

交通基础设施如何促进了资本流动？ ——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究

马光荣 程小萌 杨恩艳

摘要：交通基础设施影响经济增长和地区经济差距的一个重要渠道是促进了跨地区的资本流动。本文基于 2006—2018 年高铁开通和上市公司异地投资数据，研究了交通基础设施对跨地区资本流动的影响。为了解决高铁开通的内生性问题，本文基于各城市地理位置构建了工具变量。实证结果表明，高铁连通之后，上市公司赴异地投资的数量明显增加。与此同时，高铁对城市间资本流动的促进作用具有方向上的不对称性，高铁开通导致资本从中小城市净流入大城市。机制分析表明，高铁开通降低资本流动障碍后，资本之所以会净流入大城市，是因为大城市有更大的本地市场规模，生产的规模报酬递增效应、产业集聚和技术溢出使企业在大城市有更高的生产率。这一结论从企业投资流向的角度验证了高铁开通存在“虹吸效应”，也为“卢卡斯之谜”提供了新的证据。

关键词：高铁；上市公司；异地投资；虹吸效应；卢卡斯之谜

中图分类号：F532 **文献标识码：**A **文章编号：**1006-480X (2020)

一、引言

完善的交通基础设施是经济发展的一个先决条件。交通基础设施改善可以降低要素和产品的运输成本，促进市场一体化、市场竞争和专业化分工，从而提升资源配置的效率(Redding and Turner, 2015)。改革开放以来，中国交通基础设施取得了跨越式发展，成为中国经济增长奇迹背后的一个重要推力，其中高速公路和高速铁路的建设尤为引人注目。自 1990 年“八五规划”大规模启动高速公路建设以来，中国在短短二十年之内基本建成了国家高速公路网，高速公里程在 2012 年超过美国，跃居世界第一位^①。从 2008 年开通第一条正式意义上的高速铁路——京津城际高铁开始，在短短十几年时间，中国从高铁落后国，一跃成为世界上拥有最大规模高速铁路网的国家。截至 2019 年底，中国高铁运营里程已达 3.5 万公里，占全球高铁运营总里程的近七成。

[收稿日期] 2020-02-25

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“高铁的经济效应——市场力量与地方政府行为的双重作用”(批准号：71773125)；国家自然科学基金重点项目“地区差距测度与均等化转移支付制度研究”(批准号：71533006)。

[作者简介] 马光荣，中国人民大学中国财政金融政策研究中心教授，经济学博士；程小萌，中国人民大学财政金融学院博士研究生；杨恩艳，中国邮政储蓄银行战略发展部，管理学博士。通讯作者：马光荣，电子邮箱：grma@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见。当然文责自负。

^① 2012 年全国高速公路通车里程达 9.6 万公里，已经超越了美国的 9.2 万公里。

交通基础设施从宏观上影响经济增长,在微观层面上体现为影响企业投资行为。企业投资是经济增长的重要源动力,如果交通条件改善拉动了一个地区的经济增长,那么一个重要的机制是基础设施不仅有助于降低异地子公司的货物运输成本,而且可以降低异地子公司与母公司之间的信息传递与沟通成本,从而促进本地区吸引投资的增加。已有大量文献从宏观上研究交通基础设施对经济增长的影响,但是从微观企业异地投资行为角度研究的相对较少。本文关注的第一个问题是,一个地区基础设施的完善是否有助于吸引投资?

资本的跨地区流动是影响地区间经济差距的一个关键因素(郭金龙和王宏伟,2003)。交通基础设施引发资本在空间上的转移,会改变经济活动的地理分布格局,继而影响地区间经济差距。但关于基础设施如何影响资本流动的方向,存在两种不同的作用机制:①发达地区的人均资本存量远高于落后地区,按照新古典经济学理论的资本边际报酬递减规律,发达地区的资本回报率将低于落后地区。当交通条件改善降低资本跨地区流动的障碍后,将促进资本从发达地区流向欠发达地区,进而缩小地区间经济差距,这可称为“扩散效应”。②一些文献在研究交通对地区经济差距的影响时,却发现了“虹吸效应”,即交通促使经济活动从中小城市向大城市转移,扩大了地区间经济差距(Faber, 2014; Baum-Snow et al., 2020; 张克中和陶东杰, 2016)。其背后一个重要机制是大城市由于本地市场规模大,享受规模报酬递增的优势,资本在大城市有更高的回报率(Helpman and Krugman, 1985; Fujita et al., 1999)。Lucas(1990)研究跨国资本流动时,提出了著名的“卢卡斯之谜”,发达国家的人均资本存量高于发展中国家,尽管全球经济一体化使资本跨国流动的障碍大幅度消除,但现实中资本并没有大规模地从发达国家流向发展中国家。交通大幅度降低了一国国内资本流动的障碍,分析资本在国内各地区间的流动方向,有助于剖析“扩散效应”与“虹吸效应”孰占主导,也可以检验“卢卡斯之谜”在一国国内是否存在。因此,本文关注的第二个问题是,基础设施对不同城市间投资流动方向是否存在非对称性?背后机制是什么?

