

# 高铁服务供给对省域制造业空间集聚的影响研究

朱文涛

(集美大学 财经学院, 福建 厦门 361021)

**摘要:** 基于 2008—2013 年中国工业企业数据库微观制造业企业数据, 运用 EG 指数法测算了中国 30 个省份在县级层面的制造业平均集聚程度, 结果显示: 从 30 个省份制造业平均集聚程度走势来看, 2009 年左右中国制造业整体空间集聚程度呈现逐年下降特征, 空间扩散态势明显, 但具有省际异质性特征; 在测度中国各省份制造业分行业集聚程度基础上, 通过手工收集各省份高铁日出行频次数据, 运用 GMM 估计方法实证检验了高铁服务供给对省域制造业空间集聚的影响, 实证结果显示, 从整体上看, 高铁服务供给的增加对制造业空间集聚起到显著的抑制作用, 促进了制造业的空间分散; 进一步通过分行业考察发现, 高铁服务供给对技术密集型制造业行业空间集聚的负向影响, 大于劳动密集型和资本密集型制造行业。通过分时段回归和替换核心解释变量对实证结论进行稳健性测试, 发现结论依然成立。

**关键词:** 高铁服务; EG 指数; 空间集聚; 工具变量; 制造业; 空间扩散

**中图分类号:** F062.9    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1671-9301(2019)03-0027-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.03.003

## 一、引言

改革开放 40 年来, 我国各地区制造业都获得了较大的发展, 但空间分布极不平衡。制造业高度集中于中心城市和经济发达的东部沿海地区, 而外围城市和经济欠发达的内陆地区, 则普遍面临制造业份额偏低、集聚效应和规模效应无法充分实现的发展困境。制造业发展的空间失衡, 带来区域间经济发展差距持续扩大, 已成为制约我国经济高质量发展的重要因素。因此, 在推进我国经济由高速增长向高质量发展转型, 实现经济发展动能转换过程中, 必须更为关注制造业区域协调发展问题。

2007 年 4 月 18 日时速 200 公里的“和谐号”动车组列车(D460)从上海驶向苏州, 拉开了中国高铁建设和运行的序幕, 中国进入了高铁建设的黄金时期, 仅 2008—2014 年间就有超过 40 条高铁客运专线实现通车运营, 截至 2017 年底, 全国高速铁路运营里程已达到 2.5 万公里, 占到全球高铁运营总里程的 65% 以上<sup>①</sup>。日益完善的高铁网络极大地改善了我国跨省区、跨市区的交通条件, 出行时间极大节约带来的时空压缩效应, 正深刻改变着中国城市的竞争格局。根据新经济地理学观点, 交通基础设施对产业空间分布具有两方面的影响: 一是交通基础设施完善带来的运输成本下降, 可能促使生产要素加速向发达的中心地区集中, 从而引起产业更多地向中心地区集聚, 二是交通基础设施完善带来的运输成本下降, 也可能促使生产要素由中心地区向外围地区扩散, 从而引起产业的空间扩散。那么作为一种新兴的交通基础设施, 高铁到底促进了中国制造业产业的空间集聚还是空

收稿日期: 2018-11-13; 修回日期: 2019-03-15

作者简介: 朱文涛(1988—), 男, 福建漳州人, 经济学博士, 集美大学财经学院教师, 研究方向为高铁与产业经济。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(17ZDA047); 珠三角国家自主创新示范区决策智库项目(2017B070703003)

间扩散?目前这方面的研究还较少。本文以高铁服务供给为视角,从实证层面考察高铁服务供给对中国省域制造业行业集聚的影响,可为新时期我国区域协调发展战略的制定提供参考,也为高铁经济分布效应研究提供新的经验证据。

## 二、文献回顾与理论分析

### (一) 文献回顾

有关交通基础设施影响制造业集聚的理论研究文献,最早可追溯至 Weber<sup>[1]</sup>提出的工业区位论,在费用最小化就是最好区位的理论前提下,其认为影响制造业集聚的最主要原因是运输成本和生产密度。Hoover<sup>[2]</sup>发展了 Weber 提出的工业区位理论,进一步分析了交通成本和生产成本变化对产业区位的影响。Ohlin<sup>[3]</sup>提出的一般区位理论认为,交通运输方便的区域能够吸引资本和劳动力从而成为重要市场。Isard<sup>[4]</sup>提出的一般均衡区位论详细地探讨了运费量、运费率和劳动力等对企业区位的影响。Krugman<sup>[5-6]</sup>提出的中心-外围理论认为,“中心-边缘”模式主要取决于运输成本、规模经济和制造业在国民收入中的比重。Krugman and Venables<sup>[7]</sup>进一步发现运输成本和产业集聚呈倒 U 型关系,当运输成本较低或运输成本很高时,制造业将趋向于分散,而中间水平的运输成本,产业集聚程度将达到最高,这些理论研究均强调了运输成本在决定产业区位中的重要作用。

从实证研究来看,有关交通基础设施对制造业集聚的影响研究也较为丰富。从近年来的研究看,Alañón-Prado and Arauzo-Carod<sup>[8]</sup>研究了路网改造带来的可达性改善对制造业企业区位决策的影响,发现路网改造带来的可达性条件改善对制造业集聚具有重要意义。Song *et al.*<sup>[9]</sup>基于首尔都市圈产业集聚与交通可达性之间的关系进行研究,发现运输网络与产业集聚之间存在显著的正相关关系。另外,Alañón-Prado and Arauzo-Carod<sup>[8]</sup>、Mejia-Dorantes *et al.*<sup>[10]</sup>、Rios-Quezada and Obregon-Biosca<sup>[11]</sup>的研究也发现交通基础设施建设带来的城市可达性改善对产业区位具有重要影响。从国内研究来看,唐红祥<sup>[12]</sup>、刘荷和王健<sup>[13]</sup>研究了不同交通基础设施对制造业产业集聚的影响,而叶炜和林善浪<sup>[14]</sup>、邓涛涛等<sup>[15]</sup>、毛琦梁和王菲<sup>[16]</sup>则研究了交通基础设施对不同行业的异质性影响。这些研究文献均以传统交通基础设施作为考察对象,随着研究的深入和近年来高铁交通设施的兴起,一些文献已开始关注高铁的产业集聚效应。例如 Shao *et al.*<sup>[17]</sup>利用双重差分法实证研究了高铁服务对服务业集聚的影响,发现高铁服务对生产性服务业集聚具有显著的正向影响。Dai *et al.*<sup>[18]</sup>基于京沪高铁沿线城市产业集聚的研究发现,高铁通车带来了沿线城市市场潜力的提高,进而促进了具有高铁站点的沿线城市产业集聚水平的提高,但对不具有高铁站点的城市产生了产业扩散效应。Sun *et al.*<sup>[19]</sup>考察了京广高铁对沿线城市制造业集聚的影响,发现高铁显著提高了高铁城市的制造业集聚程度,但高铁的集聚影响会因地区而异,且高铁对制造业的集聚效应在超过一定阈值水平后会转变为分散效应。李雪松和孙博文<sup>[20]</sup>以京广高铁沿线城市为研究对象,考察了高铁对沿线城市制造业集聚的影响,认为高铁通车对沿线站点城市制造业的集聚效应先后将经历集聚加速、集聚弱化和扩散三个阶段。

