市基础设施建设力度,均衡跨区域资源配置,使地方经济在良性循环中受益,为推进区域协调发展提供战略支撑。

注释:

- ①Hall^[11]认为,高铁开通影响区域经济增长不平衡中的一个重要问题是“大都市效应”。对于高铁沿线的所有城市而言,核心城市(一线城市)的经济发展将抑制甚至削弱周边城市(低线城市,也就是一线城市以外的城市)的发展。城市间高铁的开通似乎增加了“地域间的凝聚力”,促进了“地域的两极分化”。
- ②“隧道效应”是由美国经济学家赫希曼^[12]于1973年提出的概念。一般而言,基础设施投资能带动区域的发展,但不能带来区域经济的均等,所以很多基础设施投资会导致经济活动进一步从欠发达地区流向发达地区,这就是所谓的“隧道效应”。

- ③新加坡国立大学的一项专门研究表明,位于高铁线上却没有高铁停靠的县城的县域经济,受到了高铁建设的负向冲击。具体而言,与“对照组”相比,其GDP总量和人均GDP少增长了3%~5%,固定资产投资少增长了14%~15%。
- ④技能密集型行业包括:制造业、信息传输、软件和信息技术服务业、科学研究和技术服务业、教育业、卫生和社会工作行业。
- ⑤非技能密集型行业包括:农林牧渔业、采矿业、电力、热力、燃气及水生产和供应业、建筑业、水利、环境和公共设施管理业、居民服务、修理和其他服务业、住宿和餐饮业、批发和零售业、房地产业、金融业、交通运输、仓储和邮政业、租赁和商务服务业、公共管理、社会保障和社会组织、文化、体育和娱乐业。

参考文献:

- [1]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.
- [2]MA W L,WANG Q,YANG H J,et al. Effects of Beijing-Shanghai high-speed rail on air travel: passenger types,airline groups and tacit collusion[J]. Research in transportation economics 2019,74:64-76.
- [3]HONG J J,CHU Z F,WANG Q. Transport infrastructure and regional economic growth: evidence from China [J]. Transportation 2011,38(5):737-752.
- [4]来逢波,刘春梅,荣朝和.高速铁路对区域经济发展的影响效应及实证检验[J].东岳论丛,2016(6):120-127.
- [5]徐瑾,潘俊宇.交通基础设施促进经济增长的时空差异与机制分析——基于双向固定效应模型的研究[J].经济问题探索,2019(12):29-42.
- [6]BANERJEE A,DUFLO E,QIAN N. On the road: access to transportation infrastructure and economic growth in China [J]. Social science electronic publishing 2012,11(1):1-53.
- [7]孙学涛,李岩,王振华.高铁建设与城市经济发展:产业异质性与空间溢出效应[J].山西财经大学学报,2020(2):58-71.
- [8]张明志,孙婷,姚鹏.高铁开通对城市服务业集聚效率的影响[J].软科学,2019(8):44-48.
- [9]高波.创新驱动消费主导型经济增长的机制和路径[J].河北学刊,2020(1):142-153.
- [10]年猛.交通基础设施、经济增长与空间均等化——基于中国高速铁路的自然实验[J].财贸经济,2019(8):146-161.
- [11]Hall P. Magic carpets and seamless webs: opportunities and constraints for high-speed trains in Europe [J]. Built environment 2009,35(1):59-69.
- [12]Hirschman A O,Rothschild M. The changing tolerance for income inequality in the course of economic development: with a mathematical appendix[J]. The quarterly journal of economics,1973,87(4):544-566.
- [13]VICKERMAN R. Can high-speed rail have a transformative effect on the economy? [J]. Transport policy 2018,62:31-37.
- [14]WANG C Y,MENG W D,HOU X S. The impact of high-speed rails on urban economy: an investigation using night lighting data of Chinese cities [J]. Research in transportation economics 2020,80:100819.
- [15]KIM K S. High-speed rail developments and spatial restructuring: a case study of the capital region in South Korea [J]. Cities 2000,17(4):251-262.
- [16]王振华,李萌萌,江金启.交通可达性提升对城市经济增长的影响——基于283个城市DMSP/OLS夜间卫星灯光数据的空间计量分析[J].中国经济问题,2020(5):84-97.
- [17]高波,陈健,邹琳华.区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J].经济研究,2012(1):66-79.
- [18]MOH NO I,DEPLAÇE M,DE URE A J M. The influence of metropolitan integration and type of HSR connections on developments around stations. the case of cities within one hour from Madrid and Paris [J]. International planning studies 2019,24(2):156-179.
- [19]DENG T T,WANG D D,YANG Y,et al. Shrinking cities in growing China: did high speed rail further aggravate urban shrinkage? [J]. Cities 2019,86:210-219.
- [20]杨金玉,罗勇根.高铁开通的人力资本配置效应——基于专利发明人流动的视角[J].经济科学,2019(6):92-103.
- [21]MURAKAMI J,CERVERO R. High-speed rail and economic development: business agglomerations and policy implications [J]. Globalization 2012.

