

新时期城市化推进过程中集聚阴影研究

——基于高铁通车的视角

张 昶 陈海山^{*}

摘要 通过使用中国 2007—2016 年的县级面板数据，本文从基础设施建设角度证实集聚阴影的存在。利用高铁通车作为准自然实验，我们发现，高铁通车后，县的人均 GDP 下降 2.6 个百分点。机制分析表明该作用在与中心城市距离大致在 97—195 千米内的县最为明显，这正是“集聚阴影”的体现。我们还发现具有较好禀赋的县会凭借高铁实现经济增长，考虑到常住人口变动，高铁通车对县域经济的负面效应会减弱。这些都表明高铁通车有可能促进区域经济“在集聚中走向平衡”。

关键词 高铁通车，集聚阴影，区域平衡

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.01.14

一、引 言

近十几年伴随中国经济高速增长的是城市化进程的快速推进，2011 年中国的城市化率在历史上首次超过 50%，这表明中国开始步入由中等城市化向高度城市化转变的新时期。近些年，中国的城市化呈现出一些新的现象：一方面，一些地区中心城市掀起了“人才争夺战”，通过降低入户门槛或提高福利待遇等手段吸引外来人口，而各大省会城市则使用县改区、地市改区等行政手段来提升自身在本省内部的首位度；另一方面，中小城市出现人口流出、经济规模相对缩减等现象。数据表明，2008—2016 年，地区中心城市 GDP 总量占全国比从 37.8% 上升到 40.2%。¹ 这些新现象表明，中国的城市化开始进入一个经济要素向中心城市快速集聚的新阶段（陆铭，2016）。

当前所呈现的新特点与新经济地理学（NEG）的中心-外围模型的预期相

^{*} 张晶，厦门大学经济学院经济学系；陈海山，东北财经大学经济学院。通信作者及地址：陈海山，辽宁省大连市沙河口区尖山街 217 号东北财经大学，116025；电话：18106976687；E-mail：chenhais-hanxmu@163.com。本研究得到国家自然科学基金面上项目“地方政府竞争与产业升级：基于企业微观视角的研究”（71773103）及中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“双重约束下产业升级与区域协调发展研究”（20720191007）的资助。作者感谢主编及匿名审稿专家的宝贵意见，当然文责自负。

¹ 本文中，中心城市设定为省会、直辖市、地区首府和计划单列市（不含拉萨市）。

符合，即随着贸易条件的改善，地区的经济发展是一个伴随着经济要素从外围地区 (peripheral area) 不断地向中心地区 (core area) 集聚的过程 (Krugman, 1991; Krugman and Elizondo, 1996; Fujita *et al.*, 2001)。在这个过程中，会发生一种特殊的城市化现象——集聚阴影 (agglomeration shadow)，即由于中心城市对经济要素的吸引力比较强，在中心城市周边会形成一个不利于小城市发展的经济阴影区。本文将依托这个理论考察新时期中国城市化进程中是否存在集聚阴影现象，以及发生集聚阴影的临界范围在哪里，从而在一定程度上解释中国当前城市化进程中的一些新现象。

中国的城市体系包括地级市和地级市下辖数量不同的县级行政区。市辖区构成了所在地级市中心，在行政、财政以及经济发展上直接被地级市所领，属于中心地区；而县与一个区域的中心地区²存在着一定的地理距离，具有一定的独立行政和财政权力，能够制定本地经济发展规划。因此，中国的县很大程度上被认为独立于地级市中心区（即市辖区），构成了区域经济发展的腹地 (hinterland)，即外围地区。本文旨在以县域作为外围地区，研究其经济发展动态变化情况，并验证县的经济发展动态变化是否存在集聚阴影现象。

贸易条件在中心-外围模型中占据着至关重要的作用，而交通基础设施则是贸易条件的决定性因素 (Faber, 2014; Baum-snow *et al.*, 2017, 2020)，交通基础设施的改善大大降低了地区之间的贸易成本，进而影响地区之间相对经济发展 (Donaldson and Hornbeck, 2016)。2008 年以来，中国交通基础设施建设中最引人瞩目的是高速铁路（以下简称“高铁”）的快速发展。截止到 2016 年年底，中国内地的高速铁路运营里程已超过 2.2 万千米。作为一种十分便捷的交通方式，高铁拉近了城市之间的“时空距离”（龙玉等，2017），因此高铁有可能是经济发展中集聚阴影现象发生或加剧的一个重要原因。

通过使用 2007—2016 年县级面板数据，本文研究 2008 年高铁通车与县域经济发展之间的关系并考察区域发展是否存在集聚阴影现象。DID (Difference in Difference) 分析表明，高铁通车后，县人均 GDP 下降 2.6 个百分点，这与中心-外围模型的预期一致。进一步，我们发现那些大致距离中心城市 97—195 千米范围内的通车县的人均 GDP 和常住人口规模下降最为明显，这说明中心城市集聚阴影效应主要落在这个临界范围内。此外，我们还发现县的资源禀赋可以抵消高铁通车对县域经济发展的负面效应，具体而言，拥有优质旅游资源的县人均 GDP 有所提高。最后，如果考虑到常住人口变动，高铁开通对县域经济发展的负面效应会减弱。

本文的研究结论与陆铭和陈钊 (2008)、陆铭等 (2012)、陆铭和向宽虎 (2014)、陆铭 (2017) 等倡导的“在集聚中走向平衡”的思想是相容的：高铁通车推动经济要素更加自由地流动，有利于实现经济集聚和人均意义上的

² 这个中心地区有可能是县所在的地级市市辖区，也有可能是其他地级市的市辖区。

区域平衡。本文的主要贡献可以总结为以下两点：

第一，在理论上，本文的研究拓展了我们对中心-外围模型的认知。在中国城市化不断推进的大背景下，以中心-外围模式思考中国整体的经济结构在地区上的调整，可以得出很多有洞见性的认识。特别地，本文将中心-外围模型的分析具体化到集聚阴影理论中，并证实中心-外围模型下的集聚阴影理论与“在集聚中走向平衡”的思想是相容的。

第二，在实证上，本文验证了交通基础设施建设所导致的集聚阴影现象的存在并进一步找出集聚阴影存在的大致范围。由于高铁建设有利于促进经济要素自由流动，同时禀赋上占据优势的县可以直接从高铁通车中受益，这些结果都表明高铁建设可能最终有利于中国的城市化“在集聚中走向平衡”。

本文接下来的部分安排如下：第二部分是文献综述与理论假说，第三部分是计量模型和相关数据说明，第四部分是基准实证分析，第五部分是机制分析，第六部分论证了高铁通车有利于区域经济“在集聚中走向平衡”，最后一部分是结论和政策含义。

