中国高速铁路对城市增长的影响

马光荣*

(中国人民大学财政金融学院)

摘要: 本文评估了中国高速铁路建设对城市经济增长的影响。为了解决高速铁路建设的内生性问题,我们使用2004年国家中长期铁路网规划的“四纵四横”客运专线构建了工具变量。结果显示,高速铁路对中小城市的经济增长带来了负面的经济影响,但是对较大的城市的经济增长具有正面作用,这主要是由于高铁促进了大城市和周围中小城市的市场一体化,从而对中小城市产生了“虹吸效应”。高速铁路对经济的影响主要体现在第二产业上。高速铁路提升了高铁站周边的土地价格。两个城市之间联通高铁显著增加了两地之间的互设子公司数量。高铁还降低了上市公司IPO的抑价程度,提高了资本市场定价效率。

关键词: 高速铁路, 城市, 经济增长, 土地价格, 子公司

一、引言

近年来,中国高速铁路建设突飞猛进。截止2014年底,中国高速铁路总里程已经达到19369.8公里,高铁车站达529个,覆盖全国28个省173个地级市(图1-图3)。中国已经拥有世界上最大规模的高速铁路网,而且拥有最快的高铁运行速度。高速铁路的时速在200-350公里之间,远远超出普通铁路平均100公里的时速,极大缩短了城市间的交通时间。

高速铁路网的初步建成,使地域广阔的中国大地,交通便捷程度大幅度提高,对经济活动的地理分布格局将产生重大的影响。众多研究表明,良好的交通基础设施是经济增长的先决条件。由于交通基础设施降低了贸易成本,扩大了市场范围,因而具有良好交通条件的城市会实现更快的经济和人口增长(Fernald, 2000; Michaels, 2008; Duranton 和 Turner, 2011; Donaldson, 2012; Donaldson, 2014)。具体来说,从理论上讲,高铁开通对经济增长的正向推动作用主要源自于如下几个方面:(1)降低企业的运输成本和交易成本,提高了企业绩效;(2)通过降低贸易成本促进市场一体化,市场范围的扩大会提升规模经济和促进产业分工,从而提高企业生产率;(3)促进市场竞争和各种生产要素的充分流动,进而提高资源的配置效率,因而有利于符合比较优势的产业获得更快的增长,有利于生产要

* 马光荣,中国人民大学财政金融学院讲师,电子邮箱:grma@ruc.edu.cn。感谢北京大学-林肯研究院城市发展与土地政策研究中心研究基金的资助。

素配置到高效率企业上，减少资源误置（Hsieh 和 Klenow，2009）；（4）加速知识外溢，促进了企业技术水平的提升。

但是，另外一些研究表明，交通基础设施对不同城市增长存在异质性的影响。由于本土市场效应（home market effect）的存在，交通基础设施带来的市场一体化，将导致经济活动从周边的中小城市向大城市转移，因而在促进大城市增长的同时，降低了周边中小城市的增长（Faber，2014）。不仅如此，由于政府人为的限制政策阻碍了劳动力和资本等生产要素的自由流动，交通基础设施促进经济增长的效果可能会大打折扣（Banerjee 等，2012）。

中国高速铁路建设仍然处于方兴未艾之中。根据国家中长期铁路网规划方案，到 2020 年中国高速铁路总里程将会超过 30000 公里，全面建成以“四纵四横”为骨架的全国快速客运网。高速铁路作为高速公路、铁路六次大提速之后又一项大规模的基础设施提升项目，其对中国城市增长和经济活动分布格局的影响还尚未得到评估。本文利用城市和县层面的经济与地理数据，考察高速铁路对中国城市经济增长的影响。为了解决高速铁路建设的内生性问题，我们使用 2004 年国家中长期铁路网规划的“四纵四横”客运专线构建了工具变量。

图 1 中国已建成通车的高铁车站数量

图 2. 2008 年末的高铁线路图

图 3. 2012 年末的高铁线路图

本文的研究结果显示，高速铁路对中小城市的经济增长带来了负面的经济影响，但是对较大的城市的经济增长具有正面作用，这主要是由于高铁促进了大城市和周围中小城市的市场一体化，从而对中小城市产生了“虹吸效应”。高速铁路对经济的影响主要体现在第二产业上。高速铁路提升了高铁站周边的土地价格。两个城市之间联通高铁显著增加了设立两地之间的互设子公司数量。高铁还降低了上市公司 IPO 的抑价程度，提高了资本市场定价效率。

本文以下部分的结构安排如下：第二节是文献回顾，第三节介绍数据来源，第四节报告高铁对城市经济增长影响的回归结果，第五节报告高铁对高铁站周边土地价格影响的回归结果，第六节报告高铁对上市公司异地设立子公司影响的实证结果，第七节是高铁对上市公司 IPO 定价影响的回归结果，第八节总结全文。

二、文献回顾

1、对国外交通基础设施影响的研究

经济学家很早就开始关注交通基础设施对经济增长和经济活动分布的影响，但是主要的研究集中于美国。就铁路而言，由于美国的大规模铁路建设集中在 19 世纪，因此相关研究主要集中于经济史的领域。早在上世纪中叶，Fogel(1962) 就曾分析过 19 世纪铁路网建设对美国经济增长的影响，但是发现铁路带来的经济收益很小，对国民收入的贡献度不足 2%。Donaldson (2013) 使用更严谨的计量方法，发现美国 19 世纪铁路网建设促进了沿线各个县市场范围的扩大，进而提高了农业土地价值和国民收入。Donaldson (2012) 则发现印度在殖民地时期的铁路建设降低了地区间贸易成本和商品的价格差异，通过促进地区间贸易进而提高了收入水平。

二战之后，美国开始对大规模兴建国家高速公路网(又称为州际高速公路)。近年来，很多研究考察了二战后美国高速公路网建设对经济的长期影响，都发现了高速公路的正面影响。Fernald (2000) 发现高速公路对美国工业生产率有显著的促进作用。Duranton 和 Turner (2011) 发现美国高速公路网带动了沿线城市人口的增长。Michaels (2008) 发现高速公路开通后，美国农业县与贸易相关的产业(如零售业和货车运输业)经历了快速增长。Duranton 等 (2013) 发现高速公路经过的城市集中了更多产品重量重的产业。

上述研究关注的是高速公路是否使沿线城市比非沿线城市获得更快的增长，因此本质是考察高速公路如何影响经济活动在城市间的分布。与上述研究的视角不同，Baum-Snow (2007) 则考察了人口在城市内部分布的影响，他发现高速公路导致了美国城市的郊区化，促进了人口从城市中心区向郊区的流动。

2、对中国交通基础设施影响的研究

在高铁大规模建设之前，中国基础设施提升主要集中于高速公路。中国高速公路发展肇始于 1988 年建成的沪嘉高速公路。从 1992 年开始，中国开始计划建设国家高速公路网。到 2013 年底，中国高速公路通车总里程达到 10.4 万公里，已超过美国跃居世界第一。Faber (2014) 考察了 1997-2006 年全国高速公路带来的经济影响，他发现一个与以往文献截然不同的结论：高速公路降低了沿线小城市的经济增长。他的解释是，由于规模报酬递增带来的本地市场效应存在，市场一体化将使得市场规模更大的大城市获得更快的增长。当高速公路大幅降低贸易成本时，沿线大城市和小城市的市场一体化，将使经济活动从沿线小城市向大城市流动。

Banerjee 等 (2012) 则同时考察了铁路和公路的影响，发现交通设施改善对 1990-2006 年的县域经济增长没有显著影响。他们认为资本和劳动的不可充分自由流动阻碍了基础设施发挥作用。

一些研究考察了中国铁路运力提升带来的影响。周浩和郑筱婷 (2012) 则研

究了 1997-2006 年的铁路六次大提速对经济增长的影响，他们发现，相对于未提速站点，铁路提速使提速站点的人均 GDP 增长率提高了约 3.7 个百分点。Li 和 Chen（2013）研究了 1994 年兰新铁路复线开通后，兰州和乌鲁木齐两地之间货运量大幅度提高，降低了两地之间的物价差异，但是他们没有考察对沿线经济增长的影响。

一些研究也考察了交通基础设施对中国城市内部经济活动分布的影响。与 Baum-Snow（2007）基于美国的发现类似，Baum-Snow 等（2012）发现，1990 年以来中国城市的辐射式高速路、城市环路和辐射式铁路促进了城市人口向周边郊区分散。

目前唯一研究中国高铁影响的一篇研究是 Zheng 和 Khan（2013），他们基于 2006-2012 年的数据发现，发现高速铁路开通提高了沿线城市的房价。但是，他们没有考察高铁对中国城市增长和经济活动分布的影响，也没有研究高铁带来经济影响背后的机制。高铁沿线城市房价上升背后最根本的因素还是城市经济和人口的增长。

3、基础设施对企业的影响

除了上述利用城市层面宏观经济数据进行的研究之外，另外一些研究则试图从微观企业的角度，考察交通基础设施影响经济发展的机制。Shirley 和 Winston（2004）、Li 和 Li（2013）、Datta（2012）分别利用美国、中国和印度数据发现高速公路减少了企业的原材料存货。Giroud（2013）利用美国数据，发现由于新航线开通大大缩短了企业总部和分厂间的交通时间，降低了总部和分厂间的信息沟通成本，因而提高了分厂投资和生产率水平。

三、数据和变量

本研究所使用的数据主要包括：

第一、县和城市经济数据库：中国 2008-2013 年所有县（含县级市）和地级市市辖区的经济数据，其中县级数据来自《中国县市经济统计年鉴》，地级市市辖区的数据来自《中国城市统计年鉴》，该年鉴具有地级市市辖区作为整体的经济数据（例如南京市市辖区这个整体），没有具体下辖每个市辖区的经济数据。本文所使用的县和城市经济数据库包含 GDP、三次产业增加值、人口、固定资产投资、规模以上工业总产值等。所有随时间有价格变动的变量，我们都将其折算为 2000 年不变价的。

第二、**县和城市的经纬度数据库**，我们利用地理信息系统（GIS），收集了所有县和城市的地理中心的经纬度。

第三、**高铁站经纬度数据库**：我们手工收集了截止 2014 年底，所有已建成高铁客运站点的经纬度信息。

第四、**上市公司数据库**：来自国泰安上市公司数据库，除了常规的公司财务信息外，我们还收集了上市公司所有设立的子公司信息，用以研究高铁开通对上市公司异地投资的影响，以及上市公司的 IPO 折价率等信息，用以研究高铁开通通过降低信息不对称从而对资本市场产生影响。

第五、**土地交易数据库**。2006 年 8 月 1 日开始实施的《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规范（试行）》明确要求，市县级政府土地主管部门必须在中国土地市场网上事先公布每宗国有土地使用权的出让计划，并且在事后公布各宗土地的出让结果。这使得我们有机会获取了 2007-2013 期间的每一笔工业用地出让结果的详细信息，包括供地的地方政府、地块地理位置、面积、等级、出让方式、成交金额、投资企业和预计完工时间等信息。我们还根据每个地块的详细地理位置，利用地理信息系统，搜寻了每个地块的经纬度，并据此计算了每个地块与最近高铁站的距离。

四、高铁对城市经济增长的影响

1、计量模型设定

我们使用如下回归模型考察高铁开通对县域经济增长的影响：

$$Y_{ip} = \alpha + \beta BT_{ip} + \gamma X_{ip} + \lambda_p + \varepsilon_{ip}$$

其中下标 i , p 代表 p 省的第 i 个县， Y_{ip} 是一个县 2008-2013 年 GDP 增长，我们使用 2013 年 GDP 对数值减去 2008 年 GDP 对数值来表示。 BT_{ip} 是 2012 年底该县与高铁站的距离是否小于 50 公里。在稳健性检验里，我们还尝试了 2012 年底该县辖区内是否建有高铁站，2012 年底该县与高铁站的距离是否小于 100 公里或 30 公里，以及直接使用 2012 年该县与高铁站的距离 $DistBT_{ip}$ 作为关键解释变量。

X_{ip} 是县级层面的控制变量，包括该县是否为县级市、是否为是民族自治、2008 年人均 GDP、2008 年城镇人口数量的对数，2008 年第一产业就业人员比重、2008 年人均在校学生。考虑到同一省份的各县随机误差项之间存在相关性，我

们将标准误集聚在省份层面。

上述回归方程面临着内生性问题，具体哪个城市建成了高铁，并不是完全外生的，决策者在规划高铁线路时可能选择了具有更好发展潜力的城市。为此，我们考虑使用工具变量法解决内生性问题。2004 年，中央政府发布了《中长期铁路网规划》，规划提出要“建立省会城市及大中城市间的快速客运通道，以及环渤海地区、长江三角洲地区、珠江三角洲地区 3 个城际快速客运系统，建设客运专线 1.2 万公里以上”。建设客运专线的速度目标值达到每小时 200 公里及以上，这奠定了中国发展高速铁路的基础——“四纵”和四横客运专线。“四纵”和四横客运专线的具体建设方案是：

1、“四纵”客运专线：

(1)北京—天津—济南—南京—上海客运专线，贯通京津至长江三角洲东部沿海经济发达地区；

(2)北京—石家庄—郑州—武汉—长沙—广州—深圳客运专线，连接华北和华南地区；

(3)北京—沈阳—长春—哈尔滨(大连)客运专线，连接华北和东北地区；

(4)杭州—宁波—福州—深圳客运专线，连接长江三角洲、珠江三角洲和东南沿海地区。

2、“四横”客运专线：

(1)徐州—郑州—西安—兰州客运专线，连接华东和西北地区；

(2)上海—杭州—南昌—长沙—贵阳—昆明客运专线，连接华东、华中和西南地区；

(3)青岛—济南—石家庄—太原客运专线，连接华东和华北地区；

(4)上海—南京—合肥—武汉—重庆—成都客运专线，连接西南和华东地区

“四纵”和四横客运专线如下图 3 所示。该规划方案提出了铁路网要连接这 26 个重要的节点城市，除了这 26 个节点城市之外，每个城市是否通高铁，很大程度上就取决于其与四纵四横连接线的距离。而每个县和城市距离规划直线的距离，又是外生决定的，因此可以用作该县实际是否通高铁的工具变量。这样，我们的一阶段回归方程是：

$$BT_{ip} = \alpha + \beta DistNode_{ip} + \gamma X_{ip} + \lambda_p + \varepsilon_{ip}$$

