

高速铁路与制造业集聚的空间异质性^{*}

朱文涛 顾乃华 刘 胜

内容提要:本文在构建地价和房价与高铁的制造业集聚效应关系的理论分析框架基础上,利用 2004—2013 年中国制造业企业加总数据匹配以城市面板数据,运用多期双重差分模型考察了高铁对地价、房价和制造业集聚的影响,以及地价和房价在高铁影响制造业集聚中的调节作用,并进一步分析了地价和房价在高铁影响制造业集聚中非线性调节效应的传导路径。研究发现:(1)高铁的制造业集聚效应主要体现在对沿线欠发达城市制造业集聚的积极影响上,高铁开通后沿线欠发达城市相对于发达城市制造业集聚水平出现了一定程度的上升;(2)高铁开通对沿线城市的地价和房价有显著的正向影响,且地价和房价是引起高铁集聚效应呈现城市差异的重要因素,地价和房价与高铁的制造业集聚效应之间存在“倒 U 型”的调节效应,这主要是通过影响企业利润实现的;(3)对于地价和房价水平较低的城市,高铁开通带来的地价和房价上升会通过正向影响企业利润进而吸引制造业集聚,但在地价和房价水平较高且突破临界值后,高铁开通带来的地价和房价上升将会对企业利润产生显著的负向影响进而抑制制造业在本地集聚。本文的实证结论在经过多种稳健性检验后依然成立。

关键词:高铁 地价 房价 制造业集聚 空间异质性

作者简介:朱文涛,集美大学财经学院讲师,361021;

顾乃华(通讯作者),暨南大学产业经济研究院教授,510632;

刘 胜,广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院副教授,510006。

中图分类号:F429.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2022)03-0143-18

一、引言

日益完善的高铁网络极大改善了中国跨区域间的交通状况,同时也引发了世界范围内的热议,关注的焦点之一是高铁能否重塑中国制造业的空间格局。目前,学术界对于高铁与制造业空间分布关系的研究还较少,一些学者基于微观企业视角对高铁与制造业企业再选址关系进行研

^{*} 基金项目:国家社会科学基金重大项目“粤港澳大湾区产业融合发展的机制与政策研究”(19ZDA079)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。朱文涛电子邮箱:jmuzwt@126.com。

究,认为高铁开通会影响制造业企业的再选址行为(Willigers 和 van Wee, 2011; Christophe 等, 2017; Xiao 等, 2020)。另一些学者则从较为宏观的产业集聚视角,基于新经济地理学分析框架,考察高铁开通对制造业集聚的影响效应及作用机制。李雪松和孙博文(2017)构建了内生运输成本与工资的产业集聚决定模型,在此基础上利用京广高铁沿线城市数据对理论机制进行验证。Sun 等(2017)在新经济地理学模型基础上,将市场潜力和制造业工资纳入高铁影响制造业集聚的理论模型,分析高铁带来的运输成本节约如何通过市场潜力和制造业工资影响制造业集聚,并运用中国京沪高铁沿线的城市面板数据进行验证。Meng 等(2018)假定劳动力运输和货物运输分别采用高铁和其他运输工具,劳动力和货物运输均遵循“冰山成本”形式,在此基础上构建高铁的资源再配置效应模型,并以中国县级面板数据为基础,运用双重差分法对高铁的资源再配置效应进行分析。朱文涛(2019)基于 EG 指数实证分析了高铁服务供给对省域制造业集聚的影响。另外,王鹏和李彦(2018)、卢福财和詹先志(2017)、Dai 等(2018)、朱文涛和顾乃华(2020)也从不同角度对高铁的制造业集聚效应及作用机制进行了分析。

制造业集聚中的高铁因素日益引起学者们的重视。然而,目前的研究对于高铁如何影响制造业集聚空间异质性的考察仍然不足。例如,现有研究主要从运输成本、工资和市场潜力等方面来解释高铁开通为什么对发达地区和欠发达地区制造业空间集聚有异质性影响,却未将更可能影响制造业空间区位的地价、房价等纳入高铁影响制造业集聚空间异质性的分析框架中。周玉龙等(2018)研究发现设有高铁站点的城市比未设有高铁站点的城市地价平均提高约 7%。He(2020)基于京沪高铁的研究发现,高铁显著提高了沿线城市的房地产价格,但表现出一定的城市异质性。Chad 和 Mary(1998)、Wang 等(2018)、Huang 和 Du(2021)、Ghebreegziabiher 等(2007)、Andersson 等(2010)、Chen 和 Haynes(2015)的研究也有类似发现。另外,近年来也有不少的地方案例发现高铁开通的地价和房价效应促使制造业由发达地区往欠发达地区转移,形成制造业在欠发达地区集聚的新局面。例如,武广高铁开通两年内使得沿线湘南地区承接产业转移项目达 2000 多个,其中来自广东的工业企业开厂设厂者最多,湖北咸宁更是以咸宁北站为中心开辟“广东工业区”,快速形成产业集聚区(李刚等, 2012)。由此可见,地价和房价可能是高铁影响制造业集聚空间异质性的重要因素,因此,有必要将地价和房价纳入高铁影响制造业集聚的分析框架中,深入分析地价和房价等在高铁影响制造业集聚中的重要作用。

本文通过研究地价和房价对高铁的制造业集聚效应的影响,以期为中国推动制造业空间布局优化提供理论和经验参考。具体地,本文建立了高铁影响制造业集聚空间异质性的地价和房价效应的理论分析框架,进而基于多期双重差分法结合中国城市面板数据、中国工业企业数据,考察了高铁对制造业集聚的影响以及地价和房价在高铁影响制造业集聚中的非线性调节作用,并进一步分析了地价和房价在高铁影响制造业集聚中非线性调节作用的传导路径。

本文的创新之处主要体现于以下两方面:第一,本文首次将房价和地价等纳入高铁影响制造业集聚的理论分析框架,建立了地价和房价影响高铁制造业集聚效应的理论分析框架,从而进一步丰富了该领域的研究文献;第二,本文提出并验证了地价和房价对高铁影响制造业集聚的非线性调节效应,并基于企业利润视角,检验了这种非线性调节作用形成的内在机制。

二、理论分析与研究假说

高铁能够有效缩短节点城市之间的城际旅行时间,提高所在城市的交通可达性,对于促进地

区经济增长、增加就业和推动区域创新等均具有积极影响(董艳梅、朱英明,2016;年猛,2019;叶德珠等,2020)。因此,地方政府对于建设高铁表现出极大热情。截至2019年,我国高铁运营总里程超过3.5万公里,占到世界高铁运营总里程的2/3以上,已有超过200个地级城市开通了高铁(Chen,2021)。但是,高铁建设费用昂贵,我国高铁每公里建设成本为80万~120万元,如果加上车站建设,成本将增加30%,高铁建设成本相比于传统铁路要高出1.45~3倍(Wu等,2014),即使目前一些高铁站是从原来的普通铁路站点升级改造而来,成本节约也依然有限。如何为高铁建设筹资,成为地方政府面临的重要问题。土地通常被视为开展城市基础设施建设融资和促进经济增长的重要工具,在我国城市土地制度下,地方政府实际上垄断了一级土地市场(Tao等,2010)。地方政府首先从城郊农民手中通过拆迁补偿手段获得用地,然后通过招标、拍卖、挂牌和谈判的方式将城市用地按工业用地、商业用地、住宅用地等不同用途划分出让给不同的用户,由此产生的土地差价收益构成地方政府财政额外收入的重要来源(Wang等,2012),尤其是对于住宅用地和商业用地而言,竞价交易成为主要交易方式,城市土地稀缺性使得地价被普遍抬高(Huang和Du,2021)。地方政府通过土地出让收入和土地抵押贷款为高铁建设筹资,土地出让收入成为偿还债务的主要来源(Huang和Du,2021)。但是,在“18亿亩耕地红线”约束下每年可供出让的土地数量十分有限,地方政府有动力通过提高土地价格获得更多的土地出让收入,来偿还高铁建设产生的债务。另外,高铁具有较为明显的网络效应,开通高铁后,高铁城市与其他节点城市之间的可达性得到极大提升,这相当大地提高了节点城市的区位优势。通勤时间的节约,促进城际资源转移、人口迁移和劳动力流动。根据新经济地理学理论,高铁网络可能增强沿线中心城市的“向心力”,使资源更多地向发达的中心城市集聚,提高中心城市的土地和房产需求,从而推高中心城市的地价和房价水平,也有可能通过“分散力”促使资源更多地往沿线欠发达的外围城市转移,从而提高外围城市的地价和房价。基于以上分析,提出本文第一个理论假说。