二、文献综述与理论假说

经济活动在空间的分布是高度不均衡的，由此城市才得以产生，城市之间也会有大小之分，Krugman (1991) 用规模报酬递增对此进行了解释。从规模报酬递增出发，新经济地理学 (NEG) 的学者构建了一个中心-外围模型 (Krugman, 1991; Krugman and Elizondo, 1996; Fujita *et al.*, 2001)。中心-外围模型则认为促进经济要素集聚的向心力与排斥这种集聚的离心力的共同作用导致了城市的产生，向心力主要源于规模效应带来的外部经济、市场规模效应、知识外溢等，离心力来源于外部不经济，包括城市规模扩张引起的运输成本上升、拥挤效应、污染效应以及竞争压力等。在一定的发展阶段，中心城市对生产要素的向心力超过了离心力，也超过了其他城市的向心力，从而使得经济要素开始向作为中心地区的中心城市集聚。由中心-外围框架衍生出集聚阴影 (agglomeration shadow) 理论，可以视为中心-外围模型的具体表现形式 (Fujita *et al.*, 2001; Bosker and Buringh, 2017; Hodgson, 2018)。集聚阴影的基本逻辑是，由于制造业的边际报酬超过农业的边际报酬，同时地区中心的市场潜力更大，因此制造业会聚集在地区中心，而农业会分布在地区的周边，在一个多城市的区域中，制造业集聚中心中间的连接地带被称为集聚阴影区。集聚阴影的产生依赖于向心力和离心力，而距离是理解集聚阴影的重要因素：那些紧挨着中心城市的地区，有可能依靠中心城市的市场和经济溢出获得不错的发展 (许政等, 2010)，而距离中心城市较远的地区，由于相距较远，则有可能成为经济次中心而保持较高的发展水平，反而是那些距离中心城市不远不近的地区，最容易成为中心城市集聚阴影的“牺牲品”。

陈玉和孙斌栋 (2017)、Hodgson (2018) 的研究分别验证了集聚阴影现象在中国和美国的存在, Bosker and Buringh (2017) 的研究则表明, 欧洲古代城市发展也存在着集聚阴影现象。

在城市体系中, 不同城市之间的贸易成本则是影响城市相对离心力和向心力大小最重要的因素。在一定发展阶段, 随着贸易成本的下降, 中心城市的市场潜力 (market potential) 和市场准入度 (market access) 得到提升, 从而对经济要素的吸引力上升, 经济要素开始向中心城市集聚, 相应地, 外围地区的经济要素开始流出, 最终使得地区经济发展呈现出集聚阴影的模式 (Fujita *et al.*, 2001; Donaldson and Hornbeck, 2016; Bosker and Buringh, 2017; Hodgson, 2018)。而交通基础设施的发展是贸易成本变动的决定性因素, 分析交通基础设施建设与地区经济发展之间的关系也一直是区域经济学的研究热点 (Zheng and Kahn, 2013; Faber, 2014; Baum-Snow *et al.*, 2017, 2020; Qin, 2017; Lin, 2017)。这其中, 一些研究将视角落在了地区腹地: Faber (2014) 以县为单位的研究发现中国“五纵七横”高速公路建设对县域经济发展有负面效应, 并且认为这种负面效应与市场一体化的加深是相适应的。Qin (2017) 则研究了中国铁路提速对铁路所经过县域的影响, 同样发现铁路提速对县域经济有负面作用, 这种负面作用是由固定资产投资的下降引起的。Baum-Snow *et al.* (2020) 将地级市分为地区首要城市 (regional prime city) 和非首要城市, 表明高速公路建设会伤害到非首要城市的发展。

因此, 由于高铁通车降低了不同地区之间的贸易成本, 根据中心-外围模型, 我们提出假说 1:

假说 1 高铁通车会“伤害”到县的经济发展, 引起县的经济指标相对下降。

中心-外围理论预测, 由于地区中心的市场潜力更大, 会促使多数制造业集聚分布于城市中心。而在远离中心城市的某个“临界距离”之外的地区, 受中心城市“虹吸效应”影响较小, 部分制造业企业会专注在当地发展以满足本地客户的需求。但与中心城市不远不近的地区, 容易受到中心城市“虹吸效应”的影响, 却不易获得中心城市的“溢出效应”, 经济增长有可能会受到抑制, 形成“集聚阴影”。依据以上分析, 高铁的运营连接了中心城市与周围小城市, 降低了地区之间的运输成本, 加快了经济要素流动的速度, 有可能导致小城市的经济发展产生分化。即在高铁运营之后, 在距离中心城市高铁站点某个临界范围内, 城市经济活动将会出现“集聚阴影”现象, 该效应的范围大致会落在多个区域中心城市中间的位置。据此, 我们提出假说 2:

假说 2 高铁通车对县域经济发展的负面效应可以由集聚阴影理论进行解释, 即在通车县中, 与中心城市相隔一定临界距离的县经济指标下降最为明显。

如果假说1和假说2是正确的，那我们应该如何看待高铁通车对县域经济的负面效应以及由此引发的集聚阴影现象？从发达国家的城市化经验来看，在一定阶段，经济要素从外围向中心地区流动（陆铭，2016），集聚阴影是城市化进程中正常的现象。但这个过程可能会伴随着地区间经济发展差距扩大。为了应对地区间经济发展差距扩大这个问题，陆铭和陈钊（2008）、陆铭等（2012）、陆铭和向宽虎（2014）、陆铭（2017）等倡导中国的城市化应该“在集聚中走向平衡”，即破除户籍制度、市场分割等限制经济要素自由流动的因素，发挥中心城市集聚优势，做大经济蛋糕，提升经济总量，辐射经济腹地，促进腹地发展具有竞争优势的产业，真正实现经济集聚和人均意义上的区域平衡。梁琦等（2013）同样强调对户籍制度进行改革，促进劳动力自由流动，从而优化城市规模体系。从“在集聚中走向平衡”的角度思考，集聚阴影是一个积极的过程。将集聚阴影现象与“在集聚中走向平衡”的思想结合起来，可以得到另一种更深层次的理解：高铁作为一种便捷的交通方式，有利于经济要素更自由地流动，而这正是“在集聚中走向平衡”的前提条件。

不同的资源禀赋会促使地区有不同的发展路径，因为不同的资源禀赋优势代表着不同的集聚潜力，可以吸引不同的经济要素在本地集聚。对于这一点，现有的文献已经有丰富的研究成果，Ellison and Glaeser（1999）指出，矿物资源丰富的地区通常聚集着更多的制造业；Faber and Gaubert（2019）的研究则表明，丰富的旅游资源有利于相应地区服务业的发展。由于高铁有很强的时空压缩效应（龙玉等，2017），可以降低运输成本，促进经济要素更自由地流动，有助于资源禀赋好的地区进一步释放集聚潜力，吸引外部的资本进入并围绕本地资源发展，进而提升经济发展水平。因此在资源上具有优势的县，有可能凭借高铁通车，增强集聚能力，获得快速发展，这与“在集聚中走向平衡”这一思想一致，即地区要立足于本地的资源优势，发展有竞争力的产业（陆铭，2016）。据此，我们提出假说3：