- [22]徐旭,俞峰,钟昌标.人力资本流动视角下高铁与城市创新关系的研究[J].软科学,2019(5):1-5+28.
- [23]GRANATO N,HAAS A,HAMANN S et al.The impact of skill-specific migration on regional unemployment disparities in Germany[J].Journal of regional science,2015,55(4):513-539.
- [24]MICHAELS G.The effect of trade on the demand for skill:evidence from the interstate highway system[J].The review of economics and statistics,2008,90(4):683-701.
- [25]曾艺,韩峰,刘俊峰.生产性服务业集聚提升城市经济增长质量了吗[J].数量经济技术经济研究,2019(5):83-100.
- [26]刘晔,张训常,蓝晓燕.国有企业混合所有制改革对全要素生产率的影响——基于PSM-DID方法的实证研究[J].财政研究,2016(10):63-75.
- [27]REDDING S J,TURNER M A.Transportation costs and the spatial organization of economic activity[M]//DURANTON G,HENDERSON J V,STRANGE W C.Handbook of regional and urban economics.Elsevier,2015:1339-1398.
- [28]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.
- [29]原倩.城市群是否能够促进城市发展[J].世界经济,2016(9):99-123.
- [30]滕堂伟,林蕙灵,胡森林.长三角更高质量一体化发展:成效进展、空间分异与空间关联[J].安徽大学学报(哲学社会科学版),2020(5):134-145.
- [31]李红昌,TJIA L,胡顺香.中国高速铁路对沿线城市经济集聚与均等化的影响[J].数量经济技术经济研究,2016(11):127-143.
- [32]张召华,王昕.高铁建设对劳动力资源配置效果检验——来自产业—就业结构偏差的解释[J].软科学,2019(4):44-47+61.

(责任编辑:戴芬园)

Has the opening of high-speed railway improved the quality of economic growth in Chinese cities? A labor mobility perspective

GAO Bo^{1,2}, WANG Ziqi²

- (1. Yangtze River Delta Economics and Social Development Research Center, Nanjing University, Nanjing 210093, China;
2. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: China's economy is in a critical window as it shifts from the high-speed growth to the high-quality stage of development, and it is crucial to improve the quality of urban economic growth. This paper takes the opening of high-speed rail as a quasi-natural experiment. It uses 286 cities in China at the prefecture level and above from 2003—2019 to empirically test the effect on the quality of urban economic growth in China of the opening of high-speed rail and the channel for that effect. The theoretical analysis shows that the opening of high-speed railways affects the quality of urban economic growth through two primary channels: improving the spatial allocation efficiency of labor and reducing the cost of mobility for labor. The empirical findings are that the opening of high-speed rail can promote the quality of economic growth in Chinese cities, and this promotion effect is sustainable. Further, these rail openings have a continuous effect; there is an expanding positive impact on the quality of economic growth in central cities but a fluctuating impact on eastern cities. In terms of city characteristics, the opening of high-speed rail has a more significant promotion effect on the quality of economic growth of small, medium-sized, and non-urban-cluster cities. The mechanism test proves that the opening of high-speed railways has a positive impact on the quality of urban economic growth mainly through labor mobility, and the boosting effect provided by high-skilled-labor mobility is greater than that introduced by low-skilled-labor mobility.

Key words: high-speed-railway opening; economic-growth quality; labor mobility; quasi-natural experiment; DID method