本文以高铁开通作为背景,使用上市公司异地投资数据,研究了交通基础设施对地区间资本流动的影响。高速铁路是一场交通上的“科技革命”。高铁时速达到200—350公里,远远超出普通铁路旅客列车平均仅70公里的时速,因此大大节约地区间人员流动的时间成本,降低了母子公司之间的信息沟通成本。高铁尽管在速度上仍然慢于飞机,但在便利性、准点率上明显优于飞机。而且,飞机仅在大城市之间有较为密集的航班,高铁网络则高密度地连通了大城市与中小城市,因而对企业异地投资的地理分布格局的影响将更为广泛、更为深入。由于高铁选址并不是完全外生的,本文基于2004年《中长期铁路网规划》中“四纵四横”高铁规划和各城市的地理位置,构造了城市间高铁开通的工具变量。实证结果发现,两个城市连通高铁后,母公司在另一城市的异地投资明显增加。平均而言,高铁开通使异地子公司的数量提升了22.56%。进一步分析显示,高铁更显著地促进了第三产业以及非国有企业的异地投资。由于这些企业母子公司之间更依赖密集的信息传递和沟通,因此这从侧面印证了高铁促进企业异地投资的一个重要机制是促进了企业内部信息沟通的便利性。

本文进一步将所有城市划分为中心城市和外围城市,研究了高铁开通对资本在大城市和中小城市间资本流动方向的影响。结果发现,高铁连通中心城市和外围城市后,对于外围城市而言,吸引到的投资项目数量低于外流的投资项目数;反过来,对于中心城市而言,吸引到的投资项目数量高于外流的投资项目数。这一结果表明,高铁导致了资本从中小城市净流入大城市,因此从企业投资流向的角度印证了高铁导致“虹吸效应”。这一结论也印证了“卢卡斯之谜”的存在,国内各地区间资本流动障碍降低之后,资本更多地从落后地区流向发达地区。本文进一步检验了

背后的作用机制,实证分析表明,如果目的地所在城市和母公司所在城市的本地市场规模相比更小,高铁连通两个城市之后,母公司对目的地的投资越少。进一步地,如果目的地所在城市和母公司所在城市的产业集聚水平或科技水平相比越低,高铁连通两个城市之后,母公司对目的地的投资越少。这些证据表明,高铁开通降低资本流动障碍后,资本之所以会从小城市净流入大城市,是因为大城市拥有更大的本地市场规模,生产的规模报酬递增效应和产业集聚的正向溢出效应有助于提升企业生产率和资本回报率。

与现有研究相比,本文的贡献主要体现在:①通过检验高铁开通对上市公司异地投资的影响,证实了交通基础设施影响经济增长和经济活动地理分布的一个重要微观机制是促进投资流动。与研究高铁影响投资的已有文献(龙玉等,2017;李欣泽等,2017;Lin et al.,2019)相比,本文使用上市公司异地子公司数据,直接使用公司层面数据进行检验,通过控制母公司一年份固定效应、母公司一目的地固定效应和使用工具变量方法,更有效地解决了内生性问题。而且,本文通过检验高铁对地区间资本流动方向不对称性的影响,从微观企业投资流向的视角证实了基础设施“虹吸效应”和“卢卡斯之谜”的存在,并且对虹吸效应背后的机制,包括市场规模、产业集聚、科技与人力资本水平差距等,进行了深入检验。②本文拓展了上市公司异地投资的文献。已有文献从产权性质、政企纽带、市场分割、地区间信任等角度解析了影响了上市公司异地投资的因素(夏立军等,2011;潘红波和余明桂,2011;曹春方等,2015,2019),本文则从交通基础设施的角度研究了影响企业异地投资的因素。本文的结果显示,集团内信息沟通成本是影响企业异地投资的重要因素,因而从侧面也说明了企业管理成本是决定企业边界的一个重要因素。