假说H₁:开通高铁有助于推动沿线城市的地价和房价上涨。

土地具备生产品和投资品的双重属性。就生产品属性而言,土地是企业进行生产活动的重要投入要素,是企业生产成本的重要构成部分;就投资品属性而言,土地供给的政府垄断决定了土地是一项优质的投资品,企业可以将所购买的土地作为一项资产使用权“抵押品”抵押给银行,获取更多的银行贷款,这有助于企业破解融资约束,进行规模上的扩张和更多的投资活动(陈金至、范志勇,2020;闫昊生、孙久文,2020)。企业购得土地,还可能获得未来土地价格上涨带来的土地溢价收益。同样地,房产也具有投资品和消费品的双重属性,作为投资品,一般认为房产具有保值、增值功能,企业可以将所拥有的房产作为资产抵押品,抵押给银行以获得银行贷款,而作为消费品,住宅房产可以满足人的基本居住需要。

土地和房产的双重属性决定了地价和房价上升对城市制造业集聚具有双重影响。城市地价上升直接提高了企业用地、用房成本,压缩了企业生产的利润空间,而土地作为房地产开发的一项重要成本,决定了地价与房价具有较强的联动效应,地价上升往往伴随着房价上涨(赵凯、刘成坤,2018)。房价上升则直接提高了城市的生活成本,增加了地区劳动力的生活负担,而通过工资诉求,最终将转嫁到企业身上(唐宇娣等,2020),地价和房价上涨产生的显性“成本效应”将抑制制造业集聚。城市地价和房价上涨还会引发“替代效应”,这种替代效应是指地价和房价上升会吸引企业将更多的资源配置到房地产领域,从而挤出了企业的生产性投资活动(唐宇娣等,2020)。同时,由于土地和房产均具有投资品属性,地价和房价上升也提高了企业原有土地和房产的抵押价值(冯繁、孙晖,2021),从而使企业得以获得更多的资金用于新的生产性投资活动,进而有利于制造

业集聚。

产业空间分布是微观企业投资活动的宏观体现。正如上文所述,地价和房价上涨对企业成本的影响主要体现在用地、用房成本和用工成本上,当一个城市地价和房价基数比较低时,一定程度的地价和房价上涨对企业用地、用房成本影响较小,此时地价和房价上涨也不会对劳动力生活成本产生很大的影响,进而不会影响到企业的用工成本,而土地和房产所具有的投资品属性,使得此时地价和房价上涨并不会抑制企业投资,甚至会促进企业的投资活动。相反地,当地价和房价基数比较高时,地价和房价继续上涨会对企业成本构成较大的影响,土地和房产价格较高时,地价和房价继续上涨将大幅增加企业的生产成本,高地价和高房价情况下,地价和房价的继续上涨也会大幅提高劳动力的生活成本,通过工资诉求,最终会转嫁到企业身上。虽然作为投资品,高房价和地价使企业所拥有的土地和房产抵押价值更大,进而可以从银行获得更多贷款,但当地价和房价水平较高,企业获得的收益无法弥补高地价和高房价带来的成本时,地价和房价继续上涨将抑制企业在本地的投资活动,而是转移到地价和房价水平较低的城市。基于以上分析,本文提出第二个理论假说。

假说 H_2 : 地价和房价与制造业集聚之间存在非线性关系。

交通基础设施对经济活动的空间影响具有一定的复杂性。根据新经济地理学理论,由于存在“冰山成本”,厂商通常更倾向于往具有较大市场规模的发达城市集中,这种“集聚力”将吸引企业由欠发达城市向发达城市集聚;同时,发达城市较高的房价、地价及其他成本因素产生的“市场拥挤效应”,也会抑制企业向经济密度较大的发达城市集中,使其由发达城市往欠发达城市扩散,这种力量新经济地理学称之为“分散力”。而当城市的集聚力大于分散力时,会发生经济活动的空间集聚;如果集聚力小于分散力,则会发生经济活动的空间分散。高铁开通带来的运输效率的极大提升,有助于降低“冰山成本”进而有利于区域间经济要素流动,而区域间经济要素流动也将影响城市经济要素价格,进而影响制造业的空间集聚。

上文的理论分析中,我们认为高铁开通将会对沿线城市的地价和房价产生积极影响,而这也得到众多文献的验证。如 Chen 和 Haynes(2015) 基于京沪高铁沿线 22 个城市 1016 个住房社区数据的研究发现,高铁可达性对沿线城市房价有非常显著的影响。Wang 等(2018) 以中国的江苏省为研究样本,考察了高铁开通对商业用地的土地交易量和土地价格的影响,发现高铁开通对站点城市商业用地交易量和交易价格均有积极影响。Huang 和 Du(2021) 基于中国土地交易数据的研究发现高铁对土地价格有积极影响。但是,以省会城市、计划单列市和副省级城市为代表的发达城市,其本身地价和房价水平要高于其他城市,这使得高铁开通对地价和房价的拉升作用可能对以上两类城市的制造业集聚有不同影响。对于地价和房价处于较高水平的沿线发达城市而言,高铁开通推高城市地价和房价水平将显著提升本地企业的用地、用房成本,强化城市的“市场拥挤效应”,进而抑制高铁对制造业集聚的正向影响。而对于地价和房价处于较低水平的沿线欠发达城市而言,高铁开通推动的地价和房价上升所带来的成本效应要明显低于沿线发达城市,且对企业用地、用房成本的提升效应较小,并不会对“市场拥挤效应”产生明显的强化作用,而土地和房产本身所具有投资品属性,意味着高铁开通带来的地价和房价上升反而有助于提升沿线欠发达城市的制造业集聚水平。基于以上分析,本文提出第三个和第四个理论假说。

假说 H_3 : 高铁开通将促使制造业更多地向沿线欠发达城市集聚。

假说 H_4 : 地价和房价对高铁的制造业集聚效应存在非线性的调节作用,当地价和房价处于较

低水平时,地价和房价上升有助于发挥高铁的制造业集聚效应,但过高的地价和房价对高铁的制造业集聚效应产生显著的抑制作用。

三、计量模型与数据说明

(一) 计量模型

本文运用多期双重差分模型,对上文提出的理论假说进行验证。首先,我们建立以下计量模型验证高铁开通对制造业集聚的影响:

$$\ln LQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 After_{it} \times HSR_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

