

交通基础设施的经济分布效应^{*}

——来自高铁开通的证据

张克中 陶东杰

内容提要: 区域间交通基础设施的改善在促进经济增长的同时,也会引发经济要素在空间上的转移,新经济地理学称之为交通基础设施的“经济分布效应”。本文以高铁开通作为一项“准自然实验”,利用2001—2012年地级市面板数据证实了高铁的“虹吸效应”,为交通基础设施的经济分布效应提供了经验证据。首先,高铁开通显著降低了沿途非区域中心城市的经济增长率;其次,距离区域中心城市越近的地级市受到高铁开通的负向影响越大;第三,高铁的“虹吸效应”主要发生在东部地区,对不同产业的影响存在一定的差异性。

关键词: 高速铁路 交通基础设施 经济分布效应

一、引言

交通基础设施是推动区域经济增长的重要因素之一(Aschauer, 1989; Donaldson, 2013; 张学良, 2012)。区域间交通基础设施的改善在促进经济增长的同时,也会引发经济要素在空间上的转移,改变区域空间分布格局。这在新经济地理学上被称为“经济分布效应”(economic distributional effect)。一方面,区域间交通基础设施的改善会加速周边城市或地区的要素资源向中心城市转移,增强区域中心城市对周边城市的经济集聚,抑制相邻区域的经济增长(Chandra & Thompson, 2000; Faber, 2014; Qin, 2014)。另一方面,交通基础设施的网络属性推动区域经济一体化进程,强化了区域中心城市向周边城市的经济扩散效应,促进周边城市的经济增长(Baum-Snow et al, 2007, 2010, 2012)。

改革开放30多年来,大规模的交通基础设施建设是推动中国经济高速增长的重要动力。中国高速铁路^①(以下简称高铁)建设是近年来中国乃至世界范围内交通基础设施建设史上标志性事件。“十三五”期间,我国高铁建设投资规模还将保持高

位运行。到2020年,全国高速铁路运营里程将达到3万公里,覆盖80%以上的大城市,逐步形成完善的高速铁路网。随着中国步入高铁时代,高铁必然对中国区域经济发展、要素流动以及产业结构产生深远的影响,对区域空间分布格局的影响正在经历由空间距离到时间距离的演变。高铁开通对区域空间分布将产生怎样的影响?影响机制是什么?这些都是中国在加速高铁网络布局中面临的重要问题,不仅关乎高铁大规模投资的经济效应评估,也有助于在缩小区域差距、实现区域协调发展的战略背景下,考察交通基础设施对区域经济的驱动作用。由此,本文选取高铁开通作为一项“准自然试验”(quasi natural experiment),研究高铁开通对“沿途地级市”(本文特指非区域中心城市)经济增长的影响,为交通基础设施的经济分布效应提供经验证据。

利用2001—2012年地级市面板数据和双向固定效应模型(two-way fixed effects model)研究发现,高铁开通显著降低了沿途地级市的经济增长率。新经济地理学理论认为,高铁开通可能增强了区域中心城市对高铁沿途地级市的经济集聚,导致沿途

* 张克中、陶东杰,华中科技大学管理学院,邮政编码:430074,电子邮箱:th928@163.com, taodongjie_hust@foxmail.com。本文得到国家社科基金一般项目(15BJL088)的资助。感谢上海交通大学陆铭教授提出的宝贵建议;感谢匿名审稿人的意见与建议,文责自负。

地级市经济增长率下降。这种现象被形象地称为高铁的“虹吸效应”^②。新古典经济学框架下的研究没有考虑交通基础设施的空间溢出效应,可能低估或者高估交通基础设施对经济增长的影响。中国高铁的“虹吸效应”为交通基础设施的经济分布效应提供了一项重要的经验证据。

二、文献回顾

新经济地理学理论认为,在规模收益递增的作用下,经济集聚促进经济增长(Duranton & Puga, 2003; Duranton & Turner, 2012; Duranton et al, 2014);在不完全竞争条件下,经济集聚形成地理上的“中心—外围”(core-periphery)经济分布模式。区域经济活动是从外围向中心集聚,还是从中心往外围扩散,取决于市场范围、交通费用及区域间劳动力的可移动性(Krugman, 1980)。其中,交通基础设施的改善会降低交通费用,拉近“中心”和“外围”的空间距离,为经济要素在区域间流动提供便利的通道,影响区域间经济活动的集聚或扩散。现有的文献对交通基础设施与经济增长之间的关系做了大量研究,随着新经济地理学的发展,越来越多的文献开始关注交通基础设施的“经济分布效应”(Boarnet, 1998; Cantos et al, 2005)。已有的研究发现交通基础设施经济分布效应包括经济集聚效应和经济扩散效应。

一类研究发现交通基础设施的改善会增强中心城市对周边城市的经济集聚。Chandra & Thompson(2000)研究1969—1994年美国州际高速公路发现,接入州际高速公路促进了县域经济增长,高速公路增强了这些县对没接入高速公路相邻县的经济集聚。Faber(2014)研究了中国高速公路网络的建设对区域经济的影响,发现高速公路会加快区域中心城市对周边接入高速公路的县城的市场整合,增强区域中心城市经济集聚效应,抑制边缘县经济增长。Qin(2014)研究了中国铁路在2004和2007年的两次提速升级,认为铁路升级增强了铁路节点城市对沿途中小县城的经济集聚。李煜伟、倪鹏飞(2013)使用1990—2008年中国部分城市数据和向量自回归(VAR)模型进行实证研究发现,交通运输网络的改善加速了要素集聚。

另一类研究则发现交通基础设施的改善加速了区域经济由中心向外围的扩散。Baum-Snow et al(2012)研究中国城市圈交通基础设施发现,城市周边、城市间的高速公路和铁路交通的改善会导致“次郊区化”(suburbanization),经济活动会沿着城市周

边的交通支线和环线向外扩散。Xu & Nakajima(2015)研究发现,接入高速公路的县可获得大城市经济增长的正向溢出效应,能获得更好的工业增长,尤其是重工业的增长。

高铁是20世纪中后期出现的一项重大的技术创新,高铁网络的建设是交通基础设施水平的一次重大提升,大幅缩短了地区间的时间距离。自1964年日本的“新干线”开通至今,法国、意大利、美国、德国、中国等国家都大规模地建设了高铁网络。随着高铁的快速发展,学者们主要研究了高铁的增长效应和分布效应。一是高铁的经济增长效应。Vickerman(1997)考察了法国的TGV、德国的ICE、西班牙的AVE和意大利的Direttissima等多个国家的高铁,发现高铁对总体经济增长具有明显的推动作用。Kim(2000)考察了日本与欧洲的高铁发展后指出,高铁开通增加了区域可达性,改变了居民的居住区选择和工作方式,推动了区域经济增长。Ahlfeldt & Feddersen(2010)发现德国科隆至法兰克福高铁的开通提升了市场可达性,推动了沿途地区的经济增长。

