

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2026.02.012

李瑶. 农村空心化的空间动态影响研究——以河南高铁发展为例 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2026, 48(2): 145-156.

农村空心化的空间动态影响研究

——以河南高铁发展为例

李瑶

河南财政金融学院 工商管理学院, 郑州 451464

摘要: 高铁网络的快速扩张不仅加速了城市发展, 也深刻影响了农村地区的产业结构和人口动态。高铁带来的交通便利为农村经济发展提供了新机遇, 但同时可能加剧农村空心化趋势。选取河南省作为研究对象, 运用倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)模型, 将高铁建设和运营视为一种准自然实验, 深入分析 2005—2020 年间高铁经济对农村产业集聚和劳动力流动的影响。结果发现, 高铁经济在初期对农村产业集聚产生了负向效应, 但这种效应随时间推移逐渐减弱, 并在数年后出现逆转, 促进了产业转型升级。高铁对农村劳动力, 尤其是第二产业劳动力集聚产生了积极的促进作用, 但这种集聚尚未表现出明显的有序集聚趋势。

关键词: 高铁经济; 农村空心化; 产业集聚; 劳动力流动;

区域发展; 河南省

中图分类号: F323

文献标识码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2026)02-0145-12

Spatial Dynamics of Rural Hollowing Out

——A Case Study of High-Speed
Rail Development in Henan Province

LI Yao

College of Business Administration, Henan Finance University, Zhengzhou 451464, China

Abstract: The rapid expansion of high-speed rail networks has not only accelerated urban development but also profoundly influenced the industrial structure and population dynamics in rural areas. The convenience brought by high-speed rail has provided new opportunities for rural economic development, but it may also exacerbate the trend of rural hollowing out. This study selects Henan Province as the research subject and

收稿日期: 2024-09-12

基金项目: 国家社科基金教育学一般课题(BIA220103); 河南省高等教育教学改革研究与实践项目(2024SJGLX0561); 河南省教育厅高校教学研究性项目(2022SYJXLX106)。

作者简介: 李瑶, 硕士, 副教授, 主要从事电子商务及经济管理研究。

employs the Propensity Score Matching-Difference-in-Differences (PSM-DID) model, treating high-speed rail construction as a quasi-natural experiment, to deeply analyze the impact of high-speed rail economy on rural industrial agglomeration and labor force mobility from 2005 to 2020. The study finds that the high-speed rail economy initially had a negative effect on rural industrial agglomeration, but this effect gradually weakened over time and reversed after a few years, promoting the transformation and upgrading of industries. In addition, high-speed rail has positively promoted the agglomeration of rural labor force, especially the secondary labor force, although this agglomeration has not yet shown a clear trend of orderly clustering.

Key words: high-speed rail economy; rural hollowing out; industrial agglomeration; labor mobility; regional development; Henan Province

农村空心化是指农村地区人口,特别是青壮年劳动力大量外流,导致农村人口减少、产业萎缩以及公共设施利用率下降的现象。这一问题在快速城镇化和工业化的背景下,已经成为全球许多国家,尤其是中国社会的重要经济问题。中国自改革开放以来,伴随着城市化的推进,农村地区人口流失问题日益严重,农村空心化现象在经济发展相对滞后的中西部部分地区尤为突出^[1]。农村空心化不仅削弱了农村经济活力,还为农村社会可持续发展带来了严峻挑战。因此,如何有效应对农村空心化,成为国家和地方政府制定乡村振兴战略的重要内容。

自 2008 年京津城际铁路开通,标志着中国高速铁路(以下简称高铁)时代开始,而后中国迅速崛起成为全球高铁网络规模的领军者。截至 2021 年底,中国的高铁营运里程约 4 万 km,占全球高铁总里程的 65% 以上^[2]。在客运领域,高铁列车日均承担了全国铁路网络旅客发送量的 65%,且中国高铁的客运量占全球客运总量的 65% 以上。这“3 个 65%”的重大成就,不仅彰显了中国高铁的规模和效率,也反映了其在国家交通体系中的支柱地位^[3]。随着高铁网络的快速发展和延伸,其带来的交通便利性已经覆盖了中国多数省级行政区域的大量地级市,实现了相当高的高铁城市覆盖率。高铁建设不仅有效缓解了国内铁路客运的压力^[4],而且在促进交通经济带形成^[5]、深化交通供给侧结构性改革^[6]、推动交通运输高质量发展方面发挥了关键作用^[7]。虽然高铁服务对短期人口流动具有显著的正向影响,但对长期人口迁移则可能产生负向影响^[8]。因此,从长远来看高铁发展可能加剧区域经济水平差异。核心大城市及其周边城市通过高铁与主要城市群的紧密联系而获益;而那些未融入主要城市群的中小城市及农村地区,在高铁发展中可能会更加边缘化^[9]。

高铁作为一项重要的交通基础设施,对促进工业结构的优化升级发挥着关键作用^[10]。孔冰清等^[11]以长三角大都市群为研究对象,发现高铁的运营显著提升了第三产业在地区经济中的占比,有效推动了产业结构的高级化。苏昭阳等^[12]指出,高铁的引入使得城市间的连接更为紧密,资源配置更为高效,劳动力市场的专业化和精细化水平得到提升。这一变化不仅提高了劳动力资源的价值,还促进了居民收入的增长,进而引发了消费结构转变。随着对高端消费品和服务的需求日益增长,区域资源配置得以优化,产业结构向现代化转型。高铁建设还能够促使经济活动从传统的第二产业向以服务业为主导的第三产业转移^[13],进一步加速区域经济的现代化进程。包群等^[14]的研究揭示了高铁对服务业集聚,尤其是生产性服务业的显著正面影响,强调了高铁服务强度的高效性。该研究还指出,当生产性服务业的空间集聚得到充分利用时,能够激发外部经济效应,从而降低企业的单位生产成本,并实现规模经济。此外,生产性服务业的空间集中还可促进服务部门内部的分工和专业化,加速生产要素在区域内的流动。这种集聚效应不仅激发了商业创新活动,而且增强了产业链各环节的专业化水平。通过这一机制,产业结构得以进一步优化,为区域经济持续发展和竞争力提升奠定了坚实基础。

学者们不仅从不同角度评估了高铁的社会和经济影响,还对劳动力流动性做了相关研究。Wang 等^[15]