从已有的研究文献可以看出,对于高铁的产业集聚效应研究,目前并没有得出一致结论,特别是高铁建设到底促进了产业集聚还是产业扩散,仍然存在较大争议;且以往文献对于高铁产业集聚效应的研究,多数基于城市层面,比较开通高铁城市和未开通高铁城市在产业空间分布上的差异;在研究方法上多采用双重差分法,同时产业集聚衡量指标大多采用区位熵。以往的研究并没有回答高铁服务供给会对中国省域制造业行业在县级层面上的集聚带来何种影响,而采用区位熵方法,在度量产业集聚方面也存在一定的偏差。相比已有的研究,本文的贡献主要体现在以下两个方面:一是本文充分考虑了行业企业规模和产业组织等因素对产业集聚测度的影响,采用 EG 指数测算了中国 30 个省份 27 个二位数制造业行业在县级层面的集聚指数;二是采用连续变量衡量高铁服务供给。以往研究文献多数采用双重差分法考察高铁开通对产业集聚的影响。具体做法是将高铁变量设为虚

拟变量,当某个城市开通高铁设为1,未开通高铁则设为0,这种变量设置方法虽然能够评估一个地区开通高铁带来的净影响,但也存在一定局限,其中之一是虚拟变量法无法准确区分地区间高铁服务供给强度不同带来的影响差异,且无法评估每增加一单位高铁服务的边际影响。本文则采用连续变量来衡量高铁服务供给,评估高铁服务供给增加对省域制造业行业集聚的边际影响,弥补了以往研究中的不足。

## (二) 高铁服务供给影响制造业集聚理论分析

高铁打破了地区间、城市间的地理阻隔,拉近了城市间的时空距离,有助于促进城市间的人员往来与经济合作。高铁服务供给会通过改变市场主体的行为,进而影响企业区位。高铁服务供给有助于促使劳动力由沿线大城市向中小城市转移,进而有利于改善中小城市制造业发展不足的局面。已有部分研究证实了这一点,如 Sasaki *et al.*<sup>[21]</sup> 基于日本的研究发现高铁网络扩张在一定程度上促使人口和经济活动呈现区域扩散特征。Kim<sup>[22]</sup> 基于首尔-釜山高铁客运通道的研究发现高铁开通后与就业有关的空间结构随时间推移有更加分散的趋势。Heuermann and Schmieder<sup>[23]</sup> 基于荷兰的研究发现,高铁网络扩张带来的通勤时间的节约,会使居住在大城市的工人在保留大城市居住地的同时,将工作地点由大城市转移到小城市,使沿线较小城市获得大城市的合格工人。而一些基于中国的研究也认为高铁开通会重塑人口的空间格局,如张明志等<sup>[24]</sup> 基于中国的研究发现高铁开通显著降低了城区的人口密度。Long *et al.*<sup>[25]</sup> 基于中国地级城市数据的研究发现高铁在促进欠发达的中西部城市扩张方面几乎是发达城市的两倍;王赟赟和陈宪<sup>[26]</sup> 的研究发现高铁开通带来的通勤成本节约增加了中小城市的人口流入。在要素市场上,高铁服务除了影响人口流动以外,也可能通过影响资本流动和技术溢出而改变制造业区位。交通可达性是影响企业区位的重要因素,交通可达性提高带来的出行成本节约有助于促进产业集聚<sup>[8,9,27]</sup>。相对于大城市,中小城市在要素价格方面具备比较优势,例如中小城市拥有更低的劳动力成本、更低的工业地价格和资源价格,但往往由于交通条件限制,通勤成本较高和信息不畅,一些城市的区位优势无法体现,而高铁服务供给则极大提高了沿线中小城市的交通可达性,通勤成本的节约和更为频繁的城市间交流带来的信息传播,对中小城市区位价值的实现非常有利。大城市虽然具有很强的规模效应,但也面临着诸如劳动力、土地等要素价格上涨的“拥挤效应”的困扰,企业发展面临着较高的成本压力。在中小城市区位价值得到体现的情况下,资本流动由倾向于流向大城市,变为更多地向中小城市流动,从而在地理上体现为制造业更多地向中小城市集聚。技术溢出是影响产业区位的另一个重要因素,而高铁服务供给带来的跨城交流的增加,有助于促进城市间的技术溢出,如 Dong *et al.*<sup>[28]</sup> 的研究发现高铁开通有助于促进城市之间的知识交流,从而产生明显的知识溢出效应。高铁带来的技术溢出效应的增强,将显著提高沿线中小城市获得大城市前沿技术的可能性,这将使企业并不一定要选址于发达但要素价格不断上涨的大城市,而可以选择具有成本优势的中小城市。基于以上分析,我们提出本文的理论假设:高铁服务供给将对省域制造业集聚产生抑制作用,促进了制造业的空间扩散。

## 三、中国省域制造业集聚的测算

### (一) 测算方法

目前使用企业层面数据测量产业空间集聚的方法主要有两种:一是 Ellison and Glaeser<sup>[29]</sup> 提出的测算 EG 集聚指数,二是 Duranton and Overman<sup>[30]</sup> 提出的基于地理距离测算产业集聚系数 DO 指数<sup>[31]</sup>。两者各有优劣,DO 指数需要根据企业详细的地理信息,通过经纬度换算成地理距离后进行相应的测算,但由于中国工业企业数据库制造业企业数据中一些年份存在较多的企业详细地理信息的缺失,无法反映全部规模以上制造业企业地理分布全貌,因此,采用 DO 指数测算制造业地理集聚程度可能存在较大的偏差。相反地,EG 指数测算仅需要企业所属行业分类、行政区域和就业数或工业产值等信息,在中国工业企业数据库中这类信息是比较完整的,因此相对而言 EG 指数法具有较大优

势。本文采用 Ellison and Glaeser<sup>[29]</sup> 提出的 EG 指数法对中国 30 个省份 27 个制造业二位数行业在县级层面的集聚程度进行测算。EG 指数充分考虑了企业规模、区域差异以及产业组织等因素对产业集聚的影响,能够较大程度上克服传统测度产业集聚的指标如区位熵、产业空间基尼系数、方差系数等没有考虑企业规模差异和地区差异等情况的不足。EG 指数的测算公式如下:

$$EG_i = \frac{\sum_{i=1}^M (s_i - x_i)^2 - \left(1 - \sum_{i=1}^M x_i^2\right) \sum_{j=1}^N z_j^2}{\left(1 - \sum_{i=1}^M x_i^2\right) \left(1 - \sum_{j=1}^N z_j^2\right)} \quad (1)$$

其中  $M$  为区域个数,  $s_i$  为第  $i$  个区域中某行业就业人数(产值)占该行业总就业人数(总产值)的比重;  $x_i$  为第  $i$  个区域中所有行业就业人数(产值)占整个地区所有行业的就业人数(产值)比重,代表总体集聚程度,反映某行业相对于全体行业地理分布的偏离程度。 $N$  为企业个数,  $z_j$  为第  $j$  个企业就业人数(产值)占该行业所有就业人数(产值)的比重,主要用于计算赫芬达尔指数,反映企业的规模分布情况。

## (二) 测算结果

表 1 为基于 EG 指数法测算的 2008—2013 年中国 30 个省份 27 个行业的 EG 指数均值。2008—2013 年间多数省份制造业集聚程度先后经历了从“集聚加深”到“集聚弱化”的过程。分时序来看,2008—2010 年间,制造业平均集聚程度逐年加深的省份有北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江和安徽、山东等省份,而集聚程度逐年弱化的省份则仅有广东、海南等少数省份。在 2010 年后,绝大多数省份的 EG 指数均出现了一定程度的下降,呈现逐年下降特征的省份包括天津、河北、辽宁、吉林、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆等省份,本文对 30 个省份制造业平均集聚程度求均值后发现,2008—2013 年间,中国各省份制造业平均集聚程度呈现出明显的下降态势,特别是 2009 年后,整体上呈现逐年下降特征。省域县级层面 EG 指数均值从 2009 年的 0.101 5 下降至 2013 年的 0.062 3。

