

---

# 人员流动与城市间商品价格差异： 来自高铁开通的证据

王永进 侯韞韬\*

---

**内容提要** 本文以中国高铁开通这一自然实验,采用2001-2016年172个地级市的微观商品价格数据,运用倍差法研究人员流动对城市间商品价格差异的影响。研究表明,高铁开通带来的人员流动,能通过促进要素市场一体化和地区间商务往来,显著降低城市间商品价格差异,由此促进地区间产品市场的一体化。通过更换多个代理变量、控制时间趋势、使用基于随机模拟方法的安慰剂检验和事件分析法等多种方法进行稳健性检验,并分别构建了基于最低成本原则和最短距离原则的最小生成树作为两个工具变量来处理内生性问题后,研究结论依然成立。进一步研究表明,高铁开通能推动区域内、区域间以及不同行政级别城市间的经济一体化;高铁站的合理选址与高铁线路的合理设计对充分发挥高铁开通的作用有重要影响。

**关键词** 人员流动 商品价格 高铁网络 最小生成树

---

## 一 引言

中国每年规模巨大的人员流动是中国经济社会的重要特征,对中国经济社会各方

---

\* 王永进:南开大学经济学院国际经济贸易系 天津市南开区卫津路94号 电子信箱:wujin17@163.com;  
侯韞韬:清华大学经济管理学院经济系 北京市海淀区双清路30号 电子信箱:houtaotao329@163.com。

作者感谢国家自然科学基金面上项目(71573141、71673150)和教育部人文社科重点研究基地重大项目(16JJD790010)的资助,感谢匿名审稿人的宝贵意见。当然,文责自负。

面产生了深远影响。人员作为知识和信息的载体,人员流动能够加强地区间联系,降低信息传递摩擦(Startz,2016),并且在提高资源配置效率(Tombe and Zhu,2019),促进地区间贸易(Redding,2016),降低区域间不平等(Hao *et al.*,2020)等方面中日益起到重要的作用。在第七次人口普查中,全国流动人口高达3.76亿,不断完善的基础设施对于支撑中国巨大的人员流动规模起到了重要作用。其中,铁路客运举足轻重,2016年全年中国铁路旅客发送量高达28亿人次,较2008年8月京津城际高铁开通以来增加了一倍多。中国铁路客运量的迅速上升在很大程度上得益于高铁的快速发展,2016年底中国“四纵四横”高铁干线网基本成型,高铁客运量占2016年铁路客运总量的43.4%。中国高铁的快速发展,在推动经济增长、改善区域可达性、增加就业、重组城市结构以及传递知识等方面为经济社会环境带来深远的影响(Chen,2012; Liu and Zhang,2018; Dong *et al.*,2020)。与此同时,中国商品市场上较为严重的市场分割一直是制约中国经济发展的重要因素(Fan and Wei,2006; Lan and Sylwester, 2010; Li *et al.*,2018),而地区间要素的自由流动有助于形成统一的国内市场,促进区域经济一体化(范欣等,2017)。那么,一个令人感兴趣且十分重要的问题是,高铁开通带来的人员流动是否有助于缓解地区间市场分割,促进区域间价格一体化?

人员流动对商品价格的影响已经得到了部分研究的关注。发达国家的人员流入和移民能够增加劳动供给(Cortes,2008; Combes *et al.*,2020),同时还改变了需求组成,增加了价格需求弹性(Lach,2007),能够降低本地商品和服务品的价格,增加社会福利。考虑到发展中国家的商品和服务品一般价格较低,人员流动能够对不同国家和地区的相对价格产生明显的降低作用(Zachariadis,2012)。中国不同地区间经济水平同样有较大差异,并且存在较为严重的市场分割,人员流动同样可能对地区间商品价格差异产生较为明显的降低作用。

交通基础设施水平的提升能明显促进人员的流动。高铁作为一种新型的客运基础设施,只能运输旅客,与高速公路和铁路等传统交通基础设施有着明显不同。高铁开通更多体现在明显减少旅行时间,同时将票价与时间成本的权衡保持在一定范围内,从而降低旅行的机会成本(Lin,2017),能够显著增加人员流动(Liu and Zhang, 2018),为我们观察地区间人员流动提供了良好窗口。然而在理论上,高铁作为一种重要的交通基础设施,在促进区域经济一体化中的作用还存在一定的争议。一方面,交通网络的扩展促进了生产和服务的去中心化(Baum-Snow *et al.*,2017),高铁开通带来的人员流动,通过增加就业和投资(Hensher *et al.*,2012),促进地区收入增长,减小地区间差异(Chen,2012),有助于实现产品价格统一,促进要素价格均等化与资源合

理配置;另一方面,高铁连接主要城市形成网络,可能会引发产业的地理集聚(Faber, 2014),加剧地区间发展的不平衡(董艳梅和朱英明,2016),高铁开通带来的人员流动可能导致人口集聚,这将不利于城市间市场整合,可能导致城市间价格差异扩大。还有研究认为,高铁开通还可能是“过道效应”,很难对区域经济产生明显影响(Ortega *et al.*,2012)。考虑到高铁建设巨大成本带来的财政压力,准确评估高铁开通带来的人员流动在促进区域经济一体化中的作用十分重要。鉴于此,本文以中国高铁开通作为增加人员流动的自然实验,研究高铁开通带来的人员流动对城市间价格差异的影响。

与现有研究相比,本文的贡献主要体现在以下四个方面:

第一,目前对于中国地区间商品价格差异与经济一体化的研究主要关注商品市场分割、地方保护、行政壁垒等带来的影响(Fan and Wei,2006;Lan and Sylwester,2010;刘瑞明,2012;Li *et al.*,2018),也有一些文献开始注意到交通基础设施(范欣等,2017)、方言带来的沟通障碍和信任程度(刘毓芸等,2017)等因素的影响,而人员流动的作用较少受到关注,一部分原因可能在于难以获得连续考察地区间人员流动的数据(Tombe and Zhu,2019)。高铁作为一种便捷的交通方式,对于人员流动能够起到很大的促进作用。本文首次尝试以高铁开通作为促进人员流动的自然实验,考察了人员流动对城市间商品价格差异的降低作用,并揭示了其促进区域经济一体化的作用机制。

一方面,人员流动能够促进要素的自由流动,实现要素价格均等化,从而促进商品价格均等化。高铁作为一种大规模兴起的新型客运基础设施,对人员流动有着明显促进作用,能够推动劳动力、人力资本、知识和技术等以人员为载体的要素跨区域流动(卞元超等,2019)。要素市场的整合能够促进商品市场的整合,要素价格差异的降低有助于商品价格差异的降低(Caliendo *et al.*,2017)。具体来说,高铁开通促进了在商品生产、研发、流通以及销售诸多环节中以人员为载体的劳动力和人力资本等要素的自由流动。城市间要素市场的整合能够起到较为明显的降低商品价格差异的作用。

另一方面,人员流动能够促进商务往来,降低信息不对称,促进地区间贸易,从而降低地区间商品价格差异。地区间贸易获取信息的成本是高昂的(Jensen,2007),信息传递摩擦很可能是贸易的主要障碍之一(Head and Mayer,2013)。有研究发现信息传递技术的提升能够减小地区间信息不对称,降低地区间商品价格差异(Aker,2010;Goyal,2010;Allen,2014;Parker *et al.*,2016;Steinwender,2018),而人员的流动通过促进地区间商务活动的往来,可降低地区间信息传递摩擦,从而降低贸易成本(Belenkiy and Riker,2012;Startz,2016)。Hovhannisyan and Keller(2015)发现商务旅行能促进技术扩散,从而提高各地区全要素生产率并降低了地区间发展差距。还有研究发现,观

光旅行能通过促进地区间文化和习俗的交流促进地区间贸易 (Aradhyula and Tronstad, 2003)。世界银行《中国交通运输专题系列》专题报告中指出,商务旅行和观光旅行的旅客在中国高铁旅客中超过半数,在京沪沿线等经济发达地区的比重更高,远高于普通铁路。从旅行时间、可达区域、乘客特征等来看,高铁网络与航空网络具有许多相似的特征,高铁开通同样能对商务和观光旅行产生促进作用 (Chen, 2017)。

第二,现有研究仍试图从高铁开通降低铁路运输成本,促进铁路货物运输的传统角度来解读高铁在加强区域间贸易往来,促进经济一体化中的作用 (董艳梅和朱英明, 2016; 孙浦阳等, 2019)。本文则指出,高铁开通带来的人员流动是影响区域间贸易的主要渠道,其与货物运输并没有非常直接的关系。现实中,铁路货运的格局并没有因高铁的开通而发生根本性改善。在 2008 至 2016 年高铁迅速发展的同期,铁路货运量与货运周转量略微下降 (见图 1)。