研究了高铁对劳动力流动性的影响,但仅在高度聚合层面上进行了分析,没有研究高铁对不同类型劳动力(例如高技能劳动力和低技能劳动力)的影响。其他相关研究评估了高铁对低技能劳动力流动性^[16]及知识生产的影响^[17]。然而,以上关于高铁经济影响的研究通常侧重于单一要素检验,忽视了对中小城镇和农村的关注。

为应对农村空心化现象,充分挖掘高铁带来的经济潜力具有重要的战略意义,这不仅有助于沿线农村地区的产业振兴,还能够推动人口有效回流,缓解农村人口流失问题。河南省首条高铁(郑西高铁)于2010年开通运营,标志着该省正式进入高铁时代。为充分评估高铁开通前、后对农村经济的影响,本文选取2005—2020年作为研究时间窗口,其中2005—2009年为高铁开通前的基准期,2010—2020年为高铁运营后的观察期,该时间跨度既能捕捉高铁开通的短期效应,又能观察其中长期影响。将高铁建设和运营视为一种准自然实验,采用倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)模型进行分析。研究的主要目的为:①探讨高铁经济对农村人口迁移与商业发展的互动机制;②分析高铁建设对农村地区产业集聚和劳动力流动的影响;③研究高铁建设如何改变农村地区经济增长方式,并促使其发展模式发生转变。

1 研究区域

河南省现阶段高铁线路如图1所示。河南省地处中国中部,是中国重要的农业大省和人口大省。省域面积为16.7万 km^2 ,居全国第17位,占国土面积的1.74%,平原盆地、山区丘陵面积分别占全省土地总面积的55.7%和44.3%。河南省的城市在地理位置上紧密相连,并且具有相似的文化背景。因此,本文选取了河南省所有地级市(17个)作为研究范围。自20世纪90年代以来,其主要城市(例如郑州、洛阳、开封等)发展迅速,人口和经济活动具有较高的流动性。

在这一过程中,河南省的区域社会经济发展逐步融合,形成了一系列的综合交通走廊。

根据中国《中长期铁路网规划》(2016年修编),全国规划建设“八纵八横”的16条高铁走廊,其中河南省凭借其优越的地理位置和交通枢纽优势,高铁建设发展迅猛。截至目前,河南省已有8条高铁线路投入运营,另有多条线路正在规划建设中。河南省高铁网络日益完善,为研究高铁开通前、后对区域经济结构和社会发展的影响提供了良好的平台和机会。

2 研究方法

2.1 双重差分(DID)模型

在探讨高铁经济对农村地区影响的研究中,一个主要挑战是解决交通基础设施与经济增长之间可能存在反向因果关系所引起的内生性问题。高铁线路的规划与建设往往优先考虑连接经济较发达的城市,而非那些经济欠发达或人口稀少的农村地区。因此,高铁服务的提供往往与城市发展水平和区域经济地位有

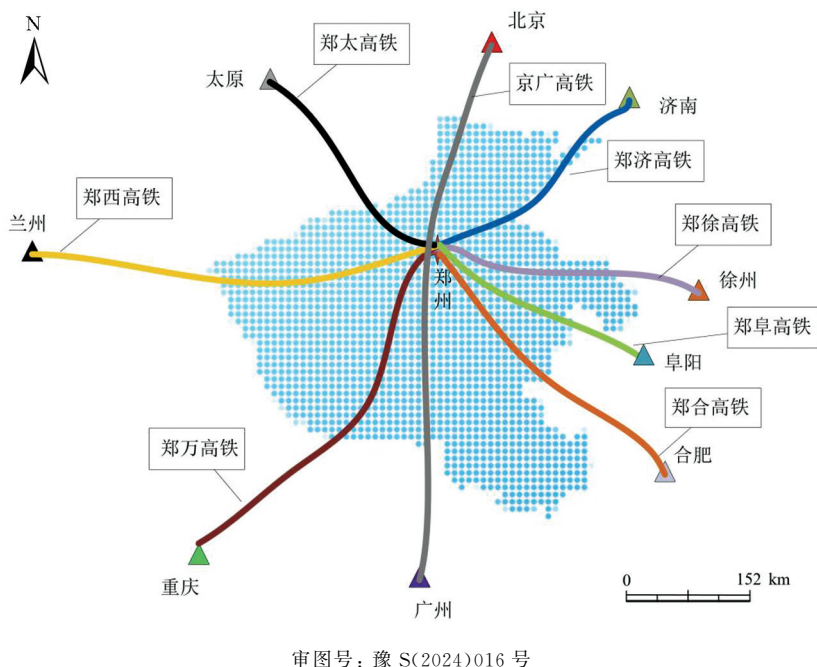


图1 河南省现阶段高铁线路

关,而非基于农村地区的实际需求。在高铁网络覆盖下,一些城市能够享受到高铁带来的经济红利,而其他未被高铁网络覆盖的城市则可能继续面临交通不便和经济发展滞后的问题。除去郑州、洛阳、新乡等经济发达地区,高铁服务的分布并不均衡,进一步加剧了区域内部的经济差异。为了准确评估高铁服务对农村经济增长的净效应,需要综合考虑高铁开通前、后农村地区的经济增长变化,并控制高铁服务覆盖的城市与未覆盖城市之间的固有差异。

双重差分(DID)模型是评估因果效应或政策影响最流行的工具之一。与常规面板数据回归方法相比,DID在控制这些差异后能够更加准确地估计高铁服务对农村地区经济增长的净影响,从而提供更为稳健的研究结论。这种方法现在被用于运输研究,其核心目的是确定在横截面和时间序列双重差异下新运输项目引起的处理效果。基于这个理论模型,将高铁的实施作为一个准自然实验,将样本村庄分为两组:实验组(高铁服务的地区)和对照组(非高铁服务的地区)。通过控制一些变量并比较这两组地区在高铁运营前、后的经济增长值,可以确定高铁对经济增长的净影响。DID模型的基准回归如下:

$$J_{xn} = \alpha + \beta HSR_{xn} + \gamma I_{xn} + \delta_n + \mu_x + \epsilon_{xn} \quad (1)$$