假说3 高铁通车有利于经济要素更自由地流动，在资源禀赋上具有优势的通车县可以凭借高铁通车获得不一样的发展，最终有可能利于区域经济“在集聚中走向平衡”。

三、计量模型和相关数据说明

（一）计量模型设定

本文使用2008—2016年的县级（包括县、县级市和近些年刚发生县改区的区县，不包括2007年之前地级市原有的市辖区）面板数据，考察新开通的高铁线路如何影响县域经济发展。由于各个县开通高铁的时间有先后，因此，我们采用多期DID进行估计。本文基准计量模型设定如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 T_{it} + \theta X_{it} + region_i + year_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, Y_{it} 是被解释变量, 即各县的人均 GDP 对数值 ($\ln pergd p$), 以各县的 GDP 总值除以户籍人口再取对数。由于户籍人口规模变动相对平稳, 因此使用户籍人均 GDP 作为被解释变量与使用 GDP 总值作为被解释变量所得到的回归结果类似, 本文之所以使用前者, 是因为部分县的行政区划会有所变更, 造成经济总值前后不连续, 而使用户籍人口对 GDP 求平均后可以很大程度上解决这个问题。 T_{it} 是核心解释变量, 即 $T_{it} = treated_i \times post_{it}$, 如果某县 i 境内在样本期间有高铁线路开通, 则 $treated_i$ 取 1, 否则取 0; 在某县境内有高铁线路开通的当年及之后的年份, $post_{it}$ 取 1, 否则取 0; $T_{it} = 1$ 则表明该样本归属于实验组。

与 Qin (2017) 和张俊 (2017) 等研究将有铁路站点的县识别为实验组不同, 本文将有实际营运高铁线通过的县都归为实验组, 主要是基于以下三点考虑: 第一, 2008 年之后建成的高铁线路的走向与 2008 年之前已建成的“五纵七横”高速公路主干线的走向比较相似, 高铁线经过的区域交通通达度比其他区域要好很多, 非设站县更容易依靠公路与邻近的高铁站连接; 第二, 2012 年之后, 地方政府对高铁资源的争夺趋于激烈, 许多高铁线已经实现了“县县设站”; 第三, 以县政府驻地视为一个县的中心 (Baum-Snow *et al.*, 2017) 分别计算设站县中心和非设站县中心到高铁站的距离, 二者的距离均值分别为 8.67 千米和 21.64 千米, 差别并不大。Zheng and Kahn (2013) 指出, 高速铁路构成了交通廊道, 会影响到所经过城市的市场潜力, 因此高铁的影响不仅仅限于设站的城市; 一些学者的研究则表明高铁建设具有明显的“廊道效应” (corridor effect), 会重塑所经过地区的区域经济空间结构 (王姣娥等, 2014)。因此, 本文认定实验组的规则是这样的: 若某一年 6 月 30 日之前某县境内有实际运营的高铁线通过, 则该县在当年及随后的年份归为实验组, 若高铁线通过的时间在 6 月 30 日之后, 则该县次年及随后的年份归为实验组。

本文侧重于分析外围地区与中心地区的经济互动如何影响外围地区的经济发展, 因此我们在回归模型中加入了一系列县级层面可能影响县域经济发展的经济变量, 通过控制这些变量我们可以更好地识别出中心地区与外围地区经济互动的结果。³ 式 (1) 中 X_{it} 是一组县级层面的控制变量, 具体包括: 各县所在省份的物价指数 (cpi), 用来控制价格因素; 县人均投资对数值 ($\ln perinvest$), 用来控制各县投资对产出水平的影响; 各县的产业结构指数, 用第二产业占 GDP 的比 ($ratio_2$) 和第三产业占 GDP 的比 ($ratio_3$) 表示,

³ 通过加入基于县域自身的一系列控制变量, 本文所得到的回归结果是高铁影响县域经济发展的“下限值”。非常感谢匿名审稿专家对本文控制变量使用的意见和建议, 文责自负。

用来控制各县产业结构对产出水平的影响；财政独立性指数 (*inde*)，用各县的地方财政一般预算收入除以一般预算支出表示，用来控制各县的财政能力对产出水平的影响；各县人均财政一般预算支出对数值 (*lnperexp*)，用来控制各县的公共产品水平，同时加入这个变量也控制了县的政府规模；各县的贷款-GDP 比例 (*loanratio*)，用各县年末贷款余额除以 GDP 表示，用来控制各县的金融发展水平；各县人口密度的对数值 (*lndensity*)，用来控制各县的人口集聚水平；最后，撤县改区可能会影响到县的经济发展，因此我们在回归中也加入是否发生县改区的虚拟变量 (*change*)⁴。

最后，式 (1) 中 $region_i$ 是个体虚拟变量， $year_t$ 是时间虚拟变量， ϵ_{it} 是残差项。因为最早有高铁线建成通车的年份是 2008 年，我们将样本期设定为 2007—2016 年，来保证每个实验组内的样本都有期前数据，以满足 DID 模型的要求。

(二) 数据来源和说明

本文的数据主要有两部分：第一部分高铁数据来自中国国家铁路集团有限公司公布的高铁通车信息和《中国铁道年鉴》。由于中国第一条真正意义上的高铁线路（时速 200 千米以上）京津城际铁路是 2008 年开通的（张俊，2017；周玉龙等，2018），我们收集了 2008—2016 年新开通运营的高铁线路信息；第二部分县级数据主要来自历年《中国县域统计年鉴》，数据中的缺失值用分省统计年鉴的相应数据进行补充。由于西藏自治区的数据质量较差，本文将这部分数据剔除。

另外，本文所使用到的 2008 年高速公路路网以及工具变量计算所使用的中国地理高程图和中国分县地图来自国家地理信息公共服务平台。工具变量计算参考 Faber (2014)、白重恩和冀东星 (2018)、张梦婷等 (2018)。表 1 是主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量描述性统计

变量名	变量含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnpergdp</i>	ln (人均 GDP)	19 780	9.912	0.795	7.351	13.061
<i>T</i>	是否有高铁线路通过	19 780	0.094	0.292	0.000	1.000
<i>cpi</i>	各省物价指数	300	1.031	0.021	0.977	1.101
<i>inde</i>	财政独立性	19 756	0.332	0.242	0.007	5.149
<i>lnperinvest</i>	ln (人均固定资产投资)	19 751	9.424	1.093	0.201	13.456
<i>lnperexp</i>	ln (人均财政支出)	19 755	8.281	0.750	4.055	12.164

⁴ 撤县改区虚拟变量的生成方法与多期 DID 关键变量的生成方法相同。

(续表)