## 四、高铁服务影响省域制造业集聚的实证检验

上文运用 EG 指数方法,测算了中国 30 个省份 27 个制造业行业在县级层面的平均集聚程度,发现 2008—2013 年间,特

表 1 2008—2013 年中国省域制造业集聚程度测度

省份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	趋势
北京	0.072 3	0.083 3	0.141 1	0.045 3	0.046 2	0.044 2	↓
天津	0.060 8	0.075 0	0.127 4	0.075 9	0.071 7	0.063 7	↓
河北	0.032 4	0.056 3	0.063 6	0.045 2	0.044 2	0.037 4	↓
山西	0.082 6	0.112 5	0.178 9	0.063 1	0.073 8	0.066 9	↓
内蒙古	0.081 9	0.083 4	0.201 9	0.110 2	0.106 2	0.109 1	↓
辽宁	0.047 5	0.060 0	0.097 4	0.030 4	0.030 3	0.029 0	↓
吉林	0.054 8	0.146 2	0.152 8	0.051 3	0.048 2	0.045 3	↓
黑龙江	0.081 5	0.076 0	0.127 3	0.078 6	0.079 7	0.065 8	↓
上海	0.055 3	0.073 4	0.078 3	0.027 2	0.034 1	0.032 5	↓
江苏	0.022 5	0.023 5	0.043 7	0.021 9	0.020 9	0.019 0	↓
浙江	0.025 6	0.053 8	0.060 7	0.029 4	0.028 3	0.027 2	↓
安徽	0.033 1	0.067 6	0.099 1	0.029 8	0.028 1	0.020 7	↓
福建	0.040 8	0.039 0	0.068 6	0.038 7	0.038 6	0.037 4	↓
江西	0.030 7	0.079 3	0.079 3	0.039 3	0.036 8	0.028 6	↓
山东	0.016 6	0.047 4	0.053 7	0.015 1	0.014 7	0.015 5	↓
河南	0.025 1	0.051 6	0.023 1	0.022 1	0.022 0	0.021 4	↓
湖北	0.039 6	0.070 8	0.046 4	0.041 3	0.039 6	0.036 4	↓
湖南	0.040 3	0.057 5	0.034 2	0.041 3	0.039 6	0.036 3	↓
广东	0.044 3	0.038 8	0.024 9	0.032 5	0.032 6	0.031 7	↓
广西	0.032 4	0.062 3	0.033 4	0.040 0	0.041 2	0.050 6	↑
海南	0.252 3	0.233 2	0.187 2	0.223 5	0.209 9	0.234 9	↑
重庆	0.057 1	0.083 9	0.058 0	0.058 4	0.055 5	0.045 6	↓
四川	0.042 4	0.051 5	0.040 4	0.032 4	0.030 7	0.031 0	↓
贵州	0.117 6	0.108 8	0.140 1	0.073 0	0.074 3	0.046 2	↓
云南	0.049 1	0.099 6	0.060 5	0.034 1	0.032 9	0.043 6	↓
陕西	0.074 0	0.110 3	0.048 8	0.048 7	0.046 5	0.039 2	↓
甘肃	0.076 1	0.202 6	0.077 1	0.124 0	0.098 5	0.082 1	↓
青海	0.237 6	0.354 0	0.190 4	0.253 6	0.174 5	0.257 2	↑
宁夏	0.211 2	0.292 0	0.224 0	0.217 0	0.185 1	0.171 1	↓
新疆	0.065 8	0.150 5	0.110 7	0.086 3	0.081 3	0.098 8	↑
省份均值	0.070 1	0.101 5	0.095 8	0.067 7	0.062 2	0.062 3	↓

别是 2010 年后,中国有较多省份制造业平均集聚程度出现了明显的下降。那么这种演变是否与同

时期的高铁服务供给有关? 高铁网络不断完善是否已经构成影响中国制造业空间演化的重要动因? 这部分通过手工收集中国各省份高铁列车出行频次数据并结合中国工业企业数据库中制造业微观企业加总的数据, 就高铁服务供给对制造业空间集聚的影响进行实证检验。

### (一) 变量的选择与数据说明

#### 1. 变量的选择

本文被解释变量为制造业集聚 EG 指数, 核心解释变量为高铁服务供给强度。另外, 为了控制遗漏变量可能带来的影响, 本文根据经济理论和已有研究文献, 在模型中控制了产业组织集中度、资源和能源投入强度以及企业平均规模等代表行业特征的变量以及城市化率和地方保护程度等反映省域特征的变量对制造业集聚的影响, 各变量说明如下:

#### (1) 核心解释变量

采用各省份高铁日出行频次作为衡量高铁服务供给强度的指标, 并用 *HSR* 表示。本文并没有使用已有研究中较多采用的虚拟变量度量高铁服务的做法, 而是采用高铁日出行频次这种连续变量作为高铁服务供给的衡量指标, 其好处是能够较为准确地度量高铁服务的边际影响, 同时也可弥补以往研究中采用虚拟变量无法刻画高铁服务强度差异的问题。Chen and Haynes<sup>[32]</sup>、Wang and Duan<sup>[33]</sup>也采用了类似的方法。其中, Wang and Duan<sup>[33]</sup>以高铁开通率和列车服务频率作为高铁服务的衡量指标, 在此基础上考察了高铁服务对商业用地市场的影响。

#### (2) 控制变量

资源和能源投入强度。对资源投入的依赖是影响资源型企业区位选择的重要因素。受运输成本和交通条件限制, 一些资源产业会更多地集聚于资源较为丰富的地区, 如农副食品加工业通常位于农产品资源较为丰富的地区, 金属矿产加工业通常位于金属矿产较为丰富的地区。借鉴贺灿飞等<sup>[34]</sup>的做法, 采用农林牧渔产业投入占总投入比重反映行业的资源投入强度, 采用煤炭采选产品和石油天然气开采产品投入占总投入比重来反映行业的能源投入强度, 分别用 *Arg\_INP* 和 *Eng\_INP* 表示。

产业组织集中程度。大企业往往贡献了更多的产值和就业。由于产业间的横向和纵向联系, 大型企业周围往往集聚着众多规模较小的企业, 其中一些企业可能作为大企业的配套产业存在, 另一些企业则是为了共享大企业周围的配套设施服务、劳动力市场以及专业化服务而集聚于大企业周围, 形成产业的地理集聚。因此, 预期产业组织集中程度的提高有助于促进制造业集聚。采用赫芬达尔指数来衡量产业组织的集中程度, 用 *H* 表示。赫芬达尔指数计算公式为:

$$H = \sum_{i=1}^2 s_i^2 \quad (2)$$

其中  $s_i$  为产值或就业占比。

企业规模。企业规模也是影响制造业集聚的因素, 本文借鉴贺灿飞等<sup>[34]</sup>的做法用制造业行业的企业平均就业人数作为企业规模的替代变量, 并用 *Size* 表示。

城市化率。目前衡量一个地区的城市化水平, 一般采用土地城市化率或人口城市化率指标, 但相对于土地城市化率, 人口城市化率更能反映一个地区的整体城市化水平, 因此, 采用城镇人口占所在省份常住人口比重作为地区城市化率的衡量指标, 用 *Urb* 表示。陈曦等<sup>[35]</sup>基于省区面板数据研究发现, 城镇化与制造业集聚之间存在非线性的倒 U 关系。