式中: J_{xn} 为被解释变量,表示村庄 x 在年份 n 的农村经济发展水平,具体包括产业集聚水平和第二产业劳动力集聚度两个维度; x 表示某一村庄个体; n 表示某一年份; HSR_{xn} 为高铁服务虚拟变量,当村庄 x 在年份 n 拥有高铁服务时取值为1,否则为0; I_{xn} 为控制变量向量; α 为截距项; β 为高铁服务对经济增长影响的核心系数,代表高铁运营对农村经济增长的净效应; γ 为控制变量系数向量; δ_n 为时间固定效应; μ_x 为个体固定效应; ϵ_{xn} 为随机误差项。为了增强估计的稳健性,本文将标准误差聚类在农村层面。

采用DID方法有一个重要的先决条件,即模型应满足平行趋势假设。换言之,在接受高铁实施之前,实验组和对照组中观察到的变量趋势应该一致。参考现有研究,将实验组与时间虚拟变量进行交互。如果交互系数在统计学上不具有统计学意义,则表明平行趋势假设已经得到满足。经验方程设定如下:

$$J_{xn} = \alpha + \sum_{\tau=2005-2009} \beta Treat_x \times preyear_{\tau} + \gamma I_{xn} + \delta_n + \mu_x + \epsilon_{xn} \quad (2)$$

式中: $\sum_{\tau=2005-2009}$ 表示对高铁开通前年份(2005—2009年)的求和; τ 为高铁开通前的年份标识; $Treat_x$ 为实验组虚拟变量,当村庄 x 属于实验组(高铁服务地区)时取值为1,否则为0; $preyear_{\tau}$ 为年份虚拟变量,表示高铁开通前第 τ 年。

地区经济发展不仅受到高铁服务的影响,而且还与高铁列车的服务强度密切相关。在传统的DID方法中,无论有多少HSR列车在运行,都会对HSR服务的地区估计相同的处理效果。由于河南省各个城市之间高铁服务水平差异较大,因此仅使用一个二元变量来解释城市是否提供HSR服务及对经济增长的影响不具备准确性。本文使用一个地区的HSR列车数量来表示其服务水平,并建立如下回归模型来衡量HSR服务强度对经济增长的影响:

$$J_{xn} = \alpha + \beta N_{xn} + \gamma I_{xn} + \delta_n + \mu_x + \epsilon_{xn} \quad (3)$$

式中: N_{xn} 表示村庄 x 在年份 n 运行中的高铁列车数量(为消除数量级差异对回归结果的影响,对原始列车数量除以10进行标准化处理)。

假设不同地区在HSR的利用上存在差异。具体来讲,如果一个地区的区位优势与高铁的布局高度契合,那么它将从高铁的发展中获得更多利益。相反,对于那些区位相对较弱的农村,高铁的运营预计将导致经济资源外流,一些位于高铁沿线的地区,特别是边缘地区可能会受到负面影响。基于理论分析,在不完全竞争的市场上,由于规模报酬递增效应,经济活动倾向于集中在具有更大增长潜力的城市,区域核心地区在吸收人口和经济要素方面占据优势。随着通达性提高和运输成本降低,这种向中心地区集中的态势可能会进一步增强。因此,高铁对农村经济增长的影响可能会因区位和规模不同而有所差异。为了验证上

述假设,引入区位中心度指标(采用加权方法计算各村庄到主要城市的距离)及常住人口规模与高铁服务项进行交互,以进一步捕捉农村区位效应和城市规模效应。模型构建如下:

$$J_{xn} = \alpha + \beta_0 HSR_{xn} + \beta_1 HSR_{xn} \times WDC_{xn} + \gamma I_{xn} + \delta_n + \mu_x + \epsilon_{xn} \quad (4)$$

$$J_{xn} = \alpha + \beta_0 HSR_{xn} + \beta_1 HSR_{xn} \times POP_{xn} + \gamma I_{xn} + \delta_n + \mu_x + \epsilon_{xn} \quad (5)$$

式中: HSR_{xn} 表示村庄 x 在年份 n 运行中的高铁列车数量,该服务强度变量最终影响农村经济发展水平。 WDC_{xn} 表示村庄 x 在年份 n 的加权区位中心度,通过计算该村庄到省内各主要地级市距离的倒数(1/距离)并求和得到,距离越近倒数越大,表示区位优势越好; POP_{xn} 表示村庄 x 在年份 n 的常住人口数量; β_0 为高铁服务对经济增长的直接效应系数; β_1 为交互项系数,分别表示区位中心度和人口规模对高铁效应的调节作用。

2.2 变量选择

农村经济增长指标分为多指标和综合性单项指标两类。本文借鉴前人的指标,检验了高铁对农村经济发展中企业和劳动力集聚模式的影响。评估采用多指标分析方法,重点考察高铁如何影响产业分散以及劳动力向制造业等第二产业流动和集聚现象。国内外学者在研究农村企业的生产与集聚时,多以工业总产值占比来衡量区域产业集聚程度。例如,在衡量产业集聚水平时,常采用各地区工业产值占地区生产总值(GDP)的比例作为测度变量。考虑到数据的可得性和一致性,本文采用地方规模以上工业产值占地区 GDP 的比例来反映各研究年份(2005—2020 年)的产业集聚水平。由于制造业的有形化、量化在统计口径和程序上已经比较完善,采用该指标比较合理可靠。从年末全国第二产业单位从业人员比例及农村劳动力规模、分布、集中度等方面来衡量工业劳动力的集聚程度。

采用 DID 模型解决部分研究对象的内生性问题。为了更加精确地分析高铁与非高铁沿线农村产业及第二劳动力集聚水平的变动和差异,本文借鉴学者们关于高铁对人口流动和城镇化影响的研究结果,分别从产业和人口两个角度,采用控制变量来解决模型的内生性和序贯性问题,并对控制变量进行对数处理,以消除共线性问题。最终选定的控制变量包括农村年末总人口($\ln pop$)、地区生产总值($\ln GDP$)、全国市场规模($\ln pot$)、本地市场规模($\ln lopot$)、农村固定资产投资完成额($\ln fid$),作为控制农村经济发展、产业集聚、第二产业劳动力集聚的变量。变量选取及说明如表 1 所示。