二是高铁的经济分布效应。Spiekermann & Wegener(1994)绘制了欧洲、西欧、德国和法国高铁建设前后的时空地图,发现高铁主要连接的是区域中心城市,高铁沿途的非中心城市成了新的边缘区域。Sasaki et al(1997)分析了日本新干线对日本区域经济发展的影响,发现新干线网络的扩张导致核心区域的可达性进一步提升,经济集聚程度进一步增强。Vickerman(1997)和Givoni(2006)研究多个国家的高铁后发现,高铁促进了总体经济增长,同时也增强了经济集聚,主要推动了中心城市的经济增长,而抑制了边缘城市的经济增长。Preston & Wall(2008)和Hall(2009)也认为,当高铁提升了所连接的大城市的交通可达性时,也使得沿途的中小城市被忽略,进而产生“隧道效应”(tunnel effect),甚至导致沿途城市的要素资源向中心节点城市转移。Vickerman(1997)还从企业微观层面研究发现,高铁的快速发展促进了区域中心地区公司扩张行为,牺牲了边缘地区公司的利益,进而抑制了边缘地区的经济增长。总之,作为区域间交通基础设施的重大提升,高铁的开通促进了总体经济增长,增强了区域间经济增长的空间溢出性,与此同时也引发了区域经济空间分布格局的改变,可能会提升区域经济的极化水平(Albalade & Bel, 2012)。

中国高铁的开通始于2007年,至今已经初具规模,连接了全国主要的大城市。高铁开通的历程正

好处于中国经济快速发展和结构转型期,发展速度快且规模空前。然而国内对高铁经济效应的研究明显滞后。

三、背景、数据和估计方法

(一)中国高铁开通的背景

中国高铁的建设始于2004年中国铁路长远规划的实施,经过十多年对既有铁路的高速化改造和新的铁路客运专线建设,中国目前已经建成了世界上最大规模以及最高运行速度的高铁网。至2015年底,中国时速200公里以上的新建铁路客运专线运营里程已经超过19000公里,占全球高铁运营里程的50%以上,基本上建成了以“四纵四横”^①为骨架的全国快速客运网。根据中国中长期铁路网规划方案,到2020年,中国时速200公里以上的高铁里程将会超过3万公里。

从1997年至2007年首条高铁开通前,中国铁路网在这10年间经历了6次大提速。1997年、1998年、2000年、2001年和2004年经过5次大提速,全国铁路旅客列车的速度由时速48.1公里提升至时速65.7公里;特快列车时速达到92.8公里;直达特快列车时速达到119.2公里。2007年4月18日,我国铁路实施了第6次大提速。这次大提速从时间顺序上看是前5次的一个延续,但这次大提速最主要的内容是开通了时速200公里以上的257对动车组,高铁开通从此正式拉开了序幕。高铁的开通是铁路交通基础设施的一次非常重大的提升,它大幅度地拉近了城市之间的时间距离。2009年12月26日,时速大于350公里的新建铁路客运专线,武广客运专线正式开通,武汉到广州的铁路旅行时间从11小时缩短到约4小时。2015年7月1日,全国铁路新一轮调整的运行图中,开行旅客列车总数达到2844对,其中动车组列车1696对,成为“主力军”。

高铁的开通在区域中心城市之间建立了快速的通道,高铁沿途的中小城市直接融入了大都市的交通圈。高铁作为一种快速的交通工具,对区域经济的影响可以归结为“三大效应”:虹吸效应、同城效应和节点效应。“虹吸效应”是指高铁的开通会加速城市间经济要素流动,促进资金、人才、信息向发展环境优越、行政效能高的城市聚集,改变高铁沿途城市的经济空间分布格局。“同城效应”的意思是,高铁通过的城市与相邻城市将发生联动效应,在一体化基础上实现同城化。高铁网络中的节点城市将是高铁开通的最大受益者,被称为“节点效应”。高铁的

“三大效应”说明高铁开通对区域经济的影响具有两面性。一方面,高铁带来的交通便利性可能加速区域中心城市的技术和知识外溢,通过扩散效应促进沿途地级市的经济增长。另一方面,高铁可能加速市场整合和要素流动。当区域中心城市和沿途城市之间的交通壁垒降低的时候,人口、资金等要素可能更容易集聚到更有增长潜力的城市,而区域中心城市通过市场一体化的提升将更多商品流入到沿途地级市。

(二)估计方法

研究交通基础设施对经济增长影响的挑战之一是交通基础设施与经济增长之间的反向因果带来的内生性问题。高铁作为国家层面的战略规划,连接了占全国GDP大约一半的区域中心城市(直辖市、省会和副省级城市),形成纵横交错的高铁网络。对于非区域中心城市的沿途地级市而言,是否开通高铁主要取决于该城市是否位于中心城市之间的连线上。换句话说,沿途地级市的经济增长不是决定高铁是否从该地级市经过的直接原因,可以将高铁的开通看作一项“准自然实验”进行研究。因此,本文选取的研究对象是高铁沿途地级市,不包括区域中心城市,旨在考察高铁开通对沿途地级市经济增长的影响及其可能的机制,在很大程度上避免反向因果带来的内生性问题。

由于不同地级市的高铁开通的时间存在年度上的差异,我们采用方程(1)所示的双向固定效应模型^②,控制时间固定效应和地级市的个体固定效应,采用OLS估计。

$$Y_{it} = \alpha + \beta HSR_{it} + \gamma X_{it} + \delta_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

方程(1)中,下标*i*表示地级市,*t*表示年度。*Y*是因变量,研究中包括经济增长、固定资产投资、FDI、人口流动等变量。由于许多地级市的行政区域在样本期间发生过变动,GDP水平值在行政区划变动的时候会发生统计上的重大跳跃。因此我们使用全市人均GDP增长率作为经济增长的指标。*X*是控制变量集。虚拟变量 $HSR_{it} = 1$ 表示地级市*i*在年份*t*已经开通了高铁, $HSR_{it} = 0$ 表示未开通高铁。 δ_t 表示时间固定效应,在回归中是一系列的年份虚拟变量。 μ_i 表示地级市的个体固定效应, ϵ_{it} 是随机扰动项。