并通过以下模型验证高铁开通对地价和房价的影响:

$$\ln lp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 After_{it} \times HSR_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln hp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 After_{it} \times HSR_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, HSR_{it} 为高铁城市虚拟变量,如果在考察期 i 城市开通了高铁,则 HSR_{it} 取值为 1,否则取值为 0; $After_{it}$ 为高铁开通时间虚拟变量,高铁通车后设为 1,高铁开通前设为 0;交互项 $HSR_{it} \times After_{it}$ 为本文的核心解释变量; $\ln lp_{it}$ 为城市地价水平的对数,我们通过计算各城市国有建设用地出让成交价款与国有建设用地出让面积之比得到各城市土地出让平均价格,来表征城市的综合地价水平; $\ln hp_{it}$ 为城市房价水平的对数,我们用城市商品房销售价格的对数表示城市的房价水平。 $Control_{it}$ 为控制变量,具体包括:生产性服务业发展水平($\ln Ser_{it}$)、产业结构($Indus_{it}$)、政府干预(Gov_{it})、城市化水平($Urban_{it}$)和市场需求($\ln Cv_{it}$)等。其中,生产性服务业发展水平($\ln Ser_{it}$)用生产性服务业就业人数占总就业人数比重的对数表示;产业结构($Indus_{it}$)用第二产业产值占 GDP 的比重表示;政府干预(Gov_{it})用政府支出占 GDP 的比重来衡量;城市化水平($Urban_{it}$)用非农业人口占地区总人口的比重表示;市场需求($\ln Cv_{it}$)用社会消费品零售总额的对数表示。以上模型中 μ_i 为城市固定效应, λ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

在此基础上,借鉴李雪松和孙博文(2017)、杨栩和廖珊(2018)的做法,进一步通过构建如下计量模型(4)和(5)来验证上文中提出的假说 H_4 :

$$\begin{aligned} \ln LQ_{it} = & \varphi_0 + \varphi_1 After_{it} \times HSR_{it} + \varphi_2 \ln lp_{it} + \varphi_3 \ln lp_{it}^2 + \varphi_4 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln lp_{it} + \\ & \varphi_5 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln lp_{it}^2 + \eta Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \ln LQ_{it} = & \varphi_0 + \varphi_1 After_{it} \times HSR_{it} + \varphi_2 \ln hp_{it} + \varphi_3 \ln hp_{it}^2 + \varphi_4 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln hp_{it} + \\ & \varphi_5 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln hp_{it}^2 + \eta Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

以上模型中, $\ln LQ_{it}$ 为城市 i 在 t 时期的制造业区位熵取对数,本文借鉴 Sun 等(2017)、Shao 等(2017)类似的做法,用区位熵(LQ_{it})作为衡量城市制造业集聚的指标,区位熵具体计算公式为:

$$LQ_{it} = \frac{Muemploy_{it}/Employ_{it}}{Muemploy_{all,t}/Employ_{all,t}} \quad (6)$$

其中, $Muemploy_{it}$ 表示城市 i 在 t 时期的制造业就业人数, $Employ_{it}$ 表示城市 i 在 t 时期的就业人数, $Muemploy_{all,t}$ 表示在 t 时期的全国制造业就业人数, $Employ_{all,t}$ 表示在 t 时期的全国总就业人数。

(二) 数据说明

本文涉及制造业的数据来源于国家统计局公布的 2004—2013 年中国工业企业数据库,由于本文采用的数据集在考察期发生了国民经济行业分类标准变更的情况,其中 2004—2012 年数据行业分类主要依据 2002 年版的国民经济行业分类标准(GB/T 4754—2002),基本保持不变,但 2013 年中国工业企业数据库行业分类采用了 2011 年版的国民经济行业分类标准,对此我们进行了二位数行业的匹配,统一了两者的差异,使得数据具备连贯性和可比性。高铁变量数据来源于“极品列车时刻表”,“极品列车时刻表”提供了如列车类型、出发站、终点站、出发时间、到达时间等详细的铁路列车出行信息,参考已有研究的通常做法,本文将高铁定义为以 G(高铁列车)、D(动车组列车)和 C(城际列车)等开头的铁路列车,如果一个城市拥有高铁停靠点,则视为开通了高铁。房价数据来源于 CIEC 数据库,土地价格数据来源于 EPS 全球统计数据及分析平台中的中国国土资源数据库。控制变量数据来源于《中国城市统计年鉴》和各省份的统计年鉴。选取数据时间段为 2004—2013 年,考察的城市样本总数为 2200 个,本文中凡涉及价值的变量均按照 2004 年的物价指数进行转换,将名义值转换为以 2004 年为基期的实际值。各变量的描述性统计如表 1 所示,其中 $\ln LQ$ 的最小值为 -2.148,最大值为 3.048,标准差为 1.040,说明城市间制造业集聚差异较大; $\ln lp$ 的最小值为 3.905,最大值为 8.021,标准差为 0.758,而 $\ln hp$ 的最小值为 6.825,最大值为 9.385,标准差为 0.495,说明城市之间的地价和房价差异也较大。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln LQ$	2200	0.024	1.040	-2.148	3.048
HSR	2200	0.187	0.390	0	1
$\ln lp$	2118	5.911	0.758	3.905	8.021
$\ln hp$	2095	7.806	0.495	6.825	9.385
$Indus$	2150	0.451	0.133	0.086	0.844
$\ln Ser$	2197	-2.257	0.353	-3.146	-1.426
Gov	2199	0.134	0.056	0.053	0.343
$Urban$	2160	0.600	0.327	0.114	1
$\ln Cv$	2200	14.807	1.063	11.367	18.243

四、实证分析

(一) 开通高铁对制造业集聚的影响

首先,对模型(1)进行回归分析,表 2 报告了回归结果,表中第(1)、(2)列分别报告了在未加入控制变量和加入控制变量后全样本的回归结果,无论是否加入控制变量,核心解释变量 $After \times HSR$ 的系数均为正,且至少在 5% 的水平下显著,表明高铁开通在整体上促进了城市制造业集聚。为了比较发达城市和欠发达城市高铁的制造业集聚效应的差异,我们对样本城市进行区分,基于稳健性考虑,我们进行了两种分类。第一种是按照城市等级分类,以是否为省会城市、副省级城市和计划单列市为划分标准,将样本城市划分为发达城市和欠发达城市,并通过虚拟变量 $CITY_DEP_1$

进行区分,当样本城市为省会城市、副省级城市和计划单列市时,将其设为 1,否则设为 0。 $CITY_DEP_1$ 与高铁变量 $After \times HSR$ 的交互项 ($After \times HSR \times CITY_DEP_1$) 的系数则为两类城市间的高铁效应差异。第二种是按照城市地区生产总值分类,将考察期内地区生产总值 (GDP) 的均值进行排序,以中位数为标准,将 GDP 均值高于中位数的城市定义为发达城市,相反则定义为欠发达城市,并用虚拟变量 $CITY_DEP_2$ 进行区分,当样本城市地区生产总值的均值大于中位数时,将其设为 1,否则设为 0,相似地, $CITY_DEP_2$ 与高铁变量 $After \times HSR$ 的交互项 ($After \times HSR \times CITY_DEP_2$) 的系数则为不同城市间的高铁效应差异。

表 2 的第 (3) ~ (6) 列报告了区分城市类型的回归结果,各列中 $After \times HSR$ 的系数均显著为正, $After \times HSR \times CITY_DEP_1$ 和 $After \times HSR \times CITY_DEP_2$ 的系数均显著为负。第 (4)、(6) 列的回归结果显示,开通高铁后,与沿线欠发达城市相比,沿线发达城市的制造业集聚水平分别减少了 0.327 个单位和 0.410 个单位,且这些差异均在 1% 的水平下显著。这说明高铁的集聚效应主要体现在对沿线欠发达城市的制造业集聚水平的积极影响上,相比于沿线欠发达城市,高铁开通反而抑制了沿线发达城市的制造业集聚,假说 H_3 得到验证。