其中 $DistNode_{ip}$ 就是县（城） i 与图 3 中规划直线的距离（对数值）。样本当中，

$DistNode_{ip}$ 与城市距最近高铁站的距离 $DistBT_{ip}$ 的相关系数达到 0.51，图 4 展示了两者的散点图，这些都显示两者之间存在很强的正向相关性。

图 3 中国高铁规划图

变量的统计描述见表 1。从中可见，样本中 2008-2013 年县域 GDP 增长率平均为 63.4%，其中第二产业增速最高，其次是第三产业，第一产业增速较低。截止到 2012 年底，县辖区中心与高铁站的平均值是 557 公里，有 18.5% 的县辖区中心与最近高铁站小于 50 公里，有 39.2% 的县辖区中心与最近高铁站距离小于 100 公里，辖区内设有高铁站的县有 4.3%。

表 1 变量的描述性统计

变量名	观测值数	平均值	标准差	最小值	最大值
GDP 增长 (2008-2013)	1731	0.634	0.185	0.137	1.207
第一产业增长 (2008-2013)	1698	0.433	0.173	-0.037	0.946
第二产业增长 (2008-2013)	1704	0.745	0.322	-0.090	1.790
第三产业增长 (2008-2013)	1690	0.648	0.226	-0.031	1.412
辖区内设有高铁站	1731	0.043	0.202	0.000	1.000
与高铁站距离<100	1731	0.392	0.488	0.000	1.000
与高铁站距离<50	1731	0.185	0.389	0.000	1.000
与高铁站距离<30	1731	0.088	0.284	0.000	1.000
与高铁站的距离 (对数)	1731	6.323	0.977	1.528	8.191
与规划直线的距离 (对数)	1731	4.613	1.243	0.048	7.834
2008 年人均 GDP	1729	8.570	0.690	6.895	11.088
县级市	1731	0.153	0.360	0.000	1.000
民族自治区域	1731	0.278	0.448	0.000	1.000
城市人口数	1731	1.975	0.743	0.000	5.017
农业就业比重	1722	0.552	0.153	0.001	0.944
人均在校生人数	1726	0.137	0.034	0.058	0.253

表 2: OLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)
			被解释变量: 2008-2013 年 GDP 增长率
距离高铁站 50 公里以内	-0.061** (0.026)	-0.011 (0.018)	-0.008 (0.017)
人均 GDP (对数)		-0.055*** (0.017)	-0.057*** (0.015)
县级市			-0.013 (0.015)
民族自治地区			-0.001 (0.020)
城镇人口 (对数)			-0.020* (0.010)
农业劳动力占比			-0.045 (0.055)
人均在校生人数			0.041 (0.242)

省份虚拟变量	控制	控制	控制
Observations	1770	1768	1754
R-squared	0.018	0.287	0.289

我们的 OLS 回归结果报告在了表 2 当中。从中可见，当不控制其它变量时，高铁开通对县 GDP 增长率具有负向显著影响，当控制了省份虚拟变量时，这一效果就不再显著，系数为负，但仅有-0.01。当额外再控制其它县级层面控制变量后，这一效果更加接近于 0。

我们的两阶段最小二乘结构报告在了表 3 当中。从一阶段的回归系数可见，工具变量“与四纵四横规划线的距离”的系数是显著为负的，这表明，与规划直线越远，一个县开通高铁的概率下降。工具变量系数的 t 检验值为 5.5，F 检验值达到 28，说明不存在弱工具变量问题。第 2 列的结果显示，当不控制其他变量时，开通高铁将使县域 GDP 在 2008-2013 年增长率高出 20%，这在 1%水平下显著。第 4 列的结果显示，当控制基期人均 GDP 和省份虚拟变量后，系数下降到 0.134，但是仍在 5%水平下显著。第 6 列的结果显示，当额外控制县级市虚拟变量、民族区域虚拟变量、基期城镇人口数、基期农业劳动力占比、基期在校人数等变量后，开通高铁站的系数几乎没有发生变化，仍在 5%水平下显著。这一结果表明，当内生性解决后，开通高铁将使 2008-2013 年间的 GDP 增长下降 13%。同时表明，OLS 回归显著低估了开通高铁对经济增长所带来的负面效果。

接下来，我们变换了一个县城开通高铁的定义，将其分别定义为县辖区中心距离高铁站 30 公里以内、距离高铁站 100 公里以内、辖区内设有高铁站。结果报告在了表 4 当中，从中可见，采用这些不同的定义，高铁开通都会对县域 GDP 增长带来显著的负面作用。表 4 最后一列中，我们还直接使用与最近高铁站的距离作为关键解释变量，这一系数是显著为正的，同样支持我们的结论。从各列系数数值大小判断的话，辖区内设有高铁站所带来的负面作用最大，随着与高铁站的距离越远（例如到 100 公里），负面作用相对较小。

表 3: 2SLS 回归结果

	(1) 一阶段	(2) 二阶段	(3) 一阶段	(4) 二阶段	(5) 一阶段	(6) 二阶段
		二阶段被解释变量: 2008-2013 年 GDP 增长率			一阶段被解释变量: 距离高铁站 50 公里以内	
距离高铁站 50 公里以内		-0.204*** (0.073)		-0.134** (0.058)		-0.133** (0.056)
人均 GDP (对数)			0.119*** (0.029)	-0.046*** (0.018)	0.114*** (0.029)	-0.050*** (0.018)

县级市					-0.022 (0.028)	-0.009 (0.015)
民族自治地区					-0.010 (0.039)	-0.007 (0.021)
城镇人口（对数）					0.051* (0.025)	-0.020** (0.010)
农业劳动力占比					-0.073 (0.120)	-0.043 (0.052)
人均在校生人数					0.199 (0.599)	0.075 (0.241)
工具变量：与四纵四横 规划线 的距离	-0.128*** (0.018)		-0.132*** (0.024)		-0.127*** (0.024)	
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
一阶段工具变量 F 统计量	50.568		30.250		28.002	
Observations		1731		1729		1716
R-squared		0.005		0.240		0.246

表 4：稳健性检验——变换“开通高铁”的定义：2SLS

	(1) IV	(2) IV	(3) IV	(4) IV	(5) IV	(6) IV
被解释变量：2008-2013 年 GDP 增长率						
辖区内设有高铁站	-0.385** (0.160)					
距离高铁站 30 公里以内		-0.218** (0.093)				
距离高铁站 100 公里以内			-0.090** (0.036)			
与最近高铁站的距离 （对数）				0.159* (0.082)		
县级层面控制变量	控制	控制	控制	控制		
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制		
Observations	1716	1716	1716	1716		
R-squared	0.107	0.182	0.271	0.208		

上述结果显示，高铁开通对县域经济增长带来了负面影响。为了进一步探寻影响机制，我们还考察了高铁开通对其它经济变量的影响。结果显示，第 1-3 列的结果显示，高铁开通对经济增长的负面效应，主要体现为第二产业。由于第二产业的流动性更强，高铁开通后，更可能带动工业企业向大城市流动，因此工业受高铁开通的影响最大。而第一产业和第三产业所受影响较小。但是第 4 列显示，高铁开通对规模以上工业企业总产值的影响不显著，这说明，高铁开通尽管使所在县域的工业总体上受到负面影响，但是主要不是反映在规模以上的大企业和国

有企业，而是规模以下的企业。第 5 列的结果显示，高铁开通对 2008-2013 年县域固定资产投资下降了 15%，但是并不显著。第 6 列的结果显示，高铁开通对人口数量的影响也不显著。这可能源于两个方面的因素：首先，由于人口统计数据只有在普查年份才较为精确，因此人口数据的巨大噪音，导致出现这样的结果。其次，由于中国确实存在比较严格的户籍限制，劳动力的自由流动存在障碍，高铁对经济的负面作用并不是处于劳动力的外流，而是资本的外流。

表 5：高铁开通对其它经济指标的影响：2SLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量：下列变量在 2008-2013 年间的 GDP 增长率					
	第一产业 增加值	第二产业 增加值	第三产业 增加值	规模以上 工业企业 总产值	固定资产 投资	人口
距离高铁站 50 公里以内	-0.034 (0.059)	-0.269** (0.119)	-0.047 (0.079)	0.020 (0.111)	-0.147 (0.202)	0.009 (0.016)
人均 GDP (对数)	0.001 (0.009)	-0.104*** (0.029)	-0.012 (0.017)	-0.167*** (0.041)	-0.112*** (0.040)	-0.005 (0.004)
县级市	0.005 (0.014)	0.030 (0.026)	-0.032* (0.019)	-0.019 (0.039)	-0.025 (0.034)	0.003 (0.005)
民族自治地区	0.026 (0.022)	-0.022 (0.021)	0.076*** (0.025)	0.008 (0.074)	-0.096 (0.071)	0.013 (0.008)
城镇人口 (对数)	0.000 (0.010)	-0.018 (0.015)	-0.007 (0.009)	-0.021 (0.028)	0.046 (0.029)	-0.009** (0.004)
农业劳动力占比	0.173*** (0.052)	-0.004 (0.087)	-0.025 (0.061)	0.116 (0.139)	-0.125 (0.138)	0.017 (0.017)
人均在校生人数	0.044 (0.165)	-0.062 (0.415)	-0.007 (0.239)	1.513** (0.698)	-0.591 (0.647)	0.612*** (0.084)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	1732	1713	1710	1673	1728	1753
R-squared	0.299	0.223	0.280	0.201	0.213	0.234

为了进一步增强结果的可信性，我们还实施了一项安慰剂检验 (placebo test)。上述结果发现高铁开通对经济增长产生了负面影响，而如果高铁开通只是在开通后才起到这个效果，那么我们可以预期，2008-2013 年间城市开通高铁，并不会影响该城市 2003-2008 年间的经济增长。为了对此进行检验，我们将回归方程

的被解释变量替换为城市在 2003-2008 年的 GDP 增长, 结果报告在了表 6 当中。从第 1-3 列的 OLS 回归结果可见, 城市 2008-2013 年开通高铁对 2003-2008 年间的 GDP 增长有负面影响, 系数虽然显著, 但是数值仅有-0.015, 效果是非常小的。第 4-6 列的回归结果显示, 当使用工具变量解决内生性后, 系数不再显著, 而且数值非常小。这表明, 高铁在 2008-2013 年之间开通, 并不会影响县域在 2003-2008 之间的经济增长。

表 6: 安慰剂检验 Placebo test

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	IV	IV	IV
被解释变量: 2003-2008 年 GDP 增长率						
距离高铁站 50 公里以内	-0.002 (0.004)	-0.016*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.004 (0.010)	-0.013 (0.014)	-0.009 (0.015)
人均 GDP (对数)		0.019*** (0.003)	0.026*** (0.003)		0.018*** (0.003)	0.026*** (0.003)
县级市			-0.022*** (0.005)			-0.024*** (0.005)
民族自治地区			-0.011* (0.006)			-0.007 (0.006)
城镇人口 (对数)			0.001 (0.003)			0.003 (0.003)
农业劳动力占比			0.039*** (0.014)			0.036** (0.015)
人均在校生人数			0.047 (0.060)			0.031 (0.061)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	1836	1833	1817	1796	1793	1778
R-squared	0.000	0.155	0.172	0.000	0.158	0.174

表 7: 加入地级市市辖区样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
被解释变量: 2008-2013 年 GDP 增长率						
距离高铁 50 公里以内	-0.083** (0.042)					
辖区内设有高铁站		-0.213* (0.109)				
距离高铁站 30 公里以内			-0.138* (0.070)			
距离高铁站 100 公里以内				-0.066** (0.031)		

与最近高铁站的距离 (对数)					0.106* (0.058)
	0.762*** (0.107)	0.695*** (0.106)	0.740*** (0.105)	0.816*** (0.111)	-0.014 (0.445)
Observations	1862	1862	1862	1862	1862
R-squared	0.252	0.182	0.217	0.259	0.238

表 8: 异质性 2SLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量: 2008-2013 年 GDP 增长率						
距离高铁 50 公里以内	-0.375** (0.166)		1.170* (0.615)			
距离高铁 30 公里以内		-0.211** (0.091)		0.731* (0.379)		
距离高铁站 50 公里以内 *城市人口	0.090** (0.044)					
距离高铁站 30 公里以内 *城市人口		0.052* (0.030)				
距离高铁站 50 公里以内 *与节点城市的距离			-0.257* (0.133)			
距离高铁站 30 公里以内 *与节点城市的距离				0.041** (0.020)		
Observations						
R-squared						

上述回归都是使用的县级层面数据。接下来，我们将城市市辖区数据与县级数据合在一起，重复了上面的回归。结果报告在了表 7 当中，从中可见，关键变量的系数仍然是显著为负的，但是系数数值小于表 7 当中的，而且显著度也有所下降。这暗示，高铁开通对县域的负面作用可能大于市辖区。从理论上讲，高铁开通对不同初始规模城市的影响可能存在差异。根据新贸易理论，由于规模经济的存在，本地市场效应使得市场规模大小本身成为经济活动分布的决定因素（Krugman, 1980; Helpman 和 Krugman, 1985; Hanson 和 Xiang, 2004）。高铁在连接了大城市的同时，也将沿线的中小城市跟大城市连接了起来。高铁开通促使贸易成本降低，高铁沿线的大城市与小城市之间的市场一体化程度得以提高。原先的大城市由于市场规模较大，将在市场一体化后吸引劳动力和资本等要素从高铁沿线的小城市向大城市流动（Faber, 2014）。如果这一机理存在，我们可以观测到，高铁开通更加不利于小城市的经济增长，但是会有利于大城市的经济增长。