(三)数据

本文所使用的数据主要包括两部分。一是地级市层面的数据,来源于2002—2013年《中国城市统计年鉴》中的“地级及以上城市统计资料”。我们整

理出 2001—2012 年地级市层面的面板数据,并以 2001 年为基期,将 GDP 数据根据各省份的 GPI 进行了平减调整;固定资产投资、FDI 等数据根据各省份 CPI 进行了平减调整。此外,我们使用百度地图的测量工具手工测量了各地级市与区域中心城市的直线距离。表 1 是主要变量的描述性统计结果。

二是地级市高铁开通时间的数据。我们通过铁道部披露的数据手工整理了《中国城市统计年鉴》“地级及以上城市资料”中收录的 284 个地级及以上城市

在 2001—2012 年期间是否开通高铁和开通高铁的具体时间。如果是上半年(6 月 30 日之前)开通高铁,我们定义为当年开通,如果是下半年开通高铁,我们定义下一年为开通年份^⑥。图 1 是我国各年度已开通高铁的地级市数量。可以看出,2007 年有 57 个地级市开通高铁,之后每年都有新的地级市开通高铁,至 2012 年达到了 110 个。至 2012 年,多数地级市没有开通高铁,高铁开通的虚拟变量有足够大的变异,有利于估计高铁开通对沿途地级市经济增长的影响。

表 1 主要变量描述性统计结果

变量	观测数	均值	标准差	变量说明
PGDP	2938	9267.84	7008.95	人均 GDP(GDP/人口数)
PGDPGR	2682	0.038	0.0875	人均 GDP 增长率(使用人均 GDP 计算得到)
population	2946	385.99	225.48	人口数(万人)
pgr_n	2740	5.48	4.15	人口自然增长率(‰)
pmr	2642	1.18	4.85	人口迁入率(‰;人口增长率-人口自然增长率)
invest	2945	381.07	455.63	固定资产投资(亿元)
FDI	2822	35998.17	98923.45	外商直接投资(万美元)
FE	2946	827119.9	936509.8	财政支出(万元)
BN	2943	9811.92	5784.22	医院床位数(个)
PI	2944	17.45	9.42	第一产业占 GDP 比重(%)
SI	2944	48.47	1.02	第二产业占 GDP 比重(%)
TI	2956	34.11	6.70	第三产业占 GDP 比重(%)
dtn	2976	184.42	132.77	距离中心城市的直线距离(公里)

注:(1)由于数据来源中存在少量缺失值,表中的数据是非平衡面板数据;(2)根据本文的研究对象,我们剔除了区域中心城市(直辖市、省会城市和副省级城市),也剔除了西藏和重庆,共包括 248 个地级市,12 个观测年份;(3)使用的是全市(地区)层面的数据,并非市辖区的数据;(4)人口数为常住人口数;(5)dtn(distant to node)是使用百度地图直线测量工具手工测量得到的数据。因为省际行政边界的存在降低了区域大城市对外省城市的“吸纳效应”(许政等,2010),所以我们测量的是该城市的政府大楼所在地和该城市所在省的中心城市(省会、副省级城市或直辖市)政府大楼所在地之间的直线距离,作为两地间距离的代理变量。一个城市与省内所有中心城市的直线距离的最小值即观测值。

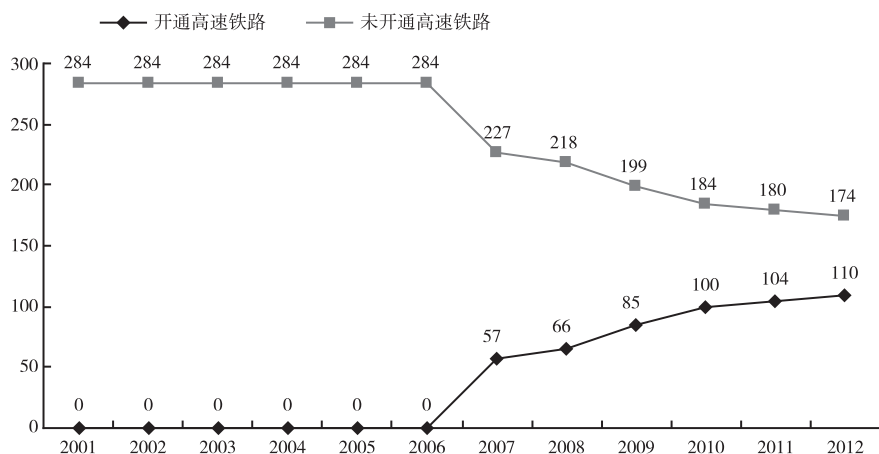


图 1 2001—2012 年全国开通高铁的地级以上城市数量统计图

四、实证结果分析

(一) 高铁开通对沿途地级市经济增长的影响:

OLS 估计结果

首先,我们使用人均 GDP 增长率(PGDPGR)作为因变量,采用双向固定效应模型进行 OLS 估

计,考察高铁开通对沿途地级市经济增长的影响。表 2 报告了基本回归结果。表 2 中的回归(1)仅控制了双向固定效应和滞后一期的人均 GDP 水平值的对数(lnlpgdp),结果表明,HSR 的估计系数在 5%的水平显著为负,说明高铁开通使得沿途地级市的人均 GDP 的增长率降低了 1.5%。

表 2 高铁开通对沿途地级市经济增长的影响:OLS 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	PGDPGR	PGDPGR	PGDPGR	PGDPGR	PGDPGR	PGDPGR	PGDPGR	PGDPGR
HSR	-0.015** (0.006)	-0.015*** (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.015*** (0.006)	-0.004 (0.005)		-0.015** (0.006)
lnpinvest			0.358*** (0.036)			0.369*** (0.040)		
lnpFDI				0.001 (0.002)		-0.002 (0.002)		
pmr					0.000 (0.000)	0.000 (0.000)		
PDL							-0.009 (0.009)	-0.001 (0.010)
lnsave		0.025*** (0.009)	-0.313*** (0.039)	0.032*** (0.009)	0.025*** (0.009)	-0.324*** (0.042)	0.025*** (0.009)	0.025*** (0.009)
lnhealth		0.040* (0.023)	0.024* (0.014)	0.024 (0.024)	0.012 (0.015)	0.013 (0.015)	0.040* (0.023)	0.040* (0.023)
lngov		-0.023 (0.015)	0.015 (0.014)	-0.026 (0.016)	-0.021 (0.015)	0.011 (0.015)	-0.023 (0.015)	-0.023 (0.015)
lnlpgdp	-0.241*** (0.024)	-0.216*** (0.026)	-0.417*** (0.038)	-0.231*** (0.027)	-0.205*** (0.026)	-0.427*** (0.044)	-0.215*** (0.026)	-0.216*** (0.026)
Constant	0.018*** (0.006)	1.814*** (0.231)	0.834*** (0.185)	1.993*** (0.241)	1.818*** (0.230)	0.885*** (0.178)	1.798*** (0.233)	1.814*** (0.232)
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.220	0.315	0.444	0.331	0.331	0.455	0.314	0.315
N	2682	2678	2678	2549	2667	2539	2678	2678