表 2 开通高铁对制造业集聚的影响回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$After \times HSR$	0.074 ** (0.032)	0.087 *** (0.033)	0.293 *** (0.046)	0.286 *** (0.047)	0.176 *** (0.034)	0.178 *** (0.035)
$After \times HSR \times CITY_DEP_1$			-0.347 *** (0.054)	-0.327 *** (0.055)		
$After \times HSR \times CITY_DEP_2$					-0.475 *** (0.063)	-0.410 *** (0.066)
$\ln Ser$		0.402 *** (0.077)		0.404 *** (0.076)		0.392 *** (0.076)
$Indus$		0.010 *** (0.003)		0.011 *** (0.002)		0.010 *** (0.002)
$Urban$		0.342 *** (0.082)		0.303 *** (0.081)		0.230 *** (0.083)
$\ln Cv$		0.140 ** (0.061)		0.145 ** (0.060)		0.146 ** (0.060)
Gov		1.638 *** (0.427)		1.230 *** (0.429)		1.405 *** (0.425)
_cons	0.010 (0.010)	-2.044 ** (0.917)	0.013 (0.010)	-2.045 ** (0.909)	0.012 (0.010)	-2.021 ** (0.908)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2200	2107	2200	2107	2200	2107
R^2	0.877	0.882	0.880	0.884	0.881	0.884

注:括号内为稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

(二) 高铁对制造业集聚影响空间异质性的地价和房价效应检验

上文回归结果表明高铁的制造业集聚效应呈现出明显的空间异质性,那么为什么会呈现这种空间异质性?这部分我们基于前文的理论分析,通过验证高铁开通对沿线城市地价和房价的影响,以及地价和房价与高铁集聚效应关系的实证分析,对这一问题进行细致解答。表3报告了回归结果。表中第(1)、(4)列分别报告了高铁对地价和房价的影响效应,可以看出两列中高铁变量 $After \times HSR$ 的系数均为正,且在1%的水平下显著,说明高铁开通有助于提高沿线城市的房价和地价水平,这与以往的研究文献一致,验证了前文的理论假说 H_1 。第(2)、(5)列分别报告了地价、房价与制造业集聚的非线性关系,在第(2)列中我们以制造业区位熵为被解释变量,加入高铁变量、地价对数的一次项和二次项以及控制变量,并控制了年份固定效应和城市固定效应,回归结果显示,高铁变量的系数显著为正,地价对数一次项系数显著为正,而二次项系数显著为负,说明地价与制造业集聚之间呈“倒U型”关系。当地价处于较低水平时,地价上涨有助于促进制造业集聚;而当地价处于较高水平,超过临界值($\ln lp = 5.840$)时,地价的进一步上升将对制造业集聚产生显著的抑制效应。在第(5)列中,我们采用同样的方法,加入房价对数的一次项和二次项,回归结果显示,房价对数的一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,说明房价与制造业集聚也呈“倒U型”关系。当房价水平较低时,房价一定程度的上升有助于促进制造业集聚;而当房价处于较高水平,超过临界值($\ln hp = 8.302$)时,房价的上升将不利于制造业集聚。假说 H_2 得证。

为了考察地价和房价对高铁的制造业集聚效应的影响,我们在第(2)列的基础上加入高铁变量与地价对数一次项、高铁变量与地价对数二次项的交互项进行进一步回归,第(3)列报告了回归结果,可以看出高铁变量系数依然为正,而高铁与地价对数一次项的乘积形成的交互项的系数显著为正,高铁与地价对数二次项的乘积形成的交互项的系数显著为负。同样地,我们在第(5)列的基础上分别加入高铁变量与房价对数一次项、二次项的交互项进行回归也得到相似的结果,说明地价和房价确实是影响高铁的制造业集聚效应的重要因素。当地价和房价处于较低水平时,高铁推动的地价和房价上升有助于促进高铁制造业集聚效应的发挥;而当地价和房价处于较高水平时,高铁推动的地价和房价上升则会抑制高铁的制造业集聚效应。至此前文的理论假说 H_4 成立,即地价和房价对高铁的制造业集聚效应起到非线性的调节作用。

那么表3的回归结果能否解释表2所展示的高铁的制造业集聚效应主要体现于对沿线欠发达城市制造业集聚的积极影响上,而相比于沿线欠发达城市,高铁开通反而抑制了沿线发达城市的制造业集聚水平的实证结论呢?为此,我们计算出考察期省级城市、副省级城市和计划单列市所代表的发达城市地价均值($\ln lp = 6.658$)和房价均值($\ln hp = 8.394$)均位于临界值右侧,而考察期欠发达城市的地价均值($\ln lp = 5.798$)和房价均值($\ln hp = 7.714$)均位于临界值左侧。由于欠发达城市的地价和房价水平位于临界值左侧,地价和房价上升有助于高铁的制造业集聚效应的发挥,而发达城市的地价和房价水平位于临界值右侧,地价和房价处于较高水平时,地价和房价上升对高铁的制造业集聚效应发挥起到明显的抑制作用,因此,地价和房价与制造业集聚的非线性关系是造成发达城市和欠发达城市高铁的制造业集聚效应异质性的重要原因。

表3 高铁影响制造业集聚的地价和房价效应检验

变量	$\ln lp$	$\ln LQ$	$\ln LQ$	$\ln hp$	$\ln LQ$	$\ln LQ$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$After \times HSR$	0.138 *** (0.035)	0.105 *** (0.033)	0.140 *** (0.036)	0.030 *** (0.010)	0.131 *** (0.033)	0.145 *** (0.035)

续表 3

变量	$\ln lp$	$\ln LQ$	$\ln LQ$	$\ln hp$	$\ln LQ$	$\ln LQ$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln lp$		0.292 *** (0.093)	0.086 (0.100)			
$\ln lp^2$		-0.025 *** (0.008)	-0.003 (0.009)			
$After \times HSR \times \ln lp$			0.187 *** (0.044)			
$After \times HSR \times \ln lp^2$			-0.030 *** (0.006)			
$\ln hp$					3.919 *** (0.538)	2.763 *** (0.698)
$\ln hp^2$					-0.236 *** (0.035)	-0.160 *** (0.045)
$After \times HSR \times \ln hp$						0.161 ** (0.070)
$After \times HSR \times \ln hp^2$						-0.020 ** (0.008)
$\ln Ser$	0.446 *** (0.042)	0.380 *** (0.078)	0.370 *** (0.077)	0.075 *** (0.024)	0.403 *** (0.077)	0.401 *** (0.077)
$Indus$	0.011 *** (0.001)	0.010 *** (0.003)	0.009 *** (0.003)	0.003 *** (0.001)	0.010 *** (0.003)	0.010 *** (0.003)
$Urban$	-0.502 *** (0.085)	0.346 *** (0.083)	0.255 *** (0.085)	0.092 *** (0.026)	0.214 *** (0.082)	0.184 ** (0.083)
$\ln Cv$	0.406 *** (0.016)	0.137 ** (0.061)	0.130 ** (0.061)	0.018 (0.020)	0.162 *** (0.062)	0.158 ** (0.062)
Gov	1.391 *** (0.285)	1.573 *** (0.434)	1.361 *** (0.432)	0.267 ** (0.134)	0.786 * (0.438)	0.812 * (0.437)
_cons	0.485 (0.299)	-2.889 *** (0.959)	-2.230 ** (0.961)	7.485 *** (0.298)	-18.349 *** (2.278)	-13.898 *** (2.854)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2075	2075	2075	2052	2052	2052
R^2	0.556	0.881	0.882	0.951	0.888	0.889