为了考察高铁开通对不同城市经济增长的影响，我们使用如下模型：

$$Y_{ip} = \alpha + \beta_1 BT_{ip} + \beta_2 BT_{ip} * UP_{ip} + \beta_3 UP_{ip} + \gamma X_{ip} + \lambda_p + \varepsilon_{ip}$$

其中 UP_{ip} 是该县的城市人口数量的对数。

$$Y_{ip} = \alpha + \beta_1 BT_{ip} + \beta_2 BT_{ip} * DistNode_{ip} + \beta_3 DistNode_{ip} + \gamma X_{ip} + \lambda_p + \varepsilon_{ip}$$

其中 $DistNode_{ip}$ 是该县与重要节点城市的距离。

上述回归结果报告在了表 8 当中。从第 1-2 列回归结果中可见，对于城市人口数量较少的县和市辖区，开通高铁将带来很大的负面作用，但是对于城市人口数量较多的县和市辖区，开通高铁所带来的负面作用很小。甚至当城市人口数量超过 64 万时，开通高铁将带来正面的作用。样本当中，基期成长人口超过 64 万的城市仅有 63 个。因此，对绝对对数（2122 个）样本城市来说，高铁开通带来的都是负面作用。

第 3-4 列的结果显示，如果城市与节点大城市的距离很近，高铁带来的是显著正向的作用，但是当城市与节点大城市的距离较近时（小于 95 公里），高铁带来的是正面的效果。样本中绝大多数城市与节点大城市的距离大于 95 公里。

五、高铁对城市土地价格的影响

高铁对经济增长的影响，体现在高铁导致经济要素的集聚，而经济要素的集聚将反应了土地价格的上涨，尤其是高铁站周边地价的上涨。实证面临的困难是高铁站的位置选择是具有内生性的，距离高铁站较近的地块地理位置较为优越（即使去掉高铁站这个因素后），从而使得这些地块的出让价格比较高。而且，当高铁站建成后，紧邻的地块才会大规模出售，而高铁站建成之前出让的地块数量较少，因此还存在高铁站建成前后土地供给数量的差异。

地块本身的地理位置好坏，包含一些可观测因素，例如地块距离城市中心、市政府的距离，也可能包含一些不可观测因素（如坡度、地块距其它位置的距离）。在识别高铁站建成对土地价格的影响时，我们面临的一个困难是，我们只有一个土地在出让时的价格（一级市场价格），而无法分别获取同一个地块在高铁站通车前和通车后的价格。数据是横截面数据，而不是面板数据，从而无法控制的地块本身的固定效应。

为了尽可能地解决内生性问题，我们将回归样本限定在距离**样本中所有高铁站 10 公里内**的地块，此处的样本中所有高铁站是指所有在样本期内（2007 年初-2013 年底）建成的高铁站。不论这一块土地在出让时这一最近高铁站是否开通，我们都计算的是地块与最近高铁站（已建成或未建成）。我们还对样本进行了如

下限定：

- 1、在高铁站周边的 10 公里圈内，在高铁建成前和建成后，都有地块出让，以确保对照组和控制组是齐全的。
- 2、我们删去了出让方式为划拨、租赁、作价出资或入股、授权经营的地块。由于这些土地的交易并不是市场化行为，因此价格无法反映市场上的地价。这样，保留下来的地块为协议和招拍挂两种方式。当然，在这两种方式中，协议出让的市场化程度也较低，也可能无法反映真实的市场价格。为此，在稳健性检验中，我们进一步删掉了协议出让的土地。
- 3、我们删去了出让用途为公共管理与公共服务用地、交通运输用地和水域及水利设施用地的土地，这些出让用途通常也采取的非市场化的出让方式，其定价行为与其它用途的土地存在较大差异。这样保留下来的土地用途分为三类：工矿仓储、商服和住宅。
- 4、我们删去了关键变量（地块经纬度和单价）缺失的企业。

进行限定后的样本共包含 109197 个地块，出让的时间范围见下表 9。从中可见，样本地块数较多的年份是 2010 和 2011 年，而较少的年份是 2008、2012 和 2013 年。并没有明显的趋势表明，随着高铁站的建成，高铁站周围土地出让数量增加或减少；随着高铁站的逐步建成，本文所选取的 10 公里圈内，出让的土地与高铁站距离仅略有增加。这两点表明，在本文所选取的 10 公里圈内，土地出让并没有明显的自选择的问题——10 公里圈内土地出让总数量并没有随着明显增加，10 公里圈土地出让的位置也没有明显的差异。与此同时，在 10 公里圈的土地，平均出让价格在逐步上升（个别年份除外）。2013 年出让地价的平均值是 2007 年的 1.62 倍。

表 9 历年出让地块的情况

年份	样本地块数	地价平均值 (元/平方米)	与最近高铁站 (含已开通和 未开通)的距离	最近高铁站开 通的比例
2007	15976	987	5313	0%
2008	11593	1160	5277	3%
2009	18545	1129	5335	14%
2010	23019	1391	5403	31%
2011	23268	1532	5469	58%
2012	10307	1401	5361	65%
2013	6489	1596	5386	91%

我们使用如下计量模型来识别高铁站开通对周边地价的影响：

$$P_{ist} = \alpha + \beta_1 Dist_{ist} + \beta_2 BT_{ist} + \gamma X_{ist} + \lambda_s + \delta_t + \varepsilon_{is} \quad (1)$$

其中 i 表示地块， s 表示与该地块最近的高铁站（包含已开通和未开通的）， t 代表土地出让的时间。 P_{ist} 是地块出让的单价， $Dist_{ist}$ 是地块与最近高铁站的距离。

BT_{ist} 是一个虚拟变量，如果该地块出让时，最近的这一高铁站是否已经开通，则定义为 1，否则定义为 0。

X_{ist} 是地块的一些特征变量，包括地块的面积、土地的来源、出让方式、出让用途和土地级别。样本中地块的平均面积为 3 公顷，中位面积为 1 公顷。土地的来源包含新增建设用地、现有建设用地、新增建设用地（来自存量库）三类，各自所占比重为 40%，51%和 9%。出让方式为协议和招拍挂的方式分别占 37%和 63%。出让用途为工矿仓储、商服和住宅的用地分别为 37%、21%和 42%。中国的土地出让将土地分为 1-20 级，样本中企业的中位级别是 4 级。我们还控制了高铁站固定效应 λ_s 和年份固定效应 δ_t 。在稳健性检验中，我们还控制了高铁站交叉年份固定效应，用以控制每个高铁站在每个年份的全部不可观测因素，这样相当于估计大，在每个高铁站的周围 10 公里圈内同一年份出让的地块中，高铁开通后与开通前价格所呈现的差异。回归的标准误集聚在每个最近高铁站层面，用以矫正由每个高铁站 10 公里内出让的土地间随机扰动项相关导致的标准误低估。

对（1）式的回归结果见表 10。其中第 1 列仅控制了高铁站固定效应，第 2 列控制了年份固定效应和其它控制变量。从中可见，“土地出让在高铁通车之前”的系数在 1%水平下显著为正，这意味着，高铁开通使土地出让价格提高了 25%。在其他控制变量方面，我们可以看到地块面积越大，单价会越低。土地级别越低（区位越好），单价越高。土地来源方式对土地价格也会产生影响，相比于存量土地，新增建设用地的价格明显更高。土地出让方式对土地价格产生了较大的影响，相比于招拍挂出让的土地，协议出让的土地价格要低-106%。在土地用途方面，商服用地单价最高，其次是住宅用地，最低的工矿仓储用地。

第 3-4 列仅仅保留了高铁通车之前出让的土地样本，这时候将关键解释变量替换为“土地出让在高铁动工之前”，系数仍然在 1%水平下显著为正，而且系数大小仅仅略低于第 1-2 列的系数，这意味着在高铁动工之后，即使尚未通车，高铁站周边的地价也会上升 24.8%。

第 5-6 列进一步考察了高铁规划确定是否会提高周边土地的出让价格。这时候，我们将回归样本限定为高铁动工之前出让的土地，关键解释变量替换为“土地出让在高铁规划之前”，系数仍然在 1%水平下显著为正，但是系数数值大幅度降低。在尚未动工之前，高铁规划确定仅仅使土地价格上升 14.4%。

表 10：高铁开通对土地出让价格的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		全样本	高铁通车前出让的土地	高铁通车前出让的土地	高铁规划前出让的土地	高铁规划前出让的土地
			土地出让单价（对数）	土地出让单价（对数）	土地出让单价（对数）	土地出让单价（对数）
土地出让在高铁通车之前	0.380*** (0.032)	0.250*** (0.027)				
土地出让在高铁动工之前			0.335*** (0.085)	0.248*** (0.071)		
土地出让在高铁动工之前					0.195*** (0.053)	0.144** (0.057)
与最近高铁站的距离	-0.032*** (0.008)	-0.014*** (0.006)	-0.034*** (0.009)	-0.018*** (0.006)	-0.051*** (0.014)	-0.029*** (0.010)
面积		-0.000*** (0.000)		-0.000*** (0.000)		-0.003 (0.003)
土地级别		-0.029*** (0.004)		-0.029*** (0.005)		-0.028*** (0.004)
土地来源：新增建设用地		0.280*** (0.072)		0.327*** (0.085)		0.252*** (0.056)
土地来源：新增建设用地 （储备）		-0.323* (0.179)		-0.384* (0.225)		-0.189** (0.083)
土地出让方式：协议		-1.066*** (0.083)		-1.074*** (0.103)		0.758*** (0.059)
土地用途：工矿仓储		-1.564*** (0.036)		1.534*** (0.039)		1.395*** (0.058)
土地用途：住宅		-0.300*** (0.058)		1.151*** (0.081)		1.074*** (0.075)
高铁站固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	178986	177459	142170	140651	28500	27554
R-squared	0.360	0.596	0.377	0.594	0.296	0.549

在上述回归当中，我们将回归样本限定为高铁站周边 10 公里的土地，以确保样本具有高度的同质性。但是在高铁周边 10 公里圈范围里，这些土地与高铁站的距离仍存在远近的差异。距离高铁站越近的地块，由于更为便捷，可能受高铁开通影响更大。我们使用如下模型考察是否存在异质性：

$$P_{ist} = \alpha + \beta_1 Dist_{ist} + \beta_2 BT_{ist} + \beta_3 BT_{ist} * Dist_{ist} + \gamma X_{ist} + \lambda_s + \delta_t + \varepsilon_{is} \quad (2)$$

(2) 式在 (1) 式的基础上加入了 $Dist_{ist}$ 与 BT_{ist} 的交叉项。我们预期该交叉项的系数显著为负。原因在于，当高铁站开通后，与高铁站紧邻的地块价格（例如 5 公里内）上升幅度会大于与高铁站稍远一点的地块（例如 5 公里外）。

回归结果报告在了表 11 当中。从中可见，土地出让在高铁通车之前*地块与高铁站的距离的系数并不显著，这说明，在高铁站周边的 10 公里圈内，土地出让对周边地价的影响是同等幅度的，距离高铁站更近的地块并没有升幅更快。

表 11: 高铁对土地价格的影响: 异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
						土地出让单价 (对数)
土地出让在高铁通车之前	0.226*** (0.053)					
土地出让在高铁通车之前*	0.004					
地块与高铁站的距离	(0.008)					
土地出让在高铁动工之前		0.195 (0.122)				
土地出让在高铁动工之前*		0.011				
地块与高铁站的距离		(0.012)				
土地出让在高铁规划之前			0.251*** (0.092)			
土地出让在高铁规划之前*			-0.001			
地块与高铁站的距离			(0.012)			
与最近高铁站的距离	-0.015*** (0.006)	-0.023** (0.010)	-0.015 (0.012)			
高铁站固定效应	控制	控制	控制			
年份固定效应	控制	控制	控制			
Observations	177459	177459	152805			
R-squared	0.596	0.597	0.546			

六、高铁对公司异地投资的影响

高铁极大地拉近了城市间的时空距离,方便了不同城市间的人员沟通,也减少了城市间的信息搜寻成本。因此,高铁将有助于公司异地投资,

国际经济学通常采用引力模型来考察影响两国间贸易或投资的因素,借鉴这一思路,我们使用如下回归模型考察高铁开通是否有助于提升两地公司间的异地投资 (Ports and Rey, 2005):

$$\Delta OI_{ij} = \alpha + \beta Connect_{ij} + X_{ij} + \gamma_i + \delta_j + \varepsilon_{ij}$$

其中 $\Delta OI_{ij} = OI_{ij2013} - OI_{ij2007}$, OI_{ij2013} 是截止 2013 年位于城市 i 的母公司到城市 j 设立子公司的累计数量。 OI_{ij2007} 是截止 2007 年位于城市 i 的母公司到城市 j 设立子公司的累计数量。 $Connect_{ij}$ 是一个虚拟变量,代表城市 i 和城市 j 在 2013 年底是否已经都开通了高铁站。一个城市开通高铁站的定义为,该城市中心点与最近高铁站的距离小于 50 公里。在稳健性检验中,我们还将一个城市开通高铁定义为,该城市中心点与最近高铁站的距离小于 100 公里。 γ_i 是母公司所在城市的虚拟变量, δ_j 是子公司所在城市的虚拟变量。这一模型不需要再控制城市层面

的经济、社会状况，因为 γ_i 和 δ_j 已经完全捕捉了。我们还控制了城市——城市配对层面的控制变量 X_{ij} ，包括两个城市之间的地理距离、是否属于同一省以及样本初始期（2007年）两地之间设立子公司的数量。