表 1 变量选取及说明

分类	变量	符号	定义
因变量	产业集聚水平	sec	地方工业产值超过指定规模 GDP/年
	二次劳动力	emp	年末本地第二产业单位从业人员/年末全国第二产业单位从业人员
自变量	村庄单位虚拟变量	$village_x$	到 2020 年,有高铁开通的农村单位值为 1,否则为 0
	政策处理期间虚拟变量	$post_{xn}$	2005—2020 年,有高铁开通的农村单位值为 1,开通前为 0
	交互项	$village_x \times post_{xn}$	高铁线路开通后,农村在时间维度上的虚拟变量为 1;否则为 0。开通高铁的地区在区域维度上的虚拟变量为 1,否则为 0
控制变量	农村年末总人口	$\ln pop$	农村年末总人口(取对数)
	地区生产总值	$\ln GDP$	相应年份的农村生产总值(取对数)
	全国市场规模	$\ln pot$	农村地区总零售额除以从其他城市单位(市级地区,县级地区)到地方村庄单位的距离总和(取对数)
	本地市场规模	$\ln lopot$	农村地区总零售额除以到最近地级市的距离(取对数)
	农村固定资产投资完成额	$\ln fid$	对应年份农村固定资产投资完成额(取对数)

2.3 样本匹配

在实证分析前,本文对实验组和对照组进行了倾向得分(PSM)匹配,将已开通高铁的城市单位作为实验组,在此期间未开通高铁的城市单位作为对照组。使用 Probit 模型估计倾向得分,同时使用最近邻趋势匹配法计算权重,并附加支持条件。

实验组和对照组在 PSM 匹配前、后倾向得分核密度分布分别如图 2、图 3 所示。从图 2 中可以看出,实验组(高铁开通地区)的倾向得分分布较为集中,核密度曲线呈现出明显的左偏特征,峰值较高;而对照组(非高铁开通地区)的倾向得分分布较为分散,核密度曲线相对平缓。两组样本在倾向得分分布上的显著差异表明,高铁开通地区与非高铁开通地区在初始特征上存在系统性差异。若不进行 PSM 匹配而直接对比分析,可能因样本选择偏差导致估计结果有误。为解决这一问题,本文基于地区生产总值($\ln GDP$)、全国市场规模($\ln pot$)、本地市场规模($\ln lopot$)、农村固定资产投资完成额($\ln fid$)、农村年末总人口($\ln pop$)5 个维度的控制变量,采用最近邻匹配方法对样本进行 PSM 匹配。从图 3 可以看出,经过 PSM 匹配后实验组和对照组的倾向得分核密度分布曲线趋于重合,两组样本在可观测特征上的差异得到有效控制,满足了共同支撑假设,为后续 DID 分析奠定了基础。

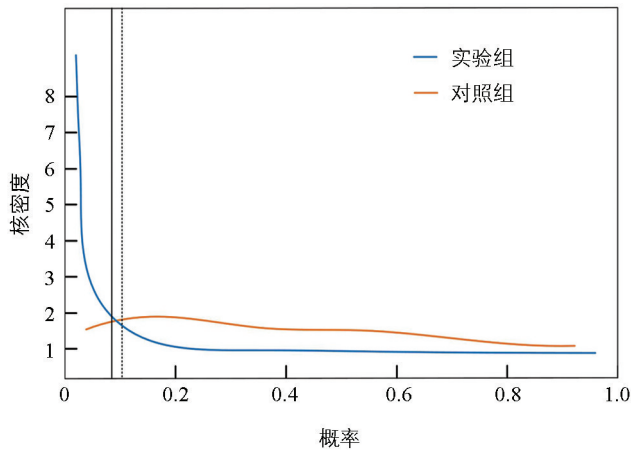


图 2 实验组和对照组在 PSM 匹配前倾向得分核密度分布比较

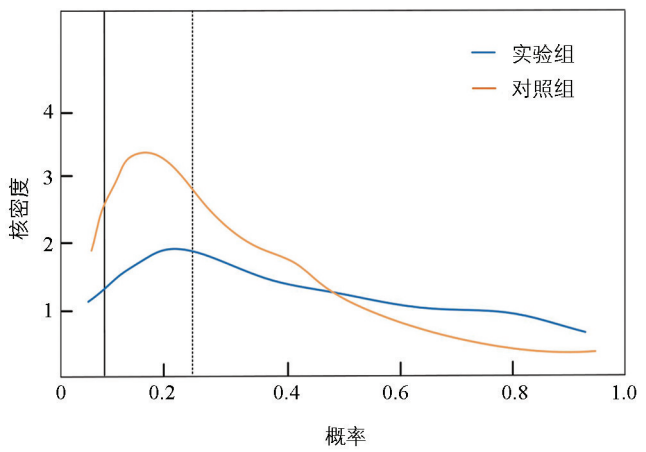


图 3 实验组和对照组在 PSM 匹配后倾向得分核密度分布比较

3 实证分析

3.1 基于 PSM-DID 模型的高铁对农村经济发展的影响分析

高铁经济对农村产业和第二产业劳动力集聚的影响具有异质性。为检验 PSM 样本匹配的有效性,采用混合普通最小二乘法(OLS)基线回归(模型 1)、PSM 匹配后的 OLS 基线回归(模型 2)、固定效应模型基线回归(模型 3)、满足共同支持假设样本的 DID 回归(即实验组和对照组得分倾向于具有较大的共同值范围,模型 4)、多阶段 PSM-DID 回归(模型 5)进行分析。经过 PSM-DID 估计,控制变量的标准误差均值有所减小,并且交互项的回归系数大于普通固定效应模型回归估计出的 DID。总体来看,PSM-DID 的估计效果更好。

3.1.1 高铁对农村产业集聚的影响

基于多相 PSM-DID 模型的高铁对农村产业集聚的影响评价结果如表 2 所示。研究发现:①从交互项($village \times post$)系数来看,模型 1 的系数为 -0.000125 ,未通过显著性检验;模型 2、模型 3、模型 4、模型 5 的交互项系数分别为 -0.00015 、 -0.00005 、 -0.00005 、 -0.00007 ,分别在 $p < 1\%$ 、 $p < 10\%$ 、 $p < 10\%$ 、 $p < 1\%$ 的显著性水平下为负,表明高铁开通对农村产业集聚产生了负向影响。模型 5