地方保护。产业集聚的制度因素在以往研究中受到较多关注, 如路江涌和陶志刚<sup>[36]</sup>发现地方保护在很大程度上限制了制造业的区域集聚, 而杨洪焦等<sup>[37]</sup>也发现地方保护下降有利于产业集聚。本文借鉴徐宝昌和谢建国<sup>[38]</sup>、陆铭和陈钊<sup>[39]</sup>、吕越等<sup>[40]</sup>有关地区市场分割测算方法, 选择食品类、油脂类、酒类、水产品、鞋帽、服装、化妆用品、日用品和燃料等 9 类产品作为市场分割的衡量产品。按照产品种类逐一测算相邻省份的产品相对价格, 相对价格表达式为:

$$\Delta Q_{ij,t} = |\ln(P_{i,t}^k/P_{i,t-1}^k) - \ln(P_{j,t}^k/P_{j,t-1}^k)| \quad (3)$$

其中  $P_{i,t}^k$  表示地区  $i$  在  $t$  时期的  $k$  种产品价格指数,  $P_{j,t}^k$  表示与  $i$  地区相邻的  $j$  地区在  $t$  时期的  $k$  种产品价格指数。进一步, 通过去除同年份该类产品的价格指数均值来消除产品种类效应的影响, 则相对价格表达式变为:

$$m_{ij,t}^k = |\Delta Q_{ij,t}^k| - |\Delta Q_t^k| \quad (4)$$

通过计算  $m_{ij,t}^k$  价格变动的方差, 可以得到 396 ( $66 \times 6 = 396$ ) 个观测值, 将 66 对相邻省份的指数按照省份合并得到每个省份每年的市场分割指数。用市场分割指数作为地方保护的替代变量, 并用  $INS$  表示。

## 2. 数据说明

本文 EG 指数测度数据来源于中国工业企业数据库, 该数据库包含了全国规模以上制造业企业数据, 包含了企业所处的地区、所属行业以及每个企业的就业人数及其他企业财务数据。我们保留了每个企业的地区代码、行业代码和就业人数指标, 选择 2008—2013 年作为本文的研究时段。2008 年开始, 中国才真正意义上步入高铁时代, 高铁网络也是在 2008 年后才逐步由线成网, 另一方面, 目前可获得的中国工业企业数据库最新数据仅到 2013 年, 2013 年后数据获取难度较大, 考虑本文的研究目的和数据可得性, 最终选择 2008—2013 年作为本文考察时段。中国工业企业数据库数据统计口径在 2011 年发生了一次变更, 但由于 EG 指数是一种相对指标, 原始数据统计口径的变化并不会对 EG 指数的测度带来明显的影响。另外, 中国工业企业数据库虽然样本量巨大、时间长、统计指标多, 但也存在诸如企业信息有误、指标异常、行业代码缺失以及从业人员小于零或缺失的企业样本, 在测算 EG 指数之前, 我们剔除了地区代码缺失、行业代码缺失以及从业人数、工业总产值小于 0 或缺失的样本, 剔除了工业企业数据中非制造业企业样本。为了使各年份的 EG 指数具备连续性和可比性, 我们利用 2002 年版国民经济行业分类表 (GB/T4754—2002) 和 2011 年版国民经济行业分类表 (GB/T4754—2011) 对考察期制造业企业行业分类代码进行调整统一。另外, 我们通过查询中国国家民政部公布的历年年度县级以上行政区划代码表, 将考察期各年度的县级行政代码进行调整统一。

高铁服务供给强度指标数据来源于 2008—2013 年《极品列车时刻表》, 我们手工收集了中国省份高铁日出行班次数据, 本文所指的高铁是以 G(高速列车)、D(动车组) 和 C(城际列车) 开头的铁路列车, 在加总班次数据时, 为避免重复计算导致的数据加总偏差, 剔除了所有起始站、终点站、出发时间和到达时间均相同的列车班次。地方保护测算数据来源于各年度《中国物价年鉴》, 资源和能源

表 2 各变量的统计性描述

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$Eg\_JOB$	4 325	0.070 5	0.114 0	0.002 0	0.029 8	0.705 8
$Eg\_IND$	4 203	0.107 0	0.155 2	0.000 0	0.048 1	0.996 9
$\ln(HSR + 1)$	4 860	3.081 6	2.372 7	0.000 0	3.663 6	7.150 7
$H$	4 727	0.112 9	0.204 6	0.000 4	0.028 9	1.000 0
$Arg\_INP$	4 857	0.073 9	0.120 8	0.000 0	0.010 6	0.442 7
$Eng\_INP$	4 857	0.033 9	0.104 1	0.000 0	0.005 6	0.887 4
$\ln Size$	4 737	5.687 1	0.668 4	3.772 8	5.698 6	7.630 4
$URB$	4 860	0.524 4	0.136 2	0.300 0	0.500 0	0.890 0
$INS$	4 860	0.000 6	0.000 4	0.000 1	0.000 5	0.002 7

投入强度变量数据来源于 2007 年和 2012 年版《中国地区投入产出表》, 其中考察期的前三年, 也即 2008—2010 年, 本文采用 2007 年版《中国地区投入产出表》计算各行业的资源和能源投入强度; 考察期的后三年, 也即 2011—2013 年, 采用 2012 年版《中国地区投入产出表》计算各行业的资源和能源投入强度。其他数据均来源于 2008—2013 年中国工业企业数据库。另外, 由于西藏自治区行业数据不全, 且缺失较为明显, 因此在样本中剔除了西藏自治区。表 2 为各变量的描述性统计。

### (二) 计量模型的建立

根据已有的文献研究基础, 并结合上文的理论假设, 我们初步构建如下计量模型, 对高铁服务供

给的制造业集聚效应进行估计:

$$EG\_JOB_{ij,t}(EG\_IND_{ij,t}) = \alpha + \beta_1 \times \ln(1 + HSR_{it}) + \beta_2 \times H_{ij,t} + \beta_3 \times Arg\_INP_{ij,t} + \beta_4 \times Eng\_INP_{ij,t} + \beta_5 \times \ln Size_{ij,t} + \beta_6 \times URB_{ij,t} + \beta_7 \times INS_{ij,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (5)$$

其中,下标  $i$  表示地区  $j$  表示行业  $t$  表示时间  $EG\_JOB_{ij,t}$  和  $EG\_IND_{ij,t}$  分别表示以就业数测算的 EG 指数和以产值测算的 EG 指数,为本文的被解释变量  $\ln(1 + HSR_{it})$  为高铁服务供给的对数,之所以采用  $1 + HSR$  取对数,是由于一些省份未开通高铁时,高铁服务强度为 0。 $H_{ij,t}$  为赫芬达尔指数, $Arg\_INP_{ij,t}$  为农林牧渔产品投入占总投入比重, $Eng\_INP_{ij,t}$  为煤炭采选产品、石油和天然气开采产品占总投入比重, $URB_{ij,t}$  为城市化率, $\varepsilon_{ij,t}$  为随机误差项。陈曦等<sup>[35]</sup>的研究认为城镇化与制造业集聚之间存在非线性的倒 U 关系,本文通过画散点图也有类似发现,因此在计量模型(5)中进一步加入城市化率的二次项,同时,考虑到可能存在的行业固定效应和时间固定效应,我们在计量模型中还加入了行业固定效应项和时间固定效应项,最终实证模型为如下形式:

$$EG\_JOB_{ij,t}(EG\_IND_{ij,t}) = \alpha + \beta_1 \times \ln(1 + HSR_{it}) + \beta_2 \times H_{ij,t} + \beta_3 \times Arg\_INP_{ij,t} + \beta_4 \times Eng\_INP_{ij,t} + \beta_5 \times \ln Size_{ij,t} + \beta_6 \times URB_{ij,t} + \beta_7 \times URBSQ_{ij,t} + \beta_8 \times INS_{ij,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ij,t} \quad (6)$$