变量名	变量含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>ratio</i> ₂	第二产业比例	19 781	0.442	0.157	0.016	0.939
<i>ratio</i> ₃	第三产业比例	19 781	0.339	0.101	0.005	0.898
<i>change</i>	是否县改区	19 781	0.034	0.182	0.000	1.000
<i>lndensity</i>	ln(人口密度)	19 780	5.190	1.330	0.137	11.838
<i>loanratio</i>	贷款余额/GDP	19 648	0.526	0.331	0.000	7.281

数据来源：《中国铁道年鉴》《中国县域统计年鉴》、国家地理信息公共服务平台。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

本文首先根据模型(1)考察高铁建设对所经过县经济增长的平均处理效应(ATE)。为了解决潜在的异方差和序列相关问题，所有回归都将标准误聚类到县。表2是基准回归结果。

表2 基准回归结果

被解释变量： <i>lnpergdp</i>	全样本	设站县	非设站县	控制高速公路影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>T</i>	-0.026*** (0.006)			-0.020** (0.008)	-0.017*** (0.007)
<i>T</i> × 设站县		-0.024*** (0.008)			
<i>T</i> × 非设站县			-0.030*** (0.010)		
常数项	6.286*** (0.317)	6.440*** (0.341)	6.563*** (0.362)	5.039*** (0.392)	6.214*** (0.312)
样本数	19 642	18 808	18 650	7 280	19 642
<i>R</i> ²	0.984	0.984	0.984	0.986	0.984
年份固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
样本期	2007—2016	2007—2016	2007—2016	2007—2016	2007—2016

注：括号内为聚类到县的标准误；表中所有回归均加入了控制变量；*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 下同。

第(1)列是全样本回归，结果显示，核心解释变量 T 的系数在 1% 的水平上显著为负，说明高铁通车抑制了所经过县域的经济增长，以第(1)列为准，高铁通车会使县人均 GDP 下降 2.6 个百分点。

进一步，我们将实验组中的县分为设站县和非设站县，分别基于模型(1)进行回归，结果如表 2 的第(2)列和第(3)列所示。两个回归中的对照组保持一致，即第(2)列回归结果是剔除非设站县样本而得到的，而第(3)列回归结果则剔除设站县样本。第(2)、(3)列的核心变量的系数不仅都显著为负，而且在系数大小上接近。第(2)列和第(3)列的结果从回归的角度论证了本文设定实验组的合理性。

另外，Faber (2014) 对中国“五纵七横”高速公路网的建设研究发现高速公路网的建设抑制了“边缘县”的经济增长，由于高铁线路走向和高速公路网走向比较相似，基准回归中的负面效应有可能是由高速公路网引起的。为排除该作用，我们进行了两方面的稳健性检验：第一，将样本限定在 2008 年已经通高速公路的县，如果在子样本回归中， T 的回归系数依旧显著为负，则说明高铁开通对县域经济的负面效应是真实存在的。第二，在回归中加上 2008 年通高速公路县虚拟变量与年份虚拟变量的交叉项，以控制高铁开通之前已存的高速公路对经济发展随时间变化的影响。

我们的数据中一共有 737 个县在 2008 年通高速公路，第(4)列是用这 737 个县 2007—2016 年数据进行回归的结果，第(5)列则加入了高速公路虚拟变量与年份虚拟变量的交叉项，可以看出， T 的系数依旧高度显著为负。该结果再一次表明高铁开通确实对县域经济有负面影响。

(二) 因果关系再识别

本文所研究的高铁建设对县域经济发展的影响，在样本选择上可能存在自选择问题，为缓解由此导致的内生性问题，本文参考 Faber (2014) 的方法构建出一个具有时变性的工具变量，即最小成本工具变量 ($cost_iv_{it}$)，并进行工具变量回归。在最小成本工具变量的计算中，我们将 2008—2016 年间每年开通的高铁线首尾两个城市视为节点城市，根据节点城市逐年生成与新开通高铁线路相应的最小成本路线，再按照与生成 T_{it} 相同的方法，根据最小成本路线生成 $cost_iv_{it}$ 。

表 3 即工具变量法的回归结果。第(1)列是第一阶段回归结果，可以看出工具变量 $cost_iv$ 跟 T 是显著正相关的；第(2)列中，参考孙圣民和陈强 (2017) 的思路对工具变量进行外生性讨论，即同时将 T 和工具变量 $cost_iv$ 加入到回归中，此时 $cost_iv$ 的回归系数不显著，这说明工具变量具有外生性；第(3)列是第二阶段回归结果，可以看出 T 的系数显著为负。表 3 的回

归结果再一次证实了高铁开通对县域经济发展存在着负面效应。⁵

表 3 工具变量法回归结果

被解释变量	T		
	第一阶段		外生性检验
	(1)	(2)	(3)
T		-0.020** (0.008)	-0.037*** (0.011)
cost_iv	0.583*** (0.024)	-0.010 (0.009)	
常数项	-1.267*** (0.338)	6.275*** (0.317)	6.253*** (0.300)
样本数	19 642	19 642	19 642
R ²	0.709	0.984	0.935
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本期	2007—2016	2007—2016	2007—2016
第一阶段 F 值			638.345

(三) 平行趋势检验

最后，参考 Li et al. (2016) 的研究，我们对本文 DID 回归进行平行趋势检验，同时也考察高铁开通之前和之后对县域经济的动态变化。

我们将平行趋势检验的回归系数绘制成动态图展示在图 1 中。图 1 表明，2008 年高铁开始通车之后，通车县和非通车县的经济发展趋势明显开始发生背离，高铁通车对县域经济的负面效应开始显现。在高铁通车之前，通车县和非通车县的经济发展趋势是平行的，即我们的 DID 模型符合平行趋势假设。另外，图 1 表明，高铁通车对县域经济发展的负面效应在通车后的第 4 年开始减弱，并在第 6 年后趋于消失，这意味着区域经济发展在高铁通车四五年后可能逐渐达到新的平衡。