(多相 PSM-DID 模型)的交互项系数在 $p < 1\%$ 水平下显著为负,说明在控制样本选择偏差后,高铁开通对农村产业集聚的负向效应依然存在且稳健。② 从控制变量来看,地区生产总值($\ln GDP$)在所有模型中均显著为正,表明经济发展水平越高的农村,产业集聚程度越高。全国市场规模($\ln pot$)在模型 1 和模型 2 中显著为正,但在模型 3、模型 4、模型 5 中显著为负,反映了在固定效应模型下市场竞争对农村产业的分流作用。本地市场规模($\ln lopot$)在所有模型中均不显著,说明本地市场对产业集聚的直接影响较弱。农村固定资产投资完成额($\ln fid$)在模型 1、模型 2、模型 5 中显著为负,而在模型 3、模型 4 中不显著,说明投资对产业集聚的影响存在异质性。农村年末总人口($\ln pop$)在模型 1、模型 2、模型 3、模型 4 中显著为负,仅在模型 5 中不显著,表明人口规模对产业集聚具有一定的负向影响。③ 模型 5 的调整后 R^2 为 0.381 72,高于模型 3 和模型 4 调整后的 R^2 (0.288 88),表明 PSM-DID 方法有效改善了模型的拟合效果。

表 2 基于多相 PSM-DID 模型的高铁对农村产业集聚的影响评价结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$village \times post$	-0.000 125 (-1.515 14)	-0.000 15*** (-4.135 58)	-0.000 05* (-1.737 36)	-0.000 05* (-1.735 29)	-0.000 07*** (-3.226 67)
$\ln GDP$	0.000 35*** -6.216 75	0.001 16*** -21.143 2	0.000 21*** -6.371 84	0.000 22*** -6.372 15	0.000 73*** -9.964 58
$\ln pot$	0.000 92*** -3.575 86	0.000 15*** -1.082 82	-0.000 25*** (-3.154 87)	-0.000 27*** (-3.155 66)	-0.000 50*** (-1.1 $\times 10^2$)
$\ln lopot$	-0.000 03 (-0.885 58)	0.000 02 -0.926 88	-0.000 04 (-1.275 47)	-0.000 04 (-1.257 27)	0.000 04 -0.623 15
$\ln fid$	-0.000 16*** (-5.456 68)	-0.000 55*** (-1.7e+01)	0.000 01 (0.048 15)	0.000 01 (0.048 37)	-0.000 05*** (-3.023 33)
$\ln pop$	-0.000 12*** (-3.976 68)	-0.000 08*** (-1.826 78)	-0.000 24*** (-4.344 24)	-0.000 23*** (-4.335 86)	-0.000 07 (-1.211 56)
N	3 817	844	3 817	3 817	844
调整后 R^2	0.513 78	0.583 6	0.288 88	0.288 88	0.381 72

注:括号内的数字为 t 统计量;***、**和*分别表示在 $p < 1\%$ 、 $p < 5\%$ 和 $p < 10\%$ 水平上显著;N 为样本数; R^2 为调整后的拟合优度,表示模型对因变量变异的解释程度。下同。

3.1.2 高铁对农村第二产业劳动力集聚的影响

基于多相 PSM-DID 模型的高铁对农村第二产业劳动力集聚的影响评价结果如表 3 所示。研究发现:① 从交互项($village \times post$)系数来看,模型 1 和模型 2 的系数分别为 -0.000 005 和 -0.000 05,未通过显著性检验或显著为负;但模型 3、模型 4 的系数为 0.000 03,未通过显著性检验;模型 5 的系数为 0.000 04,在 5% 水平下显著为正(t 值为 2.272 66)。这表明在控制样本选择偏差后,高铁开通对农村第二产业劳动力集聚产生了正向促进作用,可能是由于交通便利性提升吸引了部分劳动力回流,或带动了沿线农村地区就业机会增加所致。② 从控制变量来看,地区生产总值($\ln GDP$)在模型 1、模型 2 中显著为正,在模型 3、模型 4、模型 5 中为正但显著性减弱,说明经济发展水平对劳动力集聚的影响在不同模型设定下存在差异。全国市场规模($\ln pot$)在模型 1 和模型 2 中显著为正,但在模型 5 中显著为负,反映

了市场竞争对劳动力分布的复杂影响。本地市场规模($\ln lopot$)在模型 5 中显著为正(系数为 0.000 13, $p < 5\%$),说明本地市场对第二产业劳动力集聚具有明显的正向作用。农村固定资产投资完成额($\ln fid$)在模型 1、模型 2($p < 1\%$)及模型 5($p < 10\%$)中显著为负,说明投资对劳动力集聚的影响较为复杂。农村年末总人口($\ln pop$)在多数模型中不显著,说明人口规模本身并非劳动力集聚的决定性因素。③ 模型 5 的调整后 R^2 为 $-0.092\ 36$, 低于模型 3 和模型 4 调整后的 R^2 ($0.027\ 74$), 且为负值表明模型拟合效果较弱。这与表 2 模型 5 ($R^2 = 0.381\ 72$) 形成鲜明对比, 可能与劳动力流动的复杂性和多因素影响有关。

表 3 基于多相 PSM-DID 模型的高铁对农村第二产业劳动力集聚的影响评价结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$village \times post$	-0.000 005 (-3.528 27)	-0.000 05*** (-1.774 47)	0.000 03 (1.028 52)	0.000 03 (1.028 52)	0.000 04** (2.272 66)
$\ln GDP$	0.000 17*** (14.773 44)	0.000 64*** (17.454 55)	0.000 05** (2.412 17)	0.000 04** (2.412 17)	0.000 07** (1.348 22)
$\ln pot$	0.001 17*** (41.411 34)	0.000 58*** (9.351 64)	-0.000 04 (-0.685 43)	-0.000 04 (-0.685 43)	-0.000 24*** (-6.372 37)
$\ln lopot$	-0.000 02** (-2.272 55)	-0.000 03 (-1.146 66)	0.000 03 (1.036 32)	0.000 03 (1.036 32)	0.000 13** (2.018 38)
$\ln fid$	-0.000 11*** (-1.7 $\times 10^2$)	-0.00035*** (-1.7 $\times 10^2$)	0.000 02* (1.916 63)	0.000 02* (1.916 63)	-0.000 04* (-1.932 51)
$\ln pop$	0.000 11*** (12.052 51)	0.000 22*** (8.714 33)	-0.000 02 (-0.297 75)	-0.000 02 (-0.297 75)	0.000 07 (1.592 77)
N	3 817	844	3 817	3 817	844
R^2	0.655 63	0.677 34	0.027 74	0.027 74	-0.092 36