样本中，母公司有上市公司的城市 259 个，子公司有上市公司的城市 334 个，因此样本观测值共有 86506 个。在这其中， $NOk_{ij2013} > 0$ 的观测值数共计 6226 个。在 2007 年，还没有任何高铁站开通。到 2013 年，334 个城市中，48% 已经开通了高铁。在 2013 年，样本中的 86506 个城市两两 pair 中，母公司与子公司城市都开通高铁的（ $Connect_{ij} = 1$ ）的 pair 占 19.4%。母公司开通高铁，子公司城市未开通高铁的 pair 占 20.8%。母公司未开通高铁，子公司城市开通高铁的 pair 占 28.9%；母公司与子公司城市都未开通高铁的占 31%。

表 12 子公司设立的数据描述

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
子公司新设立数量	86506	0.246838	5.545391	0	875
子公司新设立数量的对数	85849	0.070506	0.321733	0	6.775366
母子公司所在城市开通高铁(<50km)	86506	0.193628	0.395143	0	1
子公司所在城市开通高铁(<50km)	86506	0.401198	0.490144	0	1
母公司所在城市开通高铁(<50km)	86506	0.482626	0.499701	0	1
母子公司所在城市开通高铁(<30km)	86506	0.146071	0.353179	0	1
母子公司所在城市开通高铁(<80km)	86506	0.280755	0.449371	0	1
两城市间的距离	85914	6.981292	0.795062	0	8.422354
截止到 2006 年底的累计子公司数量	86506	0.144926	5.919452	0	1471
两城市位于同一省份	86506	0.04046	0.197036	0	1

表 13 高铁开通对子公司设立的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量：新设立子公司的数量					
母子公司城市都开通高铁 (<50km)		0.253*** (0.026)	0.202*** (0.041)			6.798*** (0.214)
母子公司城市都开通高铁 (<30km)				0.267*** (0.042)		
母子公司城市都开通高铁 (<80km)					0.0838** (0.041)	
母子公司城市都开通高铁*母子公司间的距离						-0.972*** (0.031)
两地距离	-1.141*** (0.024)	-0.328*** (0.015)	-0.492*** (0.018)	-0.499*** (0.018)	-0.197*** (0.021)	-1.023*** (0.078)
2007 年的子公司设立数		0.785***	0.777***	0.777***	0.769***	0.751***

		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
位于同一个省份		0.411***	0.154**	0.151**	0.127**	0.128**
		(0.060)	(0.063)	(0.063)	(0.062)	(0.062)
母公司所在城市虚拟变量	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
子公司所在城市虚拟变量	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
Observations	85914	85914	85914	85914	85914	85914
R-squared	0.027	0.719	0.729	0.729	0.732	0.738

我们的回归结果报告在了表 13 当中。从中可见，其中第一列仅仅放入了两个城市之间的地理距离，从中可见，地理距离的系数是在 1%水平下显著为负的，当两个城市的地理距离增加一倍时，两地之间子公司设立数减少 1.15 个。由于样本均值是 0.25 个，由此可见地理距离对两地之间设立子公司产生很大的负面影响。第 2 列放入了“母子公司城市都开通高铁”这一关键变量，同时控制了两地之间的距离、是否在同一省、基期子公司数量，但没有控制母、子公司城市的虚拟变量。从中可见，“母子公司城市都开通高铁”的系数在 1%水平下显著为负，如果两个城市都开通了高铁，两地之间设立子公司的数量将增加 0.25 个，相当于一个样本均值。第 3 列进一步在第 2 列的基础上，进一步控制了母、子公司城市的虚拟变量，“母子公司城市都开通高铁”的系数仅略微下降到 0.20，表明两个城市都开通高铁将使子公司设立数量增加 0.20 个。在控制变量方面，两地距离的系数仍然显著为负的，系数要小于第 1 列，当两个城市的地理距离增加一倍时，两地之间子公司设立数减少 0.49 个。两城市处于同一省份时，子公司设立数也将增加 0.4 个。基期子公司设立数对 2007-2013 年新设立子公司数量具有正向影响。第 4 列将“母子公司城市都开通高铁”的定义改为城市与最近高铁站的距离小于 30 公里，从中可见，其系数仍然在 1%水平下显著为正，而且大于第 3 列的系数。第 5 列将“母子公司城市都开通高铁”的定义改为城市与最近高铁站的距离小于 80 公里，从中可见，系数大幅度下降到 0.08，显著性水平也下降到了 5%水平。由此可见，随着城市与高铁站距离的拉长，其所起到的作用会减少。当城市与高铁站距离超过 50 公里时，对设立子公司的正向作用将大幅度缩小。

高铁尽管极大缩短了两个城市间的交通运行时间，但是高铁对两地交通便捷程度的提高，随着两地之间距离的长度将呈现很大的差异。当两个城市间的距离非常远时，由于高铁的速度上限，高铁所带来的交通便捷程度提高较小。由于飞机的速度显著高于高铁，当两个城市间的距离非常远时，飞机仍然具有明显的优势。因此，我们预期，尽管高铁的开通方便了两个城市之间的交通，进而提高了两个城市之间相互设立子公司的概率。但是，当两个城市距离太大时，高铁所产生的影响将逐步缩小。为了考察是否存在这一现象，我们在上一回归方程的基础上，进一步放入了“母子公司城市都开通高铁”与两个城市地理距离的交互项，

从中可见，交互项的系数在 1% 水平下显著为负，这表明随着两地距离的增加，高铁所起到的作用确实逐步减小。样本当中两个城市距离的中位数为 1075 公里，对数值为 6.98。第 6 列的回归结果系数，在距离中位数上，两地都开通高铁将使子公司设立数的边际影响将不显著。在距离的 25% 分位数上（749 公里），两地都开通高铁将使子公司设立数的边际影响将达到 0.36。

表 14 高铁开通对子公司（股份>50%）设立的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量：新设立子公司（股份>50%）的数量					
母子公司城市都开通高铁 (<50km)	0.158*** (0.019)	0.594*** (0.059)	0.128*** (0.030)		
母子公司城市都开通高铁 (<30km)				0.184*** (0.031)	
母子公司城市都开通高铁 (<80km)					0.052* (0.030)
两地距离	-0.243*** (0.011)		-0.365*** (0.013)	-0.364*** (0.013)	-0.368*** (0.013)
2007 年的子公司设立数	0.626*** (0.001)		0.621*** (0.001)	0.621*** (0.001)	0.621*** (0.001)
位于同一个省份	0.276*** (0.044)		0.072 (0.046)	0.071 (0.046)	0.070 (0.046)
母公司所在城市虚拟变量	不控制	不控制	控制	控制	控制
子公司所在城市虚拟变量	不控制	不控制	控制	控制	控制
Observations	85914	86506	85914	85914	85914
R-squared	0.752	0.027	0.760	0.760	0.760

针对上述结果，我们还进行了一系列的稳健性检验。首先，上述所使用的设立子公司的定义是较为宽泛的，只要收购了一定股份，都记为子公司。下面我们将设立子公司的定义限定为母公司必须拥有子公司 50% 以上的股份。结果报告在了表 14 当中，从中可见，母子公司都开通高铁可以显著增加股份份额在 50% 以上的子公司数量。然后，为了防止被解释变量奇异值干扰我们的结果，我们还将被解释变量换为了两地之间设立子公司数量的对数。结果报告在了表 15 当中，从中可以，关键解释变量的系数仍然是显著为正的。

表 15 高铁开通对子公司设立的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量：新设立子公司数量的对数					
母子公司城市都开通高铁 (<50km)	0.112*** (0.003)	0.120*** (0.004)	0.075*** (0.004)		
母子公司城市都开通高铁 (<30km)				0.088*** (0.004)	

母子公司城市都开通高铁 ($<80\text{km}$)					0.042*** (0.004)
两地距离	-0.071*** (0.002)		-0.107*** (0.002)	-0.107*** (0.002)	-0.108*** (0.002)
2007 年的子公司设立数	0.011*** (0.000)		0.009*** (0.000)	0.009*** (0.000)	0.009*** (0.000)
位于同一个省份	0.249*** (0.006)		0.201*** (0.006)	0.201*** (0.006)	0.201*** (0.006)
母公司所在城市虚拟变量	不控制	不控制	控制	控制	控制
子公司所在城市虚拟变量	不控制	不控制	控制	控制	控制
Observations	85259	85849	85259	85259	85259
R-squared	0.164	0.234	0.364	0.364	0.361

上述回归当中，使用的关键解释变量是两个城市都开通高铁。但是我们还没有考察，如果母公司所在城市开通高铁，但是子公司所在没开通高铁，是否也可以方便两地之间设立子公司。或者反过来，如果子公司所在城市开通高铁，但是母公司没开通高铁，是否产生效果？为了考察这一问题，我们使用下式进行回归：

$$\Delta OI_{ij} = \alpha + \beta_1 MBT_i + \beta_2 SBT_j + \beta_3 MBT_i * SBT_j + X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

其中， MBT_i 是母公司所在城市是否开通了高铁， SBT_j 是子公司所在城市是否开通了高铁。在该回归方程中，我们不再控制母、子公司所在城市的固定效应。 $MBT_i * SBT_j$ 是 MBT_i 与 SBT_j 的交互项，当母子公司所在的城市都开通了高铁时，交互项等于 1。因此上式中的 $Connect_{ij} = MBT_i * SBT_j$ 。回归结果报告在了表 16 当中。第 1 列的被解释变量是新设立子公司的数量，从中可见，如果母公司城市开通高铁，但是子公司所在城市没有开通高铁，并不会显著提高两地之间新设立子公司的数量。如果子公司所在城市开通高铁，但是母公司所在城市没有开通高铁，也仅仅使子公司设立数量增加 0.045 个。只有当两地都开通高铁时，才可以大幅度提高子公司设立数量 0.237 个。第 2-4 列当中，我们依次将被解释变量替换为新设立子公司数量的对数、股份在 50% 以上的新设立子公司数，股份在 50% 以下的新设立子公司数，结论也基本是一致的：只有当母子公司都开通了高铁，才会显著提升两地之间的相互投资。只有一个城市开通高铁，而另一城市没有开通，就会极大地影响两地之间的投资。

表 16 母公司所在城市或子公司所在城市开通高铁对子公司设立的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
			被解释变量		
新设立子 公司数量	新设立子 公司数量 的对数	新设立子 公司数量 的对数	股份份额 在 50% 以 上的新设	股份份额 在 50% 以 下的新设	

			立子公司 数	立子公司 数
母公司城市开通高铁(<50km)	-0.017 (0.029)	0.012*** (0.003)	-0.018 (0.021)	0.000 (0.009)
子公司城市开通高铁 (<50km)	0.045* (0.026)	0.032*** (0.003)	0.026 (0.019)	0.020** (0.008)
母子公司城市都开通高铁 (<50km)	0.237*** (0.041)	0.082*** (0.004)	0.154*** (0.030)	0.083*** (0.013)
两地距离	-0.328*** (0.015)	-0.070*** (0.002)	-0.243*** (0.011)	-0.085*** (0.005)
2007 年的子公司设立数	0.785*** (0.002)	0.011*** (0.000)	0.626*** (0.001)	0.159*** (0.001)
位于同一个省份	0.413*** (0.060)	0.252*** (0.006)	0.276*** (0.044)	0.137*** (0.019)
母公司所在城市虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制
子公司所在城市虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制
Observations	85914	85259	85914	85914
R-squared	0.719	0.166	0.752	0.503

七、高铁对公司 IPO 定价的影响

该节内容由于独立性较强，我将该小节内容单独成文，放在了本报告的附录当中。

八、结论

本文评估了中国高速铁路建设对城市经济增长的影响。为了解决高速铁路建设的内生性问题，我们使用 2004 年国家中长期铁路网规划的“四纵四横”客运专线构建了工具变量。结果显示，高速铁路对中小城市的经济增长带来了负面的经济影响，但是对较大的城市的经济增长具有正面作用，这主要是由于高铁促进了大城市和周围中小城市的市场一体化，从而对中小城市产生了“虹吸效应”。高速铁路对经济的影响主要体现在第二产业上。高速铁路提升了高铁站周边的土地价格。两个城市之间联通高铁显著增加了设立两地之间的互设子公司数量。高铁还降低了上市公司 IPO 的抑价程度，提高了资本市场定价效率。

参考文献：

【1】 Angrist, J. D. and J-S. Pischke, 2009. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University.