其中  $URBSQ_{ij,t}$  为城镇化率的平方项  $\mu_i$  为行业固定效应  $\lambda_t$  为时间固定效应。

### (三) 实证分析

#### 1. 基准回归结果

表 3 报告了基准回归结果,其中第(1)~(3)列报告了基于就业数计算的 EG 指数作为被解释变量的回归结果,第(4)~(6)列报告了基于工业总产值计算的 EG 指数作为被解释变量的回归结果。从表 3 可以看出,无论是以就业数测算的 EG 指数还是以总产值测算的 EG 指数作为被解释变量,回归结果均显示高铁服务供给强度的系数为负值,且通过了 1% 水平的显著性检验,说明高铁服务供给强度的增加对制造业整体集聚水平的提高起到显著的抑制作用,促进了制造业的空间扩散。可能的解释是:高铁服务极大地改变了区域间的相对比较优势,且为生产要素的跨地区流动提供了极大便利。要素价格是影响企业选址的重要因素。一般情况下,经济欠发达的外围地区无论是土地租金还是劳动力价格均明显低于经济发达的中心地区,但由于中心地区有更为便利的交通基础设施和更优的市场可达性,通常集聚着大量的制造业企业,而外围地区由于交通可达性限制,要素价格的比较优势并不能得到很好发挥,高铁通车以及由此带来的高铁服务供给的增加,会在很大程度上改变中心和外围地区的相对区位优势:一方面,高铁服务供给拉近了外围地区与中心地区的时空距离,提高了外围地区的市场潜力,外围地区交通可达性的提高和相对于中心地区更低的要素价格,促使位于中心地区的制造业向外围地区扩散。另一方面,高铁服务供给打破了漫长地理距离带来的区域间要素和人员流动的地理阻隔,极大地便利了劳动力和资本的跨地区流动,有利于地区间的交流和合作,促进了市场一体化发展,使制造业不再主要集中于中心地区,而是在更为广阔的空间寻找符合企业发展要求的地理区位。

在控制变量方面,产业组织集中度系数在 1% 水平上显著为正,表明产业集中带来了产业集聚。出于规模经济和成本考虑,一些中小企业通常会布局于大企业周围以便共享劳动力市场和专业化服务,同时大企业周围通常也布局着较多的为大企业提供零部件和技术服务的配套企业,因此产业组织集中会带来产业地理集聚。农林牧渔产品投入强度和能源投入强度等资源投入系数均显著为负,说明对资源投入依赖较高的行业在空间上更为分散,这与资源产品的运输成本较高,但分布较为广泛有关。城市化率一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,说明城市化率与制造业集聚之间存在非线性的倒 U 型关系,省域城市化率的提高有助于制造业集聚,但城市化率达到一定程度时,城市化率的继续提高将显著降低制造业集聚水平,促进制造业空间扩散。可能的解释是,从省域内部地

区城市化进程来看,在城市化初期,各地区城市化进程不一,少数地区城市化发展迅速,城市化率相对较高,出于接近市场和共享基础设施考虑,制造业会更多地集聚于城市发展迅速且城市化率较高的地区,但随着城市化的推进,越来越多的地区城市化水平不断提高,而原来制造业高度集聚的地区,由于制造业高度集聚带来“拥堵效应”等提高了制造业成本,使一部分制造业企业外迁至其他地区,形成了制造业的空间扩散。本文实证结论与陈曦等<sup>[35]</sup>相一致。企业平均规模的系数显著为正,说明规模经济有利于制造业集聚,这与贺灿飞等<sup>[34]</sup>的实证结论相一致。地方保护主义系数在各列中均为负,在以就业数测算的EG指数作为被解释变量的回归中,通过了1%水平的显著性检验,地方保护主义与制造业集聚的关系,在已有的研究中受到较多的关注,多数研究认为地方保护不利于产业集聚,本文的实证结论与路江涌和陶志刚<sup>[36]</sup>、杨洪焦等<sup>[37]</sup>相一致。

## 2. 内生性问题

在上文中,采用最小二乘法就高铁服务供给强度对制造业行业集聚的影响进行了估计。然而,作为一种重要交通设施,高铁服务供给强度的高低取决于地区出行需求和国家或地区层面高铁规划。制造业集聚程度较高的地区,通常集聚着大量的就业人口,使得集聚区出行的交通需求较大。在需求驱动下交通规划部门通常更倾向于在制造业就业人口较多的地区建设高铁,因此高铁服务强度与制造业集聚之间可能存在逆向因果关系,由此可能导致内生性问题。解释变量的内生性将导致OLS并不能得出一致估计。因而,为了有效避免内生性问题,本文采用工具变量法进行估计。选取高铁

服务供给强度作为内生变量,并采用2006年各省份铁路客运总量和铁路列车日出行频次作为高铁服务强度的工具变量,这主要是因为2006年全国各省份均未出现高铁客运专线,然而2006年的各省份铁路客运量和铁路列车日出行频次直接反映了当地对铁路客运的需求和原有的铁路基础设施状况,当时的铁路客运需求和铁路基础设施状况与2008年后各省份高铁服务供给存在密切相关关系,因为2008年后高铁客运专线一部分是由原来的普通铁路客运线改造而来,同时在高铁规划中也优先向铁路客运需求较多地区倾斜<sup>②</sup>。另一方面,2006年各省份铁路客运量和铁路列车日出行频次作为历史的前定变量,也满足了外生性条件。当然,要获得有效的工具变量,必须对工具变量的有效性进行检验。表4报告了基于工具变量的回归结果,在表4下半部分,报告了工具变量有效性的几种检验,过度识别检验中Hansen J统计量所对应的P值均不显著,检验结果接受了不存在过度识别的原假设,而不可识别检验显示Kleibergen-Paap rk LM统计量对应的P值均为0.000,强烈拒绝了不可识别的原假设,说明工具变量均为外生变量。Cragg-Donald Wald F统计量显示对于名义显著性水

表3 基准回归结果

	EG_JOB			EG_IND		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln(1 + HSR)	-0.014 *** (0.001)	-0.010 *** (0.001)	-0.011 *** (0.001)	-0.020 *** (0.001)	-0.020 *** (0.002)	-0.022 *** (0.002)
H		0.382 *** (0.032)	0.382 *** (0.031)		0.194 *** (0.036)	0.192 *** (0.036)
Arg_INP		-0.068 ** (0.031)	-0.083 *** (0.031)		-0.070 (0.076)	-0.114 (0.075)
Eng_INP		-0.156 *** (0.054)	-0.159 *** (0.054)		-0.312 ** (0.126)	-0.317 ** (0.126)
URB		0.077 *** (0.012)	0.488 *** (0.082)		0.163 *** (0.024)	1.174 *** (0.176)
URBSQ			-0.336 *** (0.065)			-0.826 *** (0.143)
lnSize		0.020 *** (0.005)	0.020 *** (0.005)		0.016* (0.009)	0.017* (0.009)
INS		-18.777 *** (4.444)	-14.535 *** (4.421)		-17.981* (9.208)	-8.133 (9.403)
常数项	0.050 *** (0.005)	-0.066 ** (0.027)	-0.179 *** (0.033)	0.072 *** (0.009)	-0.056 (0.054)	-0.329 *** (0.073)
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	4 325	4 245	4 245	4 780	4 691	4 691
R <sup>2</sup>	0.229	0.366	0.370	0.095	0.126	0.133

注:表中括号内为稳健标准误,\*\*\*, \*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著。表中各列均控制了年份和行业固定效应。