二、文献评述与研究假设

1. 文献评述

(1)关于基础设施经济效应的研究。研究交通基础设施经济效应的国内外文献主要分为两类:第一类是研究交通基础设施的宏观经济影响(Redding and Turner,2015),主要聚焦于基础设施对地区经济增长的影响。多数研究都发现连通基础设施会有利于地方经济增长(张勋等,2018;刘冲等,2019)。但也有一些文献在研究基础设施对经济活动地理分布的效应时,发现连通基础设施后,各类地区受到的影响具有差异性。其中一些研究发现交通对城市人口产生“扩散效应”。例如,Baum-Snow(2007)发现美国从城市中心辐射式的高速公路促进了人口从城市中心区向郊区的迁移,导致了城市的“郊区化”。Baum-Snow et al.(2017)发现1990年以来中国城市的辐射式高速路和环路促进了城市人口向郊区扩散。这些研究主要还是聚焦于城市中心区和紧邻的郊区,没有分析更远范围内的跨地区要素流动,而且也仅仅关注了人口居住地的流动,并没有关注资本要素和生产活动的流动方向。另一些研究则更为直接地考察了交通基础设施对不同地区经济增长的影响。Faber(2014)发现1997—2006年中国高速公路建设降低了沿线小城市的经济增长。Baum-Snow et al.(2020)进一步发现,中国高速公路促进了区域中心城市的制造业和服务业发展,但是抑制了外围小城市的制造业发展。这两项研究都支持高速公路存在“虹吸效应”,他们的解释是,根据新经济地理学模型(Helpman and Krugman,1985;Krugman,1991),由于规模报酬递增效应的存在,本地市场规模越大的城市有更高的生产率,贸易成本降低和市场一体化导致生产

要素从外围城市向中心城市集聚^①。

随着中国高铁的大规模兴建,近年来对高铁地区经济增长效应的研究也大量涌现,但研究结论并不一致。刘勇政和李岩(2017)、Lin(2017)发现高铁对沿线城市经济增长和就业增长具有正面效应,而张克中和陶东杰(2016)使用不同的数据和实证方法发现高铁对非区域中心城市的增长具有负面效应,支持存在虹吸效应。经济增长的一个重要推力是资本的投入。分析高铁对区域经济增长和经济活动地理分布的影响,尤其是区分“虹吸效应”和“分散效应”孰占主导,需要从微观企业的投资流向入手,研究高铁到底促进了资本净流入大城市,还是净流入中小城市,但已有文献尚缺乏此类研究。

第二类文献从微观企业的角度,考察交通基础设施经济效应的机制,包括库存数量、技术创新、进出口贸易行为、企业生产率等方面^②。一些研究也关注交通基础设施除了降低货物贸易成本外,还可以通过促进人的流动,从而节约交易成本和信息成本。例如,Bernard et al.(2019)发现日本九州新干线开通,增加了沿线企业的下游客户数量和上游供应商数量。Charnozet al.(2018)发现法国高铁开通通过节约企业内部信息对企业内部组织结构产生了影响。

在研究中国高铁对微观企业的研究上,一些研究也强调了高铁节约信息沟通成本的机制。例如,饶品贵等(2019)研究了高铁对企业供应商地理分布的影响。最近的一些文献也关注了高铁对企业跨地区投资的影响,龙玉等(2017)利用风险投资微观数据发现高铁开通有助于促进城市吸引风险投资,李欣泽等(2017)利用工业企业数据库发现高铁开通提高了企业的资本要素配置效率,李新光和黄安民(2018)利用宏观数据发现高铁开通促进了投资。在与本文同时进行的一项研究中,Linet al.(2019)将工商登记注册数据加总到城市对层面,检验了高铁对跨地区投资的影响。与之相比,本文的不同之处在于:①本文使用上市公司异地子公司数据,直接使用公司层面数据进行检验,通过控制母公司一年份固定效应、母公司一目的地固定效应和使用工具变量方法,更有效地解决了内生性问题;②本文深入检验了高铁对资本流动方向影响的不对称性,发现高铁促进了资本从中小城市净流向大城市,从上市公司资本流向的视角证实了“虹吸效应”的存在;③本文进一步检验了虹吸效应背后的机制,发现各城市在市场规模、产业集聚、科技水平等方面的差距,是解释“虹吸效应”发生的重要机制。