- 【2】 Banerjee, Abhijit, Esther Duflo, and Nancy Qian, 2012, On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China, NBER Working Paper No. 17897.
- 【3】 Baum-Snow, N., 2007, Did highways cause suburbanization? *Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 775.
- 【4】 Baum-Snow, N., Brandt, L., Henderson, J., Turner, M., & Zhang, Q., 2012, Roads, railroads and decentralization of Chinese cities. mimeo, Brown University.
- 【5】 Cull, Robert, Lixin Colin Xu, and Tian Zhu, 2009, Formal finance and trade credit during China's transition, *Journal of Financial Intermediation* 18:173–192.
- 【6】 Datta, Saugato, 2012, The impact of improved highways on Indian firms, *Journal of Development Economics* 99: 46–57.
- 【7】 Donaldson, Dave, 2014, “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure,” *American Economic Review*, forthcoming.
- 【8】 Donaldson, Dave and Richard Hornbeck, 2013, Railroads and American Economic Growth: A Market Access Approach, working paper.
- 【9】 Duranton, G., P. M. Morrow, and M. A. Turner, 2013. Roads and trade: Evidence from US cities, *Review of Economic Studies*, forthcoming.
- 【10】 Duranton, G. and M. A. Turner, 2012. Urban growth and transportation, *Review of Economic Studies*, 79, 1407-1440.
- 【11】 Faber, Benjamin, 2014, “Integration and the Periphery: The Unintended Effects of New Highways in a Developing Country,” *Review of Economic Studies*, forthcoming.
- 【12】 Fernald, J. 1999, “Roads to Prosperity? Assessing the Link Between Public Capital and Productivity” *American Economic Review*, 89(3): 619-638.
- 【13】 Fogel, Robert, 1962, “A Quantitative Approach to the Study of Railroads in American Economic Growth: A Report of Some Preliminary Findings,” *Journal of Economic History*, 22 (2), 163–197.
- 【14】 Giroud, X. 2013, “Proximity and investment: evidence from plant-level data”. *Quarterly Journal of Economics*, 861-915.
- 【15】 Hanson, G. and C. Xiang, 2004, The home-market effect and bilateral trade patterns. *American Economic Review*, 1108-1129.
- 【16】 Helpman, E. and P. Krugman, 1985, *Market structure and international trade*. Cambridge (Mass.).
- 【17】 Li, Han, and Zhigang Li, 2013, Road investments and inventory reduction: Firm level evidence from China, *Journal of Urban Economics* 76: 43–52.
- 【18】 Li, Zhigang and Yu Chen, 2013, Estimating the social return to transport infrastructure: A price-difference approach applied to a quasi-experiment, *Journal of Comparative Economics* 41: 669–683.
- 【19】 Krugman, P., 1980, Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *American Economic Review*, 70(5), 950-959.
- 【20】 Krugman, P. , 1991, Increasing Returns and Economic Geography, *Journal of Political Economy*, 99 (3), 484 -499.
- 【21】 Michaels, Guy, 2008, “The Effect of Trade on the Demand for Skill: Evidence from the Interstate Highway System,” *Review of Economics and Statistics*, 90 (4), 683–701.
- 【22】 Schott, Peter, 2004, “Across-Product versus Within-Product Specialization in

International Trade,” *Quarterly Journal of Economics* 119:2: 647–678.

- 【23】 Shirley, Chad, and Winston Clifford, 2004. Firm Inventory Behavior and the returns from highway infrastructure investments. *Journal of Urban Economics* 55, 398–415.
- 【24】 World Bank, 2007, China study tour by new delhi transport office team. World Bank Internal Report.
- 【25】 Smith, Adam, 1776, *The Wealth of Nations*, Modern Library.
- 【26】 Zheng Siqi and Matthew E. Kahn, 2013, 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 (PNAS)*, 110(14): 1248-1253.
- 【27】 周浩和郑筱婷, 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》2012年第1期。

附录：高铁对公司 IPO 定价的影响

(内容为主报告的第七节，在此单独成文)

地理、高铁与信息：来自中国 IPO 市场的证据

内容提要：本文从 IPO 定价效率的视角探讨了地理位置和新型交通工具——高铁的修建对经济运行效率的影响。投资者与公司信息不对称造成了 IPO 抑价，而企业的地理位置是反映信息不对称程度的重要方面。本文研究了 A 股上市公司是否位于“中心地带”对公司 IPO 折价率的影响，发现与三大中心城市距离更近的公司，IPO 折价率较低；对于经营不确定性程度较高的企业而言，地理位置对 IPO 折价率的影响更大。高铁带来的信息沟通便利弥补了地理距离对 IPO 定价的影响，降低发行价格相对于真实价值的扭曲，提高资本市场定价效率。通过选取董事长籍贯（或控股地方政府所在地）与三大城市距离作为工具变量解决内生性问题，以及构建“虚拟高铁站”进行安慰剂检验，进一步证实了我们的结论。

关键词：地理位置 信息不对称 高铁 IPO 折价率

一、引言

新经济地理学的兴起引发了人们对于经济活动主体所处空间维度的关注，而地理因素在金融领域扮演着尤为重要的角色。大量研究表明，在信息技术和交通工具高度发达的今天，企业的地理位置和“距离”因素依然深刻地影响了企业交易结构、投融资行为、利润和公司治理水平 (Kalnins and Lafontaine, 2013; Kang and Kim, 2008 等)，也深刻作用于资本市场上的交易行为和资产定价 (Coval and Moskowitz, 2001; Ivkovic and Weisbenner, 2005 等)。投资者、承销商和分析师与公司所处城市距离越近，其获取有价值信息的可能性越高，识别风险、信息搜寻成本以及代理成本越低，也就是具有“信息优势” (information advantage) (Lerner, 1995; Coval and Moskowitz, 2001; Ivkovic and Weisbenner, 2005 等)；从企业的角度来讲，位于发达城市、与广大投资者群体所在地距离较近有助于更有效地传达公司经营质量、发展前景的信号，在一定程度上消弭信息不对称问题，从而降低资本市场融资成本。

既然地理位置影响了不同经济主体间信息传递的效率，那么，便捷交通工具通过加强不同地理区域间的信息沟通，深刻牵动着资本市场效率的提升。中国地理疆域广袤，地理位置的“软信息”效应与交通事业的发展水平有着尤为深刻的内在关联。2008 年建成的京津城际高速铁路标志着中国时速 350 公里级别高速铁路的伊始，高铁的修建有效地将全国主要省市区连接起来，形成了新型的国民经济大动脉。高铁作为一种高速、便捷的交通工具，还发挥着城市信息沟通纽带的重要作用。本文利用 IPO 折价率作为资本市场效率的衡量尺度，着重探讨两个问题：首先，企业的地理位置是否影响其一级市场发行效率？其次，新型交通工具——高铁的修建，是否降低了地理距离对 IPO 定价的影响，提高了资本市场效率？

作为反映市场资源配置能力和金融市场运行效率的重要标准，IPO 定价一直是国内外学者广泛关注的热点话题。研究发现，企业 IPO 首日收盘价普遍高于发行价，这一现象被称为“IPO 抑价之谜”。关于 IPO 抑价产生的原因，主流的解释是信息不对称假说。该理论认为，发行公司与外部投资者之间的信息不对称造成的不确定性和市场主体的非理性行为是造成企业发行价格偏离真实价值的主要原因 (Allen and Faulhaber, 1989)。投资者对于发行公司的信息不确定程度越高，IPO 折价越大 (Beatty & Ritter, 1986; Baron, 1982)；而发行公司通过加强信息披露和提高公司透明度，从而减弱信息不对称程度，能够有效地降低 IPO 发行的间接成本 (Ang and Brau, 2002; Schrand and Verrecchia, 2005)。那么，地理位置是否是影响信息不对称的因素之一呢？一个自然的推论是：投资者距离公司越远，收集和信息的成本就较高，信息不对称问题较严重，因此公司需要提供较高的发行抑价作为补偿。从这个角度出发，探讨公司的地理位置作为外生因素是否影响了 IPO 定价效率和上市公司发行成本，有助于我们从一个侧面剖析信息在金融市场中的作用，同时也为“IPO 抑价之谜”提供了全新的解读。

本文以 2008-2012 年的 929 家 IPO 公司作为研究样本，探讨公司是否位于北京、上海、广州三大城市

以及公司与北上广三大城市的地理距离对于 IPO 定价效率的影响。实证研究发现,在控制了公司基本面和市场因素之后,位于三大城市的公司与其他公司相比,具有显著较低的 IPO 抑价率;公司与三大城市距离越近,其抑价率越低。我们进一步探究距离和地理位置因素作用于 IPO 效率的具体路径,利用衡量公司经营水平不确定性的几个变量——公司上市前三年 ROE 标准差及其所处行业 ROE 标准差构造交乘项进行回归分析,结果发现,历史业绩波动越大、行业内部业绩差异越明显,即对于外部投资者而言信息不对称程度越高的公司,距离效应和地理位置因素对于 IPO 的抑价率影响越大。最后,我们探讨国家高铁建设是否能够助力信息的传播和资本市场效率的提高,有效地缓解地理因素的影响。我们引入公司上市时所在地附近是否有高铁这一因素,探讨高铁这种新型高效交通工具所带来的信息沟通便利能否减弱地理距离对 IPO 定价的负面影响。我们发现在公司的上市年份,如果其所在地附近已开通高铁,距离效应和地理位置因素对 IPO 定价的影响会显著减弱,可见发达的交通条件能够一定程度上弥补地理因素带来的信息不对称,提高了 IPO 定价效率。对于内生性问题的处理,我们利用非国有企业董事长籍贯或国有企业控股地方政府所在地与三大城市的距离作为工具变量,进一步印证了地理位置对 IPO 定价的影响,针对高铁站的修建与 IPO 定价地理位置效应的关系,我们通过构建三年后修建的“虚拟高铁站”进行安慰剂检验 (placebo test),排除城市经济发展水平带来的企业基本面差异的影响,最终证实了高铁在降低信息不对称、减弱地理距离负面影响中发挥的作用。这也从一个侧面彰显了发展中国家基础设施投资、建设对于资本市场上企业融资效率提高的重要意义。

中国的资本市场尚处建设、发展阶段,信息传播渠道不够畅通,投资者搜寻、处理信息的能力较弱,有限注意力的个人投资者作为一级市场交易的重要主体,更多地受到搜寻成本和有限处理信息能力的约束,同时,经济发展程度的地域差异较大,信息不对称问题对于中国企业 IPO 定价的影响尤为关键。¹研究中国企业的地理位置和距离效应带来的软信息 (soft information) 影响及其重要性对于厘清中国资本市场效率影响因素和影响机理有着重要的意义。现有国内文献尚未从企业地理位置角度出发对一级市场发行效率进行深入研究,本文的开拓性研究有助于填补传统研究领域的空白,从地域和交通的角度揭示信息不对称风险,并为提高经济体运行效率、证券市场定价效率和资源配置效率,同时更好地发挥我国股票市场的融资功能提供新的依据。同时,本文开创性地探讨了高铁作为新兴的便利交通工具对信息不对称、企业 IPO 定价的影响,从一个侧面为发展中国家基础设施建设对资本市场效率提升的积极影响提供了证据,从而具有一定的现实意义。

二、文献回顾与假说的提出

(一) 文献回顾

地理位置对公司发展与金融决策的影响可以追溯到 Hotelling(1929)和 Bolton and Marshall(1920)关于市场的空间地域分割和集聚经济的早期研究。地域偏好 (home bias) 的提出 (French and Poterba, 1991; Cooper and Kaplanis, 1994; Coval and Moskowitz, 2001 等) 引发了学术界关于地理位置和距离因素对投资者偏好、交易行为和公司金融决策影响的广泛关注。相关理论和实证研究主要集中于几个角度:银行贷款安排、投资者行为、企业兼并收购决策以及跨国、跨地区公司治理等。

从银行的角度来说,信息不对称主要带来了三方面的成本提升:交通成本和通讯费用、信息搜寻成本以及对公司的监管成本。Petersen and Rajan (1995) 提出银行与公司的地理距离对于其借贷关系有着深远的影响,由于较低的运输费用、监管成本和信息可得性优势,距离公司较近的银行具有更强的市场力量和议价能力。Petersen and Rajan (2002) 进一步研究发现,对于小企业而言,银行对于其信息的掌握多数是“软信息”,因而通过有效的沟通消除与银行之间的信息不对称尤为重要,需要通过持续的接触、调查和较长时期的关系培养过程以构建信任度,而通讯技术的发展提高了信息传递效率和银行的生产力,从而在一定程度上促使了过去的 25 年间银行与公司距离的不断增加。在此基础上, Degryse and Ongena (2005) 也进行了类似的研究,他们不仅考虑了公司与借款银行之间的距离,而且考虑了银行与其支行以及其他竞争者之间的距离因素,发现不同于 Peterson and Rajan (2002) 的是,比利时在 1975-1997 年

¹ 实证研究表明,中国 IPO 抑价率远高于发达国家的平均水平 (Su, 2004 等)。

间，公司与借款银行的距离并没有显著增加。他们的实证研究发现，借款利率随着公司与银行距离的增加而增加，随着公司与该银行的竞争者之间距离的增加而增加，距离造成的银行间竞争的减弱极大提高了公司的融资成本。他们从运输成本的角度出发，认为距离引发了银行借款的价格歧视（spatial priced discrimination）和地域租金（location rent）。Mian（2006）也发现，即使公司的基本面状况良好，距离所带来的信息不对称、谈判困难和违约风险控制阻碍依然降低了外国银行对于本国公司的资金提供。

从投资者倾向性的角度来看，Lerner（1995）提出，较低廉的监督成本导致风险投资资本更愿意选择距离较近的地方企业作为投资对象。同样，共同基金经理也由于更容易获取的私有信息和便利的监管而倾向于选择其地理位置较为接近的公司，且能够获得较高收益；公司与其投资者的地理距离与其预期收益正相关（Coval and Moskowitz, 2001）。Garmaise and Moskowitz（2004）也发现市场参与者通过投资于距离更近的资产以尽可能消除信息不对称。Hau（2001）通过对八个欧洲国家 756 个交易者的交易行为及其利润水平进行分析发现，位于金融中心地区的交易者与其他交易者相比并未有更突出的投资表现；但是当交易者与其投资的公司总部距离较近时，能够获得更高的收益。John 等（2011）从代理成本的角度出发探讨距离与红利派发的关系，提出地理距离的增加导致了股东对公司监管成本的增加，较为“偏远”地区的公司为了消除代理问题，倾向于提高红利率并采用定期红利派发，且极少降低红利，这一现象在自由现金流问题严重、投资机会有限的公司中更为明显。偏远的乡镇、农村地区与投资者群体的距离较远，Loughran and Schultz（2005）的研究发现，这些公司不论从交易额还是分析师报告数目来看，都显著弱于大城市的公司。Loughran（2008）进一步探索了其中的传导机制，发现偏远地区的公司股票价格滞后于大城市的公司；距离投资者较近的公司更容易向投资者传递信息，从而推进知情交易（informed trading）。