本部分的分析表明高铁通车对县域经济发展存在着负面效应，在经过一系列的稳健性检验后，这个结果依然成立，这说明假说 1 是正确的。

⁵ 我们也参考 Li et al. (2016) 的研究对 DID 回归进行了伪干预检验，伪干预检验进一步证实了本文基准回归结果的稳健性，具体结果留存备索。

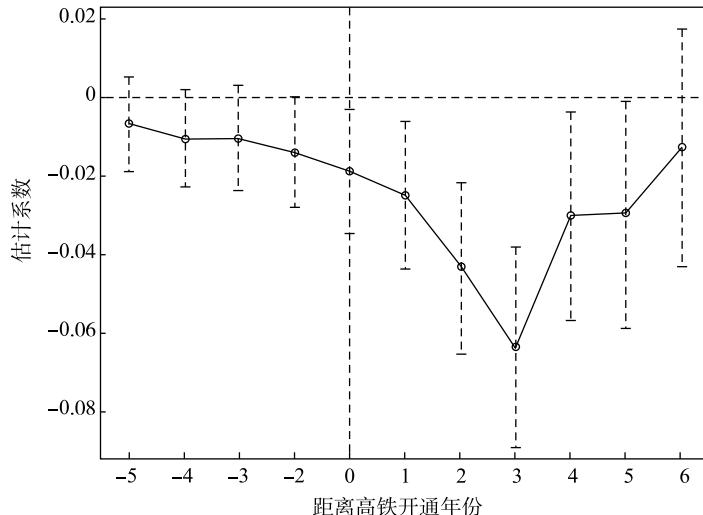


图1 平行趋势检验

注：图中竖虚线表示估计系数的95%上下置信区间。

五、机制分析：集聚阴影

第四部分的研究表明，高铁开通对于县域经济发展存在着负面影响，证实了本文的假说1。本部分我们将考察这种负面影响是否是集聚阴影的真实反映，即我们的假说2是否成立。

(一) 集聚阴影：实证分析

我们从距离这个角度来论证高铁通车下集聚阴影是否存在。参考Hodgson (2018) 的研究思路，我们将本文的计量模型调整如下⁶：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^5 \beta_j dum_j \times T_{it} + \theta X_{it} + region_i + year_t + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

其中， dum_j 是一组衡量实验组县与中心城市距离的虚拟变量，其构造方法如下：首先将实验组内的县按照其与中心城市的距离从小到大进行排列，如果一个县与中心城市的距离在左端20%分位数内，则在 dum_1 中，这个县样本取1，否则取0。类似的，如果一个县与中心城市的距离在左端20%—40%分位数内，则在 dum_2 中这个县样本取1，否则取0，其他以此类推。其次将 dum_j 分别与 T 交叉相乘加入回归。参考Faber (2014)、Baum-Snow *et al.* (2020) 的研究，我们将中心城市选定为2016年已经有高铁线路通过的省会城市、地区首府、直辖市和计划单列市，距离则以县政府驻地和中心城市政

⁶ 如果依据同样的方法，从 $cost_iv$ 生成与 $dum_j \times T_{it}$ —对应的工具变量进行两阶段回归 (Jedwab *et al.*, 2015)，本部分以及接下来的回归结果并没有发生大的变化，集聚阴影的结论依然成立。

府驻地之间最短直线距离计算。⁷按照集聚阴影的概念，如果高铁通车对县域经济发展的负面效应是集聚阴影的真实体现，则预期 $dum_1 \times T$ 到 $dum_5 \times T$ 这五个变量中，两边变量的系数应该比中间变量的更大，或者中间的变量系数显著为负，而两边变量的系数不显著。

表 4 即按照式 (2) 回归得到的结果。第 (1) 列结果同预期一致，即 $dum_1 \times T$ 、 $dum_2 \times T$ 的系数不显著，中间的 $dum_3 \times T$ 、 $dum_4 \times T$ 的系数高度显著为负，而 $dum_5 \times T$ 的系数也不显著。由于云南省、宁夏回族自治区和内蒙古自治区到 2016 年还没有高铁线路通过，因此在第 (2) 列中我们去掉了这三个省份重新进行子样本回归，而在第 (3) 列中，我们在回归方程中加入高速公路虚拟变量与年份虚拟变量的交叉项来控制高速公路的影响，同样地，集聚阴影现象依旧存在。

另外，虽然使用直线距离作为分组的依据更具外生性 (Faber, 2014)，但是直线距离有可能引入度量偏误，我们依据 2016 年的高速铁路网络，计算了通车县与中心城市的路网距离，然后按照路网距离分组并重新回归以进行稳健性检验⁸，表 4 第 (4)—(6) 列为回归结果，可以看出，集聚阴影现象依旧存在。

以上结果表明，高铁通车对县域经济发展的负面效应主要是由与中心城市距离居中的通车县承担的。以和中心城市的距离为度量标准，则高铁通车对县域经济的负面效应程度呈现出倒 U 形。以表 4 第 (2) 列为准，按照我们对距离的划分，集聚阴影区主要集中在距离地区中心城市大致为 97 千米 ($dum_3 \times T$) 至 195 千米 ($dum_4 \times T$) 这个范围。

表 4 集聚阴影

被解释变量： $\ln per gdp$	中心城市直线距离			中心城市路网距离		
	全样本回归 (1)	去除三个 省份样本 (2)	控制高 速公路影响 (3)	全样本回归 (4)	去除三个 省份样本 (5)	控制高 速公路影响 (6)
$dum_1 \times T$	-0.006 (0.015)	0.003 (0.014)	0.006 (0.015)	-0.013 (0.014)	-0.005 (0.014)	-0.002 (0.014)
$dum_2 \times T$	-0.023 (0.015)	-0.014 (0.015)	-0.011 (0.015)	-0.025* (0.014)	-0.017 (0.014)	-0.016 (0.014)
$dum_3 \times T$	-0.033** (0.013)	-0.025* (0.013)	-0.024* (0.013)	-0.032** (0.014)	-0.024* (0.014)	-0.023 (0.014)

⁷ 2016 年，除西藏自治区以外，尚未通高铁的省或自治区还有云南省、内蒙古自治区和宁夏回族自治区。

⁸ 感谢匿名审稿专家在这方面的建议，文责自负。

(续表)

被解释变量： $\ln pergd\beta$	中心城市直线距离			中心城市路网距离		
	全样本回归	去除三个 省份样本	控制高速 公路影响	全样本回归	去除三个 省份样本	控制高速 公路影响
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$dum_4 \times T$	-0.051*** (0.013)	-0.043*** (0.013)	-0.044*** (0.013)	-0.038*** (0.012)	-0.030** (0.012)	-0.031** (0.012)
$dum_5 \times T$	-0.017 (0.012)	-0.009 (0.012)	-0.013 (0.012)	-0.021 (0.014)	-0.013 (0.014)	-0.013 (0.014)
常数项	6.288*** (0.317)	6.517*** (0.352)	6.214*** (0.312)	6.291*** (0.317)	6.520*** (0.353)	6.218*** (0.312)
样本数	19 642	17 542	19 642	19 642	17 542	19 642
R ²	0.984	0.983	0.985	0.984	0.983	0.985
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
样本期	2007—2016	2007—2016	2007—2016	2007—2016	2007—2016	2007—2016

(二) 集聚阴影：竞争性假说与稳健性检验

本文理论分析中指出，集聚阴影源自中心城市视角下的经济要素的向心力和离心力，因此我们将中心城市引入，根据通车县与中心城市的距离进行异质性分析，进而从侧面证实了集聚阴影的存在。但存在着一个竞争性假说有可能威胁到结果的可信度，即高铁通车同样使中心城市的人均 GDP 减少，即高铁对所有地区的经济发展都是负面的，集聚阴影并不存在。⁹