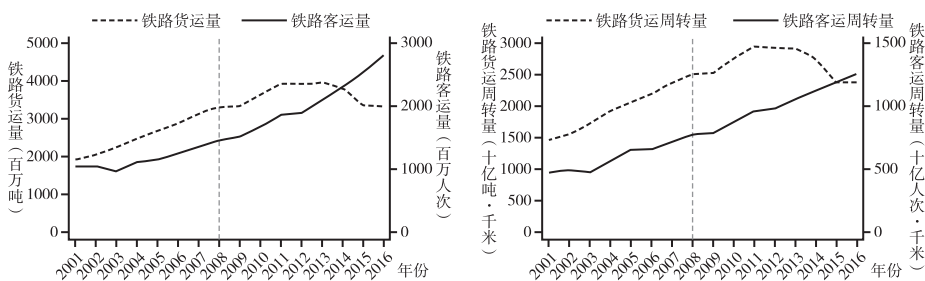


图 1 2001-2016 年中国铁路货运量与客运量、货运周转量与客运周转量

高铁开通后铁路运费的变化也从另一个角度说明了高铁开通很可能并没有明显降低铁路的运输成本。铁路运价在 2005 年后每年基本都会上调,个别年份的上调幅度甚至大于 10%。其一部分原因在于对高铁建设的巨大投资和对铁路客运的补贴,特别是高铁客专开通初期的亏损,导致铁路总公司对货运收入依赖不断增加。铁路运价的提高使得铁路货运相对公路货运无法充分发挥出单价低的优势<sup>①</sup>。与此同时,高铁在铁路客运中起到举足轻重的作用已经基本成为共识。高铁客运量占铁路客运量的比重从 2008 年的不到 1%,快速上升到 2016 年的 43%。高铁的快速发展极大促进了地区间的人员流动。因此,本文首次将高铁开通作为自然实验,探究高铁开通带来的人员流动对城市间商品价格差异的影响,对高铁的社会经济效应和福利效应的研究

<sup>①</sup> 人民网《铁路货运价格今起上调近 13% 铁道部将增收 300 亿》, <http://finance.people.com.cn/n/2013/0221/1004-20552488.html>。

形成了有益的补充。

第三,现有文献多使用居民消费价格指数或商品零售价格指数来衡量区域间经济一体化的程度,而价格指数本身存在商品权重不同(Lan and Sylwester,2010)、产品归并偏误(Elberg,2016)以及缺乏地区间可比性(Li *et al.*,2018)等问题。因此,本文使用各城市的微观商品价格数据,首次从微观商品市场的角度,为高铁开通带来的人员流动在推动地区间要素市场整合与地区间商务活动往来,促进区域经济一体化中的作用提供较为直接的证据。

第四,本文借鉴Faber(2014)和Ghani *et al.* (2016)通过地理信息构建工具变量的思路,分别基于最低成本原则和最短距离原则,为中国高铁网络构建了两个最小生成树作为工具变量,使得估计结果更为有效。

本文余下结构安排如下:第二部分为研究设计,第三部分为经验分析,第四部分为进一步讨论,最后一部分是结论及政策启示。

## 二 研究设计

### (一)数据描述

本文的数据来源主要有中国价格信息网、权威媒体对城市高铁开通的公开报道、百度地图等。

1. 微观商品价格数据。本文使用的微观商品价格数据来源于中国价格信息网<sup>①</sup>。为了与高铁开通的时间周期相匹配,本文选取的研究时间周期为2001年1月1日至2016年12月31日。为保证研究的连续性,我们从上千种商品中筛选出在整个样本周期内名称规格都未曾发生变化的商品。同时,考虑到人员流动对农产品和一般商品价格的影响机制有所不同,我们去除其中的农产品。由于行政力量在某些垄断行业的商品定价中起到主要作用(如电力、油气、自来水等),我们对这些商品也进行剔除。最终,我们使用25种商品对2001到2016年172个地级市间商品价格差异进行测算<sup>②</sup>。

2. 高铁开通数据。不同于以往相关研究,我们更关注两个城市间是否能通过高

---

<sup>①</sup> 中国价格信息网数据库是目前可得并较为完备的商品微观价格数据库,由国家发改委价格监测中心授权发布,具有较强的准确性和权威性,国内外已有部分研究使用了该数据库,并认可其整体质量(Fan and Wei, 2006; Li *et al.*, 2018; 孙浦阳等, 2019; 李嘉楠等, 2019)。

<sup>②</sup> 囿于篇幅,我们不再对筛选的详细过程和商品的具体等级规格进行详细汇报。

铁路网络相连。我们根据中国铁路局、中国铁路总公司官方网站等渠道对高铁线路建设进度、开通时间及连接的城市进行整理,得到不同城市间通过高铁网络相连的时间。

我们还使用历年《全国铁路旅客列车时刻表》对直达高铁列车数据进行整理,高铁直达列车作为城市间通过高铁网络建立联系的主要方式之一(Dong *et al.*,2020),能够在一定程度上为我们衡量城市间高铁开通带来补充。

3. 矢量数据。本文使用的矢量数据主要来源于中国地理空间数据云计算中心SRTMDEM 90M 分辨率高程数据和行政区划矢量地图,用于构建最低成本和最短路径的两个最小生成树作为高铁网络的工具变量。此外,各地级市与各高铁站经纬度数据通过网络爬虫调用百度地图获得。

## (二)分析策略

为了检验人员流动对城市间商品价格差异的影响,本文将城市间高铁开通作为促进人员流动的自然实验,使用倍差法进行分析,构建的计量模型具体形式如下:

$$Y_{ij,k,t} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{ij,t} + \nu_{ij} + \lambda_k + \rho_t + \varepsilon_{ij,k,t} \quad (1)$$

其中, $Y_{ij,k,t}$ 表示 $t$ 时期 $k$ 商品在城市 $i$ 和 $j$ 间的价格差异, $HSR_{ij,t}$ 表示在 $t$ 时期城市 $i$ 和 $j$ 间是否开通高铁,如果两个城市间开通高铁则取1,否则取0, $\nu_{ij}$ 、 $\lambda_k$ 和 $\rho_t$ 分别为城市对、商品和时间固定效应, $\alpha_1$ 表示高铁开通对城市间商品价格差异降低作用的大小, $\alpha_0$ 为常数项, $\varepsilon_{ij,k,t}$ 为扰动项,其中各变量的具体解释和构建方法如下:

1. 城市间商品价格差异。对于 $t$ 时期 $k$ 商品在城市 $i$ 的价格 $P_{i,k,t}$ ,在相关研究中衡量城市 $i$ 和 $j$ 间商品价格差异主要有如下几种方法:

(1) 商品绝对价格差异(absolute price difference, AD),即 $Y_{ij,k,t} = \ln(|P_{i,k,t} - P_{j,k,t}|)$ (Coleman,2009;Aker,2010;Steinwender,2018);(2) 商品相对价格差异(relative price difference, RD),即 $Y_{ij,k,t} = |\ln P_{i,k,t} - \ln P_{j,k,t}|$ (Andrabi and Kuehlwein,2010;Crucini *et al.*,2010;Allen,2014);(3) 商品价格变异系数(coefficient of variation, CV)(Jensen,2007;Goyal,2010;Parker *et al.*,2016)。

我们采用城市间商品的绝对价格差异和相对价格差异作为核心被解释变量,并使用无量纲的价格变异系数来进行稳健性检验。

2. 高铁开通。城市间是否开通高铁是本文的核心解释变量。2008年京津城际开通是中国进入高铁时代的标志(Shaw *et al.*,2014),我们将2008至2016年可以通过高铁网络连通的城市对作为实验组,将其余城市对作为对照组。为避免对高铁开通促进人员流动作用的偏估,本文根据城市对通过高铁网络相连的时间来确定高铁开通时间。

我们注意到高铁建设具有明显的阶段性特征。中国早期的高铁建设主要是区域性的,直到2014年才初步形成全国性的高铁网络(Lin,2017)。在早期,有时两个城市均有高铁通行,但这两个城市之间却没有高铁直接相连,那么高铁开通很难对这两个城市间的经济联系产生明显影响。在现有研究中,大部分研究以一个城市高铁的通车时间或高铁站投用的时间作为高铁开通的时间。随着高铁线路的不断完善,高铁的网络效应也在逐渐增强,那么高铁开通带来的经济效应也很可能在不断增强(Ahlfeldt and Feddersen,2017)。目前已经有研究注意到这一问题,并在选择实验组时,试图通过调整高铁政策实施的时间点(Shaw *et al.*,2014;董艳梅和朱英明,2016),降低这种识别偏误的影响,但未能从根本上解决这一问题。我们采取两个城市间首次通过高铁网络连通的时间,而非单个城市高铁的通车时间,作为高铁开通的时间点,能够很大程度缓解高铁建设过程中逐渐加强的网络效应造成的偏误。考虑到现实中两个距离较远的城市即使能够通过高铁网络连接,可能由于车次时刻不合适,使得高铁开通促进人员流动的效果大大减弱,我们还借助高铁直达列车进行进一步的讨论,增强了研究的稳健性(Lin,2017;Liu and Zhang,2018)。

3. 工具变量。本文借鉴Faber(2014)和Ghani *et al.* (2016)的研究,为中国高铁网络分别构建基于最低成本原则和最短距离原则的最小生成树作为两个工具变量,以期解决本文中可能遇到的内生性问题。最小生成树的具体构建过程借鉴张梦婷等(2018)的方法。基于最低成本原则和最短距离原则可以得到两个高铁网络最小生成树(详见图2)。我们使用这两个工具变量的依据在于:

(1)良好的外生性。与Faber(2014)和Ghani *et al.* (2016)的立足点类似,排除规划者对沿线地区经济社会基础的考虑后,平衡地理开发成本高低和列车运行线路长短很可能对高铁线路的确定带来重要影响。而决定地理开发成本的因素主要是地形地貌等地理因素,决定线路长度的因素主要是城市实际位置和城市间距离,二者都是确定且绝对外生的。

(2)较强的相关性。我们发现,高铁网络规划的目标是形成以“八横八纵”主通道为框架,连接主要城市群,基本连接省会城市和其他50万人口以上大中城市,形成以特大城市为中心覆盖全国、以省会城市为支点覆盖周边的高速铁路网<sup>①</sup>,这与Faber

<sup>①</sup> 《中长期铁路网规划》(发改基础[2016]1536号)中,目标城市共有35个,具体有北京、天津、石家庄、太原、呼和浩特、沈阳、大连、长春、哈尔滨、上海、南京、杭州、宁波、合肥、福州、厦门、南昌、济南、青岛、郑州、武汉、长沙、广州、深圳、南宁、海口、重庆、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川和乌鲁木齐。

(2014)强调的高速公路网络规划目标类似<sup>①</sup>,二者在政策上都将行政中心和人口密集城市作为目标城市。我们将行政级别为副省级及以上的目标城市作为生成最小生成树的节点城市,得到的最小生成树与现实中的高铁网络会有很强的相关性。

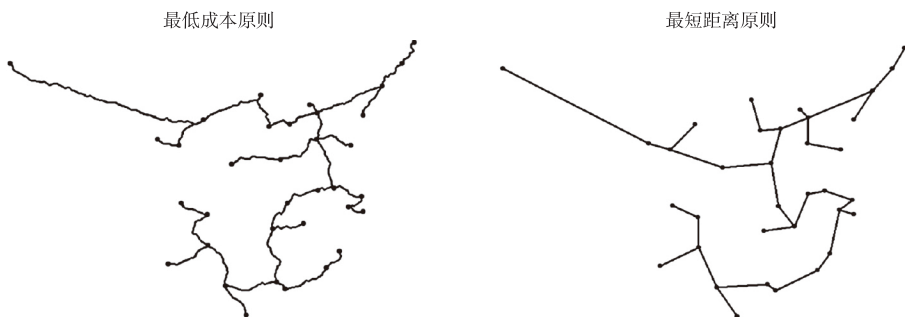


图2 基于最低成本原则和最短距离原则的高铁网络最小生成树

因此,我们认为使用基于最低成本和最短距离的最小生成树作为本文研究高铁网络的两个工具变量是基本可靠的,很大程度能满足工具变量外生性和相关性的要求。

我们还注意到目前在许多关于地区间商品价格差异的研究中,除极少数能对商品价格差异产生显著影响的因素外(如部分地区的通信管制、自然灾害、地区间公路是否连通或蒸汽轮船首次投入使用带来的运费大幅下降和运输时间明显缩短等),并不对地区的宏观经济特征进行控制。我们认为其原因可能在于:首先,地区自身具有的时变特征基本可由固定效应控制。其次,不同地区宏观经济特征的差异对商品价格差异产生的直接影响可能是微弱的,而贸易壁垒、交易成本、信息摩擦等因素更应受到重视(Ramondo *et al.*, 2016)<sup>②</sup>。更重要的是,如果同时加入两个城市的单边控制变量或由单边变量构造出双边变量,这种做法不但会大大减弱经济意义,而且这些经济和社会因素还很可能对城市间是否会开通高铁产生影响,造成对高铁开通作用的偏估,导致出现“不好的控制”(bad control),反而引起新的偏误(Cameron and Trivedi, 2005)。倍差法由于能大大缓解遗漏变量造成的偏误,并较为准确地识别外生事件冲击的影响,在相关研究中得到广泛的应用(Aker, 2010; Andrabi and Kuehlwein, 2010; Allen, 2014; Parker *et al.*, 2016; Steinwender, 2018)。此外,对于无法完全控制的内生性问题,我们还使用了两个工具变量进行回归来加强研究的稳健性。

① 详见《国家公路网规划(2013-2030年)》。

② 目前,国内许多相关研究以地区宏观经济特征代表制度或政策壁垒(刘瑞明, 2012)。



### 三 经验分析

#### (一) 基准结果

根据研究策略,我们将高铁开通作为增加地区间人员流动的自然实验,验证人员流动能否显著降低城市间商品价格差异。我们首先对所有城市对样本进行检验(见表1第(1)列),而后将最后一年开通高铁的城市视为未开通高铁后进行估计(见表1第(2)列)。我们又使用商品相对价格差异作为另一个被解释变量重新进行估计,具体结果见表1第(3)(4)列。鉴于许多城市间高铁开通在下半年甚至第四季度,我们将高铁开通做滞后一期处理,按照表1第(1)(3)列的估计方法进行检验,具体估计结果见表1第(5)(6)列。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>AD</i>	<i>AD</i>	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>AD</i>	<i>RD</i>
<i>HSR</i>	-0.0791 *** (0.0086)	-0.0931 *** (0.0088)	-0.0108 *** (0.0014)	-0.0142 *** (0.0015)		
<i>L. HSR</i>					-0.0881 *** (0.0114)	-0.0115 *** (0.0016)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
商品固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1271 592	1271 592	1303 421	1303 421	874 151	1054 631
R <sup>2</sup>	0.8754	0.8754	0.2420	0.2421	0.8656	0.2453

说明:( )内数值为估计系数在城市对层面的聚类稳健标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。下表同(如有特殊说明的除外)。

观察表1的回归结果可以发现:(1)高铁开通带来的人员流动能显著降低城市间商品的价格差异,这一结果与现有研究对于交通基础设施改善能够通过增强地区间联系(Andrabi and Kuehlwein, 2010),增加地区间市场可达性(Donaldson and Hornbeck, 2016)等途径来降低地区间商品价格差异的结论一致;(2)在将实验组中2016年开通高铁的城市对视为未开通高铁或将高铁开通滞后一年后并不会影响本文的结论。

初步来看,高铁开通带来的人员流动很可能对城市间商品价格差异起到降低作

用,但这一结论是否稳健,影响机制是什么,存在什么异质性,值得我们进一步探讨。

## (二) 稳健性检验

为解决上述疑问,我们从替代性指标、控制时间趋势、安慰剂检验和事件分析法等四个方面对基准回归的结论进行稳健性检验。

1. 替代性指标。首先,我们使用城市间商品价格的变异系数来衡量商品价格差异,按照表1分别使用全样本(表2第(1)列),将最后一年开通高铁的城市视为未开通高铁(表2第(2)列),将高铁开通做滞后一期(表2第(3)列)进行估计。可以发现,使用变异系数作为被解释变量时,高铁开通对商品价格差异的降低作用仍然十分显著。

我们又使用区间是否有直达高铁列车来衡量高铁开通,分别使用绝对价格差异、相对价格差异和价格变异系数进行估计,具体估计结果见表2第(4)–(6)列。可以看到,直达高铁列车开通对城市间商品价格差异同样能起到显著的降低作用。对比基准回归结果我们发现,城市间直达列车相比城市间通过高铁网络相连作为核心解释变量的回归系数绝对值有所减小。其原因可能在于,高铁网络具有较为明显的网络效应(Ahlfeldt and Feddersen, 2017),许多乘客需要在中心站点进行换乘(Dong *et al.*, 2020),使用直达列车可能会低估高铁开通的作用。

表2 商品价格差异与高铁开通的替代性指标

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>CV</i>	<i>CV</i>	<i>CV</i>	<i>AD</i>	<i>RD</i>	<i>CV</i>
<i>HSR</i>	-0.0049*** (0.0007)	-0.0065*** (0.0007)				
<i>L. HSR</i>			-0.0052*** (0.0007)			
<i>HSR_Direct</i>				-0.0516*** (0.0106)	-0.0037* (0.0020)	-0.0017* (0.0009)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
商品固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1282 037	1282 037	1037 131	1271 592	1303 421	1282 037
$R^2$	0.2506	0.2507	0.2520	0.8753	0.2419	0.2505

2. 控制时间趋势。我们的模型设定可能会受到时间趋势的影响,原因在于:(1)地区间商品价格存在差异是一种长期现象,具有很强的时间惯性(Crucini and Yilmazkuday,2014);(2)高铁开通是一个0、1变量,两个地区间当期是否开通高铁与上一期具有很强的关联性,可能存在序列自相关(Bertrand *et al.*,2004)。与大多数研究一致,我们已经将聚类稳健标准误设定在城市对层面来降低时间趋势的干扰。

Chetty *et al.* (2009)认为,各样本开始时的初始禀赋条件很可能会随时间推移给估计带来持续的影响。因此,我们加入了各个城市在样本期第一年(即2001年)的人均GDP、人口密度、工资水平、铁路公路货运量等基本特征 $X_{2001}$ 与一次、二次时间趋势 $t$ 和 $t^2$ 的交互项后进行估计,具体结果见表3第(1)(2)列。可以看到,地区的初始禀赋特征并不会随时间推移对高铁开通带来人员流动的作用造成偏估。