Kang and Kim（2008）对公司兼并收购的研究发现，公司更加倾向于收购与其所在地接近的目标公司，他们认为信息不对称是造成这一倾向性的决定性原因：首先，收购距离较近的企业有助于充分利用所掌握的信息优势——例如公司能够更容易地通过与目标公司 CEO 和员工沟通、与其顾客接触和实地考察等方式了解目标公司的运营情况，其次，与收购公司较近的距离能够保证收购前适度地参与公司运营，并充分地进行事前和事后监督。

从公司运营和公司治理角度来看，Anderson and Wincoop（2004）认为，除了运输和信息搜寻成本之外，距离也与信息摩擦（information frictions）有关，例如距离影响了总公司对其子公司和交易伙伴的行为的监督成本。Kalnins and Lafontaine（2013）对于酒店行业的研究发现，子公司与总公司距离的增加由于增加的代理成本和信息不对称程度而导致业绩的下降。Giroud（2013）利用新航线的开通作为外生变量探索总公司与分公司的距离带来信息不对称因素的影响，发现由于新航线的开辟所带来的交通时间缩短增加了总公司对分公司 8%到 9%的投资，且分公司的产量提高了 1.3%到 1.4%水平。另外，公司的治理水平和金融决策也受到周边公司的影响（John and Kadyrzhanova, 2008 等）。那么，日新月异的网络技术及其对传统交易模式的颠覆是否能够克服地理因素的影响？Hortacsu et al.（2009）的实证研究发现，即使是在基于网络平台的交易中，距离依然是影响买卖双方交易选择的重要因素。

目前尚未有文献对于公司 IPO 定价过程中公司位置和距离因素的影响进行系统的探索。由于资本市场并非完全有效和无摩擦，发行公司、承销商以及外部投资者之间存在信息不对称，往往导致难以对公司准确定价，造成效率损失，体现为上市过程中的 IPO 抑价，即新股发行系统性地定价过低，股票上市首日收盘价高于发行价，上市首日即能获得显著的超额回报。增发价格存在的折扣率是增发企业最重要的成本损失（Ritter and Welch, 2002；赵冬青等，2008 等）。大量理论研究从不同角度试图对这一现象提供解释，主要包括信息不对称假说（Baron, 1982；Hertzel and Smith, 1993）、股东监督（Wruck, 1989）、管理堑壕（Barclay 等，2007）和流动性补偿（Silber, 1991）等。Ritter（2004）在总结了影响 IPO 折价率的主要因素之后认为，没有任何一种因素能完全解释“IPO 抑价之谜”，但是信息不对称假说的解释力度是最大的。

（二）假说的提出

新古典经济学认为，信息是影响投资者行为和做出投资决策的重要因素。信息不对称假说源于 Baron（1982）的研究，他认为 IPO 中各方（包括企业、承销商和投资者）对于企业自身的价值、发展前景以及

市场潜在需求水平所掌握信息不同，造成了逆向选择和道德风险。从信息不对称理论出发，根据其主体的不同，可以衍生为三个角度：发行公司与投资者的信息不对称的信号传递假说（Allen and Faulhaber, 1989）；发行公司与承销商的信息不对称即委托代理理论（Baron, 1982）和承销商风险规避假说（Ritter and Welch, 2002）；投资者之间的信息不对称产生了赢家诅咒（Rock, 1986）、从众反应（Informational cascade）（Ritter and Welch, 2002）等假说。在理论研究的基础上，一系列学者对信息不对称理论的解释力进行了实证检验，实证研究表明，信息不对称的确与 IPO 折价率正相关（Ang and Brau, 2002；Beatty and Ritter, 1986 等）。在中国资本市场的研究中，Su and Fleisher（1999）发现中国股票市场新股发行折价可以用信息不对称理论来解释，杨丹和王莉（2001）对新股发行抑价的信息不对称假说进行了检验，发现沪深两个市场的 IPO 抑价都可以用信息不对称假说来进行解释。韩宗德和陈静（2001）也发现，上市公司信息不充分、投资者和承销商对于公司的价值不确定性强是造成 IPO 定价偏低的主要原因。丁庭栋（2013）的实证证据进一步发现由于信息不对称程度较高的公司，管理层隐瞒坏消息的可能性较大，从而新股折价幅度上升，同时新股上市后高管持股比例也会相应的降低。

既然公司的地理位置能够影响公司与外部利益主体之间信息不对称程度（Petersen and Rajan, 1995；Garmaise and Moskowitz, 2004 等），那么这一因素是否作用于公司新股发行定价？现有的研究已经发现，地理位置带来的信息搜寻成本影响了企业融资的融资方式和融资成本。Agarwal and Hauswald（2010）提出，较为切近的距离有利于银行对于公司“软信息”的搜集，而距离侵蚀了银行对于公司的非公开信息的获取能力；Arena and Dewally（2012）对公司位置与债务水平的研究也发现，较高的信息搜寻成本导致农村的公司与城市的公司相比债务利差更高，且较难以获得银行贷款，不得不依赖于关系贷款以满足资金需求。对于尚处于萌芽、发展期的金融市场而言，地理隔离所带来的信息沟通成本对于企业上市融资过程的影响尤为重大。Su（2004）和 Chan, Wang and Wei（2004）的研究发现，与发达国家相比，中国资本市场的信息不对称问题更严重，且上市公司 IPO 折价率更高。地区间发展水平很不平衡造成了不同地区的投资者所处的信息环境存在显著差异；另外，不同地区投资者的成熟度、知识与经验不同，处理信息的能力也不尽相同。位于“中心地带”——主要发达城市或与几大城市距离接近的公司享有通畅、高效、多维的信息释放渠道，更容易地利用投资者的“熟悉偏好”，并借助媒体、舆论力量（如地方媒体新闻报道等）向投资者传达关于公司经营质量的信号，引发投资者的关注，从而降低信息不对称程度、提高投资者信息接受度，最终降低上市成本。另一方面，从投资者的角度来看，大型城市是散户群体和机构投资者聚集地，通过对企业进行实地考察及与管理层沟通，投资者可以增强对上市公司经营状况和潜在风险的了解，从而降低信息不对称引致的折价率，降低企业一级市场交易的信息成本²。因此，我们提出如下两个基本假说：

H1a：位于发达城市的企业上市时，IPO 折价率较低；

H1b：企业与发达城市的距离越近，IPO 折价率越低。

进一步，我们探讨地理位置和距离因素作用于 IPO 定价的渠道。不同企业经营特征不同，地理位置对于其上市定价的影响也不同。根据信息不对称理论，由于地理分隔主要影响了信息传递的效率，可以推断经营水平不确定性更强以及风险更难于预测的企业，相比于其他企业而言，更加容易受制于地理位置所带来的“软信息”因素影响。由此我们提出假设 2：

H2：经营不确定性强的企业与其他企业相比，地理位置对于 IPO 折价率的影响更大。

Peterson and Rajan（2002）从时间纵向的角度认为通讯技术的发展、沟通的便利提高了信息传递效率，从而减弱了地理位置对于企业融资能力的束缚。此后，Atack 等（2010）and Banerjee, Duflo, and Qian（2012）等的研究提出，铁路的修建推动了经济发展和资本市场效率的提升。Atack 等（2014）发现铁路的修建为信息流动提供了便利，进而提高了银行系统的运行效率和稳定性，降低了银行系统失灵的风险。Homung（2015）关于 Prussia 铁路的研究也证实，作为方便快捷的交通工具，铁路的开通能够促进

² 投资者在信息收集与处理的过程中存在的“理性愚昧困局”（rational ignorance paradox）（Anthony Downs, 1957,《民主的经济理论》）是资本市场摩擦的一个重要因素。“理性愚昧困局”是指当搜寻信息（摆脱愚昧）的成本超过从获取信息中所获得的收益时，理性人将放弃对信息的收集和处理。

信息的沟通效率，成为推动经济增长的动因。中国不断展开的基础设施建设也为我们研究地理位置与上市定价的关系及其影响机制提供了非常好的研究样本。我们从地理空间的角度出发，认为高铁的修建极大地提高了投资者、承销商等对公司实地考察的便捷性，从而降低了信息不对称程度。发达的交通条件促进公司更为便捷地向外界传递信号，从而有效地提高了投资者、承销商和公司之间信息沟通的效率，最终影响 IPO 定价。由此我们提出假设 3：

H3：若公司 IPO 时其所处城市附近已修建高铁，地理位置对折价率的影响减弱。

三、实证研究设计

(一) 样本选取与数据来源

我们选取 A 股非金融行业上市公司为研究对象，样本覆盖年度为 2008-2012 年。我们对样本进行了以下几个方面的调整：剔除上市前后相关财务变量数据缺失、非正常营业状态（样本期间内 ST 和退市）的样本公司；剔除在发行日前后长期停牌而交易数据不足的样本公司；本文的实证研究中需要利用企业的地理位置信息，我们将公司所在地定义为其 IPO 审核材料与财务年报中明确注明的公司注册地，剔除相关基本信息缺失的样本公司，从而获得有完整新股发行数据、股票日交易数据和公司基本信息的样本共 929 个。样本公司上市前后财务数据和上市首日交易数据来源为国泰安数据库（CSMAR），而公司所在地与北上广三大城市距离通过经纬度计算得到。公司所在城市和全国三大城市的经纬度信息均来自地理信息系统数据（GIS）。对于各城市交通条件的变化，我们手工收集了全国各个高铁车站的经纬度以及开通时间³。

(二) 变量定义与回归模型

1. 公司地理位置与 IPO 折价率

在这一部分中我们利用多元回归模型探讨公司是否位于中心三大城市以及与三大城市距离对 IPO 定价的影响。我们利用市场指数调整后的 IPO 折价率衡量上市公司定价效率（Rock 等，1986；陈工孟和高宁，2000；刘焯辉和熊鹏，2005），IPO 折价（Underpricing）：

$$Underpricing = \frac{Clsprice - Offerprice}{Offerprice} - \frac{Index_1 - Index_0}{Index_0} \quad (1)$$

其中 $Clsprice$ 为首日收盘价， $Offerprice$ 为企业 IPO 发行价， $Index_1$ 和 $Index_0$ 分别为上市日和上市前一日市场收盘指数⁴，对于地理和距离的衡量（Location Indicator）我们选取了两个变量：1）公司所在地与北上广三大城市的距离（Distance，取对数）；2）公司是否在三大城市虚拟变量（Remote）：当公司位于三大城市时取值为 0，否则取值为 1。

关于控制变量（Control）的选取，我们借鉴现有经典文献（陈工孟和高宁，2000；刘焯辉和熊鹏，2005），选取了以下几类变量：1）公司的 IPO 特质：IPO 价格、发行规模、首日周转率、上市等待期、企业所有制等；2）公司财务风险和经营状况：上市前一年负债率、经营水平和公司规模等；3）上市年度哑变量和公司所处行业哑变量。具体变量定义和说明参见表 1 所示。

我们采用如下的基本回归模型：

$$Underpricing = \alpha_0 + \beta_1 Location Indicator + \beta_2 Control + \xi \quad (2)$$

通过观察 β_1 的回归系数及其显著性，我们对假设 H1a 和假设 H1b 进行检验：如果 $\beta_1 > 0$ ，则表明企业的 IPO 折价率随着与三大城市的距离（Log Distance）增加而增加；位于三大城市的企业（Remote）与其他企业相比，折价率较低。

表 1：变量名及定义

变量类型	变量名	定义和注释
被解释变量	Underpricing	经市场调整的 IPO 首日折价率
解释变量	Distance (km)	公司与三大城市距离（单位：千米）取对数
(Location indicator)	Remote	公司是否位于三大城市（哑变量：是则取 0，否则取 1）

³ 高铁车站的开通时间来自百度百科，高铁车站的经纬度信息手工收集于 Google 地图。

⁴ 上海或深圳证券交易所上市的公司分别用其相应的交易所的市场指数进行计算。

控制变量 (Control Variables)	Turnover	IPO 首日周转率
	Offer proceeds	发行规模 (单位: 百万人民币)
	Offer size	IPO 发行总股数 (单位: 千万股)
	Offer price	发行价格
	Length	上市等待期 (发行日至首发上市日之间的间隔天数)
	Leverage (%)	公司上市前一年负债率 (债务账面价值/资产账面价值)
	ROE	公司上市前一年的经营状况 (净资产收益率)
	Firm Size	公司上市前一年的规模 (总资产的对数值)
	Market Performance (%)	市场氛围 (IPO 前三个月市场累计收益)
	Market Volatility (%)	市场波动 (IPO 前一个月市场收益波动标准差)
	Market PE	上市时的市场平均市盈率
	SOE	公司所有权性质 (哑变量: 非国有则取 0, 国有则取 1)
	Underwriter Reputation	承销商声誉与市场力量 (哑变量: 如该公司上市时的承销商为市场占有率前十大承销商, 则取值为 1, 否则取 0)

2. 公司地理位置、质量不确定性与 IPO 折价率

根据前面的分析, 我们认为公司的运营特点和行业特征造成了其上市时信息不对称程度和经营质量不确定性程度的差异, 从而影响了外部投资者和承销商对于公司债务能力和财务风险的判断。从盈利能力和发展前景来看, 公司上市前若干年经营业绩波动性越大, 其所处行业盈利水平波动性越大, 公司的未来发展状况不确定性越强, 对于这样的公司而言, 地理位置消除信息不对称的作用应当愈发重要。因此, 在这一部分中, 我们加入衡量信息不确定性的变量构造交乘项, 探索地理位置和距离因素作用于企业 IPO 定价的具体途径。我们定义信息不对称和经营不确定性水平的两个衡量变量 (Info_asy): 1) 公司上市前三年的 ROE 标准差 (firm_sd_ROE) 衡量公司经营水平、财务状况不确定性; 2) 公司上市前一年其所处行业各公司 ROE 标准差 (indu_sd_ROE) 衡量该公司所处行业盈利能力不确定性。Info_asy 越大, 企业经营水平的不确定性越强。我们构造以下回归模型:

$$\begin{aligned} \text{Underpricing} = & \alpha_0 + \beta_1 \text{Location Indicator} + \beta_2 \text{Infor_asy} \\ & + \beta_3 \text{Info_asy} \times \text{Location Indicator} + \beta_4 \text{Control} + \xi \end{aligned} \quad (3)$$