平为 5% 的检验,其真实显著性水平不会超过 15%,因此,有理由认为不存在弱工具变量问题。基于稳健性考虑,本文还使用了对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法(LIML)进行估计,系数与 2SLS 估计结果相似,这进一步证明了不存在弱工具变量问题。使用工具变量的前提是存在内生解释变量,由于异方差情形下,传统的 Hausman 检验失效,而异方差检验表明存在异方差问题,为此本文进行了异方差稳健 DWH 检验,从表 4 可看出 Wu-Hausman F 检验结果拒绝了所有解释变量均为外生的原假设,因此可认为高铁服务强度 HSR 为内生解释变量。一般地,异方差情形下 GMM 相对于 2SLS 更有效率,在表 4 本文同时报告了 2SLS 和两步最优 GMM 回归结果,考虑到制造业集聚具有路径依赖和动态递延特征,故在两步最优 GMM 估计中加入了因变量的滞后项。从各列回归的  $R^2$  对比看,两步最优 GMM 估计中的  $R^2$  值要明显高于 2SLS,因此,在后文的实证中,均采用更有效的两步最优 GMM 方法进行模型估计。从表 4 各列回归结果来看,控制了内生性后,高铁服务供给强度的系数依然为负值,且均在 1% 水平上显著,说明高铁服务供给强度的提高确实会对制造业整体集聚产生负向抑制效应,促进了制造业的空间扩散。

### 3. 行业异质性分析

制造业各行业要素投入结构的不同,可能使高铁服务供给强度对制造业不同行业的影响存在异质性,而全样本的考察通常忽略了不同行业的差异。基于此,本文借鉴鲁桐和党印<sup>[41]</sup>按照要素密集度进行的行业分类方法,将制造业划分为劳动密集型制造业、资本密集型制造业和技术密集型制造业<sup>③</sup>,进行行业分类回归估计。表 5 报告了回归结果。从回归结果可以看出,各项回归中高铁服务供给的系数均在 1% 水平上显著为负,说明高铁服务对劳动密集型、资本密集型和技术密集型制造业集聚均有显著的负向影响。然而,从行业对比来看,高铁服务对不同行业制造业行业的影响确实存在一定差异,其中高铁服务对技术密集型行业集聚的负向影响要大于其他行业,这意味着高铁服务供给对依赖创新活动的行业空间分布的影响更为明显。技术密集型制造业的发展依赖创新和研发活动,高铁服务供给强度的提高,极大地便利了跨地区技术人员之间的交流与合作,促进了技术和知识的空间扩散<sup>[28]</sup>,而技术和知识空间扩散的加快,有助于技术密集型制造业部门跨地区转移和扩散。

表 4 高铁服务供给强度对制造业集聚影响的工具变量法估计

	EG_JOB			EG_IND		
	IV_2SLS	IV_2SLS	IV_GMM	IV_2SLS	IV_2SLS	IV_GMM
L_EG_JOB			0.486 *** (0.037)			
L_EG_IND						0.527 *** (0.033)
ln(1+HSR)	-0.020 *** (0.002)	-0.023 *** (0.002)	-0.013 *** (0.002)	-0.051 *** (0.004)	-0.058 *** (0.005)	-0.035 *** (0.005)
H	0.327 *** (0.033)	0.318 *** (0.033)	0.128 *** (0.033)	0.082 ** (0.036)	0.064 * (0.036)	-0.028 (0.035)
Arg_INP	-0.103 *** (0.032)	-0.133 *** (0.032)	-0.052 * (0.029)	-0.170 ** (0.077)	-0.255 *** (0.077)	-0.169 *** (0.07)
Eng_INP	-0.151 *** (0.056)	-0.155 *** (0.056)	-0.056 (0.052)	-0.313 ** (0.131)	-0.322 ** (0.132)	-0.1 (0.137)
URB	0.142 *** (0.016)	0.795 *** (0.099)	0.467 *** (0.094)	0.367 *** (0.036)	2.082 *** (0.237)	1.258 *** (0.238)
URBSQ		-0.524 *** (0.074)	-0.309 *** (0.07)		-1.380 *** (0.179)	-0.819 *** (0.176)
lnSize	0.019 *** (0.005)	0.019 *** (0.005)	0.025 *** (0.004)	0.013 (0.009)	0.013 (0.009)	0.020 ** (0.008)
INS	-41.448 *** (6.063)	-38.728 *** (5.954)	-20.782 *** (5.615)	-85.393 *** (12.602)	-77.337 *** (12.247)	-54.304 *** (11.473)
常数项	-0.050 * (0.027)	-0.222 *** (0.035)	-0.224 *** (0.036)	-0.009 (0.054)	-0.459 *** (0.081)	-0.326 *** (0.079)
样本数	4 245	4 245	3 362	4 691	4 691	3 869
R <sup>2</sup>	0.342	0.336	0.521	0.068	0.056	0.378
Hansen J 统计量	2.276 [0.131]	0.150 [0.698]	0.014 [0.906]	2.224 [0.135]	0.032 [0.858]	1.050 [0.305]
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	831.561 [0.000]	649.98 [0.000]	449.197 [0.000]	937.854 [0.000]	740.909 [0.000]	560.369 [0.000]
Cragg-Donald Wald F 统计量	516.218	455.835	290.931	581.496	517.565	377.295
Wu-Hausman F 统计量	39.951 [0.000]	50.725 [0.000]		78.638 [0.000]	93.094 [0.000]	

注:表中括号()内为稳健标准误,\*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著, [] 为统计量对应的 p 值。

## 4. 稳健性检验

## (1) 分时序回归

上文从行业异质性视角,考察了高铁服务供给强度对不同制造业行业集聚的异质性影响。那么在同时序内,高铁服务供给对制造业集聚的影响又有何不同?另外,本文采用的中国工业企业数据库数据在2011年发生了统计口径的变更,虽然EG指数是一种相对指标,原始数据口径的变化并不会对测算结果产生明显影响,但基于实证结果的稳健性考虑,这里我们通过分时段估计,来验证本文实证结果的稳健性,并比较同时序内高铁服务供给强度对制造业集聚的异质性影响。表6报告了回归结果,结果表明分时段回归依然支持了上文的实证结论,也即高铁服务供给强度的增加确实促进了制造业的空间分散,但从分时段回归中高铁服务供给强度的回归系数来看,2010年之前,高铁服务供给强度系数较大,可能的解释是,2008年正值次贷危机爆发时期,在外贸受阻、融资困难的情况下,企业为降低生产成本有向外围地区迁移的动机,而高铁服务带来的时空压缩效应,使外围地区的要素成本优势凸显,最终促进了制造业更多地向外围地区转移和扩散。

## (2) 更换核心解释变量

前文实证中我们以高铁日出行频次作为高铁服务供给强度的衡量指标,考察高铁服务供给强度对制造业集聚的影响,那么如果替换核心解释变量,实证结论是否依然成立?一般而言,高铁站越多的省份,当地居民享受高铁服务供给的可达性越好。作为高铁网络的节点,高铁站的数量也在一定程度上反映了当地的高铁网络密度,因此也可采用高铁站点数来衡量各省份高铁服务供给强度。本文借鉴 Debrezion *et al.* [42] 的做法,以高铁站点数作为高铁服务供给强度的衡量指标,以考察期最后一年也即2013年的横截面数据对上文的实证结论进行稳健性测试。通过手工收集2013年1月1日至2013年12月31日中国各省份拥有的高铁站点数信息,以高铁站点数作为省域高铁服务供给强度的衡量指标进行稳健性回归,得到回归结果如表7,从中可以看出,即使更换了核心解释变量,本文的实证结果仍然稳健,也即高铁服务供给的增加在整体上促进了制造业的空间分散。