表3 控制城市自身和商品价格差异的时间趋势

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>AD</i>	<i>RD</i>	<i>AD</i>	<i>RD</i>
	2001年基本特征与时间趋势交互		两期倍差法	
<i>HSR</i>	-0.0751*** (0.0100)	-0.0100*** (0.0017)	-0.1557*** (0.0132)	-0.0241*** (0.0023)
$X_{2001} \times t$	控制	控制	未控制	未控制
$X_{2001} \times t^2$	控制	控制	未控制	未控制
时间固定效应	控制	控制	未控制	未控制
城市对固定效应	控制	控制	未控制	未控制
商品固定效应	控制	控制	未控制	未控制
样本量	925 324	932 050	52 872	53 830
$R^2$	0.8718	0.2367	0.1080	0.1150

我们虽然已经通过加入各城市的初始特征和时间趋势的交互项来缓解样本中可能存在的时间惯性对高铁开通作用造成的影响,但有研究指出,在面板回归中调整聚类稳健标准误时,加入时间趋势项并不能很好地控制序列相关与时间趋势(Bertrand *et al.*,2004;Donald and Lang,2007)。因此,我们又使用Bertrand *et al.* (2004)和Donald and Lang(2007)提出的两期倍差法,将样本由多期整合为政策开始前和实施后两期来消除样本中可能存在的序列相关和时间趋势对高铁开通效应造成的影响。

我们将实验组中的所有城市对按实际的高铁开通前后分为两期,第一期未开通高铁*HSR*取0;第二期开通高铁*HSR*取1。然后我们分别按照这两个时期,计算每个城

市对的每种商品在高铁开通前后两期中的平均价格差异。

而对照组中的城市对在样本期内始终未开通高铁,我们无法直接取差分。与 Ghani *et al.* (2016) 将样本期内高速公路网络建设划分为建设前、建设和初步建成三个阶段后,对第一阶段和第三阶段取平均的方法相似,我们也将样本期内高铁网络发展历程划分为三个阶段。由于 2008 年被视为中国进入高铁时代的标志 (Shaw *et al.*, 2014), 因此我们将 2001–2007 年作为未进行高铁建设的时期。在 2013 年底,中国高铁四横四纵干线初步建成,高铁网络初具规模 (Lin, 2017), 因此我们将 2014–2016 年视为中国高铁网络的初步建成时期,2008–2013 年则为快速建设时期。我们将对照组中 2008–2013 年的样本删去,并分别对 2001–2007 年和 2014–2016 年的商品价格取平均值,作为对照组在高铁开通这一政策实施前和初步实施后,对照组城市对间平均的商品价格差异。

我们对高铁政策实施前后两期中平均的商品价格差异取差分,消除不随时间变化的城市对和商品固定效应,得到的计量模型如下:

$$\Delta Y_{ij,k} = \beta_0 + \beta_1 \Delta HSR_{ij} + \varepsilon_{ij,k} \quad (2)$$

其中,  $\beta_0$  为常数项,  $\beta_1$  表示取差分后高铁开通对商品价格差异降低作用的大小,  $\varepsilon_{ij,k}$  为扰动项。我们分别使用商品价格的绝对差异和相对差异对上式进行估计,具体结果见表 3 第(3)(4)列。可以看到,在将样本由多期整合为两期并取差分消除时间趋势后,高铁开通带来人员流动对城市间商品价格差异的降低作用仍然显著。我们可以认为,样本的时间趋势基本不会对本文结论的稳健性产生影响。

3. 安慰剂检验。考虑到可能存在的随机扰动对估计结果的影响,我们借鉴 Chetty *et al.* (2009) 生成随机样本进行安慰剂检验的方法来进一步验证估计结果的稳健性。我们通过随机设置高铁开通的城市与时间,模拟出虚拟的高铁网络建设过程,从而确定虚拟的实验组和政策冲击发生时间。这一方法的好处在于能够同时随机选择对照组中的样本和政策冲击发生的时间,并能通过提高模拟次数增加检验结果的可信度,充分考虑到各种可能出现的结果与真实结果的差异。

在我们使用的样本期中,高铁开通的年份共有 9 年,2008–2016 年。在安慰剂检验中,我们也随机选取 9 个开通高铁的年份,并按照各年份的先后顺序,随机选取与现实中高铁开通的第一年、第二年,直到第九年数量相一致的城市开通高铁,从而达到随机选择实验组的目的,并根据实验组每个城市开通高铁的时间来确定两两城市间虚拟的高铁开通时间。

我们分别随机模拟虚拟高铁网络 5000 次,观察虚拟高铁开通对现实中商品价格

差异的影响(见图3)。可以看到,虚拟高铁开通项的估计系数基本呈现以0为中心的正态分布。这说明了高铁开通带来的人员流动对城市间商品价格差异产生的降低作用并不取决于某些未被观测的偶然因素。

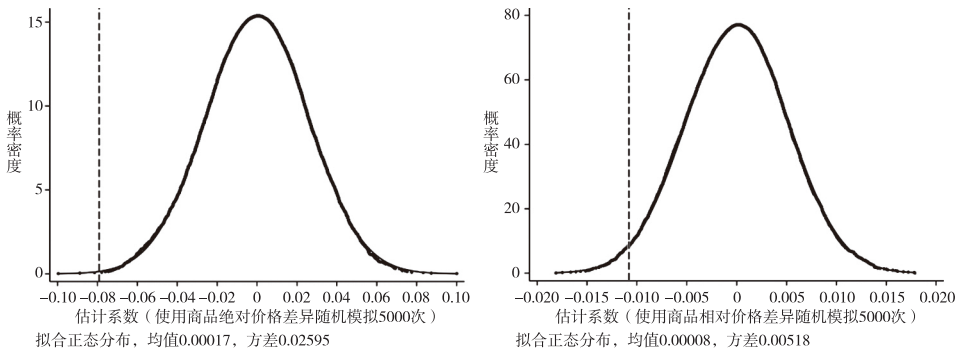


图3 高铁开通影响城市间商品价格差异的反事实分析结果

4. 事件分析法。倍差法使用的前提是实验组和对照组之间满足平行趋势假设,我们借助事件分析法来验证实验组和对照组的平行趋势假设是否成立,同时考察高铁开通在降低城市间商品价格差异中的动态效应,我们设定如下的模型进行检验:

$$Y_{ij,k,t} = \gamma_0 + \delta_m \sum_{m=-8}^8 hsr_{ij,T+m} + \nu_{ij} + \lambda_k + \rho_t + \varepsilon_{ij,k,t} \quad (3)$$

其中,  $hsr_{ij,T+m}$  是一个虚拟变量,表示城市对  $ij$  在高铁开通时间  $T$  前后的第  $m$  期,  $t = T + m$ ,  $\delta_0$  代表高铁开通当期,  $\delta_{-8}$  至  $\delta_{-1}$  和  $\delta_1$  至  $\delta_8$  分别代表高铁开通前 8 期至前 1 期和开通后 1 至 8 期对城市间商品价格差异带来的动态效果,  $\gamma_0$  为常数项。我们选择的时间窗口期完整覆盖 2001-2016 年共 16 期的整个样本周期,估计结果见图 4。可以看到,实验组和对照组的平行趋势假设基本成立,说明高铁开通带来人员流动能降低城市间价格差异的初步结论有较强的可信度。

### (三)内生性问题处理

上述讨论并未考察研究设计中内生性问题的影响。第一,我们无法对两个城市间每年的货运量、劳动力流动量、信息传递量等随时间变化的双边不可观测因素进行控制;第二,高铁的修建并不是完全随机的,高铁线路很可能对经济发展水平高、区位优势好的城市有一定的偏好。因此,我们采取工具变量对可能的内生性问题进行处理。

借鉴 Faber(2014)和 Ghani *et al.* (2016)为高速公路网络构建工具变量的思路,我们为高铁网络构建了最低成本(least cost path, LCP)最小生成树和最短路径最小生成

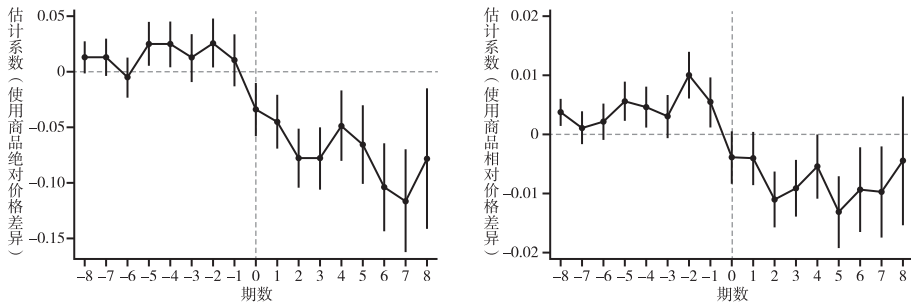


图4 高铁开通影响城市间商品价格差异的事件分析法估计结果

树,即欧几里得(Euclid)最小生成树作为工具变量。由于这两个工具变量都基于不随时间变化的地理信息,因此我们根据 Ghani *et al.* (2016)的方法,采用完全消除时间趋势后的(2)式,而非在许多研究中直接使用最后一个时间截面,来进行工具变量估计。工具变量估计第一阶段的具体结果见表4,第二阶段的具体结果见表5。