通过观察 β_3 的回归系数及其显著性, 我们对假设 H2 进行检验: 如果 β_3 显著大于零, 那么可以认为企业经营状况不确定性加强了距离因素对企业折价率的影响, 这也从一个侧面验证了距离因素作用于企业折价率的具体途径——信息。

3. 公司地理位置、高铁与 IPO 折价率

既然公司的地理位置因素通过影响信息不对称的程度深刻作用于企业的 IPO 效率, 那么便利的交通条件是否能够在一定程度上减弱距离因素的影响呢? 高铁为代表的便利交通工具的修建能够降低外部投资者和承销商通过实地考察等方式收集公司信息的成本以及监督成本等 (John 等, 2011), 从而降低作为信息不对称补偿的折价率。因此, 我们定义高铁存在性哑变量 (Dum_train), 当 IPO 时公司所在地 50km 以内有高铁站则取值为 1, 否则取值为 0。我们采用类似于上一部分的方法, 将其与距离指示变量 (Location Indicator) 构造交乘项分别进行回归, 对假设 H3 进行检验。

$$\begin{aligned} \text{Underpricing} = & \alpha_0 + \beta_1 \text{Location Indicator} + \beta_2 \text{Dum_train} \\ & + \beta_3 \text{Dum_train} \times \text{Location Indicator} + \beta_4 \text{Control} + \xi \end{aligned} \quad (4)$$

类似地, β_3 的回归系数如果显著为负, 则证明了高铁所带来的交通便利有效地降低了地理因素对于 IPO 折价的影响, 即假设 H3 的结论。

(三) 描述性统计与均值差异检验

我们的样本包括 2008-2012 共 5 年间上市的 929 家企业。从表 2 中可以看到, 公司 IPO 首日普遍存

在折价现象，平均折价率高达 41.990%，远高于发达国家水平，最高折价率达到 245.526%，公司间横向差异较大。从地理位置来看，公司与三大城市的距离平均在 326.487 千米，最小值为 0（即公司处于三大城市），最大值为 2617.758 千米。在这些上市公司中，大约 81.1% 的公司没有位于三大城市。从发行状况来看，公司上市发行价平均在 25.026 左右，最高达到 148 元，最低为 2.180 元，不同公司间差异性很大。从市场水平来看，公司发行时市场 PE 平均在 52.612 左右。IPO 前一年总负债率平均为 45.968%，最高达到 96.638%。

表 2：变量的描述性统计和均值差异检验

变量名	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Underpricing (%)	929	41.990	29.607	48.488	-13.022	245.526
Distance	929	326.487	160.936	378.955	0	2617.758
Remote	929	0.811	1.000	0.392	0.000	1.000
Turnover	929	0.713	0.770	0.209	0.120	2.690
Offer size (million)	929	1088.784	638.000	2393.172	38.700	50160.000
Offer price	929	25.026	22.000	14.943	2.180	148.000
Duration	929	0.032	0.030	0.011	0.016	0.137
shares (million)	929	85.998	27.600	474.951	9.000	12000.000
Market Performance	929	-0.002	-0.001	0.016	-0.078	0.099
Market PE	929	52.612	54.671	9.547	18.629	85.350
Market Volatility	929	0.015	0.014	0.006	0.008	0.040
Leverage (%)	929	45.968	46.466	16.775	1.779	96.638
ROE (%)	929	27.262	25.690	10.273	3.040	101.600
Firm size	929	20.241	20.012	1.127	18.043	26.609
Underwriter reputation	929	0.448	0.000	0.248	0.000	1.000
SOE	929	0.137	0.000	0.344	0.000	1.000

组 A		组 B		差值	T 值
均值	标准差	均值	标准差		
0.379	0.447	0.460	0.518	-0.081	-2.549***

注：*表示在 10%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；***表示在 1%水平上显著。

我们根据公司与三大城市的对数距离 (Log Distance) 分组进行均值差异检验，从而针对公司的地理位置作用于企业 IPO 定价的方向和程度做出初步的判断。我们按照总样本公司的对数距离取中位数 (Median_distance) 为界进行划分，组 A 为公司与三大城市的距离小于中位数，组 B 为公司与三大城市的距离大于总体中位数。我们分别对两类公司的 IPO 折价率进行统计和均值差异检验，从表 2 中可以看到，组 A 即位于三大城市或者距离三大城市较近的公司上市时，IPO 折价率相对较低，按照距离中位数分组的结果显示，两组的折价率差异约为 0.081，结果在 1%的水平上显著，这一证据初步印证了我们的假说。在第四部分中，我们将进一步建立回归模型，对距离与 IPO 定价的关系进行探讨。

四、实证结果与分析

(一) 公司地理位置与 IPO 折价率

我们采用回归方程 (2) 对上市公司 IPO 折价水平进行回归分析，加入各类控制变量并控制年份、行业，在城市层面集聚，结果如表 3 所示。模型 1 与模型 2 分别为两个距离指示变量 (Location Indicator) 作为解释变量的回归结果。

表 3 公司地理位置与 IPO 折价率

被解释变量: Underpricing	Model (1)	Model (2)
Log distance	0.012** (2.133)	
Remote		0.050* (1.668)
Log turnover	0.413*** (13.661)	0.413*** (13.825)
Log offer size	-0.317*** (-2.829)	-0.316*** (-2.807)
Offer price	0.003 (1.383)	0.003 (1.305)
Length	3.926*** (3.306)	3.917*** (3.317)
Log offer proceeds	0.121 (1.491)	0.118 (1.440)
Market Performance	2.569** (2.117)	2.571** (2.103)
Market Volatility	-18.309*** (-4.589)	-18.428*** (-4.607)
Market PE	0.012*** (4.962)	0.012*** (4.972)
Leverage	-0.144 (-1.352)	-0.146 (-1.349)
ROE	-0.164 (-1.252)	-0.163 (-1.272)
Firm size	3.046 (0.874)	3.244 (0.927)
Top Underwriter	0.008 (0.400)	0.008 (0.374)
SOE	0.014 (0.391)	0.015 (0.407)
Year Dummy	Yes	Yes
Industry Dummy	Yes	Yes
N	929	929
adj. R-sq	0.533	0.531

注: *表示在 10%水平上显著; **表示在 5%水平上显著; ***表示在 1%水平上显著。

模型 1 是公司 IPO 的折价率对公司与三大城市距离 (取对数) 的回归结果, 回归系数在 5%的水平上显著, 公司与三大城市的距离每增加 10%, IPO 的折价率约提高 0.12%, 也就是说, 公司与三大城市的距离每增加 100 千米, IPO 折价率将会提升 5.54%。这表明, 公司与三大城市的距离越远, 公司 IPO 折价率越高, 这一结论证实了假设 H1a。模型 2 是公司 IPO 折价率对是否位于三大城市 (Remote) 的回归结果, 可以看到, 回归系数在 10%的水平上显著, 即位于三大城市的公司 (Remote=0) 在 IPO 时的折价率显著低于非三大城市的公司, 这就证实了假设 H1b。实证结果支持了前面的分析, 即由于投资者群体聚集于“中心地带”城市, 而位于相对“偏远地带”的公司上市过程中向外传递公司质量信号受到交通、通讯媒介

的制约，与投资者信息不对称问题更为严重，造成了较高的发行折价。

对于控制变量，发行规模与抑价率在 1%水平下显著负相关，而首日换手率与抑价率在 1%水平下显著正相关，说明发行规模越小换手率越高，抑价率越高。另外，IPO 发行价格与上市等待期有关，公司上市日距离招股日的时间越长，折价越高。这是由于上市的滞后造成了投资者的资金占压，导致股票价值不确定性的增加，进而放大了风险，因此投资者需要更高的发行抑价作为补偿（陈工孟和高宁，2000）。

(二) 公司地理位置、信息不对称程度与 IPO 折价率

在上一部分的基础上，我们进一步验证我们的结论。既然距离因素增加了公司与投资者、承销商之间信息不对称程度从而增加了 IPO 折价，那么这一影响对于经营不确定性强的公司而言应当更加显著。我们纳入公司上市前三年经营水平标准差衡量公司上市前的经营水平不确定性；用公司上市前一年其所处行业中上市公司经营水平标准差以衡量行业层面信息不对称程度和经营不稳定性，探讨地理位置和距离因素作用于上市公司增发折价的具体路径。

加入交乘项的回归模型 (3) 的回归结果如表 4 所示。公司地理位置与信息不确定性程度变量的交乘项回归系数均显著为正，Log Distance * Firm_sd_ROE 的回归系数为 0.154，Remote * Firm_sd_ROE 的回归系数为 1.169，前者在 10%的水平上显著，后者在 5%的水平上显著，这一结果表明公司在上市前经营不确定性程度高时，地理位置因素的影响力放大了。另一方面，从行业 ROE 的标准差来看，Log Distance*Indu_sd_ROE 的回归系数为 0.009，Remote*Indu_sd_ROE 的回归系数为 0.050，二者均在 1%的水平上显著。这一系列的结果证实了我们的假设：当公司所在行业的盈利水平差异较大，即信息不对称程度较高时，公司的地理位置对于增发折价率的影响加强。外部投资者和承销商对于公司经营状况和发展潜力的把握程度越弱，越依赖于实地考察和与管理层沟通增强对公司的了解，地理位置对于 IPO 定价的作用则越关键。加入交乘项的回归结果进一步说明地理位置“软信息效应”通过影响信息不对称程度作用于公司 IPO 定价效率。

表 4 公司地理位置、经营不确定性与 IPO 折价率

被解释变量：Underpricing	Location Indicator			
	Location Indicator : Lndistance		Location Indicator: Remote	
	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)
Log Distance	0.006 (0.951)	0.001 (0.122)		
Log Distance *Indu_sd_ROE	0.009*** (3.366)			
Log Distance * Firm_sd_ROE		0.154* (1.762)		
Remote			0.016 (0.470)	-0.033 (-0.631)
Remote * Indu_sd_ROE			0.050*** (3.123)	
Remote * Firm_sd_ROE				1.169** (2.322)
Industry ROE dispersion	-0.052** (-2.037)		-0.050** (-2.047)	
Firm ROE Volatility		-0.229 (-0.770)		-0.477 (-1.272)
Log turnover	0.407*** (13.783)	0.404*** (13.382)	0.407*** (13.754)	0.404*** (13.476)

Log offer size	-0.300***	-0.340***	-0.301***	-0.340***
	(-2.776)	(-3.151)	(-2.764)	(-3.184)
Offer price	0.001	0.003	0.001	0.002
	(0.661)	(1.305)	(0.591)	(1.248)
Length	4.208***	4.166***	4.255***	4.200***
	(3.332)	(3.473)	(3.397)	(3.509)
Log offer proceeds	0.102	0.145*	0.098	0.141*
	(1.308)	(1.945)	(1.247)	(1.924)
Market Performance	2.740**	2.722**	2.711**	2.708**
	(2.292)	(2.207)	(2.241)	(2.181)
Market Volatility	-17.614***	-17.840***	-17.786***	-17.958***
	(-4.436)	(-4.461)	(-4.459)	(-4.481)
Market PE	0.016***	0.016***	0.016***	0.016***
	(6.075)	(6.366)	(6.106)	(6.443)
Leverage	-0.135	-0.095	-0.137	-0.096
	(-1.261)	(-0.782)	(-1.267)	(-0.773)
ROE	-0.132	-0.221	-0.125	-0.219
	(-0.949)	(-1.547)	(-0.915)	(-1.572)
Firm size	2.419	1.758	2.671	1.991
	(0.683)	(0.457)	(0.751)	(0.515)
Top Underwriter	0.010	0.007	0.009	0.008
	(0.489)	(0.354)	(0.435)	(0.385)
SOE	0.013	0.012	0.013	0.014
	(0.339)	(0.329)	(0.350)	(0.362)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
N	929	926	929	926
adj. R-sq	0.554	0.560	0.552	0.560

注：*表示在 10%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；***表示在 1%水平上显著。

(三) 公司地理位置、高铁与 IPO 折价率

在这一部分中，我们利用模型（4）纳入公司所在地附近高铁站的影响，回归结果如表 5 所示。

表 5 公司地理位置、高铁站与 IPO 折价率

Dependent variable: Underpricing	(1)	(2)
Log Distance	0.020**	
	(2.584)	
Log Distance*Train	-0.014*	
	(-1.875)	
Remote		0.081**
		(2.232)
Remote*Train		-0.054*
		(-1.729)
Train	0.064	0.039
	(1.458)	(1.026)
Log turnover	0.407***	0.407***

	(13.442)	(13.580)
Log offer size	-0.306***	-0.306***
	(-2.723)	(-2.705)
Offer price	0.001	0.001
	(0.676)	(0.609)
Length	4.260***	4.241***
	(3.511)	(3.511)
Log offer proceeds	0.102	0.098
	(1.256)	(1.198)
Market Performance	2.765**	2.762**
	(2.333)	(2.303)
Market Volatility	-17.606***	-17.655***
	(-4.382)	(-4.401)
Market PE	0.016***	0.016***
	(6.197)	(6.228)
Leverage	-0.136	-0.138
	(-1.259)	(-1.264)
ROE	-0.119	-0.118
	(-0.856)	(-0.875)
Firm size	2.741	2.958
	(0.781)	(0.843)
Top Underwriter	0.011	0.010
	(0.543)	(0.490)
SOE	0.016	0.015
	(0.418)	(0.400)
Year Dummy	Yes	Yes
Industry Dummy	Yes	Yes
N	929	929
adj. R-sq	0.553	0.551