注:括号内为标准误。

五、稳健性分析

(一) 内生性检验

回归分析的一个关键问题是克服变量的内生性。高铁开通影响制造业集聚,而制造业集聚

也可能影响高铁站点的设置,因为中国高铁线路的形成在很大程度上是依据 2004 年公布的《中长期铁路网规划》和 2008 年公布的《中长期铁路网规划(2008 年调整)》实施建设的。作为高铁建设的纲领性文件,《中长期铁路网规划》提出规划建设“四纵四横”客运专线及经济发达和人口稠密地区的城际客运系统,建立省会城市及大中城市的快速客运通道。这意味着一些集聚着大量就业人口的城市更有可能开通高铁,制造业集聚与高铁开通之间可能存在逆向因果关系造成的内生性问题。这部分我们剔除省级城市、副省级城市和计划单列市样本,并进一步通过采用工具变量法回归对内生性进行处理。有关交通基础设施工具变量的构造,已有文献做了大量的探讨,主要可分为三类:一是利用交通设施的历史路线来寻找随机变量(Duranton 和 Turner, 2012; Baum-Snow 等, 2017; 王春杨等, 2020);二是从历史规划图或规划文本寻找随机变量(Duranton 和 Turner, 2011; 刘冲等, 2020);三是基于地理信息数据寻找工具变量(Faber, 2014; 张梦婷等, 2018; 年猛, 2019)。本文采用王春杨等(2020)、吉赞和杨青(2020)类似的做法,首先从铁路历史线路图中寻找高铁工具变量。具体地,以 1961 年城市是否有火车站($Tran_old$)为基础构造工具变量,如果样本城市在 1961 年拥有火车站则设为 1,否则设为 0,并将其与年份虚拟变量($year$)(2008—2012 年)相乘得到高铁工具变量($Tran_old \times year$)。另外,为了保证结果的稳健性,这部分还基于“最小生成树”方法构造工具变量,进行工具变量法回归。Faber(2014)和张梦婷等(2018)基于“最小生成树”构造高铁工具变量的方法得到学术界的广泛认同,本文直接采用张梦婷等(2018)所构造的工具变量(IV_2)进行两阶段最小二乘法(2SLS)回归。由于其所构造的工具变量取决于地理信息数据,不会随时间而变动,因此,本文选取样本最后一年 2013 年数据对工具变量(IV_2)进行回归。

表 4 报告了回归结果,基于表中第(1)、(3)列回归结果,可以看出无论是从系数符号还是显著性水平,基于 2SLS 估计的回归结果与上文相似,说明即使考虑高铁的内生性问题,本文的实证结论也依然成立。而从表中第(2)、(4)列回归结果可以看出,工具变量对高铁变量的解释度较好。在表 4 的下半部分,我们报告了工具变量法对应的各种检验,Cragg-Donald Wald - F 统计量分别为 178.364 和 110.067,大于 Stock-Yogo 检验(Stock 和 Yogo, 2005)在 10% 水平下的临界值 16.38,拒绝弱工具变量的原假设,第(1)列回归中对应的 Hansen J 统计量对应的 P 值大于 0.1,说明不存在过度识别问题,整体来看本文选取的工具变量比较合理。

表 4 高铁影响制造业集聚的工具变量法估计

变量	1961 年铁路站点为基础构造工具变量		“最小生成树”法构造工具变量	
	第二阶段回归结果	第一阶段回归结果	第二阶段回归结果	第一阶段回归结果
	$\ln LQ$	$After \times HSR$	$\ln LQ$	$After \times HSR$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$After \times HSR$	0.251 *** (0.058)		0.503 *** (0.150)	
$Tran_old \times 2008$		0.854 *** (0.023)		
$Tran_old \times 2009$		0.824 *** (0.024)		

续表 4

变量	1961 年铁路站点为基础构造工具变量		“最小生成树”法构造工具变量	
	第二阶段回归结果	第一阶段回归结果	第二阶段回归结果	第一阶段回归结果
	$\ln LQ$	$After \times HSR$	$\ln LQ$	$After \times HSR$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Tran_old \times 2010$		0.771 *** (0.024)		
$Tran_old \times 2011$		0.639 *** (0.027)		
$Tran_old \times 2012$		0.633 *** (0.028)		
IV_2				0.678 *** (0.046)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2106	2106	214	214
R^2	0.017		0.497	
Cragg-Donald Wald F 统计值	178.364		110.067	
Kleibergen-Paap rk LM 统计值(P 值)	355.459 *** (0.000)		58.355 *** (0.000)	
第一阶段 F 统计值		348.24		208.55
Hansen J 统计值(P 值)	7.247 (0.123)			

注:括号内为标准误。

(二) 平行趋势检验与安慰剂检验

运用多期双重差分模型评估高铁对制造业集聚的影响,必须满足的前提假设之一是开通高铁的城市和未开通高铁的城市在高铁出现之前变化趋势应该一致,也就是必须满足共同趋势假设,两者的变化趋势出现差异只能发生于高铁出现之后,如果高铁出现之前就出现两者变化趋势的差异,那么高铁出现之后表现出的变化趋势差异可能是由其他事件引起的,而并非高铁开通这一事件本身。基于此,这部分采用吉赞和杨青(2020)类似的做法,通过定义高铁开通前后的年份虚拟变量,将其与处理组城市(高铁城市)相乘形成交互项。具体地,我们定义了高铁开通前后的7个年份虚拟变量 $Before_{-4}$ 、 $Before_{-3}$ 、 $Before_{-2}$ 、 $Before_{-1}$ 、 $After_0$ 、 $After_1$ 、 $After_2$,将其与考察期开通高铁的样本城市 HSR 相乘,形成7个交互项虚拟变量,然后将式(1)中的 $After \times HSR$ 替换为上述7个交互项虚拟变量进行回归。回归结果如表5所示,可以看出各列中高铁开通前各年份交互项的系数均不显著,而高铁开通后系数变得显著,说明高铁开通前其他事件并未对制造业集聚产生影响,制造业集聚变化是由高铁开通这一事件导致的。

我们还进一步通过更换高铁开通时点进行安慰剂检验。分别假设高铁开通的时间提前 1 年、2 年、3 年和 4 年,构造伪虚拟变量 $After \times HSR_{-1}$ 、 $After \times HSR_{-2}$ 、 $After \times HSR_{-3}$ 、 $After \times HSR_{-4}$,加入模型中重新回归。从表 5 下半部分回归结果可以看出,伪回归变量 $After \times HSR_{-2}$ 、 $After \times HSR_{-3}$ 、 $After \times HSR_{-4}$ 的系数均不显著,而 $After \times HSR_{-1}$ 的系数也仅在 10% 的水平下显著,说明沿线制造业集聚变化在高铁开通前尚未发生,仅发生在高铁开通后,进一步证实了高铁效应的稳健性。

表 5 平行趋势假设检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\ln LQ$	$\ln LQ$	$\ln LQ$	$\ln LQ$	$\ln LQ$
$HSR \times Before_{-4}$	0.028 (0.052)				
$HSR \times Before_{-3}$	0.026 (0.043)				
$HSR \times Before_{-2}$	0.053 (0.045)				
$HSR \times Before_{-1}$	-0.040 (0.045)				
$HSR \times After_0$	0.113 ** (0.045)				
$HSR \times After_1$	0.123 *** (0.046)				
$HSR \times After_2$	0.164 *** (0.045)				
$After \times HSR_{-1}$		0.055 * (0.033)			
$After \times HSR_{-2}$			0.047 (0.033)		
$After \times HSR_{-3}$				0.038 (0.033)	
$After \times HSR_{-4}$					0.030 (0.033)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
N	1892	2106	2106	2106	2106
R^2	0.902	0.880	0.880	0.880	0.880