3.2 高铁对农村经济发展的时滞影响分析

根据以上实证分析可知,高铁对农村经济发展具有长期影响。本文借鉴学者们提出的时间研究方法,探究高铁对农村产业集聚水平和第二产业劳动力集聚度的时滞影响。

3.2.1 高铁对农村产业集聚的延迟效应分析

高铁对农村产业集聚滞后影响的回归结果如图 4 所示。高铁在一定程度上对农村产业集聚水平产生负向影响,但该负向影响是否存在时间滞后性需进行验证。在图 4 中,横坐标代表高铁开通前 5 年—开通后 10 年区间;0 点为 2010 年,即河南省首条高铁(郑西高铁)开通的时间。结果表明:① 从回归系数的显著性和数值变化来看,高铁对农村产业集聚的影响具有明显的时滞效应。在高铁开通前(负值区间),回归系数在 0 值附近小幅波动,这与平行趋势假设的预期相符。在高铁开通后(0—2 年左右),回归系数全部转为负值,表明存在负向冲击,高铁开通对农村产业集聚产生了负向冲击。随着时间推移,负向效应逐渐减弱,并出现了边际改善迹象。② 从回归系数的动态变化来看,高铁开通初期对农村产业集聚表现为负向作用,可能的原因是高铁开通强化了中心城市的虹吸效应,导致农村地区产业要素向中心城市流出。这一结果与前文实证分析一致,进一步验证了高铁对农村产业集聚负向影响的稳健性及其时间动态特征。

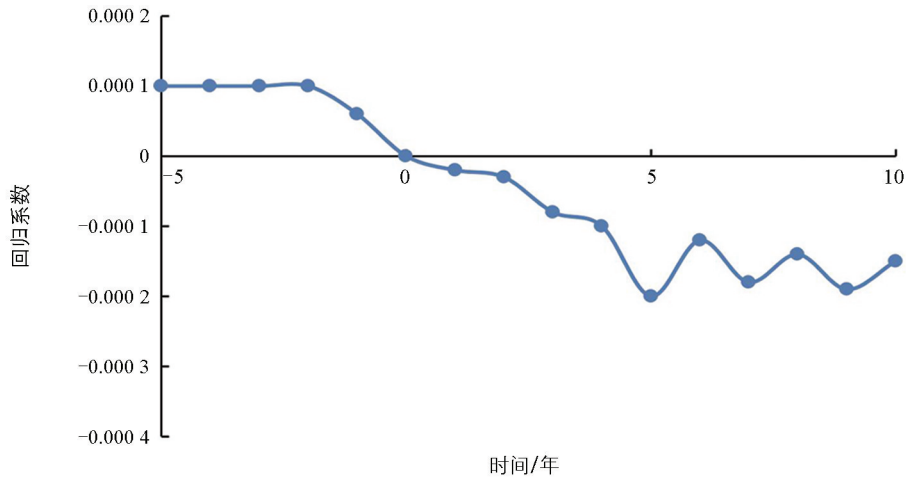


图 4 高铁对农村产业集聚的滞后影响的回归结果

3.2.2 高铁对农村第二产业劳动力集聚的时滞影响分析

高铁对农村第二产业带动力集聚的滞后影响回归结果如图 5 所示。在图 5 中,横坐标代表高铁开通前 5 年—开通后 10 年区间;0 点为 2010 年,即河南省首条高铁(郑西高铁)开通的时间。结果表明:从第二产业劳动力集聚的动态时滞分析来看,高铁对农村第二产业劳动力集聚的影响相对复杂。在高铁开通前的多数年份,回归系数在 0 值附近小范围波动,这与平行趋势假设的基本要求相符。高铁开通后,回归系数整体呈现出正向趋势,但数值波动较大,未表现出明显的单调递增或递减规律。这一结果表明,高铁对农村第二产业劳动力集聚具有一定的促进作用,但其效果受到多种因素的影响,包括人口红利消减、户籍制度约束、地区产业结构差异等,导致劳动力流动的时滞效应呈现出不确定性。

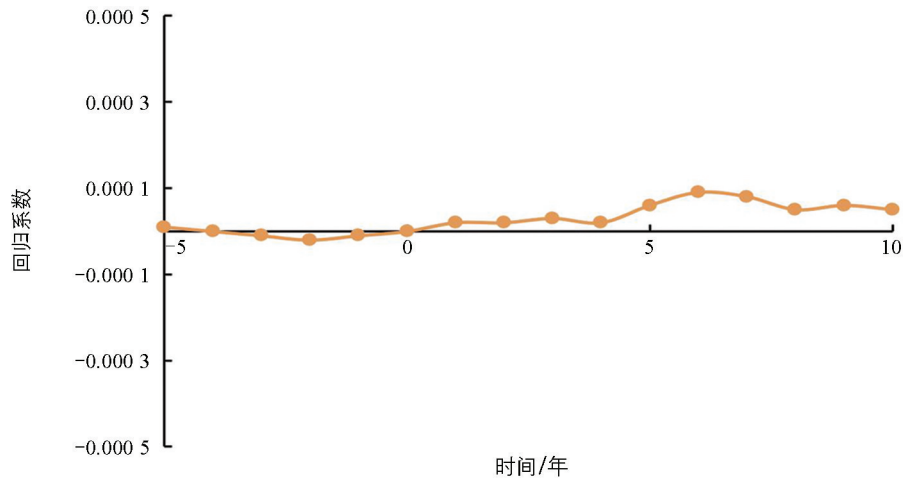


图 5 高铁对农村第二产业劳动力集聚的滞后影响回归结果

4 稳健性测试

4.1 内生性处理

排除内生性问题的影响是 DID 分析的先决条件。本文选择经济规模相对较小、对高铁线路规划影响较小的村庄作为研究对象,对实验组和对照组村庄进行两项主要的 PSM 分析,确保所选村庄符合随机性假设检验的 3 项标准,同时处理样本其他相关特征的匹配,并进行变量多重共线性检验,以使实验结果更加可靠。高铁开通必须是一个准自然实验,以通过随机性假设检验,这是应用多阶段 DID 模型分析的基础。

多重共线性诊断结果如表 4 所示。为进一步限制内生性,本文基于村庄匹配创建了多阶段 PSM-DID

模型。村庄的人口、经济发展水平和市场规模差异较大,这种村庄异质性导致政策效应估计存在明显偏差。基于村庄特征匹配实验组和对照组的倾向得分,在一定程度上可以减少样本选择性偏差。为了检验变量之间是否存在多重共线性,本文进行了多重共线性诊断(表 4)。除了地区生产总值($\ln GDP$)的方差膨胀因子(VIF)值分别为 10.696 和 11.844 外,其他变量的 VIF 值均不超过 6。根据经验法则, VIF 值小于 10 表明多重共线性问题在可接受范围内。因此,本文变量设置基本合理,不存在严重的多重共线性问题。