注：*表示在 10%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；***表示在 1%水平上显著。

我们可以看到，便捷交通工具哑变量与地理位置指示变量的交乘项回归系数均显著为负，这一结果表明，上市公司所在地便利的交通条件能够一定程度上减弱距离因素对 IPO 定价的影响，即位于非“中心地带”的公司借助于便利的交通加强与其他利益相关方的信息沟通，传达关于公司经营水平、风险控制能力的信息，从而降低折价率，提高 IPO 定价效率。这一结果也从一个侧面体现了高铁等交通公用基础设施投资对于金融系统和资本市场成长的重要意义。

五. 稳健性检验

前面的研究发现，高铁的修建有助于缓解地理位置带来的 IPO 隐性成本，其中可能存在的内生性问题是：经济发达、商业活跃的城市更有可能修建地铁站；位于经济发达城市的公司，很有可能是竞争力更强、具有基本面优势的。针对这个问题，一个简单的反例是，尽管高铁站的修建连接了具有发展潜力的大中型城市，其根本目的是国民经济整体交通线路的铺设和布局，实现近期目标“五纵六横八连线（568 网）”，和远期目标“8 纵 15 横 26 连线（81526 网）”，铁路网络沿线的小型、落后城市同样设置了高铁站。

尽管如此，在这一部分中，我们依然通过一个安慰剂检验（placebo test）解决这一潜在的内生性问题。我们的研究样本针对企业上市年份尚未有 50 公里以内高铁站的公司（即只保留哑变量 Train=0 的公

司)。针对这个子样本，我们构建一个“虚拟高铁站”哑变量 (Placebo Train) ——如果上市后三年内，公司所在地 50 公里以内修建了高铁站，则该哑变量取值为 1，否则取值为 0。具体而言，Placebo Train 取值为 1 的企业，在 IPO 后的一段时间中被纳入高铁轨道布局，而在 IPO 当年，其附近事实上并未有高铁站，因而投资者并没有享有高铁的交通便利所带来的信息优势，我们可以推断：如果高铁所带来的企业地理位置效应减弱并不是由于当地城市的经济水平差异造成的，那么我们应该看到这个“虚拟高铁站”哑变量与地理位置变量(包括公司与三大城市距离变量 Log Distance, 以及公司是否在三大城市变量 Remote) 的交乘项系数不显著，即“未来将会存在的高铁站”无法降低 IPO 定价的地理位置效应。

利用“虚拟高铁站”哑变量替代模型 (4) 中的高铁站哑变量 (Train)，与企业地理位置变量构造交乘项回归的结果如表 7 所示。

表 7 安慰剂检验：“虚拟高铁站”、地理位置与 IPO 折价

Dependent variable: Underpricing	(1)	(2)
Log Distance	0.011 (0.75)	
Remote		-0.091 (-1.13)
Log Distance*Placebo Train	-0.016 (-1.06)	
Remote*Placebo Train		0.069 (0.90)
Placebo Train	0.077 (0.88)	-0.071 (-1.02)
Control Variables	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	Yes
Industry Dummy	Yes	Yes
N	431	431
adj. R-sq	0.597	0.597

注：*表示在 10%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；***表示在 1%水平上显著。

从表 7 中可以看到，在两个回归方程中，交乘项系数均不显著，即“未来将会存在的高铁站”无法影响企业 IPO 定价的地理位置效应，即高铁的影响不能归因为当地经济环境的差异。这进一步验证了我们的结论，即高铁站的修建的确可以提高信息沟通，降低公司与外部投资者的信息不对称造成的 IPO 抑价。

六、结论

本文从 IPO 定价效率的角度出发，探索了地理位置和交通运输的发展对于中国这一转型经济体的深刻影响。IPO 折价率是反映市场资源配置的有效性、衡量金融市场发展程度的重要标准，研究发现，在控制了其他基本面和市场因素之后，位于北上广三大“核心地带”的公司 IPO 折价率显著低于其他地区的上市公司；且公司注册地与三大城市越近，其折价率越低。进一步的研究发现，地理因素的确作用于上市公司、投资者、承销商三个利益主体之间的信息传递，当公司本身经营状况和行业差异性彰显较高的信息不对称特质、潜在风险较高时，地理位置和距离因素的影响作用加强了。国家新型基础设施——高铁的建设影响了地理位置在 IPO 中扮演的角色。企业 IPO 时，如果所在地附近已经修建高铁，其便利的交通条件能够在一定程度上减弱地理位置对于 IPO 定价的影响，通过为企业提供便捷的信息传递渠道降低发行成本，从而提高 IPO 效率。本文的研究为“IPO 抑价之谜”提供了一个新的解释，为资本市场的运行效率和上市公司定价影响因素提供了新的实证证据，也从一个侧面证实了发展中国家的地理区域和交通基础设施建设对于经济发展、资本市场效率提升的潜在意义，也为国家相关政策、措施的制定提供了参考。

参考文献

- [1] 陈工孟和高宁, 2000: 《中国股票一级市场发行抑价的程度与原因》, 《金融研究》第8期 1-12页。
- [2] 丁庭栋, 2013: 《会计性信息不对称, 新股折价与高管持股变动》, 《财经科学》第8期 117-124页。
- [3] 韩德宗和陈静, 2001: 《中国 IPO 定价偏低的实证研究》, 《统计研究》第4期 29-35页。
- [4] 刘煜辉和熊鹏, 2005: 《股权分置, 政府管制和中国 IPO 抑价》, 《经济研究》第5期 85-95页。
- [5] 杨丹和王莉, 2001: 《中国新股发行抑价: 一个假说的检验》, 《复旦学报: 社会科学版》第5期 85-90页。
- [6] 赵冬青、冯俊新、张海燕和李稻葵, 2008: 《最新金融学理论前沿——2006~2007年国外金融学文献综述》, 《经济学动态》第11期 95-101页。
- [7] Agarwal, S. and R. Hauswald, 2010, “Distance and Private Information in Lending” , Review of Financial Studies, Vol. 23, Issue 7, pp. 2757-2788.
- [8] Allen, F. and G. R. Faulhaber, 1989, “Signalling by Underpricing in the IPO Market,” Journal of financial Economics, Vol. 23, Issue 2, pp. 303-323.
- [9] Anderson, J. E. and E. V. Wincoop, 2004, “Trade Costs” , National Bureau of Economic Research.
- [10] Ang, J. S. and J. C. Brau, 2002, “Firm Transparency and the Costs of Going Public,” Journal of Financial Research, Vol. 25, Issue 1, pp. 1-17.
- [11] Arena, M.P. and M. Dewally, 2012, “Firm Location and Corporate Debt” , Journal of Banking and Finance, 36, 1079-1092.
- [12] Atack J., Bateman F., Haines M., et al., 2010, “Did railroads induce or follow economic growth” , Social Science History, Vol. 34, Issue 2, pp. 171-97.
- [13] Atack, J., Matthew, S. J. and P. L. Rousseau, 2014, “Did Railroads Make Antebellum US Banks More Sound?” National Bureau of Economic Research.
- [14] Banerjee A., E. Duflo and N. Qian, 2012, “On the road: Access to transportation infrastructure and economic growth in China” , National Bureau of Economic Research Working Paper.
- [15] Barclay, M. J., Clifford G. H. and D. P. Sheehan, 2007, “Private Placements and Managerial Entrenchment” , Journal of Corporate Finance, Vol. 13, Issue 4, pp. 461-484.
- [16] Baron, D. P., 1982, “A Model of the Demand for Investment Banking Advising and Distribution Services for New Issues” , Journal of Finance, Vol. 37, Issue 4, pp. 955- 9761.
- [17] Beatty, R. P. and J. R. Ritter, 1986, “Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings” , Journal of financial economics, Vol. 15, Issue 1, pp. 213-232.
- [18] Bolton, H. E. and T. M. Marshall, 1920, “The Colonization of North America, 1492-1783” , New York, Macmillan.
- [19] Chan, K., Wang J. and K. C. Wei, 2004, “Underpricing and Long-term Performance of IPOs in China” , Journal of Corporate Finance, Vol. 10, Issue 3, pp. 409-430.
- [20] Cooper, I. and E. Kaplanis, 1994, “Home Bias in Equity Portfolios, Inflation Hedging, and International Capital Market Equilibrium” , Review of Financial Studies, Vol. 7, Issue 1, pp. 45-60.
- [21] Coval, J. D. and T. J. Moskowitz, 2001, “The geography of investment: Informed trading and asset prices” , Journal of Political Economy, Vol. 109, Issue 4, pp. 811-841.
- [22] Degryse, H. and S. Ongena, 2005, “Distance, Lending Relationships, and Competition” , The Journal of Finance, Vol. 60, Issue 1, pp. 231-266.
- [23] Downs, A., 1957, “An Economic Theory of Political Action in a Democracy” , The Journal of Political Economy, Vol. 65, Issue 2, pp. 135-150.
- [24] French, K. R. and J. M. Poterba, 1991, “Investor Diversification and International Equity Markets” , National Bureau of Economic Research.

- [25] Garmaise, M. J., and T. J. Moskowitz, 2004, "Confronting Information Asymmetries: Evidence from Real Estate Markets" , *Review of Financial Studies*, Vol. 17, Issue 2, pp. 405-437.
- [26] Giroud, X., 2013, "Proximity and Investment: Evidence from Plant-level Data" , *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 128, Issue 2, pp. 861-915.
- [27] Hau, H., 2001, "Location Matters: An Examination of Trading Profits" , *The Journal of Finance*, Vol. 56, Issue 5, pp. 1959-1983.
- [28] Hertzfel, M. and R. L. Smith, 1993, "Market Discounts and Shareholder Gains for Placing Equity Privately" , *The Journal of finance*, Vol. 48, Issue 2, pp. 459-485.
- [29] Hornung, E., 2015, "Railroads and Growth in Prussia" , *Journal of the European Economic Association*, Vol. 13, Issue 3, pp.
- [30] Hotelling, H., 1929, "Stability in Competition," *Economic Journal*, Vol. 39, pp. 41 – 57.
- [31] Hortaçsu, A., Martínez-Jerez, F. A. and J. Douglas, 2009, "The Geography of Trade in Online Transactions: Evidence from eBay and Mercadolibre" , *American Economic Journal: Microeconomics*, Vol. 1, Issue 1, pp. 53-74.
- [32] John, K. J., Anzhela K. and D. Knyazeva, 2011, "Does Geography Matter? Firm Location and Corporate Payout Policy" , *Journal of Financial Economics*, Vol. 101, Issue 3, pp. 533-551.
- [33] John, K. and D. Kadyrzhanova, 2008, "Peer Effects in Corporate Governance" , Available at SSRN 1108860.
- [34] Ivković, Z. and S. Weisbenner, 2005, "Local Does as Local is: Information Content of the Geography of Individual Investors' Common Stock Investments" , *Journal of Finance*, Vol. 60, Issue 1, pp. 267-306.
- [35] KANG, J. and J. KIM, 2008, "The Geography of Block Acquisitions" , *The Journal of Finance*, Vol. 63, Issue 6, pp. 2817-2858.
- [36] Kalnins, A. and F. Lafontaine, 2013, "Too Far Away? The Effect of Distance to Headquarters on Business Establishment Performance" , *American Economic Journal: Microeconomics*, Vol. 5, Issue 3, pp. 157-179.
- [37] Lerner, J., 1995, "Venture Capitalists and the Oversight of Private Firms" , *Journal of Finance*, Vol. 50, Issue 1, pp. 301-318.
- [38] Loughran, T., 2008, "The Impact of Firm Location on Equity issuance" , *Financial Management*, 37, 1 – 21
- [39] Loughran, T. and P. Schultz, 2005, "Liquidity: Urban Versus Rural Firms" , *Journal of Financial Economics*, 78, 341 – 374.
- [40] Mian, A., 2006, "Distance Constraints: The Limits of Foreign Lending in Poor Economies" , *The Journal of Finance*, Vol. 61, Issue 3, pp. 1465-1505.
- [41] Petersen, M. A. and R. G. Rajan, 1995, "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships" , *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, Issue 2, pp. 407-443.
- [42] Petersen, M. A. and R. G. Rajan, 2002, "Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending" , *The Journal of Finance*, Vol. 57, Issue 6, pp. 2533-2570.
- [43] Ritter, J. R. and I. Welch, 2002, "A Review of IPO Activity, Pricing, and Allocations" , *The Journal of Finance*, Vol. 57, Issue 4, pp. 1795-1828.
- [44] Ritter, J. R., 2004, "Investment Banking and Security Issuance" , *Handbook of The Economics of Finance*, volume 1A.
- [45] Rock, K., 1986, "Why New Issues are Underpriced" , *Journal of financial economics*, Vol. 15, Issue 1, pp. 187-212.

- [46] Schrand, C. M. and R. E. Verrecchia, 2005, "Information Disclosure and Adverse Selection Explanations for IPO Underpricing" , Available at SSRN 316824.
- [47] Silber, W. L., 1991, "Discounts on Restricted Stock: The Impact of Illiquidity on Stock Prices" , Financial Analysts Journal, Vol. 47, Issue 4, pp. 60-64.
- [48] Su, D., 2004, "Adverse-selection Versus Signaling: Evidence from the Pricing of Chinese IPOs" , Journal of Economics and Business, Vol. 56, Issue 1, pp. 1-19.
- [49] Su, D. and B. M. Fleisher, 1999, "An Empirical Investigation of Underpricing in Chinese IPOs" , Pacific-Basin Finance Journal, Vol. 7, Issue 2, pp. 173-202.
- [50] Wruck, K. H., 1989, "Equity Ownership Concentration and Firm Value: Evidence from Private Equity Financings" , Journal of Financial Economics, Vol. 23, Issue 1, pp. 3-28.