表4 工具变量估计第一阶段的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HSR</i>	包含节点城市 <i>HSR</i>	<i>HSR</i>	不含节点城市 <i>HSR</i>
<i>IV LCP</i>	0.3246*** (0.0134)		0.1187*** (0.0231)	0.0889*** (0.0241)
<i>IV Euclid</i>		0.3363*** (0.0134)	0.2310*** (0.0235)	0.2228*** (0.0239)
Kleibergen-Paap rk LM 检验	517.735 [0.0000]	552.341 [0.0000]	557.593 [0.0000]	333.027 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 检验	588.891 {16.38}	631.082 {16.38}	319.298 {19.93}	194.199 {19.93}
样本量	52 872	52 872	52 872	41 566
R <sup>2</sup>	0.1174	0.1266	0.1299	0.0864

说明:[ ]内数值为相应检验统计量的P值,{ }内数值为 Stock-Yogo 检验在10%水平上的临界值。下表同(如有特殊说明的除外)。

我们首先分别使用最低成本和最短路径最小生成树工具变量对全样本进行估计。为了得到更加有效的估计结果,我们又联合使用这两个工具变量进行回归估计(Woolridge, 2010),具体结果见表4和5第(1)-(3)列。

表 5 工具变量估计第二阶段的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LCP</i>	包含节点城市 <i>Euclid</i>	<i>LCP + Euclid</i>	不含节点城市 <i>LCP + Euclid</i>
<i>HSR</i>	-0.1155 *** (0.0377)	-0.1371 *** (0.0365)	-0.1300 *** (0.0362)	-0.1133 ** (0.0490)
Sargen-Hansen 检验			2.016 [0.1556]	2.421 [0.1197]
样本量	52 872	52 872	52 872	41 566

说明:我们扩大了节点城市的影响范围,将节点城市 100km 内的城市均标记为节点城市重新进行了工具变量估计,结论仍是稳健的,囿于篇幅,具体结果可以访问《世界经济》官网(www.jweonline.cn) 2022 年第 1 期在线期刊本文的补充材料附录。后文简称见网站。

考虑到高铁网络在规划时会考虑到城市的行政级别和人口因素来选取节点城市,我们又删除由节点城市组成的城市对后,重新进行估计,具体结果见表 4 和 5 第(4)列。可以看到,高铁线路规划时选择节点城市的非随机因素并不会对工具变量的有效性产生明显影响。

在工具变量估计第一阶段的结果中,可以看到 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均大于 Stock-Yogo 检验在 10% 水平上的临界值,拒绝弱工具变量原假设,说明工具变量和内生变量之间有较强的相关性。

在工具变量估计第二阶段的结果中,我们注意到在联合使用两个工具变量时,Sargen-Hansen 检验的相伴随概率在去掉节点城市对前后分别为 15.56% 和 11.97%,即均不能在 10% 的显著性水平上拒绝工具变量是过度识别的原假设,说明这两个工具变量都具有较强的外生性。在去掉节点城市后,高铁开通一项系数的绝对值和显著性水平均没有明显变化,说明在进一步考虑到规划过程中可能的非随机因素带来的内生性前后,城市间高铁开通对商品价格差异的降低作用很可能没有明显差异<sup>①</sup>。因此可以认为,我们的研究设计是基本可靠的,可能存在的内生性问题不会对本文主要结论的稳健性产生严重干扰。

#### (四) 机制分析

在前文中,我们已经看到高铁开通带来的人员流动能显著降低城市间商品价格差异,但其作用机制如何,还需要进一步探究。

##### 1. 促进要素价格均等化。城市间要素流动促进商品价格差异降低的一个重要途

<sup>①</sup> 感谢审稿人扩大节点城市影响范围的宝贵建议。

径是促进要素价格的均等化。在市场结构完善的情况下,要素价格差异的减小能够传递到商品市场中,从而降低商品的价格差异。高铁开通能够促进城市间人员流动,而人员流动有助于工资水平差距缩小(Cortes,2008;Combes *et al.*,2020)。对此,我们采用了如下中介效应模型进行估计:

$$\ln W_{ij,t} = \theta_0 + \theta_1 HSR_{ij,t} + \nu_{ij} + \rho_t + \varepsilon_{ij,t} \quad (4)$$

$$Y_{ij,k,t} = \varphi_0 + \varphi_1 HSR_{ij,t} + \varphi_2 \ln W_{ij,t} + \nu_{ij} + \lambda_k + \rho_t + \varepsilon_{ij,k,t} \quad (5)$$

其中, $\ln W_{ij,t}$ 表示城市间工资水平的差距,用两个城市人均工资水平差异的绝对值表示, $\theta_1$ 表示城市*i*和*j*间高铁开通对工资水平差异的降低作用, $\varphi_1$ 和 $\varphi_2$ 分别表示高铁开通和工资水平差异对城市间商品价格差异的影响, $\theta_0$ 和 $\varphi_0$ 均为常数项,具体估计结果见表6。

表6 高铁开通促进要素价格均等化的影响渠道检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln W$	$AD$	$AD$	$AD$
<i>HSR</i>	-0.0572 *** (0.0166)		-0.0803 *** (0.0086)	-0.0800 *** (0.0086)
$\ln W$		0.0050 ** (0.0021)		0.0046 ** (0.0021)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制
商品固定效应	未控制	控制	控制	控制
样本量	108 460	1251 800	1251 800	1251 800
$R^2$	0.6708	0.8753	0.8753	0.8753

说明:因篇幅所限,我们在这里只汇报使用商品绝对价格差异的估计结果;在使用商品相对价格差异时结论依然稳健,具体结果详见网站。下表同(如有特殊说明的除外)。

通过表6第(1)(2)列可以看到,城市间高铁开通对工资水平差异有较为显著的降低作用,工资水平差异与城市间商品价格差异存在一定的正相关关系。表6第(3)(4)列分别为未加入和加入了城市间工资水平差距这一中介变量。可以发现,高铁开通一项的系数未发生明显变化。我们注意到,地区间工资差距项系数的统计显著性和经济显著性无法充分解释高铁开通对城市间商品价格差异的巨大降低作用,说明高铁开通带来的人员流动,通过降低城市间工资水平差异来降低商品价格差异这一影响渠道是不够明显的。这使得我们再次思考是否可能存在其他的影响渠道。



2. 促进商务往来。根据我们的分析,在理论上人员流动对地区间价格差异的影响渠道主要体现在两个方面:一是促进要素市场一体化(Han and Li,2017);二是促进地区间商务往来,降低信息摩擦(Hovhannisyan and Keller,2015),从而促进地区间贸易(Startz,2016)。上一节中我们检验了高铁开通带来的人员流动通过要素价格均等化对产品价格的影响,本节进一步考察人员流动通过促进地区间商务往来,降低商品价格差异这一渠道的作用。

在考察全部样本城市的高铁开通和铁路货运情况后,我们发现通过珠海市、台州市和汕尾市这3个样本,能够充分识别出高铁开通带来的人员流动作用而不受铁路货运量的影响。我们的考察标准是,该地是否有普通铁路并设立货运服务站为全社会提供铁路货运服务。其中,珠海市开通高铁的时间为2011年,但普通货运铁路通车和货运服务站的设立时间为2013年;台州市和汕尾市高铁通车时间均为2009年,截至2016年底仍无普通货运铁路线路和货运服务站。

为了避免高铁开通对普通铁路货运量带来影响造成偏估,我们只采用这3个城市没有开通普通铁路的时间段进行估计,来识别高铁开通对这3个城市与全国其他城市间商品价格差异的影响,以充分识别出高铁开通带来的人员流动的作用。

首先我们分别使用商品的绝对价格差异和相对价格差异,对包含这3个城市的所有城市对样本进行回归,具体结果见表7第(1)(2)列。可以看到,高铁开通带来的人员流动能显著降低商品的价格差异。与基准回归相对比后,我们发现在排除城市间高铁开通可能对两个城市间通过铁路进行货物交流产生的影响后,高铁开通对商品价格差异的降低作用十分显著<sup>①</sup>。高铁开通带来的人员流动降低商品价格差异的作用很可能在于促进了地区间商务往来,推动了地区间贸易(Egger *et al.*,2012)、科技交流(Hovhannisyan and Keller,2015;Dong *et al.*,2020)、资源配置(Cristea,2011),从而有助于降低城市间商品价格差异。

同时,我们又对这3个城市分别与其相邻城市和非相邻城市进行估计,具体结果见表7第(3)(4)列。可以看到,这3个没有普通铁路货运的城市与其相邻城市间,高铁开通对商品价格差异的作用并不显著,但在这3个城市与非相邻城市间有十分明显的降低作用,二者具有显著的差异。其原因很可能在于邻接城市间人员流动较为频繁,进行商务活动和地区间贸易的渠道很多,高铁开通带来的人员流动边际作用较弱;