表 4 多重共线性诊断表

变量	模型 1 (产业集聚)	容忍度	VIF	模型 2 (劳动力集聚)	容忍度	VIF
因变量	sec			emp		
自变量	emp	0.334	3.088	sec	0.434	2.377
	$\ln GDP$	0.095	10.696	$\ln GDP$	0.094	11.844
	$\ln pot$	0.327	3.155	$\ln pot$	0.386	2.632
	$\ln lopot$	0.184	5.795	$\ln lopot$	0.184	2.796
	$\ln fid$	0.263	3.977	$\ln fid$	0.258	4.032
	$\ln pop$	0.328	3.077	$\ln pop$	0.327	3.156

注:模型 1 以产业集聚水平(sec)为因变量,模型 2 以第二产业劳动力集聚度(emp)为因变量。

4.2 平行趋势检验

DID 模型的基本假设是实验组和对照组具有平行趋势,即两个村庄在高铁开通前应具有相同的趋势。为检验高铁影响的稳健性,本文采用在农村高铁开通前、后改变窗口宽度的方法进行验证,具体公式为:

$$J_{xn} = \alpha + \theta_m \sum_{m=-2}^3 (HSR_x \cdot period_{n+m}) + \gamma_1 controls_{xn} + \delta_n + \mu_x + \varepsilon_{xn} \quad (6)$$

式中: θ_m 为政策影响系数,衡量政策在不同时间段对实验组的影响(相较于对照组); $\sum_{m=-2}^3 (HSR_x \cdot period_{n+m})$ 为关键交互项,表示实验组和政策实施时间的交互影响, m 代表政策前、后不同年份的滞后或提前时间段,即表示距离高铁开通当年的年份差; $controls_{xn}$ 为控制变量,表示在时间 n 条件下影响个体 x 的因素。

本研究通过 6 个公式逐步引入不同因素,形成逻辑递进框架,揭示高铁对农村经济发展水平 J_{xn} 的多维度影响:公式(1)基准模型显示高铁服务整体导致 J_{xn} 短期负向变化(如产业外流);公式(2)确认平行趋势,确保无高铁干预时 J_{xn} 趋势一致;公式(3)引入服务强度,证明高铁列车数量增加可放大负向效应或促进劳动力集聚,从而改变 J_{xn} 的方向;公式(4)和(5)加入区位和人口交互,表明优势区位或较大人口可缓解负向冲击,推动 J_{xn} 向正向转型;公式(6)检验时滞效应,显示高铁影响随时间推移从负向转向正向,提升 J_{xn} 的长期可持续性。上述变化证明了使用多公式分析的必要性,以捕捉高铁效应的复杂动态机制。

在公式(6)中, $m = [-2, -1, 0, 1, 2, 3]$ 分别代表高铁开通前 2 年、前 1 年、当年、后 1 年、后 2 年和后 3 年。 θ_m 表示高铁在第 m 年对有高铁村庄(实验组)相对于无高铁村庄(对照组)影响的“净效应”。本文分别对产业集聚和农村第二产业劳动力集聚进行了平行趋势检验,如图 6、图 7 所示。在图 6 中,横坐标表示相对于高铁开通年份的时间($pre-2$ 表示开通前 2 年, $post-3$ 表示开通后 3 年);纵坐标表示高铁的政策效应系数(即 θ_m 的估计值),系数为正表示高铁提升了该集聚水平,为负则表示产生了抑制作用;若其置信区间包含 0,则表明政策效应在统计学上不显著。结果显示平行趋势假设得到满足:① 从图 6、图 7 可以看出,在高铁开通前($m < 0$),政策效应系数均接近 0 且在统计学上不显著,说明开通前有高铁和无高铁村庄的发展趋势基本一致,满足了双重差分模型最重要的平行趋势假设,验证了 DID 模型的适用性。② 高铁开

通后($m \geq 0$),产业集聚的政策效应系数(图 6)显著为负,且不包含 0,表明高铁对农村产业集聚产生了负向影响;而第二产业劳动力集聚的政策效应系数(图 7)呈现出正向趋势,表明高铁促进了劳动力向农村集聚。两者方向相反,说明高铁对产业发展和劳动力集聚的影响机制存在显著差异。