(2)关于资本流动和企业异地投资的相关研究。在国际间和地区间资本流动的研究上, Lucas(1990)提出了著名的“卢卡斯之谜”,即发达国家的人均资本存量高于发展中国家,按照新古典经济学资本边际报酬递增的规律,发达国家的资本回报率低于发展中国家。因此从理论上,随着全球经济一体化和资本跨国流动障碍的消除,资本应该从发达国家流向发展中国家。但是现实数据则显示,资本并没有大规模地从发达国家流向发展中国家。此后大量的研究集中于如何解释“卢卡斯之谜”,现有文献的给出的解释通常分为两类:一类是强调资本在跨国之间存在流动障碍,背后原因包括资本市场的完备性和金融低效率,尤其强调契约执行力度、信息不对称、道德风险等。另一类文献则认为,发达国家尽管人均资本存量更高,但是资本回报率并不低,因为发达国家有更高的人力资本、更好的制度、更高的生产率等(Alfaro et al., 2008)。在中国国内跨地区的资本流动上,一些研究也发现了“卢卡斯之谜”的存在。例如,陈诗一等(2019)发现中

^①新经济地理学模型的这一结论,始于Christaller(1933)所提出的中心地理论(central place theory),该理论认为中心城市是作为外围城市的生产与服务中心,为外围城市提供各类商品和服务。

^②在国内研究中,孙浦阳等(2019)、唐宜红等(2019)、张梦婷等(2018)探究了基础设施建设对企业行为的影响。

国资本配置存在扭曲导致大中城市偏少、小城市数目过多。^①但是,已有研究均未考察基础设施对跨地区资本流动的影响。如果交通条件改善后,资本从大城市流入中小城市,则说明资本流动障碍是导致“卢卡斯之谜”的原因之一。如果交通条件改善后,资本从中小城市流入大城市,则说明发达地区更高的生产率,使得落后地区的资本进一步流入发达地区。因此,利用交通条件的改善带来的外生冲击去检验资本流动方向,也有助于检验“卢卡斯之谜”的存在及其背后机制。

从微观视角看,企业在异地设立子公司后,形成了更大的企业集团。从世界范围看,企业集团越来越多呈现子公司化经营(Khanna and Yafeh, 2007)。中外学者对企业投资成立企业集团的原因分析主要有交易费用理论和规模经济理论。交易费用理论认为,企业之间的交易存在交易费用,通过企业集团的组织形态,形成长期稳定的交易关系,降低交易费用,提高企业的盈利能力;规模经济理论认为,企业集团通过扩大企业的规模,促进专业化分工和协作,有利于形成规模经济。虽然成立企业集团有诸多益处,但是设立异地子公司也意味着更高的成本,如信息不对称导致的代理问题、不同地区的潜在文化冲突产生的企业整合成本(Ahem et al., 2015)等,因此上市公司是否赴异地设立子公司需要在收益和成本间进行权衡,现有文献发现,地区间信任程度的提高更多地降低了集团的组织成本,进而促进了集团异地发展(曹春方等, 2019)^②。本文认为高铁的开通降低了异地间信息不对称程度,因此将会促使上市公司进行异地投资。

2. 研究假设

本文从一个简单的理论模型出发,分析交通基础设施对资本跨地区流动的效应。假设一个国家有若干个城市,每个城市*i*投入资本 K_i 和劳动 L_i 生产产品,生产函数为科布一道格拉斯生产函数,具体表示如下:

$$Y_i = A_i F(K_i, L_i) = A_i K_i^\alpha L_i^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