<sup>①</sup> 我们按照同样设定对这3个城市和其他城市按照上文工资差异的影响渠道进行检验,结果显示高铁开通带来的人员流动促进工资差异降低、减小商品价格差异这一渠道的作用微弱且不显著,囿于篇幅在这里不再汇报。

而对于在地理上间隔的非相邻城市而言,高铁开通大大压缩了两地间的时空距离(孙浦阳等,2019),为两地人员流动提供了全新的便利渠道,这为商务往来推动地区间贸易,降低商品价格差异这一渠道在一定程度上提供了证据。

表 7 高铁开通、商务往来与城市间商品价格差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全部城市	全部城市	相邻城市	非相邻城市	省内城市	省外城市
	<i>AD</i>	<i>RD</i>	<i>AD</i>	<i>AD</i>	<i>AD</i>	<i>AD</i>
<i>HSR</i>	-0.2214 *** (0.0673)	-0.0247 ** (0.0108)	0.1410 (0.1468)	-0.2465 *** (0.0690)	-0.2877 ** (0.1151)	-0.1995 ** (0.0892)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
商品固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	32 778	48 712	1 217	31 561	10 228	22 550
$R^2$	0.8768	0.2889	0.8686	0.8778	0.8690	0.8812
P 值				0.0000		0.0140

说明:第(4)列的P值表示在1%的显著性水平上拒绝这3个城市和相邻城市与非相邻城市分别的估计系数相同的原假设;第(6)列的P值表示在5%的显著性水平上拒绝这3个城市与省内外城市间分别的估计系数相同的原假设。

此外,我们还对这3个城市与省内和省外城市组成的城市对分别进行估计,具体结果见表7第(5)(6)列。可以看到,高铁开通增加地区间人员流动,促进商务活动往来,从而降低商品价格差异的作用在省内城市间的效果相比在省外更为明显,二者同样具有较为显著的差异。其原因可能在于,地区间商务往来发挥作用的程度与地理距离有着较大关系,地理距离越远,由于交通成本上升、方言差异变大导致不信任程度增加(刘毓芸等,2017)等因素,使得地区间商务往来作用越不明显。

#### (五) 异质性分析

1. 区域内和区域间高铁开通。高铁开通带来的人员流动,通过促进要素市场一体化和降低地区间信息不对称,有利于商品市场的整合,在区域经济一体化中发挥重要的作用。我们按照三大经济带、八大经济区和国家级城市群这三种经济地理中的常见划分,分析高铁开通对区域内与区域间城市商品价格差异的降低作用进行检验,具体估计结果详见表8。

## 人员流动与城市间商品价格差异:来自高铁开通的证据

表 8 高铁开通对区域内和跨区域城市间商品价格差异的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	三大经济带		八大经济区		国家级城市群	
	地带内 <i>AD</i>	地带间 <i>AD</i>	区域内 <i>AD</i>	区域间 <i>AD</i>	城市群内 <i>AD</i>	城市群间 <i>AD</i>
<i>HSR</i>	-0.0781*** (0.0145)	-0.0817*** (0.0107)	-0.0783*** (0.0233)	-0.0793*** (0.0093)	-0.0952*** (0.0198)	-0.0748*** (0.0095)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
商品固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	449 448	822 144	156 877	1114 715	244 487	1027 105
R <sup>2</sup>	0.8705	0.8780	0.8745	0.8755	0.8759	0.8752
P 值		0.1722		0.3183		0.0000

说明:(2)(4)列的P值分别表示无法在10%显著性水平上拒绝区域内和区域间样本的估计系数相同的原假设;(6)列的P值表示在1%显著性水平上拒绝城市群内和城市群间估计系数相同的原假设。

可以看到,高铁开通带来的人员流动对城市间商品价格差异起到降低作用。其中,这一降低作用在国家级城市群内部和国家级城市群之间存在显著差异,高铁开通对商品价格差异的降低作用在城市群内的城市间更为显著,原因可能在于三大经济带和八大经济区更多是地理上的划分,而城市群的划分取决于经济在地理上的集聚,城市群内的城市间在地理分布和经济联系上都更为紧密,因此高铁开通带来的人员流动对商品价格差异的降低作用更为明显。

2. 城市行政级别与高铁开通。城市的行政级别是一个城市非常重要的属性,行政级别的差异往往意味着城市获取和吸引要素能力的巨大差异(江艇等,2018)。交通基础设施的改善,既会增加行政级别较低城市的企业向行政级别较高的城市集聚的便利程度,不利于商品生产本地化,增加商品的运输成本,从而不利于城市间商品价格差异的降低,也会促进人口向行政级别较高的城市集聚(董艳梅和朱英明,2016),造成行政级别较低的普通地级市人口、企业等资源外流,从而出现优质资源流失,失去持续发展动力的窘况(张梦婷等,2018)。财政负担的增大和发展动力的减少有可能使得地方政府加强地方保护的动机,导致高铁带来的人员流动对某些城市间商品价格差异的降低作用减弱甚至不再显著。

我们分别按照普通地级市与副省级及以上行政级别城市,普通地级市间和副省级及以上级别城市间进行分组检验,具体结果见表9第(1)-(3)列。可以看到,高铁开

通带来的人员流动对商品价格差异的降低作用在相同行政级别的城市间比不同行政级别城市间更为明显,并且这种差异较为显著。

表9 不同行政级别城市间高铁开通的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	地级与副省级城市	地级与地级城市	副省级与副省级城市	地级与非相邻省级城市	地级与非相邻城市	地级市与相邻城市
	AD	AD	AD	AD	AD	AD
<i>HSR</i>	-0.0687*** (0.0132)	-0.0902*** (0.0176)	-0.0918*** (0.0182)	-0.0709*** (0.0134)	-0.0919*** (0.0178)	-0.0295 (0.0672)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
商品固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	493 745	553 865	159 548	484 893	544 346	19 662
R <sup>2</sup>	0.8711	0.8847	0.8469	0.8713	0.8849	0.8698
P 值		0.0020	0.0000			0.0000

说明:(2)(3)列的P值表示在1%的显著性水平上拒绝普通地级市与副省级及以上行政级别城市间的估计系数,分别与普通地级市间和副省级及以上行政级别城市间估计系数相同的原假设;(6)列的P值表示在1%的显著性水平上拒绝普通地级市与相邻城市,普通地级市与非相邻城市估计系数相同的原假设。

考虑行政级别较低的城市容易受到高铁开通的负面影响,我们又对普通地级市进行进一步分析。我们对普通地级市分别与非相邻副省级及以上城市、非相邻普通地级市和相邻城市间组成的城市对进行检验,具体估计结果见表9第(4)-(6)列。

可以看到,在普通地级市与不相邻的城市间,高铁开通带来的人员流动对商品价格差异具有显著降低作用,而在与相邻城市间这一作用不再显著,二者具有显著差异。其原因可能在于,当两地相邻时人员流动本身较为频繁,高铁开通带来的人员流动边际作用较弱。这说明高铁开通带来的人员流动主要作用在有地理间隔的城市间,在一定程度上体现了某些行政级别较低的城市对于人口和企业等优质资源的流失可能采取了“以邻为壑”的应对策略(范欣等,2017)。

3. 商品种类与高铁开通。高铁开通带来的人员流动对于不同种类商品的价格差异可能会产生不同的影响。不同种类商品的市场结构和价格差异水平本身有所不同,一方面可能是商品本身的特征导致的,另一方面可能在于地方政府对不同种类商品的地方保护程度不同(Li *et al.*, 2018)。为了分别探究高铁开通带来的人员流动对城市间不同种类商品的影响,我们借鉴了 Fan and Wei(2006)和 Li *et al.* (2018)的方法,将

## 人员流动与城市间商品价格差异:来自高铁开通的证据

产品划分为工业原材料(raw industrial materials)、非易腐消费品(non-perishable consumer goods)和工业制成中间品(processed industrial materials)三类。

我们按照这三类产品,分别使用商品的绝对价格差异与相对价格差异作为被解释变量,检验高铁开通带来的人员流动对不同种类商品价格差异的影响,具体结果见表10。

表 10 高铁开通对不同种类商品的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业 原材料 <i>AD</i>	非易腐 消费品 <i>AD</i>	工业制成 中间品 <i>AD</i>	工业 原材料 <i>RD</i>	非易腐 消费品 <i>RD</i>	工业制成 中间品 <i>RD</i>
<i>HSR</i>	-0.0446*** (0.0125)	-0.0600*** (0.0122)	-0.1123*** (0.0210)	-0.0096*** (0.0020)	-0.0141*** (0.0023)	-0.0150*** (0.0043)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
商品固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	655 001	424 216	192 234	667 864	439 949	195 467
R <sup>2</sup>	0.6475	0.2627	0.1560	0.2723	0.1887	0.4881
P 值		0.0029	0.0000		0.0000	0.0000