注:(1)括号内是稳健标准误;(2)***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

在回归(2)中加入了储蓄率的对数(lnsave)、表示人力资本质量的人均床位数对数(lnhealth)和表示制度环境的财政支出占 GDP 比重对数(lngov)。结果显示,SHR 的估计系数不变,且在 1%的水平显著为负。回归(1)和(2)的结果表明,高铁开通显著降低了沿途地级市的经济增长率。在基础回归中,我们并没有加入投资、人口这类影响经济增长的变量,原因是这些变量可能正是高铁开通影响经济增长的渠道。如果将这些变量全部加入到模型中,高铁开通对经济增长的影响将无法识别。通过逐步加入这些控制变量可以识别高铁开通对经济增长影响的主要渠道。

已有研究铁路或公路对经济增长影响的文献均采用了这样的识别策略(Banerjee et al, 2012; Qin, 2014; Faber, 2014)。

回归(3)(4)(5)分别是在回归(2)的基础上加入了人均固定资产投资对数(lnpinvest)、人均 FDI 对数(lnpFDI)和人口流入率(pmr)。结果表明,当模型中加入了 lnpinvest 后,HSR 的估计系数变得不再显著,而 lnpinvest 的估计系数在 1%水平显著为正。而加入 lnpFDI 或 pmr 后,HSR 的估计系数的大小和显著性几乎未变,同时两者的估计系数也不显著。回归(6)将以上三个变量同时加入到模型中,

HSR 的估计系数同样变得不再显著。上述结果说明,固定资产投资是高铁开通影响沿途地级市经济增长的主要渠道。

根据高铁的定义,在基本回归中我们没有区分新建的“高铁客运专线 PDL”(Passenger Dedicated Lines)和从普通铁路升级而来的高铁(动车)。高铁开通对沿途地级市经济增长的影响可能仅仅来源于时速 350 公里以上的客运专线,而并非普通高铁(动车)的作用。因此,有必要区分高铁客运专线和普通动车的影响,进而检验文中高铁定义的合理性。我们根据铁道部官网公布的高铁客运专线的站点数据,手工整理了开通高铁客运专线的地级市以及对应的开通年份。与 HSR 的构造方法相同,我们构造了虚拟变量 $PDL_{it}=1$ 表示城市 i 在年份 t 已经开通了高铁客运专线,否则 $PDL_{it}=0$ 。

表 2 的回归(7)是将 PDL 替代 HSR 加入到方程(1)中,结果显示,PDL 的估计系数并不显著,而在回归(8)中,同时将 HSR 和 PDL 加入到方程(1)中,发现在控制了 HSR 的基础上,PDL 对经济增长并没有显著的影响,而 HSR 的回归系数仍然在 5% 水平显著为负。以上结果表明,尽管普通高铁的定义时速为 200 公里以上,与高铁客运专线的定义时速 350 公里以上有很大差距,但是相对于高铁开通前,铁路客运速度已经有了大幅提升,所以普通高铁的开通已经对沿途地级市经济增长产生了显著影响,而高铁客运专线的效应并不显著。结果也证明本文对高铁的界定是合适的。

(二)高铁开通对沿途地级市经济增长的影响: 2SLS 估计结果

面板数据双向固定效应模型的本质也是倍差法,必须满足处理组和对照组具有共同趋势的假设。尽管我们认为高铁开通对于沿途地级市来说是相对外生的,但早期的高铁都是在现有的铁路干线上升级改造而成,而铁路干线沿途城市的经济发展水平相对较高。如果开通高铁的城市在 2007—2012 年的经济增长趋势高于未开通高铁的城市,那么 OLS 估计结果将低估高铁开通对沿途地级市经济增长的负面影响,但并不影响高铁开通降低沿途地级市经济增长率的结论。然而,高铁开通的主要年份是 2007 年以及之后几年,正是全球处于金融危机的年份,经济增长有下行趋势。假如开通高铁的城市受到金融危机的冲击较大,经济增长趋势低于未开通高铁的城市,那么我们的 OLS 估计结果则会高估高铁开通的影响。为了消除这种担忧,我们使用了工

具变量法克服高铁开通可能的内生选择问题。

Faber(2014)在对中国高速公路的研究中,使用了“最小路径树”的方法将中心城市用直线连接,利用“是否位于连接中心城市的直线上”作为“接入高速公路”的工具变量。我们使用类似的思路构造了工具变量。中国高铁的规划目标是建成“四纵四横”的高铁网络,连接全国各区域的中心城市。非中心城市的地级市是否开通高铁,与该地级市的地理位置是否处于高铁网络中的中心城市之间的直线上紧密相关。而后者由历史的地理区位决定,与近期经济增长之间不直接相关。因此,工具变量($ivHSR$)的构造方法如下。第一步,利用样本期间已建成的一部分高铁“四纵四横”网络,找到已建成线路经过的中心节点城市(直辖市、省会和副省级城市),并在百度地图上使用测量工具将这些中心节点城市按照高铁网络的布局用直线连接起来^⑥;第二步,测量每个地级市的标记点(市中心)与直线段的垂直距离,如果该垂直距离小于或等于 50 公里,则认为该地级市位于直线段上;第三步,记录每一条直线段对应的高铁开通的年份作为基准年份;第四步,对于位于直线段上的地级市 i ,且年份 t 大于等于基准年份,则令 $ivHSR_{it}=1$,否则 $ivHSR_{it}=0$ 。

利用构造出的工具变量,使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。表 3 中的回归(1)是 2SLS 的估计结果,HSR 的估计系数为 -0.033,且在 1% 的水平上显著为负,说明高铁开通使沿途地级市人均 GDP 增长率降低了 3.3%。回归(2)是第一阶段的估计结果, $ivHSR$ 的估计系数在 1% 的水平上显著,说明 HSR 和 $ivHSR$ 高度相关。值得注意的是,2SLS 的 HSR 估计系数的绝对值比表 2 中 OLS 估计系数的绝对值大,说明开通高铁的城市相对于未开通高铁的城市经济增长趋势较高,OLS 估计实际上低估了高铁开通对沿途地级市经济增长的影响,也证实基于 OLS 回归结果的结论是可信的。而金融危机下开通高铁的城市经济增长趋势较低的假说难以成立。在下文的分析中,我们主要报告双向固定效应模型 OLS 估计的结果。