表5 高铁服务供给对制造业分行业集聚的异质性影响

	劳动密集型行业		资本密集型行业		技术密集型行业	
	EG_JOB	EG_IND	EG_JOB	EG_IND	EG_JOB	EG_IND
$\ln(1 + HSR)$	-0.009*** (0.003)	-0.043*** (0.008)	-0.012*** (0.003)	-0.017*** (0.007)	-0.018*** (0.004)	-0.048*** (0.010)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.051 (0.044)	-0.209 (0.137)	-0.230*** (0.047)	-0.162* (0.093)	-0.177*** (0.064)	-0.347*** (0.141)
样本数	1 067	1 294	1 385	1 556	910	1 019
R <sup>2</sup>	0.548	0.312	0.502	0.366	0.586	0.494
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Hansen J 统计量	2.080 [0.149]	0.168 [0.681]	0.347 [0.555]	1.049 [0.305]	0.992 [0.319]	1.817 [0.177]
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	156.560 [0.000]	201.851 [0.000]	184.350 [0.000]	236.393 [0.000]	104.688 [0.000]	110.812 [0.000]
Cragg-Donald Wald F 统计量	104.501	139.122	115.818	161.888	65.040	68.819

表6 高铁服务供给强度对不同时期制造业集聚的异质性影响

	EG_JOB		EG_IND	
	YEAR < 2010	YEAR > 2011	YEAR < 2010	YEAR > 2011
$\ln(1 + HSR)$	-0.018*** (0.005)	-0.008*** (0.002)	-0.053*** (0.010)	-0.021*** (0.005)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.196*** (0.050)	-0.132*** (0.044)	-0.508*** (0.103)	-0.042 (0.088)
样本数	1 403	1 959	1 578	2 291
R <sup>2</sup>	0.461	0.637	0.291	0.486
固定效应	YES	YES	YES	YES
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	176.752 [0.000]	232.610 [0.000]	236.008 [0.000]	265.852 [0.000]
Cragg-Donald Wald F 统计量	241.985	344.954	412.265	401.568

注:本部分使用两个工具变量进行回归时,并没有通过过度识别检验,因此表中估计结果仅保留了2006年铁路客运量作为工具变量,但并不影响实证结论。

表7 更换被解释变量的稳健性测试

	EG_JOB		EG_IND	
	(1)	(2)	(3)	(4)
TRAN	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
控制变量	No	Yes	No	Yes
常数项	0.075*** (0.006)	-0.327*** (0.123)	0.112*** (0.010)	-0.068 (0.228)
N	732	705	800	772
R <sup>2</sup>	0.044	0.201	0.022	0.076

注:括号内为稳健标准误。\*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著。TRAN表示高铁站点数。

## 五、研究结论与展望

本文运用 EG 指数法测算了中国 30 个省份 27 个二位数制造业在县级层面的集聚程度,通过行业取均值方法得出各省份制造业的平均集聚程度,并对此进行时序上的比较分析,EG 指数测算结果表明:2008—2013 年间,中国 30 个省份制造业平均集聚程度整体呈现出逐年弱化现象,30 个省份 EG 指数平均值由 2009 年的峰值 0.101,下降至 2013 年的 0.062。30 个省份中有 19 个省份在 2010 年后制造业整体集聚程度呈现下降特征。在运用 EG 指数测算中国各省份基于县级层面的集聚程度后,本文通过手工收集各省份高铁日出行频次数据,运用 GMM 模型实证检验了高铁服务供给对制造业集聚的影响,研究发现:高铁服务供给是引起制造业空间分散的重要动因,整体上看,高铁服务供给显著地抑制了制造业整体集聚水平的提高,促进了制造业的空间分散。从分行业来看,中国高铁服务供给对技术密集型制造业行业的负向影响大于劳动密集型和资本密集型制造业行业,本文的实证结论在进行分时序回归和更换高铁服务供给变量后依然成立。

当然,本文的研究也存在一定的局限,一方面,本文采用 EG 指数测算省域制造业分行业集聚程度后,再求平均值得到省域制造业平均集聚程度,通过不同时序的比较可以大致判断中国各省份县级层面制造业集聚程度的总体态势。但是由于没有考虑行业间的差别,仅通过简单求取行业平均值得到制造业行业平均集聚程度,可能导致一定的偏差。对产业集聚的测度,一直以来是新经济地理学和相关学科研究中富有挑战性的课题,虽然目前已经发展出多种测算产业集聚的方法,但目前仍未形成统一的可参照的标准,各指标在设置上均存在一定的局限,本文采用的 EG 指数法在测算制造业行业集聚程度上,也存在同样的问题:一是 EG 指数测算结果依赖行业和地理划分,不同的划分方法可能会产生不同的结果;二是 EG 指数可能无法准确刻画那些跨越行政边界、出现连续集聚的行业集聚水平。另一方面,本文以高铁日出行频次作为高铁服务供给强度的替代变量,实证考察了高铁服务供给强度对制造业集聚的影响,并基于行业异质性视角,考察高铁服务供给对制造业行业集聚的影响差异,还通过 GMM 估计最大限度地克服内生性带来的估计偏误问题,进一步通过分时序回归和替换核心解释变量等方法对实证结果的稳健性进行检验,保证了实证结果的可靠性。然而,本文并没有对高铁服务供给影响制造业集聚的路径进行深入的分析,后续的研究可围绕高铁服务供给如何影响制造业集聚做进一步拓展。

### 注释:

- ①资料来源:中国国家铁路局(<http://www.nra.gov.cn>)
- ②资料来源于国家铁路局 2004 年、2008 年《中长期铁路网规划》(<http://www.nra.gov.cn>)
- ③劳动密集型制造业:包括农副食品加工业(13)、食品制造业(14)、饮料制造业(15)、烟草制品业(16)、纺织业(17)、纺织服装、鞋、帽制造业(18)、皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业(19)、木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业(20)、家具制造业(21)等 9 个二位数制造业行业;资本密集型制造业:包括造纸及纸制品业(22)、印刷业和记录媒介的复制(23)、文教体育用品制造业(24)、石油加工、炼焦及核燃料加工业(25)、化学原料及化学制品制造业(26)、化学纤维制造业(28)、橡胶和塑料制品业(29)、非金属矿物制品业(30)、黑色金属冶炼及压延加工业(31)、有色金属冶炼及压延加工业(32)、金属制品业(33)等 11 个二位数行业;技术密集型制造业:包括医药制造业(27)、通用设备制造业(34)、专用设备制造业(35)、交通运输设备制造业(36)、电气机械及器材制造业(37)、计算机、通信和其他电子设备制造业(38)及仪器仪表制造业(39)等 7 个二位数行业。

### 参考文献:

- [1]WEBER A. Theory of the location of industries [M]. Chicago, IL: University of Chicago press, 1929.
- [2]HOOVER E M. Location theory and the shoe and leather industries [M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1937.
- [3]OHLIN B. Interregional and international trade [M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1952.