注:括号内为标准误。

(三) 延长考察期间

本文采用了中国工业企业数据库微观企业在城市层面的加总数据进行实证分析,限于数据可

得性,本文选取 2004—2013 年作为考察期间进行实证分析,发现高铁在整体上促进了制造业在沿线城市集聚,但这种集聚效应主要体现于对欠发达城市制造业集聚的积极影响上,那么如果更换被解释变量数据来源,延长考察期间,以上结论是否依然成立呢?为此,这部分通过将样本考察期延长至 2017 年,即采用 2004—2017 年数据进行验证。本部分制造业就业数据来源于《中国城市统计年鉴》,2014 年及之后有关高铁开通数据主要从高铁网并结合百度及中国铁道部官网获取,延长考察期间的回归结果如表 6 所示。可以看出各列回归中高铁变量 $After \times HSR$ 的系数为正,且至少通过了 5% 水平的显著性检验,交互项 $After \times HSR \times CITY_DEP_1$ 的系数为负且通过 1% 水平的显著性检验,交互项 $After \times HSR \times CITY_DEP_2$ 的系数在 10% 的水平下显著为负,各控制变量的系数及显著性与表 2 基本一致,说明即使更换了数据来源并延长考察期,本文的实证结论依然稳健,说明高铁的制造业集聚效应确实主要体现于对欠发达城市制造业集聚的正向促进作用上,而相比于沿线欠发达城市,高铁开通后沿线发达城市的制造业集聚水平反而降低了。

表 6 更换数据来源和延长考察期的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$After \times HSR$	0.393 *** (0.027)	0.031 ** (0.014)	0.067 *** (0.016)	0.077 *** (0.015)	0.051 ** (0.021)	0.055 *** (0.020)
$After \times HSR \times CITY_DEP_1$			-0.216 *** (0.028)	-0.236 *** (0.027)		
$After \times HSR \times CITY_DEP_2$					-0.044 * (0.023)	-0.039 * (0.022)
$\ln Ser$		0.231 *** (0.020)		0.259 *** (0.020)		0.236 *** (0.020)
$Indus$		0.006 *** (0.001)		0.006 *** (0.001)		0.006 *** (0.001)
$Urban$		0.001 * (0.001)		0.002 ** (0.001)		0.001 * (0.001)
$\ln Cv$		0.041 *** (0.016)		0.038 ** (0.016)		0.041 *** (0.016)
Gov		0.383 ** (0.163)		0.293 * (0.161)		0.365 ** (0.163)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3913	3794	3913	3794	3913	3794
R^2	0.258	0.900	0.886	0.903	0.884	0.900

注:括号内为稳健标准误。

六、进一步分析:地价、房价效应的传导机制

上文分析了高铁对发达城市和欠发达城市制造业集聚的异质性影响,并重点探讨了地价和房价对高铁影响制造业集聚的非线性调节效应。需要进一步探究的是,地价和房价对高铁影响制造业集聚的“倒 U 型”调节效应到底是通过何种路径实现的?在前文分析中,本文认为当城市的地价

和房价处于高位,企业获得的收益无法弥补高地价和高房价带来的成本时,地价和房价继续上涨将抑制企业在本地的投资活动,促使其转移到地价和房价水平较低的城市。考虑到收益大于成本意味着企业利润为正,而收益小于成本时意味着企业利润为负,那么地价和房价上升对高铁集聚效应的调节作用是否是通过影响企业利润这一路径实现的呢?为此,这部分采用有调节效应的中介效应模型,来进一步分析地价和房价对高铁影响制造业集聚的非线性调节效应的传导机制,具体地,参考温忠麟和叶宝娟(2014)、张祥建等(2015)的做法,以平均营业利润和平均企业总利润为中介变量,通过构建如下计量模型对企业利润中介效应进行检验:

$$\begin{aligned} \ln Mprofit_{it}/\ln Tprofit_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 After_{it} \times HSR_{it} + \alpha_2 \ln hp_{it} + \alpha_3 \ln hp_{it}^2 + \\ & \alpha_4 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln hp_{it} + \alpha_5 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln hp_{it}^2 + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln LQ_{it} = & \delta_0 + \delta_1 After_{it} \times HSR_{it} + \delta_2 \ln hp_{it} + \delta_3 \ln hp_{it}^2 + \delta_4 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln hp_{it} + \\ & \delta_5 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln hp_{it}^2 + \delta_6 \ln Mprofit_{it}/\ln Tprofit_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \ln Mprofit_{it}/\ln Tprofit_{it} = & \beta_0 + \beta_1 After_{it} \times HSR_{it} + \beta_2 \ln lp_{it} + \beta_3 \ln lp_{it}^2 + \\ & \beta_4 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln lp_{it} + \beta_5 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln lp_{it}^2 + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \ln LQ_{it} = & \varphi_0 + \varphi_1 After_{it} \times HSR_{it} + \varphi_2 \ln lp_{it} + \varphi_3 \ln lp_{it}^2 + \varphi_4 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln lp_{it} + \\ & \varphi_5 After_{it} \times HSR_{it} \times \ln lp_{it}^2 + \varphi_6 \ln Mprofit_{it}/\ln Tprofit_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

其中, $\ln Mprofit$ 为平均企业营业利润, $\ln Tprofit$ 为平均企业总利润。表 7 报告了地价和房价调节效应的传导机制。第(1)、(2)列分别报告了以平均企业营业利润和制造业区位熵为被解释变量的回归结果,第(1)列的 $After \times HSR \times \ln lp$ 、 $After \times HSR \times \ln lp^2$ 和第(2)列的 $\ln Mprofit$ 的系数符号及显著性是我们关注的焦点,可以看出第(1)列中 $After \times HSR \times \ln lp$ 和 $After \times HSR \times \ln lp^2$ 的系数分别在 10% 的水平下显著为正和 5% 的水平下显著为负,第(2)列中 $\ln Mprofit$ 的系数在 1% 的水平下显著为正,说明企业营业利润为地价调节效应的中介变量,即当地价比较低时,高铁推动地价上升有助于改善站点城市的企业营业利润,进而有利于高铁集聚效应的发挥;而当地价比较高时,高铁推动的地价上升对沿线站点城市的企业营业利润产生显著的负影响,进而抑制了高铁的制造业集聚效应。第(3)、(4)列报告了房价调节效应的传导机制,回归结果与第(1)、(2)列回归结果相似,即当房价比较低时,高铁推动的房价上升有助于改善站点城市的企业营业利润,进而有利于高铁集聚效应的发挥;而当房价比较高时,高铁推动的房价上升会抑制高铁的制造业集聚效应。第(1)~(4)列的回归结果说明,地价和房价会通过影响企业营业利润这一传导路径对高铁的制造业集聚效应产生影响。第(5)~(8)列用平均企业总利润代替平均企业营业利润变量进行相似的回归检验,结果与第(1)~(4)列的回归结果一致。因此,在发达城市和欠发达城市比较中,高铁带来的制造业集聚效应主要体现在对欠发达城市制造业集聚的积极影响上,而对于沿线发达城市,高铁开通后其制造业集聚水平反而相对下降了,主要是因为发达城市的地价和房价处于比较高的水平,高铁开通推动的地价和房价继续上涨会对企业利润产生显著的抑制效应,进而抑制高铁的制造业集聚效应的发挥;而欠发达城市整体上地价和房价处于较低水平,高铁推动的地价和房价上升并不会对企业利润产生显著的负向影响,反而对企业利润水平的提高有积极影响,因而有助于促进制造业集聚。