我们更加关心的是:如何解释高铁开通降低了沿途地级市的经济增长率? 新经济地理学理论中的“中心—外围”经济分布模式对上述结果的理论解释是,区域间交通基础设施的改善增强了经济集聚(Helpman & Krugman, 1985; Fujita et al, 1999)。高铁开通抑制了沿途地级市经济增长,是因为高铁开通降低了交通成本,加速经济活动和要素

由沿途地级市向区域中心城市转移,增强了区域中心城市对沿途地级市的经济集聚,即高铁的“虹吸效应”。但是仅凭高铁开通降低了沿途地级市的经济增长率这一基本回归结果,并不足以充分证实高铁的“虹吸效应”。为了检验上述理论解释,我们从交通基础设施的经济集聚效应的作用渠道、异质性等方面做进一步的实证分析。

表3 高铁开通对沿途地级市经济增长的影响:2SLS估计结果

	(1)	(2)
	2SLS	First stage
	PGDPGR	HSR
HSR	-0.033*** (0.010)	
ivHSR		0.700*** (0.016)
Constant	1.750*** (0.118)	0.375 (0.288)
Control variables	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	2678	2684

注:(1)括号内是稳健标准误;(2)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

(三) 高铁开通对沿途地级市经济增长影响的渠道

交通基础设施的改善增强经济集聚的主要渠道是促进经济要素的流动。高铁的“虹吸效应”应该表现为高铁开通加速沿途地级市的经济要素集聚到中心城市。在经济要素中,投资和人力资本是流动性较强的两种基本要素。我们考察高铁开通是否通过降低投资或导致人口流出,进而抑制了沿途地级市经济增长。我们使用沿途地级市的人均固定资产投资的对数(lnpinvest)、人均FDI的对数(lnpFDI)和人口迁入率(pmr)作为因变量,使用双向固定效应模型进行OLS估计。

表4中的回归结果(1)(2)(3)表明,高铁开通显著降低了沿途地级市的固定资产投资水平,而对FDI和人口迁入率的影响为负,但不显著。结合表2中的回归结果可以看出,高铁开通可能使固定资产投资这一重要经济要素加速流入到中心大城市,这是高铁开通增强经济集聚的影响渠道,也是高铁“虹吸效应”的表现。

表4 高铁开通对沿途地级市固定资产投资、FDI和人口流入的影响

	(1)	(2)	(3)
	lnpinvest	lnpFDI	pmr
HSR	-0.055*** (0.010)	-0.087 (0.064)	-3.059 (5.423)
Constant	8.263*** (0.079)	4.997*** (0.521)	569.015*** (46.426)
Control variables	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
R ²	0.980	0.768	0.122
N	2933	2796	2681

注:(1)括号内是稳健标准误;(2)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

(四) 高铁开通对沿途地级市经济增长影响的异质性

首先,我们考察高铁沿途地级市与区域中心城市的距离带来的异质性。因为区域中心城市的经济集聚效应主要体现为要素集聚、市场整合(Redding, 2012;Faber,2014),距离区域中心城市越近的城市,越容易受到中心城市的集聚作用。陆铭、向宽虎(2012)发现,与“区域性核心大城市”距离越近的城市,受到来自“区域性核心大城市”的集聚力量越强大。如果说高铁“虹吸效应”存在的话,那么高铁开通对距离区域中心城市越近的地级市经济增长的负向影响越大。为了检验这一点,我们在方程(1)中加入了HSR与“距离区域中心城市的直线距离”(dtn)的交互项,如方程(2)所示。

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 HSR_{it} + \beta_2 HSR_{it} \cdot (dtn - 0.184) + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

方程(2)中,0.184(千公里)是所有地级市距离区域中心城市的距离平均值。方程中的系数 β_1 表示当地级市距离区域中心城市为平均距离时,高铁开通对沿途地级市经济增长的影响。预期 β_1 的符号与表2中的回归结果(2)一样显著为负。而交互项 $HSR_{it} \cdot (dtn - 0.184)$ 的系数 β_2 则表示,与中心大城市的距离增大时,高铁开通对经济增长影响的变化趋势。根据理论推测,我们预期 β_2 显著为正。表5中的回归结果(1)表明,HSR的估计系数仍然在5%的水平上显著为负,与我们的预期相符。更重要的是,交互项 $HSR \cdot (dtn - 0.184)$ 的估计系数在5%的水平上显著为正,说明与区域中心城市距离越近的沿途地级市受到的高铁“虹吸效应”越强,符合经济集聚的理论预期。

表5 高铁开通对沿途地级市经济增长影响的异质性

	(1)	(2)
	PGDPGR	PGDPGR
HSR	-0.011** (0.006)	-0.049*** (0.008)
HSR · (dtn-0.184)	0.088** (0.038)	
HSR · middle		0.064*** (0.010)
HSR · west		0.052*** (0.016)
Constant	1.820*** (0.231)	1.922*** (0.237)
Control variables	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
R ²	0.316	0.324
N	2678	2678

注:(1)括号内是稳健标准误;(2)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

然后,我们考察高铁开通对沿途地级市经济增长的影响在东中西部^⑥的差异。在中国,高铁“虹吸效应”可能主要发生在东部地区。原因有以下几点。首先,交通基础设施的网络属性决定了其必然同时带来两种不同的效应,扩散效应和集聚效应。在什么情况下,交通基础设施的改善带来集聚效应为主?答案取决于区域经济格局中的中心城市和外围城市之间是否正处于快速集聚的过程中。如果区域经济正处于集聚的过程中,那么交通基础设施的改善将加强经济集聚效应。中国的交通基础设施建设与地区经济增长表现出的空间集聚特征主要集中于东部沿海地区(张学良,2012)。因此,高铁的“虹吸效应”可能尤其体现在东部地区。其次,高铁开通的区域也主要集中于东部地区,而东部地区也恰好有北京、上海、广州等诸多特大城市。这些特大城市的经济集聚能力很强,高铁的开通会增强东部特大城市的经济集聚效应。第三,高铁作为一种交通基础设施,不同于高速公路的是,它主要带来的是人口、资金的流动,对服务业的经济集聚作用更为突出(Qin, 2014)。而东部地区的服务业比较发达,高铁开通更容易带来服务业的集聚。因此,我们在方程(1)中加入是否属于中部、西部的虚拟变量(middle和west)与HSR的交互项,检验高铁开通对沿途地级市经济增长影响的区域异质性,进而验证高铁的“虹吸效应”。回归模型如方程(3)所示。

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 HSR_{it} + \beta_2 HSR_{it} \cdot middle + \beta_3 HSR_{it} \cdot west + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