为了验证竞争性假说，我们将被解释变量替换为各县人均 GDP 与中心城市人均 GDP 的比值（简称“人均 GDP 比值”，下同）。如果在通车后人均 GDP 比值是下降的，则说明通车县的相对 GDP 下降更多，竞争性假说不成立。表 5 即相应的回归结果，其中，第（1）列表明，高铁通车确实使得通车县的人均 GDP 比值有所下降¹⁰，而第（2）列的结果表明，通车县的人均

⁹ 感谢匿名审稿专家在这方面的建议，文责自负。

¹⁰ 这种下降可能源自两种情况：第一，高铁通车后，中心城市人均 GDP 上升；第二，高铁通车后，通车县人均 GDP 下降。任一种情况，或两种情况同时发生，都足以说明竞争性假说不成立。当然，还有另一种更极端的可能性，即中心城市和通车县的人均 GDP 都发生了下降，同时后者的下降程度更大，但是正如本文引言中指出，2008—2016 年中心城市 GDP 占全国比从 37.8% 上升到了 40.2%，因此这种可能性非常小。

GDP 比值下降也是遵循着集聚阴影的模式，即距离中心城市大致 97 千米 ($dum_3 \times T$) 至 195 千米 ($dum_4 \times T$) 这个范围为集聚阴影区。第 (3) 列中，我们同样在回归方程中加入高速公路虚拟变量与年份虚拟变量的交叉项，结果保持稳健。

表 5 竞争性假说

被解释变量：	基本回归		控制高速公路影响
	(1)	(2)	
人均 GDP 比值 (户籍口径)			
T	-0.008** (0.004)		
$dum_1 \times T$		-0.000 (0.013)	0.004 (0.013)
$dum_2 \times T$		-0.003 (0.007)	0.001 (0.007)
$dum_3 \times T$		-0.013** (0.006)	-0.010* (0.006)
$dum_4 \times T$		-0.017*** (0.006)	-0.014** (0.006)
$dum_5 \times T$		-0.005 (0.007)	-0.003 (0.007)
常数项	-1.166*** (0.194)	-1.164*** (0.193)	-1.186*** (0.191)
样本数	19 642	19 642	19 642
R^2	0.963	0.963	0.963
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本期	2007—2016	2007—2016	2007—2016

本部分的研究论证了本文假说 2 的正确性，即高铁通车对县域经济发展的负面效应可以由集聚阴影理论进行解释，即在通车县中，与中心城市相隔一定临界距离（大致为 97—195 千米）的地区经济指标下降最为明显。

六、在集聚中走向平衡

本文在第五部分证实了假说2，本部分我们将从县常住人口规模变动的视角来讨论高铁通车对县域经济的负面效应。¹¹通过引入县常住人口这个变量，我们来验证本文的假说3。

（一）高铁通车与常住人口变动

相比于传统的运输方式，高铁具有快速、准时、安全、舒适等优势，适合旅客出行，因此其对经济要素的影响首先会体现在促进人口流动上，尤其会促进较高素质的劳动力流动（Lin, 2017）。在这一部分，我们手动收集了2010—2016年全国大部分县的常住人口数据¹²，以县常住人口的对数值为被解释变量，研究高铁通车是否会影响到县的常住人口规模。

由于数据可得性所限，我们无法获得2010年之前的分县常住人口数据，部分实验组样本缺少期前数据，相比于DID方法，使用工具变量法估计的结果可能会更加可靠，因此我们使用工具变量法回归。¹³表6即以县常住人口对数值为被解释变量的回归结果。第（1）列被解释变量是常住人口对数值，T的回归系数显著为负，表明高铁通车会导致通车县常住人口的流出。为了对比分析，我们将被解释变量换成户籍人口对数值，第（2）列是2010—2016年样本工具变量法的回归结果，而第（3）列和第（4）列分别是2007—2016年样本工具变量法和DID的回归结果，这三列中，T的系数都不显著并且非常接近于0，这表明高铁通车并不会对通车县的户籍人口规模有影响。表6的回归结果表明，高铁通车会影响县常住人口规模，而在户籍制度还没有发生大的变动的情况下，高铁通车对户籍人口规模不会有影响（Au and Henderson, 2006；Faber, 2014）。

陆铭和陈钊（2008）、陆铭等（2012）、陆铭和向宽虎（2014）、陆铭（2017）等一系列研究倡导中国的整体经济发展应该“在集聚中走向平衡”，一个核心要义就在于地区之间要做好基础设施联通，促进要素自由流动。本文的研究表明，高铁建设在这个过程中发挥了十分积极的作用：高铁通车会拉进地区之间的经济距离，促进以人口为代表的经济要素自由流动。龙玉（2017）的研究则表明，高铁建设对资本的自由流动也有积极的作用。

¹¹ 为节省篇幅，本部分的实证回归不进行有关高速公路的稳健性检验，加入高速公路虚拟变量与年份交叉项不影响本部分回归的稳健性。

¹² 黑龙江省、吉林省、新疆维吾尔自治区、青海省以及内蒙古自治区2010年后的分县常住人口数据无法获得，因此在本部分的回归中，我们将这五个省的样本县删除。

¹³ 使用双向固定效应DID方法进行回归不会影响本部分回归的稳健性。

表 6 高铁通车与人口变动

	ln (常住人口)		ln (户籍人口)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
T	-0.012** (0.005)	0.004 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.004 (0.003)
常数项	12.642*** (0.093)	11.950*** (0.259)	12.413*** (0.233)	12.405*** (0.234)
样本数	11 555	13 753	19 642	19 642
R ²	0.079	0.153	0.222	0.222
工具变量法	是	是	是	否
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本期	2010—2016	2010—2016	2007—2016	2007—2016

为了进一步证实集聚阴影的存在，我们以常住人口对数值为被解释变量，按照式(2)进行工具变量法回归。参考 Jedwab *et al.* (2015) 的做法，我们从 $cost_iv_{it}$ 生成与 $dum_j \times T_{it}$ 一一对应的工具变量进行两阶段回归。表 7 的结果与表 4 的结果类似，即 $dum_3 \times T$ 系数显著为负，而其他四个系数不显著，这同样表明高铁通车对县常住人口的负面效应主要是由与中心城市距离居中的通车县承担的。人口是众多经济要素中相对活跃的，高铁通车对县常住人口变动的影响可以视为集聚阴影最直接的体现。

表 7 集聚阴影在常住人口上的表现

	ln (常住人口)
$dum_1 \times T$	-0.002 (0.011)
$dum_2 \times T$	-0.004 (0.008)
$dum_3 \times T$	-0.020** (0.010)
$dum_4 \times T$	0.004 (0.010)
$dum_5 \times T$	-0.007 (0.008)