表 7 房价和地价调节效应的传导机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\ln Mprofit$	$\ln LQ$	$\ln Mprofit$	$\ln LQ$	$\ln Tprofit$	$\ln LQ$	$\ln Tprofit$	$\ln LQ$
$After \times HSR$	0.061 (0.072)	0.134 *** (0.036)	0.014 (0.072)	0.126 *** (0.036)	0.134 * (0.071)	0.130 *** (0.034)	0.133 * (0.071)	0.120 *** (0.034)
$\ln lp$	0.440 * (0.260)	0.086 (0.131)			-0.529 ** (0.244)	0.087 (0.119)		
$\ln lp^2$	-0.031 (0.022)	-0.004 (0.011)			0.049 ** (0.021)	-0.004 (0.010)		
$After \times HSR \times \ln lp$	0.176 * (0.097)	0.213 *** (0.049)			0.289 *** (0.094)	0.207 *** (0.046)		
$After \times HSR \times \ln lp^2$	-0.030 ** (0.014)	-0.034 *** (0.007)			-0.050 *** (0.014)	-0.033 *** (0.007)		
$\ln Mprofit$		0.038 *** (0.012)		0.041 *** (0.012)				
$\ln hp$			1.555 ** (0.744)	0.248 (0.372)			1.729 ** (0.750)	0.288 (0.362)
$\ln hp^2$			-0.069 (0.048)	0.004 (0.024)			-0.096 ** (0.048)	0.003 (0.023)
$After \times HSR \times \ln hp$			0.301 ** (0.132)	0.331 *** (0.066)			0.201 (0.132)	0.324 *** (0.064)
$After \times HSR \times \ln hp^2$			-0.038 ** (0.016)	-0.041 *** (0.008)			-0.028 * (0.016)	-0.040 *** (0.008)
$\ln Tprofit$						0.065 *** (0.011)		0.064 *** (0.011)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1872	1872	1854	1854	2023	2023	2002	2002
R^2	0.798	0.885	0.802	0.890	0.721	0.886	0.720	0.891

注:括号内为稳健标准误。

七、结论与启示

本文在构建房价和地价影响高铁的制造业集聚效应的理论框架基础上,运用 2004—2013 年中国工业企业微观加总数据匹配以城市面板数据,考察了高铁影响制造业集聚空间异质性及其形成的作用机制。本文研究发现:从整体上看,高铁开通显著促进了制造业集聚,但这种集聚效应更多地体现于对沿线欠发达城市制造业集聚的积极影响上,相比于沿线欠发达城市,高铁开通后沿线发达城市的制造业集聚水平反而降低了。地价和房价是影响高铁的制造业集聚效应的重要因素,当地价和房价处于较低水平时,高铁推动的地价和房价的上升有助于促进高铁的制造业集聚效应发挥,但当地价和房价处于较高水平时,高铁推动的地价和房价上升将对其制造业集聚效应产生显著的抑制作用。目前发达城市房价水平明显高于欠发达城市,导致高铁开通后制造业更多地向沿线欠发达城市集聚。地价和房价对高铁影响制造业集聚的非线性调节效应是通过企业利润传

导路径实现的,具体而言,当地价和房价处于比较低水平时,高铁推动的地价和房价上升对当地企业利润有积极作用,进而促进了其他地区制造业往该地区集聚;而当地价和房价处于较高水平时,高铁推动的地价和房价的继续上升对当地企业利润的提升有显著的负向影响,进而抑制了制造业在该地区集聚。在研究结论基础上,本文得出如下政策建议。

第一,要进一步完善高速铁路网络。推进高铁服务供给规模扩张和结构优化,充分发挥高铁对制造业空间分布的重塑功能,缩小地区间制造业发展的差距。在进行高铁规划建设时,应充分考虑高铁的空间分布效应,在减少重复建设的同时,推进高铁网络更多地向欠发达城市延伸,让更多的中西部城市接入高铁网络,尽可能实现高铁服务供给的区域协调发展。在加强高铁建设、优化高铁服务供给结构的同时,须进一步加强相关政策配套,通过制定产业政策和营造良好的制度环境,引导制造业更多地向欠发达城市集聚。

第二,要正视地价和房价等的过度上涨对城市吸引企业集聚的负面影响。较低的地价和房价水平是欠发达城市吸引制造业集聚的重要因素。高铁开通会对沿线城市的地价和房价产生显著的正向冲击,推动沿线城市地价和房价的上升,在此过程中沿线城市应该预防地价和房价过度上涨可能给企业带来的成本压力,积极做好房地产市场的宏观调控,降低地价和房价等过度上涨对本地制造业带来的负面冲击。

第三,欠发达城市要充分利用好开通高铁的契机,加强与发达城市在经济、文化、教育和科技等各领域的交流与合作,在利用好地价和房价较为便宜的比较优势基础上,努力营造良好的制度环境,吸引制造业集聚。同时加强产业规划和布局,努力实现与发达城市在产业发展上的错位互补,使自身的比较优势得到更好的发挥。

参考文献:

1. 陈金至、范志勇:《低地价引资增加了工业产值吗——基于土地抵押贷款视角》,《经济理论与经济管理》2020年第6期。
2. 董艳梅、朱英明:《高铁建设的就业效应研究——基于中国285个城市倾向匹配倍差法的证据》,《经济管理》2016年第11期。
3. 冯粲、孙晖:《房价水平对企业创新研发支出的影响机制》,《财经理论与实践》2021年第2期。
4. 吉赞、杨青:《高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究》,《世界经济》2020年第2期。
5. 李刚、谢晓玲、袁钢:《沿线工业园区拔地而起武广高铁提速产业转移》,中国新闻网,2012年1月16日。
6. 李雪松、孙博文:《高铁开通促进了地区制造业集聚吗?——基于京广高铁的准自然试验研究》,《中国软科学》2017年第7期。
7. 刘冲、吴群峰、刘青:《交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角》,《经济研究》2020年第7期。
8. 卢福财、詹先志:《高速铁路对沿线城市工业集聚的影响研究——基于中部城市面板数据的实证分析》,《当代财经》2017年第11期。
9. 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》,《财贸经济》2019年第8期。
10. 唐宇娣、朱道林、程建、李瑶瑶、宋洋:《差别定价的产业用地供应策略对产业结构升级的影响——基于中国277个城市的实证分析》,《资源科学》2020年第3期。
11. 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》,《中国工业经济》2020年第12期。
12. 王鹏、李彦:《高铁对城市群经济集聚演化的影响——以中国三大城市群为例》,《城市问题》2018年第5期。
13. 温忠麟、叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》2014年第5期。
14. 闫昊生、孙久文:《土地价格与企业创新——来自微观数据的证据》,《经济理论与经济管理》2020年第4期。
15. 杨栩、廖姗:《环境伦理与新创企业绿色成长的倒U型关系研究》,《管理学报》2018年第7期。
16. 叶德珠、潘爽、武文杰、周浩:《距离、可达性与创新——高铁开通影响城市创新的最优作用半径研究》,《财贸经济》2020年第2期。
17. 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》,《中国工业经济》2018年第5期。
18. 张祥建、徐晋、徐龙炳:《高管精英治理模式能够提升企业绩效吗?——基于社会连带关系调节效应的研究》,《经济研究》