回归方程中的系数 β_1 表示高铁开通对东部地区沿途地级市经济增长的影响; $\beta_1 + \beta_2$ 表示高铁开通对中部地区沿途地级市经济增长的影响; $\beta_1 + \beta_3$ 表示高铁开通对西部地区沿途地级市经济增长的影响。表5中回归(2)的结果显示,HSR的估计系数 β_1 在1%的水平上显著为负,说明高铁开通对东部地区沿途地级市的经济增长具有显著的负向影响。值得注意的是, β_2 和 β_3 显著为正,且绝对值要大于 β_1 。根据回归结果可以推断,高铁开通对中部和西部地区沿途地级市的经济增长并没有显著负面影响,相反会有一点正向促进作用,其原因有可能是中西部地区的交通基础设施较差,城市之间的距离较远,高铁开通对本地经济有一定促进作用,而高铁开通所带来的“虹吸效应”并不明显。

(五)高铁开通对不同产业的影响

新经济地理学理论认为,经济集聚效应主要集中于工业和服务业,如果高铁开通增强了区域经济集聚,那么应该主要体现在工业和服务业上。首先,交通基础设施的改善降低货物运输成本,提高市场整合程度,使商品生产集中于规模效应高的大城市,因此经济集聚首先是工业产出的集聚。虽然高铁是载人的交通工具,但是也能释放铁路和公路的货运力,降低货物运输成本。因此,高铁的“虹吸效应”应该体现在工业产出上。其次,高铁是客运设施,而服务业对客运交通便利性比较敏感,高铁“虹吸效应”也应该体现在服务业上(Qin, 2014)。最后,农业需要以土地等不可移动的生产资料为基础,农业集聚的可能性较小。有关“中心—外围”模式下对经济集聚的研究都关注于工业和服务业(许政等,2010)。为了检验这个推断,我们分别考察高铁开通对沿途地级市三个产业增长率的影响。

我们根据原始数据计算得到地级市的三个产业的增长率作为方程(1)中的因变量进行回归,方程中控制了滞后一期的三个产业增长率水平值的对数。由于高铁的“虹吸效应”主要发生在东部地区,我们仅使用东部地区的数据进行回归,结果如表6中的回归(1)(2)(3)所示。结果表明,高铁开通显著降低了沿途地级市第二产业和第三产业的增长,对第一产业的增长不仅没有负向影响,反而有一定的正向促进作用。分产业的回归结果符合交通基础设施经济集聚作用的理论预期,并且和已有的经验研究结

论相一致(陆铭、向宽虎,2012;Faber,2014;Qin,2014)。

表6 高铁开通对沿途地级市不同产业增长率的影响

	(1)	(2)	(3)
	PIGR	SIGR	TIGR
HSR	0.013* (0.007)	-0.032*** (0.010)	-0.018** (0.008)
lnIPI	-0.209*** (0.014)		
lnISI		-0.214*** (0.017)	
lnITI			-0.181*** (0.018)
Constant	3.775*** (0.277)	4.209*** (0.305)	3.370*** (0.325)
Control variables	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
R ²	0.511	0.474	0.344
N	1065	1065	1065

注:(1)括号内是稳健标准误;(2)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

五、稳健性检验

(一)安慰剂检验

尽管我们在回归方程中控制了年份固定效应和地级市个体固定效应,但并不能完全排除开通高铁的地级市与未开通高铁的地级市之间存在一些不可观测的随时间变化的系统性差异。换言之,我们观察到的高铁开通对沿途地级市经济增长的影响可能是由于这些不可观测的系统性差异所引起的,而并非高铁开通的作用。为了尽可能消除潜在的遗漏变量问题,我们进行了安慰剂检验(placebo test)。

我们选择在无高铁开通的时间段(2001—2006年)作为样本期,将实际开通高铁城市的高铁开通时间提前3年、4年和5年作为“伪高铁开通时间”,构造出三个“伪高铁开通”的虚拟变量“_HSR5、_HSR4、_HSR3”作为自变量替代方程(1)中的HSR进行回归。如果“伪高铁开通”对沿途地级市的经济增长有显著影响,说明可能存在某些不可观测的系统性因素在高铁开通的同时发挥了作用。

反之,我们就能更加确信在高铁开通样本期间,正是高铁开通带来的影响,而不是由不可观测的其他系统性差异引起的。表7中的回归结果表明,_HSR5、_HSR4、_HSR3的估计系数都不显著,且数值接近于0。安慰剂检验的结果消除了上述担忧,从侧面支持了高铁开通影响沿途地级市经济增长的结论。

表7 高铁开通对沿途地级市经济增长的影响:

安慰剂检验			
	(1)	(2)	(3)
	PGDPGR	PGDPGR	PGDPGR
_HSR5	-0.006 (0.014)		
_HSR4		-0.017 (0.010)	
_HSR3			-0.007 (0.009)
Constant	2.865*** (0.679)	2.862*** (0.679)	2.863*** (0.680)
Control variables	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
R ²	0.387	0.389	0.388
N	1198	1198	1198

注:(1)括号内是稳健标准误;(2)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

(二)竞争性假说

基于前面的实证分析结果,我们认为新经济地理学的经济集聚理论可以解释高铁开通带来的“虹吸效应”。尽管如此,仍有必要尽可能地排除竞争性的假说。

第一,高铁开通前,开通城市已经进行了几年的配套设施建设,如修建高铁新区,修建高铁相关的基础设施等,对当地GDP有很大的拉动作用。高铁开通的同时,这些配套的投资可能刚好减少或停止了。那么,高铁开通对沿途地级市经济增长的负向影响很可能是来自高铁开通后配套投资突然减少,而并非高铁的“虹吸效应”。为了检验这一假说,我们将高铁开通前3年看作是高铁相关的配套投资时期,将开通高铁的地级市在开通年之前3年或前2年或前1年的数据删除,再使用原模型进行回归。如果假说成立,回归结果中HSR的估计系数将不再显著。表8的回归(1)(2)(3)报告了删除配套期之后

的回归结果,HSR的估计系数仍然全部显著为负。由此,我们排除了这一竞争性的假说。

第二,理论上,交通基础设施的改善也可能导致经济扩散效应(Baum-Snow,2007,2010,2012)。高铁开通可能导致经济要素由沿途开通高铁的城市向其他相邻地区扩散,促进了其他地区的经济增长。换言之,高铁开通导致沿途地级市经济增长率下降的原因可能是经济要素扩散到了周边地区,而不一定是被“虹吸”到中心城市。如果假说成立,高铁开通对中心城市的经济增长应该产生显著负向影响。我们使用中心城市(包括直辖市、省会和副省级城市)的样本,采用同样的方法进行回归分析。表8中的回归(4)结果表明,高铁开通对中心城市的经济增长并无显著影响,且估计系数符号为正,结果并不支持这一竞争性假说。