说明:(2)(3)列的P值表示在1%的显著性水平上拒绝非易腐消费品和工业制成中间品与工业原材料估计系数相同的原假设,(5)(6)列同理。

可以看到,高铁开通带来的人员流动对三类商品的价格差异均产生了显著的降低作用。其中,对城市间工业制成中间品和非易腐消费品的价格差异降低作用较为明显,而对城市间工业原材料的价格差异降低作用较小,并且降低作用之间具有显著差异。其原因可能在于,工业原材料地方保护程度较低,并且存在全国层面的价格调控监管,而非易腐消费品和工业中间品由于利润和增加值率较高,定价策略较为复杂,可能存在较高程度的地方保护、信息不对称和价格歧视(Fan and Wei,2006;李嘉楠等,2019),因此高铁开通带来的人员流动对地区间工业原材料价格差异的降低作用较弱,而对非易腐消费品和工业中间品价格差异的降低作用较强,一定程度上体现了高铁开通带来的人员流动对区域经济一体化的促进作用。

## 四 进一步讨论

### (一)考虑高铁站点与城市距离的影响

在前文中,我们根据行政区划来确定高铁站位置。但在现实中高铁站具有的辐射

效应不会受到所在行政区划的限制,城市距离高铁站越远,高铁开通带来人员流动的作用可能就越弱。因此,我们统计了所有城市距离最近的高铁站的距离,并将两个城市中心与高铁站的距离之和按照小于 30km,30-60km,大于 60km 分组回归,具体结果见表 11 第(1)-(3)列。结果显示,两个城市中心与最近的高铁站距离之和越大,高铁开通带来的人员流动对商品价格差异的降低作用就越弱。同时,考虑到在许多普通地级市高铁站的位置较为偏僻,配套基础设施不够完善,我们又对普通地级市和其他城市间接同样的分类进行回归,具体结果见表 11 第(4)-(6)列。可以看到当高铁站与两个城市中心的距离之和小于 60km 时,城市间高铁开通带来人员流动的作用是显著的;而在大于 60km 时,这一作用不再显著。

表 11 高铁站与城市中心距离对城市间商品价格差异的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>AD</i>	<i>AD</i>	<i>AD</i>	<i>AD</i>	<i>AD</i>	<i>AD</i>
	<30km	30-60km	>60km	<30km	30-60km	>60km
<i>HSR</i>	-0.1453 *** (0.0197)	-0.0904 *** (0.0327)	-0.0361 *** (0.0112)	-0.1555 *** (0.0277)	-0.0924 ** (0.0446)	-0.0187 (0.0162)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
商品固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	511 223	600 475	159 321	202 022	290 402	71 759
R <sup>2</sup>	0.8840	0.8745	0.8690	0.8795	0.8641	0.8686

## (二) 考虑城市间高铁直达列车的影响

两个城市间存在高铁直达列车,能为人员流动提供更大的便利。有研究指出高铁可能会带来“集聚作用”,因此我们使用有无高铁直达列车来对高铁开通的作用进行衡量。我们首先按照上文中城市行政级别的分类,考察高铁直达列车的作用,具体结果见表 12 第(1)-(3)列。可以看到,高铁直达列车对城市间商品价格差异有显著的降低作用。董艳梅和朱英明(2016)发现,高铁开通的“集聚作用”在省内中心城市和普通地级市间较为明显。因此,我们又按照省内副省级级别及以上的中心城市和普通地级市、省外副省级级别以上城市和普通地级市以及省外普通地级市间分别进行估计,具体结果见表 12 第(4)-(6)列。结果表明,省内中心城市和普通地级市间开通高铁会对商品价格差异产生正向但不显著的影响,这在一定程度上体现了可能存在的中心城市集聚作用,其原因在于高铁开通带来的人员流动可能会促进省内优质资源向中

心城市集中;而对于非省内城市间,高铁开通对城市间商品价格差异的降低作用依然显著。这为进一步合理优化高铁线路提供了一定的参考。

表 12 高铁直达列车对城市间商品价格差异的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	地级与副 省级城市	地级与 地级市	副省与副 省级城市	地级与省内 副省级城市	地级与省外 副省级城市	地级与省 外地级市
	AD	AD	AD	AD	AD	AD
<i>HSR_Direct</i>	-0.0797*** (0.0191)	-0.0350** (0.0165)	-0.0467* (0.0249)	0.0252 (0.0569)	-0.0407** (0.0173)	-0.0437* (0.0256)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
商品固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	159 548	493 745	553 865	20 210	473 535	534 394
R <sup>2</sup>	0.8469	0.8711	0.8847	0.8667	0.8713	0.8851

## 五 结论及政策启示

本文基于新经济地理学视角,首次以高铁开通作为促进人员流动的自然实验,探讨高铁开通带来的人员流动对城市间商品价格差异的影响及其内在机制,试图在边际上为人员流动这一重要的经济话题提供新的认知。结果显示:(1)高铁开通带来的人员流动能够显著降低城市间商品价格差异。通过采用替换多种被解释变量与核心解释变量、控制时间趋势、基于随机模拟的安慰剂检验、事件分析法等方法进行稳健性检验后,原结论仍然稳健。同时,本文在使用地理信息构建了基于最低成本原则和最短路径原则的两个最小生成树作为高铁网络的工具变量,解决可能存在的内生性问题后,结论依旧稳健。(2)在对高铁开通带来的人员流动如何降低商品价格差异进行分析时,研究发现,一方面人员流动能够通过促进要素价格均等化,促进商品价格的趋同。更重要的是,高铁开通带来的人员流动,促进了地区间商务活动往来,从而很可能在促进地区间贸易,提高资源配置效率等方面有着显著作用,推动了地区间商品价格差异的降低;(3)从城市的所在区域和行政级别以及商品类别出发,研究发现,高铁开通带来的人员流动在促进区域内和区域间经济一体化中都有显著的作用;高铁开通带来的人员流动对不同行政级别城市间商品市场均能起到整合作用;高铁开通带来的人员流动对工业制成中间品市场和非易腐消费品市场的整合作用较为明显,对工业原材料市场的一体化作用较弱。

本文研究结论的政策启示为:

第一,进一步降低人员流动成本,减少人员流动壁垒,为人员的自由流动提供便利,推动要素市场一体化建设,促进区域经济一体化。完善的要素市场可为中国进一步推动区域经济一体化建设,增进全国市场一体化程度,打造更加统一开放的国内市场提供了必要条件。第二,进一步完善交通基础设施建设,充分发挥高铁等交通基础设施在加强区域间联系,促进人员流动,增加地区间商务活动往来,提高信息传递效率等方面的优势。加快建设交通强国是党的十九大上做出的重大战略决策,完善综合交通基础设施布局是实现加快建设交通强国目标的重要组成部分。进一步完善交通基础设施建设,能够促进要素和商品的自由流动,提高资源配置效率,减少地区间发展不平衡,推动区域经济一体化建设。第三,要充分发挥高铁在促进人员流动,降低城市间商品价格差异,推动区域经济一体化中的作用,还需要推动铁路运输的高质量发展。一方面需要进一步推进铁路运输市场化改革,形成充分的市场化定价机制,优化运输结构和运力配置,充分发挥高铁在客运中快捷便利,普通铁路在货运中廉价环保的优势;另一方面还需要进一步合理规划高铁站选址和设计高铁列车运行线路,通过更加合理的高铁列车线路加强高铁开通对地区间人员流动的促进作用,充分发挥高铁开通的网络效应和正外部性,为进一步释放高铁红利奠定基础。

#### 参考文献:

- 卞元超、吴利华、白俊红(2019):《高铁开通是否促进了区域创新?》,《金融研究》第6期。
- 董艳梅、朱英明(2016):《高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角》,《中国工业经济》第10期。
- 范欣、宋冬林、赵新宇(2017):《基础设施建设打破了国内市场分割吗?》,《经济研究》第2期。
- 江艇、孙鲲鹏、聂辉华(2018):《城市级别、全要素生产率和资源错配》,《管理世界》第3期。
- 李嘉楠、孙浦阳、唐爱迪(2019):《贸易成本、市场整合与生产专业化——基于商品微观价格数据的验证》,《管理世界》第8期。
- 刘瑞明(2012):《国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据》,《管理世界》第4期。
- 刘毓芸、戴天仕、徐现祥(2017):《汉语方言、市场分割与资源错配》,《经济学(季刊)》第7期。
- 孙浦阳、张甜甜、姚树洁(2019):《关税传导、国内运输成本与零售价格——基于高铁建设的理论与实证研究》,《经济研究》第3期。
- 张梦婷、俞峰、钟昌标、林发勤(2018):《高铁网络、市场准入与企业生产率》,《中国工业经济》第5期。
- Ahlfeldt, G. M. and Feddersen, A. "From Periphery to Core: Measuring Agglomeration Effects Using High-Speed Rail." *Journal of Economic Geography*, 2018, 18(2), pp. 355-390.
- Aker, J. C. "Information from Markets Near and Far: Mobile Phones and Agricultural Markets in Niger." *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(3), pp. 46-59.
- Allen, T. "Information Frictions in Trade." *Econometrica*, 2014, 82(6), pp. 2041-2083.



## 人员流动与城市间商品价格差异:来自高铁开通的证据

Andrabi, T. and Kuehlwein, M. "Railways and Price Convergence in British India." *Journal of Economic History*, 2010, 70(2), pp. 351-377.