2015 年第 3 期。

19. 赵凯、刘成坤：《住房价格、土地价格与地方政府行为》，《统计研究》2018 年第 10 期。
20. 周玉龙、杨继东、黄阳华、Geoffrey J. D. Hewings：《高铁对城市地价的影响及其机制研究——来自微观土地交易的证据》，《中国工业经济》2018 年第 5 期。
21. 朱文涛：《高铁服务供给对省域制造业空间集聚的影响研究》，《产业经济研究》2019 年第 3 期。
22. 朱文涛、顾乃华：《高铁可达性、空间溢出效应与制造业集聚》，《首都经济贸易大学学报》2020 年第 5 期。
23. Andersson, D. E. , Shyr, O. F. , & Fu, J. , Does High-speed Rail Accessibility Influence Residential Property Prices? Hedonic Estimates from Southern Taiwan. *Journal of Transport Geography*, Vol. 18, No. 1, 2010, pp. 166 – 174.
24. Baum-Snow, N. , Brandt, L. , Henderson, J. V. , Turner, M. A. , & Zhang, Q. , Roads, Railroads, and Decentralization of Chinese Cities. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 99, No. 3, 2017, pp. 435 – 448.
25. Bowen, S. , Haitao, Y. , Zhong-Ren, P. , & Ya, G. , High-Speed Rail and Manufacturing Agglomeration: Evidence from Beijing-Guangzhou High-Speed Rail in China. *Transportation Research Record*, Vol. 2606, No. 1, 2017, pp. 86 – 95.
26. Chad, C. , & Mary, E. G. , Railroad Development and Land Value. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 16, No. 2, 1998, pp. 191 – 204.
27. Chen, J. , High-speed Rail and Energy Consumption in China: The Intermediary Roles of Industry and Technology. *Energy*, Vol. 230, 2021, p. 120816.
28. Chen, Z. , & Haynes, K. E. , Impact of High Speed Rail on Housing Values: An Observation from the Beijing-Shanghai Line. *Journal of Transport Geography*, Vol. 43, 2015, pp. 91 – 100.
29. Christophe, B. , Sylvie, B. , & Marie, D. , Does High Speed Rail Affect the Behaviour of Firms Located in Districts around Central Stations? The Results of Two Surveys Conducted in Reims in 2008 and 2014. *Transportation Research Procedia*, Vol. 25, 2017, pp. 3017 – 3034.
30. Dai, X. , Xu, M. , & Wang, N. , The Industrial Impact of the Beijing-Shanghai High-speed Rail. *Travel Behaviour and Society*, Vol. 12, 2018, pp. 23 – 29.
31. Duranton, G. , & Turner, M. A. , Urban Growth and Transportation. *The Review of Economic Studies*, Vol. 79, No. 4, 2012, pp. 1407 – 1440.
32. Duranton, G. , & Turner, M. A. , The Fundamental Law of Road Congestion: Evidence from US Cities. *American Economic Review*, Vol. 101, 2011, pp. 2616 – 2652.
33. Faber, B. , Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System. *The Review of Economic Studies*, Vol. 81, No. 3, 2014, pp. 1046 – 1070.
34. Ghebreegzabihier, D. , Eric, P. , & Piet, R. , The Impact of Railway Stations on Residential and Commercial Property Value: A Meta-analysis. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 35, No. 2, 2007, pp. 161 – 180.
35. He, S. Y. , Regional Impact of Rail Network Accessibility on Residential Property Price: Modelling Spatial Heterogeneous Capitalisation Effects in Hong Kong. *Transportation Research Part A*, Vol. 135, 2020, pp. 244 – 263.
36. Huang, Z. , & Du, X. , How Does High-speed Rail Affect Land Value? Evidence from China. *Land Use Policy*, Vol. 101, 2021, p. 105068.
37. Meng, X. , Lin, S. , & Zhu, X. , The Resource Redistribution Effect of High-speed Rail Stations on the Economic Growth of Neighbouring Regions: Evidence from China. *Transport Policy*, Vol. 68, 2018, pp. 178 – 191.
38. Shao, S. , Tian, Z. , & Yang, L. , High Speed Rail and Urban Service Industry Agglomeration: Evidence from China's Yangtze River Delta Region. *Journal of Transport Geography*, Vol. 64, 2017, pp. 174 – 183.
39. Stock, J. H. , & Yogo, M. , Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. NBER Technical Working Papers, Vol. 14, No. 3, 2005, pp. 80 – 108.
40. Sun, B. , Yu, H. , Peng, Z. , & Gao, Y. , High-Speed Rail and Manufacturing Agglomeration. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, Vol. 2606, No. 1, 2017, pp. 86 – 95.
41. Tao, R. , Su, F. , Liu, M. , & Cao, G. , Land Leasing and Local Public Finance in China's Regional Development: Evidence from Prefecture-level Cities. *Urban Studies*, Vol. 47, No. 10, 2010, pp. 2217 – 2236.
42. Wang, H. , Wang, L. , Su, F. , & Tao, R. , Rural Residential Properties in China: Land Use Patterns, Efficiency and Prospects for Reform. *Habitat International*, Vol. 36, No. 2, 2012, pp. 201 – 209.
43. Wang, L. , Yuan, F. , & Duan, X. , How High-speed Rail Service Development Influenced Commercial Land Market Dynamics:

A Case Study of Jiangsu Province, China. *Journal of Transport Geography*, Vol. 72, 2018, pp. 248 – 257.

44. Willigers, J. , & van Wee, B. , High-speed Rail and Office Location Choices. A Stated Choice Experiment for the Netherlands. *Journal of Transport Geography*, Vol. 19, No. 4, 2011, pp. 745 – 754.

45. Wu, J. , Nash, C. , & Wang, D. , Is High Speed Rail an Appropriate Solution to China's Rail Capacity Problems? *Journal of Transport Geography*, Vol. 40, 2014, pp. 100 – 111.

46. Xiao, F. , Zhou, Y. , Deng, W. , & Gu, H. , Did High-speed Rail Affect the Entry of Automobile Industry Start-ups? Empirical Evidence from Guangdong Province, China. *Travel Behaviour and Society*, Vol. 19, 2020, pp. 45 – 53.

Spatial Heterogeneity of High-Speed Rail and Manufacturing Agglomeration

ZHU Wentao (Jimei University, 361021)

GU Naihua (Jinan University, 510632)

LIU Sheng (Guangdong University of Foreign Studies, 510006)

Abstract : This paper establishes a theoretical analysis framework for the relationship between land and housing prices and the manufacturing agglomeration effect of high-speed rail. Based on the framework, this paper explores the impact of high-speed rail on land and housing prices and manufacturing agglomeration, as well as the moderating effect of land and housing prices in the impact of high-speed rail over manufacturing agglomeration by using the aggregated data of Chinese manufacturing enterprises during the period 2004 – 2013, the urban panel data, and the multiple-phase double-differential model. It further probes into the transmission path of the nonlinear moderating effect of land and housing prices in the impact of high-speed rail over manufacturing agglomeration. Results of this study show that: (1) The manufacturing agglomeration effect of high-speed rail is mainly reflected in the positive impact on manufacturing agglomeration in less developed cities along the line. Upon the opening of a high-speed rail line, the manufacturing agglomeration level of less developed cities along the line has risen to a certain extent relative to that of developed cities. (2) The opening of a high-speed rail line produces a significant positive impact on land and housing prices of cities along the line; land and housing prices are important factors causing the difference in the agglomeration effect of high-speed rail among cities; there exists an inverted U-shaped moderating effect between land and housing prices and the manufacturing agglomeration effect of high-speed rail and such effect is produced mainly through the impact of land and housing prices on corporate profits; (3) For cities with lower land and housing prices, the rise in land and housing prices caused by the opening of a high-speed rail line will attract manufacturing agglomeration by producing a positive impact on corporate profits. However, when the level of land and housing prices becomes too high and exceeds the critical value, the increase in land and housing prices brought about by the opening of a high-speed rail line will make a significant negative impact on corporate profits, thus inhibiting the local agglomeration of the manufacturing industry. The empirical conclusions of this paper remain valid after being subject to multiple robustness tests.

Keywords: High Speed Rail, Land Price, Housing Price, Manufacturing Agglomeration, Spatial Heterogeneity

JEL: R41, C4, O18

责任编辑: 静 好