- [4] ISARD W. Location and space-economy [J]. Cambridge, MA: MIT Press, 1956.
- [5] KRUGMAN P R. Geography and trade [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1993.
- [6] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography [R]. Journal of political economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [7] KRUGMAN P, VENABLES A J. Globalization and the inequality of nations [J]. The quarterly journal of economics, 1995, 110(4): 857-880.
- [8] ALÑÓN-PRADO A, ARAUZO-CAROD J. Agglomeration, accessibility and industrial location: evidence from Spain [J]. Entrepreneurship and regional development, 2013, 25(3/4): 135-173.
- [9] SONG Y, LEE K, ANDERSON W P, et al. Industrial agglomeration and transport accessibility in metropolitan Seoul [J]. Journal of geographical systems, 2012, 14(3): 299-318.
- [10] MEJIA-DORANTES L, PAEZ A, VASSALLO J M. Transportation infrastructure impacts on firm location: the effect of a new metro line in the suburbs of Madrid [J]. Journal of transport geography, 2012, 22: 236-250.
- [11] RIOS-QUEZADA G, OBREGON-BIOSCA S A. The accessibility by the road transport infrastructure and industrial location theory [J]. Economia, sociedad y territorio, 2017, 17(55): 581-617.
- [12] 唐红祥. 交通基础设施视角下西部地区制造业集聚的区位熵分析 [J]. 管理世界, 2017(6): 178-179.
- [13] 刘荷, 王健. 交通基础设施对制造业集聚的溢出效应: 基于地区和行业的实证分析 [J]. 东南学术, 2014(4): 96-105.
- [14] 叶炜, 林善浪. 高速公路的发展是否促进了地区制造业产业集聚? ——基于中国高速公路网与制造业微观企业数据的实证研究 [J]. 经济经纬, 2017(4): 8-12.
- [15] 邓涛涛, 王丹丹, 吴丹. 交通基础设施、空间溢出与制造业地理集聚——基于省级分行业面板数据分析 [J]. 区域经济评论, 2017(2): 33-40.
- [16] 毛琦梁, 王菲. 空间接近能促进空间均衡吗? ——基于交通发展对制造业增长的非线性影响研究 [J]. 产业经济研究, 2017(6): 38-51.
- [17] SHAO S, TIAN Z, YANG L. High speed rail and urban service industry agglomeration: evidence from China's Yangtze River Delta Region [J]. Journal of transport geography, 2017, 64: 174-183.
- [18] DAI X, XU M, WANG N. The industrial impact of the Beijing-Shanghai high-speed rail [J]. Travel behaviour and society, 2018, 12: 23-29.
- [19] SUN B, YU H, PENG Z-R, et al. High-speed rail and manufacturing agglomeration: evidence from Beijing-Guangzhou high-speed rail in China [J]. Transportation research record, 2017, 2606(1): 86-95.
- [20] 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 [J]. 中国软科学, 2017(7): 81-90.
- [21] SASAKI K, OHASHI T, ANDO A. High-speed rail transit impact on regional systems: does the shinkansen contribute to dispersion? [J]. The annals of regional science, 1997, 31(1): 77-98.
- [22] 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.
- [23] HEUERMAN D F, SCHMIEDER J F. The effect of infrastructure on worker mobility: evidence from high-speed rail expansion in Germany [J]. Journal of economic geography, 2018, 19(2): 335-372.
- [24] 张明志, 余东华, 孙媛媛. 高铁开通对城市人口分布格局的重塑效应研究 [J]. 中国人口科学, 2018(5): 94-108.
- [25] LONG F, ZHENG L, SONG Z. High-speed rail and urban expansion: an empirical study using a time series of nighttime light satellite data in China [J]. Journal of transport geography, 2018, 72: 106-118.
- [26] 王赞赞, 陈宪. 市场可达性、人口流动与空间分化 [J]. 经济评论, 2019(1): 3-18.
- [27] ALONSO-VILLAR O, CHAMORRO-RIVAS J-M. How do producer services affect the location of manufacturing firms? The role of information accessibility [J]. Environment and planning A, 2001(9): 1621-1642.
- [28] DONG X, ZHENG S, KAHN M E. The role of transportation speed in facilitating high skilled teamwork [R]. NBER working papers, 2018.
- [29] ELLISON G, GLAESER E L. Geographic concentration in US manufacturing industries: a dartboard approach [J]. Journal of political economy, 1997, 105(5): 889-927.

- [30] DURANTON G ,OVERMAN H G. Testing for localization using micro-geographic data [J]. The review of economic studies 2005 72( 4) : 1077-1106.
- [31] 文东伟 ,洗国明. 中国制造业产业集聚的程度及其演变趋势: 1998—2009 年 [J]. 世界经济 2014( 3) : 3-31.
- [32] CHEN Z ,HAYNES K E. Impact of high-speed rail on regional economic disparity in China [J]. Journal of transport geography 2017 65: 80-91.
- [33] WANG L ,DUAN X. High-speed rail network development and winner and loser cities in megaregions: the case study of Yangtze River Delta ,China [J]. Cities 2018 83: 71-82.
- [34] 贺灿飞 ,潘峰华 ,孙蕾. 中国制造业的地理集聚与形成机制 [J]. 地理学报 2007( 12) : 1253-1264.
- [35] 陈曦 ,席强敏 ,李国平. 城镇化水平与制造业空间分布——基于中国省级面板数据的实证研究 [J]. 地理科学 , 2015( 3) : 259-267.
- [36] 路江涌 ,陶志刚. 我国制造业区域集聚程度决定因素的研究 [J]. 经济学( 季刊) 2007( 3) : 801-816.
- [37] 杨洪焦 ,孙林岩 ,吴安波. 中国制造业聚集度的变动趋势及其影响因素研究 [J]. 中国工业经济 2008( 4) : 64-72.
- [38] 徐保昌 ,谢建国. 市场分割与企业生产率: 来自中国制造业企业的证据 [J]. 世界经济 2016( 1) : 95-122.
- [39] 陆铭 ,陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护? [J]. 经济研究 2009( 3) : 42-52.
- [40] 吕越 ,吕云龙 ,高媛. 中间品市场分割与制造业出口的比较优势——基于全球价值链的视角 [J]. 产业经济研究 , 2017( 5) : 51-61.
- [41] 鲁桐 ,党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较 [J]. 经济研究 2014( 6) : 115-128.
- [42] DEBREZION G ,PELS E ,RIETVELD P. The impact of railway stations on residential and commercial property value: a meta-analysis [J]. The journal of real estate finance and economics 2007 35( 2) : 161-180.

(责任编辑: 雨 珊)

## Impact of high-speed rail service supply on spatial agglomeration of provincial manufacturing industry

ZHU Wentao

( College of Finance and Economics , Jimei University , Xiamen 361021 , China)

**Abstract:** Based on the micro-manufacturing enterprise data of China Industrial Enterprise Database from 2008 to 2013 , the EG index method is used to measure the average concentration of manufacturing industry in the 30 provinces of China at the county level. The results show that from the trend of the average agglomeration degree of manufacturing industry from 30 provinces , the overall spatial agglomeration of China manufacturing industry has been declining year by year , and the spatial diffusion situation is obvious , but it has inter-provincial heterogeneity. On the basis of measuring the concentration of manufacturing industry in various provinces in China , the data of the high-speed trains in each province is collected , and GMM estimation method is used to empirically test the impact of high-speed rail service supply on the spatial agglomeration of provincial manufacturing industry. The empirical results show that: overall , the increase of high-speed rail service supply plays a role in manufacturing industry space agglomeration. Significant inhibition has promoted the spatial dispersion of the manufacturing industry; further investigations by industry have found that the negative impact of high-speed rail service supply on the spatial agglomeration of technology-intensive manufacturing industries is greater than that of labor-intensive and capital-intensive manufacturing. We tested the robustness of the empirical conclusions by time-phase regression and replacement of the core explanatory variables , and found that after the time-phase regression , and the replacement of the core explanatory variables , the conclusion is still valid.

**Key words:** high-speed rail service; EG index; spatial agglomeration; instrumental variables; manufacturing industry; spatial diffusion