Aradhya, S. and Tronstad, R. "Does Tourism Promote Cross-Border Trade?" *American Journal of Agricultural Economics*, 2003, 85(3), pp. 569-579.

Baum-Snow, N.; Brandt, L.; Henderson, J. V.; Turner, M. A. and Zhang, Q. "Roads, Railroads, and Decentralization of Chinese Cities." *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(3), pp. 435-448.

Belenkiy, M. and Riker, D. "Face-to-Face Exports: The Role of Business Travel in Trade Promotion." *Journal of Travel Research*, 2012, 51(5), pp. 632-639.

Bertrand, M.; Duflo, E. and Mullainathan, S. "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1), pp. 249-275.

Caliendo, L.; Oromolla, L. D.; Parro, F. and Sforza, A. "Goods and Factor Market Integration: A Quantitative Assessment of the EU Enlargement." *NBER Working Paper No. w23695*, 2017.

Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. *Microeconometrics; Methods and Applications*. Cambridge University Press, 2005.

Chen, C. L. "Reshaping Chinese Space-Economy Through High-Speed Trains: Opportunities and Challenges." *Journal of Transport Geography*, 2012, 22(C), pp. 312-316.

Chen, Z. "Impacts of High-Speed Rail on Domestic Air Transportation in China." *Journal of Transport Geography*, 2017, 62, pp. 184-196.

Chetty, R.; Looney A. and Kroft K. "Salience and Taxation: Theory and Evidence." *The American Economic Review*, 2009, 99(4), pp. 1145-1177.

Coleman, A. "Storage, Slow Transport, and the Law of One Price: Theory with Evidence from Nineteenth-Century US Corn Markets." *Review of Economics and Statistics*, 2009, 91(2), pp. 332-350.

Combes, P. P.; Démurger, S.; Li, S. and Wang, J. "Unequal Migration and Urbanisation Gains in China." *Journal of Development Economics*, 2020, 142, p. 102328.

Cortes, P. "The Effect of Low-Skilled Immigration on US Prices: Evidence from CPI Data." *Journal of Political Economy*, 2008, 116(3), pp. 381-422.

Cristea, A. D. "Buyer-Seller Relationships in International Trade: Evidence from US States' Exports and Business-Class Travel." *Journal of International Economics*, 2011, 84(2), pp. 207-220.

Crucini, M. J.; Shintani, M. and Tsuruga, T. "The Law of One Price Without the Border: The Role of Distance Versus Sticky Prices." *Economic Journal*, 2010, 120(544), pp. 462-480.

Crucini, M. J. and Yilmazkuday, H. "Understanding Long-Run Price Dispersion." *Journal of Monetary Economics*, 2014, 66, pp. 226-240.

Donald, S. G. and Lang, K. "Inference with Difference-in-Differences and Other Panel Data." *Review of Economics and Statistics*, 2007, 89(2), pp. 221-233.

Donaldson, D. and Hornbeck, R. "Railroads and American Economic Growth: A 'Market Access' Approach." *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2), pp. 799-858.

Dong, X.; Zheng, S. and Kahn, M. E. "The Role of Transportation Speed in Facilitating High Skilled Teamwork

- Across Cities.” *Journal of Urban Economics*, 2020, 115, p. 103212.
- Egger, P. H. ; Von Ehrlich, M. and Nelson, D. R. “Migration and Trade.” *World Economy*, 2012, 35(2), pp. 216–241.
- Elberg, A. “Sticky Prices and Deviations from the Law of One Price: Evidence from Mexican Micro-Price Data.” *Journal of International Economics*, 2016, 98, pp. 191–203.
- Faber, B. “Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System.” *Review of Economic Studies*, 2014, 81(3), pp. 1046–1070.
- Fan, C. S. and Wei, X. “The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China.” *Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4), pp. 682–697.
- Ghani, E. ; Goswami, A. G. and Kerr, W. R. “Highway to Success: The Impact of the Golden Quadrilateral Project for the Location and Performance of Indian Manufacturing.” *Economic Journal*, 2016, 126(591), pp. 317–357.
- Goyal, A. “Information, Direct Access to Farmers, and Rural Market Performance in Central India.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(3), pp. 22–45.
- Han, J. and Li, S. “Internal Migration and External Benefit: The Impact of Labor Migration on the Wage Structure in Urban China.” *China Economic Review*, 2017, 46, pp. 67–86.
- Hao, T. ; Sun, R. ; Tombe, T. and Zhu, X. “The Effect of Migration Policy on Growth, Structural Change, and Regional Inequality in China.” *Journal of Monetary Economics*, 2020, 113, pp. 112–134.
- Head, K. and Mayer, T. “What Separates Us? Sources of Resistance to Globalization.” *Canadian Journal of Economics*, 2013, 46(4), pp. 1196–1231.
- Hensher, D. A. ; Truong, T. P. ; Mulley, C. and Ellison, R. “Assessing the Wider Economy Impacts of Transport Infrastructure Investment with an Illustrative Application to the North-West Rail Link Project in Sydney, Australia.” *Journal of Transport Geography*, 2012, 24, pp. 292–305.
- Hovhannisyan, N. and Keller, W. “International Business Travel: An Engine of Innovation?” *Journal of Economic Growth*, 2015, 20(1), pp. 75–104.
- Jensen, R. “The Digital Provide: Information (Technology), Market Performance, and Welfare in the South Indian Fisheries Sector.” *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(3), pp. 879–924.
- Lach, S. “Immigration and Prices.” *Journal of Political Economy*, 2007, 115(4), pp. 548–587.
- Lan, Y. and Sylwester, K. “Does the Law of One Price Hold in China? Testing Price Convergence Using Disaggregated Data.” *China Economic Review*, 2010, 21(2), pp. 224–236.
- Li, J. ; Li, Z. and Sun, P. “Does the Razor’s Edge Exist? New Evidence of the Law of One Price in China (1997–2012).” *World Economy*, 2018, 41(12), pp. 3442–3466.
- Lin, Y. “Travel Costs and Urban Specialization Patterns: Evidence from China’s High Speed Railway System.” *Journal of Urban Economics*, 2017, 98, pp. 98–123.
- Liu, L. and Zhang, M. “High-Speed Rail Impacts on Travel Times, Accessibility, and Economic Productivity: a Benchmarking Analysis in City-Cluster Regions of China.” *Journal of Transport Geography*, 2018, 73, pp. 25–40.
- Ortega, E. ; López, E. and Monzón, A. “Territorial Cohesion Impacts of High-Speed Rail at Different Planning Levels.” *Journal of Transport Geography*, 2012, 24, pp. 130–141.

Parker, C. ; Ramdas, K. and Savva, N. "Is IT Enough? Evidence from a Natural Experiment in India's Agriculture Markets." *Management Science*, 2016, 62(9), pp. 2481-2503.

Ramondo, N. ; Rodríguez-Clare, A. and Saborío-Rodríguez, M. "Trade, Domestic Frictions, and Scale Effects." *The American Economic Review*, 2016, 106(10), pp. 3159-3184.

Redding, S. J. "Goods Trade, Factor Mobility and Welfare." *Journal of International Economics*, 2016, 101, pp. 148-167.

Shaw, S. L. ; Fang, Z. ; Lu, S. and Tao, R. "Impacts of High Speed Rail on Railroad Network Accessibility in China." *Journal of Transport Geography*, 2014, 40, pp. 112-122.

Startz, M. "The Value of Face-to-Face: Search and Contracting Problems in Nigerian Trade." *SSRN Working Paper* 3096685, 2016.

Steinwender, C. "Real Effects of Information Frictions: When the States and the Kingdom Became United." *The American Economic Review*, 2018, 108(3), pp. 657-696.

Tombe, T. and Zhu, X. "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China." *The American Economic Review*, 2019, 109(5), pp. 1843-1872.

Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, 2010.

Zachariadis, M. "Immigration and International Prices." *Journal of International Economics*, 2012, 87(2), pp. 298-311.

### Does Passenger Flow Matter for Price Dispersion? A Quasi-Experiment from China's High-Speed Rail Opening

Wang Yongjin; Hou Yuntao

**Abstract:** This paper examines the impact of passenger flow on the dispersion of commodity prices between cities by exploiting the opening of high-speed rail in China as a large-scale natural experiment. The study shows that the passenger flow brought about by the launch of high-speed rail significantly reduces the price dispersion between cities by promoting the integration of factor markets and strengthening interregional trade. The results are robust to alternative proxy variables, controlling for time trends and placebo tests. To overcome the potential endogeneity issue, the paper constructs two instrumental variables using minimum spanning tree networks based on the principle of lowest cost and shortest distance routes, confirming that the results are still valid. Further research reveals that the provision of high-speed rail may promote economic integration within and between regions at different administrative levels. Logical location of the stations and design of the lines also exerts a significant impact on shaping the role of high-speed rail.

**Key words:** passenger flow, price dispersion, high-speed rail, minimum spanning tree

**JEL codes:** O15, O18, R23

(截稿:2020年4月 责任编辑:宋志刚)