第三,高铁的“虹吸效应”暗含一个前提假设:高铁开通对沿途地级市来说,是交通基础设施的一次重大提升,必定会增加人流、物流和信息流。

这一前提假设也存在可能的质疑。因为高铁开通的同时,也取消了很多普通列车车次,并且高铁的客运价格比原先的普通列车高出几倍,总的交通运输量是否会随着高铁开通而减少?如果高铁开通导致短期内交通运输量的降低,那么高铁开通可能通过增加交通运输成本、降低交通运输量从而抑制了沿途地级市的经济增长,而并非高铁的“虹吸效应”。为检验这一假说,我们利用同样的模型和估计方法,使用地级市的铁路和公路的货运总量的对数(lnFV)、客运总量的对数(lnPV)对HSR进行回归。

表8中的回归(5)(6)分别给出了lnFV和lnPV对HSR的回归结果。结果表明,高铁开通并没有降低沿途地级市货运总量和客运总量,反而显著地增加了货运总量,这说明高铁“虹吸效应”的前提假设是成立的。同时,高铁开通增加交通成本,降低运输量,进而抑制了沿途地级市经济增长的竞争性假说不成立。

表8 高铁开通对沿途地级市经济增长的影响:竞争性假说

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除高铁开通前1年的数据	剔除高铁开通前2年的数据	剔除高铁开通前3年的数据	仅使用中心城市数据	高铁开通对货运总量的影响	高铁开通对客运总量的影响
	PGDPGR	PGDPGR	PGDPGR	PGDPGR	lnFV	lnPV
HSR	-0.016*** (0.006)	-0.020*** (0.007)	-0.019** (0.008)	0.020 (0.013)	0.123*** (0.030)	0.032 (0.028)
Constant	1.832*** (0.234)	1.821*** (0.237)	1.819*** (0.243)	2.437*** (0.604)	6.913*** (0.235)	7.172*** (0.218)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.319	0.316	0.319	0.520	0.820	0.850
N	2596	2514	2432	373	2933	2933

注:(1)括号内是稳健标准误;(2)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

六、结论与政策意义

本文选取中国高铁开通作为一项准自然试验,利用2001—2012年地级市面板数据和双向固定效应模型,证实了高铁的“虹吸效应”:高铁开通增强了中心城市的经济集聚,使经济要素由沿途地级市向中心城市转移。首先,高铁开通降低了沿途地级市的经济增长率,主要的影响渠道是固定资产投资;其次,距离区域中心城市越近的地级市受到高铁开通的负向影响越大;最后,高铁的“虹吸效应”主要发生

在东部地区以及第二、三产业,而对中西部地区和第一产业的影响并不明显。

高铁的“虹吸效应”为交通基础设施的经济分布效应提供了一项重要的经验证据,同时也对区域经济发展的政策制定以及探索高铁沿途中小城市经济发展路径具有一定的参考价值。从国家政策的角度来看,高铁的建设规划应该充分考虑交通基础设施的经济分布效应,制定配套的财政转移支付政策和产业政策,推动沿途地级市与区域中心城市经济协调发展。从高铁沿途中小城市的角度来看,

地方政府应该树立机遇与危机并存意识,积极思考如何应对高铁的“虹吸效应”。首先,要充分利用高铁的纽带作用,加强与区域中心城市的往来,努力放大高铁的“同城效应”,将自身的发展与中心城市紧密结合,发挥本地比较优势,优化产业布局,与中心城市错位互补^⑧。其次,面对高铁的“虹吸效应”造成的人才流动,要努力创造“反虹吸效应”。利用大城市落户门槛高和普通人才相对饱和的形势,加快制定和完善适应高铁时代要求的新的人才引进开发体系,构筑人才政策的比较优势,鼓励和扶持本土企业加快引进紧缺人才。同时,利用高铁提供的快速交通工具,为大城市的顶尖专业人才提供便利的兼职机会,为本地的技术进步和企业发展注入力量。最后,高铁开通后,空间区位不再是产业转移的首要因素。地方政府必须着力提高政府服务质量,提供配套的产业政策,稳定市场秩序,提升综合环境竞争力。

注:

- ①在2013年2月1日实行的《铁路主要技术政策》中,高速铁路仅指新建设计开行250km/h(含预留)及以上动车组列车,初期运营速度不小于200km/h的客运专线铁路。2014年1月1日施行的中华人民共和国第639号国务院令中,高速铁路是指设计开行时速250公里以上(含预留),且初期运营时速200公里以上的客运列车专线铁路。
- ②高铁“虹吸效应”来源于一个物理学名词“虹吸现象”,指引力和位能差造成水单向流动的现象。高铁“虹吸效应”是指,伴随着高铁开通,人才、资金、信息等各种经济发展要素将因为区域中心城市与高铁沿途中小城市之间的发展梯度落差,由高铁沿途中小城市向区域中心城市单向转移。实际上,高铁“虹吸效应”在对发达国家的高铁研究中已经得到了证实,具体表现为高铁的开通会促进核心区域经济增长,降低边缘区域经济增长,提高区域经济的极化水平(Vickerman, 1997; Preston & Wall, 2008; Hall, 2009; Ureña et al, 2009; Albalade & Bel, 2012)。
- ③“四纵四横”客运专线是指连接直辖市、省会城市及大中城市间的四条纵贯南北和四条横贯东西的长途高速铁路。四纵分别是:京沪客运专线、京广深港客运专线、京哈客运专线、杭福深客运专线;四横分别是:太青客运专线、徐兰客运专线、沪汉蓉客运专线、沪昆客运专线。
- ④已有的研究大多采用倍差法(Difference-in-Difference)来研究“接入高速公路”、“铁路开通”或者“铁路提速”的经济后果。例如Qin(2014)使用倍差法分别评估了2004年和2007铁路升级对沿途城市的经济增长的影响;周浩、郑筱婷(2012)使用倍差法评估了1997年“京沪线”和“京广线”两条铁路的提速对沿途地区经济增长的影响。经典的倍差法是一种有效的政策评估方法,但是也存在一定的局限性,它适用的情形是,处理组的所有成员都在同一时间接受某项政策的作用,数据结构为政策前和政策后的两期面板。

同时,需要排除与政策实施同时发生的其他因素变化所带来的影响。本文考察的对象是2007—2012年所有高铁线路开通,不同的城市开通高铁的时间不同,因此我们采用多期面板数据的双向固定效应模型,其本质也是倍差法。