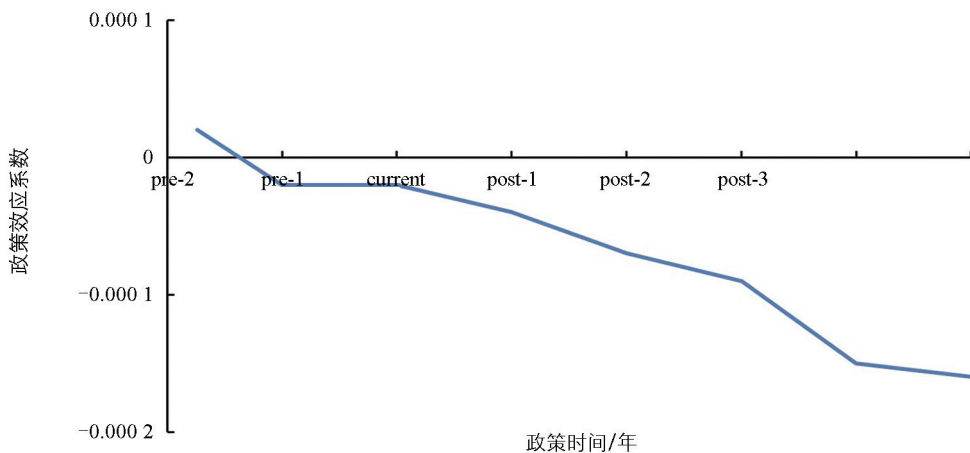


图 6 农村产业集聚水平平行趋势检验

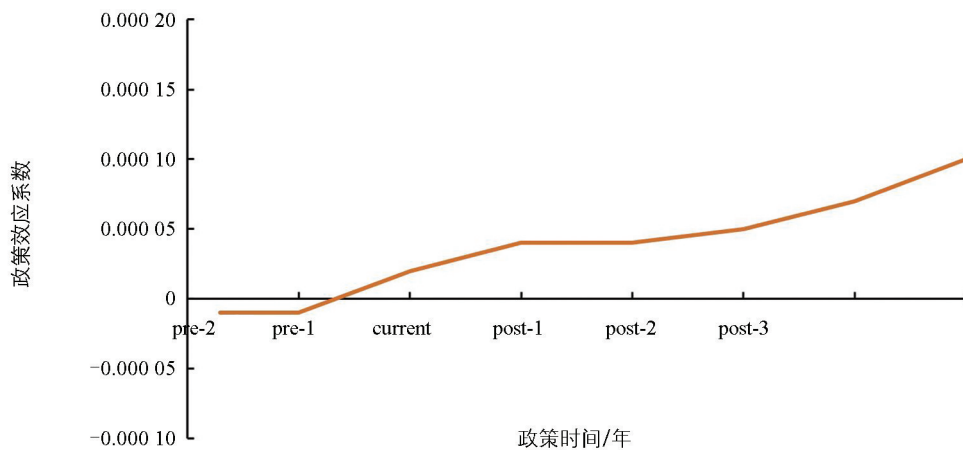


图 7 农村第二产业劳动力集中度平行趋势检验

5 结论

高铁开通显著提升了农村地区的交通互联互通性,并为沿线地区的经济与社会结构带来了深刻的变革。本文以河南省为研究对象,采用 2005—2020 年的面板数据,将高铁建设和运营视为一种准自然实验,建立 PSM-DID 模型分析高铁开通对农村地区产业集聚和劳动力流动的影响。研究得出以下结论:

1) 高铁开通对农村产业集聚产生了显著的负向影响。PSM-DID 模型结果显示,高铁开通后农村产业集聚水平显著下降,这主要是由于高铁强化了中心城市的“虹吸效应”,导致资源和产业要素向中心城市流动,农村地区面临产业外流和经济活动减少的困境。时滞效应分析进一步表明,这种负向影响在高铁开通初期最为显著,随时间推移有所减弱但仍持续存在。

2) 高铁开通对农村第二产业劳动力集聚产生了正向促进作用。实证结果表明,高铁开通显著提高了农村地区第二产业劳动力的集聚程度,这与高铁带来的交通便利性吸引部分劳动力回流以及促进劳动力在区域间流动有关。然而,时滞效应分析显示,这种正向影响的稳定性和持续性相对较弱,存在一定的波动性。

3) 高铁对农村经济的影响存在显著的异质性。控制变量分析表明,地区生产总值、市场规模、固定资

产投资额等因素对高铁效应应具有调节作用。经济发展水平较高、市场规模较大的农村地区受高铁负面影响相对较小,而经济基础薄弱的农村地区则更容易受到产业外流的冲击。

本文在高铁经济对农村空心化影响的分析方面提供了实证证据,但仍存在一定的局限性:① 样本地域范围局限于河南省,研究结论的外部效应有待在更广泛的地区进行验证;② 研究时间窗口为 2005—2020 年,未能充分捕捉到高铁长期影响的全貌,后续研究可进行更长时期的跟踪分析;③ 虽然本文控制了主要影响因素,但地方政策差异、产业结构变迁、人力资本水平等因素对高铁效应的调节作用仍需进一步探讨。

参考文献:

- [1] 石亚灵,张悦,周政旭.乡村空心化的社会网络演变特征及规划响应——以四川省 A 村为例 [J]. 城市规划, 2024, 48(1): 102-114.
- [2] 金凤君,陈卓.新发展阶段背景下成渝地区双城经济圈的发展优势与方向 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2022, 44(1): 2-11.
- [3] 姜海宁,张俊,余建辉,等.高铁开通对中国资源型城市经济转型的影响 [J]. 自然资源学报, 2023, 38(1): 58-72.
- [4] 孔冰清,王磊,段学军.中国铁路建设与国土空间发展的关系演变——基于多层级管治视角 [J]. 热带地理, 2023, 43(5): 859-871.
- [5] 金凤君,陈卓.新时代交通强国的地理内涵与目标 [J]. 经济地理, 2023, 43(2): 1-9.
- [6] 耿彦斌,刘长俭,孙相军.新发展阶段加快建设交通强国的宏观特征与优化路径 [J]. 科技导报, 2022, 40(14): 31-40.
- [7] 王姣娥,杜德林.服务中国式现代化的交通强国内涵解析与学科建设思考 [J]. 经济地理, 2023, 43(3): 6-14.
- [8] SHI J H, WANG F. The Effect of High-Speed Rail on Cropland Abandonment in China [J]. Land, 2022, 11(7): 1002.
- [9] LI J Q, ELAHI E, PENG C, et al. The Opening of High-Speed Railway and Coordinated Development of the Core-Periphery Urban Economy in China [J]. Sustainability, 2023, 15(5): 4677.
- [10] 文雁兵,张梦婷,俞峰.中国交通基础设施的资源再配置效应 [J]. 经济研究, 2022, 57(1): 155-171.
- [11] 孔冰清,王磊,张潇冉.高铁网络化对区域城市商服用地价格的影响——以长三角为例 [J]. 自然资源学报, 2024, 39(4): 878-896.
- [12] 苏昭阳,刘留,张嘉驰,等.面向智能高铁的低轨卫星通信发展综述 [J]. 天地一体化信息网络, 2023, 4(3): 88-98.
- [13] 欧国立,王文丽.高铁对长三角城市群城镇化空间结构影响解析 [J]. 重庆交通大学学报(社会科学版), 2022, 22(1): 44-53.
- [14] 包群,郝腾.交通基础设施质量对制造业价值链升级的影响研究 [J]. 当代经济研究, 2023(5): 84-96.
- [15] WANG C A, WU J Q, LIU X Q. High-Speed Rail and Urban Innovation: Based on the Perspective of Labor Mobility [J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2024, 29(2): 837-862.
- [16] 邱语,张卫国.高铁网络对劳动力空间错配的影响研究 [J]. 西南大学学报(社会科学版), 2023, 49(6): 200-215.
- [17] CHENG J M, CHEN Z H. Socioeconomic Impact Assessments of High-Speed Rail: A Meta-Analysis [J]. Transport Reviews, 2022, 42(4): 467-502.

责任编辑 夏娟

崔玉洁