(续表)

	ln(常住人口)
常数项	12.652*** (0.091)
样本数	11 555
R ²	0.082
工具变量法	是
年份固定效应	是
个体固定效应	是
样本期	2010—2016

(二) 异质性分析：资源禀赋差异下的高铁通车

资源禀赋的差异深刻影响不同地区的发展路径 (Ellison and Glaeser, 1999; Faber and Gaubert, 2019), “在集聚中走向平衡”也强调地区要立足于本地的资源优势, 发展有竞争力的产业 (陆铭, 2016)。Lin (2017) 的研究表明, 高铁通车对地级市旅游业相关的就业人口的提升作用十分明显。因此, 我们生成一个虚拟变量 ($resource_t$), 如果一个县拥有优质的旅游资源, 定义为 1, 否则为 0, 用这个县在 2007—2018 年是否有旅游景区入选全国 5A 级旅游景区来衡量, 之所以将景区入选日期一直延伸到 2018 年, 是因为 5A 级旅游景区的评选需要比较长的时间。同样, 我们将 T 与 $resource$ 交叉相乘引入回归, 回归结果见表 8。回归显示, T 的系数依旧显著为负, 而 $T \times resource$ 的系数显著为正, 同时其绝对值要大于 T , 说明如果一个县拥有优秀的旅游资源, 在高铁开通后, 可以吸引周边城市的旅游需求, 增加要素的流入, 在高铁通车中受益, 通车后人均 GDP 提升 0.7%。

表 8 旅游资源禀赋与高铁通车

	lnpergdp
T	-0.030*** (0.007)
$T \times resource$	0.037** (0.017)
Constant	6.290*** (0.316)
样本数	19 642
R ²	0.984

(续表)

	$\ln \text{pergdp}$
年份固定效应	是
个体固定效应	是
样本期	2007—2016

以上两个小节的回归结果不仅再一次验证了假说 2，同时也验证了假说 3 的前半部分，即高铁通车有利于经济要素更自由地流动，而在资源禀赋上具有优势的通车县可以凭借高铁通车获得不一样的发展。

(三) 高铁通车，常住人口变动与经济发展

在前文的分析中，我们都是以户籍口径下的人均 GDP 作为被解释变量。由于各个地区户籍人口的相对不变性，因此户籍口径下的人均 GDP 下降更多地反映了通车县经济规模的下降。上一小节的结果表明，高铁通车也会降低县的常住人口规模，如果考虑到常住人口的变动，则高铁通车对县人均 GDP 的负面影响很可能小一些。

为了验证该猜想，我们将县域人均 GDP 以常住人口计算后进行回归，然后与按户籍人口计算的人均 GDP 的回归结果进行比较。表 9 即相应的回归结果，对比第(1)列和第(3)列，我们发现，如果考虑到常住人口变动，则高铁通车对人均 GDP 的影响确实要小很多，这说明通过常住人口变动，会部分地抵消高铁通车对县域人均 GDP 的负面效应，而这也是“在集聚中走向平衡”这个思想的核心要义。第(2)列和第(4)列则表明，使用 2010—2016 年的样本进行工具变量法回归，集聚阴影现象依旧存在；第(4)列中，五个交叉项的回归系数绝对值都比第(2)列中相应的值要小一些，因此，考虑到常住人口变动，则集聚阴影现象会减弱，这同样也与“在集聚中走向平衡”的思想相一致。

表 9 常住人口人均 GDP 与户籍人口人均 GDP 比较

	$\ln(\text{户籍人口人均 GDP})$		$\ln(\text{常住人口人均 GDP})$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
T	-0.042*** (0.012)		-0.029** (0.012)	
$dum_1 \times T$		-0.015 (0.026)		-0.014 (0.031)
$dum_2 \times T$		-0.042** (0.019)		-0.040* (0.021)

(续表)

	ln(户籍人口人均GDP)		ln(常住人口人均GDP)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$dum_3 \times T$		-0.048** (0.019)		-0.025 (0.020)
$dum_4 \times T$		-0.047*** (0.015)		-0.042*** (0.014)
$dum_5 \times T$		-0.011 (0.013)		-0.006 (0.012)
常数项	3.974*** (0.383)	3.982*** (0.384)	3.490*** (0.367)	3.490*** (0.367)
样本数	11 555	11 555	11 555	11 555
R^2	0.894	0.894	0.890	0.890
工具变量法	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本期	2010—2016	2010—2016	2010—2016	2010—2016

正如前文理论假说分析中所提及的，我们应该如何看待高铁通车对县域经济的负面影响以及由此引发的集聚阴影现象？Faber（2014）认为，交通基础设施的改善是区域经济一体化的必要条件，贸易成本降低后，与腹地经济规模相对下降相伴随的是整体经济效率随着贸易成本的降低而提高，同时整体的经济产出会上升；如果从“在集聚中走向平衡”的角度分析，随着贸易成本的下降，经济要素更自由地流动，中心地区和外围地区的人均收入水平会发生收敛，因而高铁通车对县域经济的负面效应有可能是一个必要的调整过程（陆铭，2016，2017）。本文事件研究法图1表明，在高铁通车3—4年后，高铁对县域经济的负面效应开始逐渐减弱，这种负面效应的逐渐减弱可能代表必要的调整过程；本部分的研究则表明，考虑到常住人口变动，高铁通车对县域人均GDP的负面影响就不会那么强烈，而具有优质资源禀赋的县可以从高铁通车中直接受益，这些可以被视为“在集聚中走向平衡”的间接经验证据。本部分的研究论证了本文假说3的正确性。

七、结论和政策含义

本文利用2008—2016年新开通的高铁线路为准自然实验，从基础设施建设角度实证考察其对县域经济的影响。结果表明2008年高铁通车后，县人均GDP下降2.6个百分点。平行趋势结果表明，高铁通车对县域经济的负面影响

响集中在通车后 3—4 年，而机制分析发现，高铁通车对县域经济发展的负面影响同中心-外围模型下的集聚阴影的表现一致，且集聚阴影的范围主要落在与中心城市距离大致在 97—195 千米的范围内。此外，随着通车后经济要素更自由流动，通车县常住人口规模也会减少，同时常住人口的变动也遵循集聚阴影的模式。而考虑到常住人口变动，则高铁通车对县人均 GDP 的负面影响会小一些，这与“在集聚中走向平衡”的思想正相符合。本文的研究还发现，虽然高铁会促进资源向中心区域集中，但当县域具有较好资源禀赋时，高铁也促进这些地区吸引资源，实现经济增长，具体来说，拥有优质旅游资源的县可以从高铁通车中获益。