- ⑤这种定义方法被广泛用于确定政策实施年份,具备合理性。如果以开通的年份作为开通当年,那么每个城市开通当年持续的时间都会小于一年(除非1月1日开通),实证分析中必然会低估高铁开通的影响。如果全部以开通年份的后一年作为开通当年,则会高估高铁开通的影响。按照文中的定义方法,则可以适当中和两个方向的偏差,降低总的估计偏差。
- ⑥我们使用的样本期间开通的高铁线路,具体包括以下几条:太原—石家庄—济南—青岛;西安—郑州—徐州;成都—重庆—武汉—合肥—南京—上海;昆明—贵阳—长沙—南昌—杭州—上海;北京—沈阳—哈尔滨 & 大连;北京—天津—济南—徐州—南京—上海;北京—石家庄—郑州—武汉—长沙—广州。
- ⑦中国区域经济传统意义上对东、中、西部地区的划分如下。东部地区:辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、浙江、上海、福建、广东、广西壮族自治区和海南;中部地区:黑龙江、吉林、内蒙古自治区、山西、河南、湖北、江西、安徽、湖南;西部地区:陕西、甘肃、青海、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区、四川、重庆、云南、贵州和西藏自治区。
- ⑧1964年日本新干线开通时,当时作为一个小城市的名古屋进入了东京都市圈。在东京注重建立金融中心、研发中心的同时,名古屋则着力发展汽车制造、电子、纺织、商贸等先进制造业和现代服务业,与东京形成错位发展,最终跻身日本第三大都市。

参考文献:

- 李煜伟 倪鹏飞, 2013:《外部性,运输网络与城市群经济增长》,《中国社会科学》第3期。
- 陆铭 向宽虎, 2012:《地理与服务——内需是否会使城市体系分散化?》,《经济学(季刊)》第2期。
- 王雨飞 倪鹏飞, 2016:《高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化》,《中国工业经济》第2期。
- 许政 陈钊 陆铭, 2010:《中国城市体系的“中心—外围模式”》,《世界经济》第7期。
- 张学良, 2012:《交通基础设施促进了中国区域经济增长吗?——兼论交通基础设施对区域经济增长的空间溢出效应》,《中国社会科学》第3期。
- 周浩 郑筱婷, 2012:《交通基础设施质量与经济增长:来自中国铁路提速的证据》,《世界经济》第1期。
- Ahlfeldt, G. M. & A. Feddersen(2010), “From periphery to core: Economic adjustments to high speed rail”, Documents de treball IEB, No. 38.
- Albalade, D. & G. Bel(2012), “High-speed rail: Lessons for policy makers from experiences abroad”, *Public Adminis-*

- tration Review 72(3):336—349.
- Aschauer, D. A. (1989), “Is public expenditure productive?”, *Journal of Monetary Economics* 23(2):177—200.
- Banerjee, A., E. Duflo & N. Qian (2012), “On the road: Access to transportation infrastructure and economic growth in China”, NBER Working Paper, No. 17897.
- Baum-Snow, N. (2007), “Did highways cause suburbanization?”, *Quarterly Journal of Economics* 122(1):775—805.
- Baum-Snow, N. (2010), “Changes in transportation infrastructure and commuting patterns in US metropolitan areas, 1960—2000”, *American Economic Review* 100(2):378—382.
- Baum-Snow, N. et al (2012), “Roads, railroads and decentralization of Chinese cities”, IGC Working Paper, No. 3.
- Boarnet, M. G. (1998), “Spillovers and the locational effects of public infrastructure”, *Journal of Regional Science* 38(3):381—400.
- Cantos, P., M. Gumbau-Albert & J. Maudos (2005), “Transport infrastructures, spillover effects and regional growth: Evidence of the Spanish case”, *Transport Reviews* 25(1):25—50.
- Chandra, A. & E. Thompson (2000), “Does public infrastructure affect economic activity? Evidence from the rural interstate highway system”, *Regional Science and Urban Economics* 30(4):457—490.
- Donaldson, D. (2010), “Railroads of the Raj: Estimating the impact of transportation infrastructure”, NBER Working Paper, No. 16487.
- Donaldson, D. & R. Hornbeck (2013), “Railroads and American economic growth: A ‘market access’ approach”, NBER Working Paper, No. 19213.
- Duranton, G. & D. Puga (2003), “Micro-foundations of urban agglomeration economies”, *Social Science Electronic Publishing* 4(4):2063—2117.
- Duranton, G. & M. A. Turner (2012), “Urban growth and transportation”, *Review of Economic Studies* 79(4):1407—1440.
- Duranton, G., P. M. Morrow & M. A. Turner (2014), “Roads and trade: Evidence from the US”, *Review of Economic Studies* 81(2):681—724.
- Faber, B. (2014), “Trade integration, market size, and industrialization: Evidence from China’s national trunk highway system”, *Review of Economic Studies* 81(3):1046—1070.
- Fujita, M., P. R. Krugman & A. J. Venables (1999), *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Wiley.
- Givoni, M. (2006), “Development and impact of the modern high-speed train: A review”, *Transport Reviews* 26(5):593—611.
- Hall, P. (2009), “Magic carpets and seamless webs: Opportunities and constraints for high-speed trains in Europe”, *Built Environment* 35(1):59—69.
- Helpman, E. & P. R. Krugman (1985), *Market Structure and International Trade*, MIT Press.
- Kim, K. S. (2000), “High-speed rail developments and spatial restructuring: A case study of the capital region in South Korea”, *Cities* 17(4):251—262.
- Krugman, P. R. (1980), “Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade”, *American Economic Review* 70(5):950—959.
- Preston, J. & G. Wall (2008), “The ex-ante and ex-post economic and social impacts of the introduction of high-speed trains in South East England”, *Planning, Practice & Research* 23(3):403—422.
- Qin, Y. (2014), “No county left behind? The distributional impact of high-speed rail upgrade in China”, Job Market Paper.
- Redding, S. J. (2012), “Goods trade, factor mobility and welfare”, NBER Working Paper, No. 18008.
- Sasaki, K., T. Ohashi & A. Ando (1997), “High-speed rail transit impact on regional systems: Does the Shinkansen contribute to dispersion?”, *Annals of Regional Science* 31(1):77—98.
- Spiekermann, K. & M. Wegener (1994), “The shrinking continent: New time-space maps of Europe”, *Environment & Planning: B Planning & Design* 21(6):653—673.
- Ureña, J. M., P. Menerault & M. Garmendia (2009), “The high-speed rail challenge for big intermediate cities: A national, regional and local perspective”, *Cities* 26(5):266—279.
- Vickerman, R. (1997), “High-speed rail in Europe: Experience and issues for future development”, *Annals of Regional Science* 31(1):21—38.
- Xu, H. & K. Nakajima (2015), “Highways and industrial development in the peripheral regions of China”, *Papers in Regional Science* 109(5):1962—1970.

(责任编辑:钟培华)