当前，中国正处于由中等城市化向高度城市化转变的新时期，高铁线路连接了地区的中心城市和腹地城市，降低了贸易成本，促进经济要素更加自由地流动，引起了中国整体的经济结构按照中心-外围模式所预测的再调整。高铁的建立不但进一步提升了中心城市的集聚水平，也促进了资源流向禀赋(如旅游资源)较好的县域，促进它们实现经济增长。长期来看，高铁通车加深了区域经济一体化程度，促进一部分地区先富起来，最终可能有利于整体区域经济实现“在集聚中走向平衡”。

本文的研究具有重要的政策含义：在整体经济结构再调整的过程中，不可避免地会对一些外围区域经济发展产生负面冲击，而如何依托于自身的优勢应对这种冲击是地方政府所必须要面对的关键课题。对于处于“集聚阴影”区域的地方政府，不但要注重提升自身的交通通达度，更重要的是抓住高铁带来的机遇，发掘本地资源优势，借助高铁开通的纽带作用，增多与“中心”区域的交流，积极吸引要素流入，制定出适合自身的发展策略，实现经济增长。

参 考 文 献

- [1] Au, C., and J. V. Henderson, “Are Chinese Cities Too Small?”, *The Review of Economic Study*, 2006, 73, 549-576.
- [2] 白重恩、冀东星，“交通基础设施与出口：来自中国国道主干线的证据”，《世界经济》，2018 年第 1 期，第 101—122 页。
- [3] Baum-Snow, N., J. V. Henderson, M. A. Turner, Q. H. Zhang, and L. Brandt, “Does Investment in National Highways Help or Hurt Hinterland City Growth?”, *Journal of Urban Economics*, 2020, 115, 103124.
- [4] Baum-Snow, N., L. Brandt, J. V. Henderson, M. A. Turner, and Q. H. Zhang, “Roads, Railroads, and Decentralization of Chinese Cities”, *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99 (3), 435-448.
- [5] Bosker, M., and E. Buringh, “City Seeds: Geography and the Origins of the European City System”, *Journal of Urban Economics*, 2017, 98, 139-157.
- [6] 陈玉、孙斌栋，“京津冀存在‘集聚阴影’吗——大城市的区域经济影响”，《地理研究》，2017

- 年第10期，第1936—1946页。
- [7] Donaldson, D., and R. Hornbeck, “Railroads and American Economic Growth: A ‘Market Access’ Approach”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (2), 799-858.
- [8] Ellison, G., and E. L. Glaeser, “The Geographic Concentration of Industry: Does Natural Advantage Explain Agglomeration?”, *The American Economic Review*, 1999, 89 (2), 311-316.
- [9] Faber, B., “Trade Integration, Market Size and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System”, *The Review of Economic Study*, 2014, 81, 1046-1070.
- [10] Faber, B., and C. Gaubert, “Tourism and Economic Development: Evidence from Mexico’s Coastline”, *The American Economic Review*, 2019, 109 (6), 2245-2293.
- [11] Fujita, M., P. Krugman, and A. J. Venables, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. MIT Press, 2001.
- [12] Hodgson, C., “The Effect of Transport Infrastructure on the Location of Economic Activity: Railroads and Post Offices in the American West”, *Journal of Urban Economics*, 2018 (104), 59-76.
- [13] Jedwab, R., E. Kerby, and A. Moradi, “History, Path Dependence and Development: Evidence from Colonial Railways, Settlers and Cities in Kenya”, *The Economic Journal*, 2015, 127 (8), 1467-1494.
- [14] Krugman, P., and R. L. Elizondo, “Trade Policy and the Third World Metropolis”, *Journal of Development Economics*, 1996 (49), 137-150.
- [15] Krugman, P., “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economic*, 1991, 99 (3), 483-499.
- [16] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016 (123), 18-37.
- [17] 梁琦、陈强远、王如玉,“户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化”,《中国社会科学》,2013年第12期,第36—59页。
- [18] Lin, Y. T., “Travel Costs and Urban Specialization Patterns: Evidence from China’s High Speed Railway System”, *Journal of Urban Economics*, 2017 (98), 98-123.
- [19] 龙玉、赵海龙、张新德、李曜,“时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化”,《经济研究》,2017年第4期,第195—208页。
- [20] 陆铭,“城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来”,《经济学》(季刊),2017年第16卷第4期,第1499—1532页。
- [21] 陆铭,《大国大城——当代中国的统一、发展与平衡》。上海:上海人民出版社,2016年。
- [22] 陆铭、陈钊,“在集聚中走向平衡:城乡和区域协调发展的‘第三条道路’”,《世界经济》,2008年第8期,第57—61页。
- [23] 陆铭、高虹、佐藤宏,“城市规模与包容性就业”,《中国社会科学》,2012年第10期,第47—66+206页。
- [24] 陆铭、向宽虎,“破解效率与平衡的冲突——论中国的区域发展战略”,《经济社会体制比较》,2014年第4期,第1—16页。
- [25] Qin, Y., “‘No County Left Behind?’ The Distributional Impact of High-Speed Rail Upgrades in China”, *Journal of Economic Geography*, 2017, 17 (3), 489-520.
- [26] 孙圣民、陈强,“家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据”,《经济学》(季刊),2017年第16卷第2期,第815—832页。
- [27] 王姣娥、焦敬娟、金凤君,“高速铁路对中国城市空间相互作用强度的影响”,《地理学报》,2014年第69卷第12期,第1833—1846页。
- [28] 许政、陈钊、陆铭,“中国城市体系的‘中心—外围模式’”,《世界经济》,2010年第7期,第

- 144—160 页。
- [29] 张俊, “高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究”,《经济学》(季刊), 2017 年第 16 卷第 4 期, 第 1533—1562 页。
- [30] 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, 第 137—156 页。
- [31] Zheng, S. Q., and M. E. Kahn, “China’s Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Megacity Growth”, Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2013, 110 (14), 1248-1253.
- [32] 周玉龙、杨继东、黄阳华、G. 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, 第 118—136 页。

A Study of Agglomeration Shadow during Urbanization in the New Era —The Case for High-Speed Rail

JING ZHANG

(Xiamen University)

HAISHAN CHEN*

(Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract Using county-level data from 2007 to 2016 in China, we empirically find the construction of high-speed rail leads to a reduction in per capita GDP by 2.6%. The effect was more pronounced in counties within a distance of roughly 97-195 kilometers from central cities, which proves the existence of agglomeration shadow. Counties with better endowments benefit from the construction of high-speed rail, and the negative effect will be reduced if the change of permanent population is taken into consideration. All these indicate that the high-speed rail may promote the regional economy “toward balance in agglomeration”.

Keywords high-speed railway, agglomeration shadow, regional balance

JEL Classification O11, R11, H54

* Corresponding Author: Haishan Chen, The School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, No. 217 Jianshan Street, Shahekou District, Dalian, Liaoning 116025, China; Tel: 86-18106976687; E-mail: chenhaishanxmu@163.com.