其中, Y_i 是第*i*个城市的产出, A_i 是全要素生产率。首先假设全国各城市的生产率完全相同 $A_i = A_j = A$ 。由式(1),城市*i*的人均产出 y_i 可以表示成:

$$y_i = A f(k_i) = A k_i^\alpha \quad (2)$$

其中, k_i 是人均资本存量。为简化起见,假设劳动力不可以跨地区流动。因此,如果资本可以完全无成本地跨地区流动,那么资本在全国各城市间的自由流动,将最终使各城市的资本边际产出都恰好等于全国资本市场上的利率,此时各城市的资本边际产出完全相等,即任意*i*和*j*两个城市满足:

$$A f'(k_i) = r = A f'(k_j) \quad (3)$$

由式(3),可以得到 $k_i = k_j$,即资本的自由流动将使各个城市的人均资本存量水平完全相等。

上述分析意味着,如果*i*地区一开始的资本存量大于*j*地区,即 $k_i^0 > k_j^0$,那么允许资本自由流动后,资本将从*i*地区净流入*j*地区,最终实现 $k_i = k_j$ 。现实当中,如果资本跨地区流动存在障碍,譬如由于信息不对称问题的存在,投资者在异地设立的子公司与母公司之间存在管理成本,那么这将会使资本在母公司的生产率与在异地子公司的生产率存在差异。假设每个地区母公司在

^①很多研究利用宏观层面数据研究资本的跨地区流动。例如,郭金龙和王宏伟(2003)、徐冬林和陈永伟(2009)借鉴基于国民经济核算恒等式的F-H法(Feldstein and Horioka, 1980),测算了中国区域间资本流动状况。正如Obstfeld(1994)所批评的,F-H法测算地区间资本流动存在着诸多缺陷,也缺乏微观基础。本文使用上市公司异地设立子公司来刻画地区间资本流动,具有更好的微观基础。

^②在中国,上市公司是否赴异地投资子公司很多时候还会受到政府的干预,潘红波和余明桂(2011)、夏立军等(2011)都发现地方国企比民企有更少的异地投资,曹春方等(2015)也发现市场分割增强了政府的资源配置权利。

本地生产的生产率都相等,即 $A_i = A$,但 i 地区的母公司到 j 地区进行投资时,由于信息不对称,在 j 地区所设立子公司的生产率 A_j 低于 A ,假设 $A_j = A(1 - \phi)$,其中 ϕ 代表母公司和子公司之间的管理成本大小, $0 < \phi < 1$ 。此时,如果允许资本跨地区流动,资本的最终配置将满足:

$$Af'(k_i) = r = A(1 - \phi)f'(k_j) \quad (4)$$

由式(4),可以得到 $k_i > k_j$ 。此时, i 地区的资本不会充分流动到 j 地区使得两地人均资本存量完全一致。由式(4),可以进一步推导出 $\frac{\partial(k_j/k_i)}{\partial\phi} > 0$,即如果母公司和子公司之间的管理成本越高, i 地区的资本最终流入 j 地区的数量会越少。这也意味着,如果高铁降低了异地子公司与母公司之间的信息传递与沟通成本, ϕ 将下降,那么 i 地区到 j 地区的投资将会增加。因此,基于上述分析,本文提出:

H1: 在其他条件相同的情况下,两个城市之间连通高铁将增加企业的异地投资。

H2: 在其他条件相同的情况下,对内部信息传递更为依赖的企业,高铁开通后异地投资数量增加越多。

根据式(4),如果 i 地区和 j 地区分别代表初始的发达地区和落后地区,即 i 地区初始的人均资本存量大于 j 地区,那么交通基础设施将资本跨地区流动的成本从 ϕ_0 降低到了 ϕ_1 ,资本将从初始资本存量丰富的 i 地区流向初始资本存量稀缺的 j 地区^①。因此基于上述分析,本文提出:

H3a: 在其他条件相同的情况下,高铁开通将促进投资由大城市净流向中小城市,此时存在扩散效应。

上述分析基于母公司本地生产的生产率在全国各城市间完全相同的假设,即 $A_i = A_j = A$ 。但是现实中存在很多因素,导致各个城市间的生产率不一致。例如,如果 i 地区的人口规模较大,规模报酬递增效应的存在将使 i 地区的企业拥有更高的生产率。如果 A_i 大幅度超过 A_j ,高铁开通降低资本跨地区流动障碍后,资本在 i 地区仍然可以获得比 j 更高的回报率,从而有更多的资本在高铁开通后从 j 地区流入 i 地区。基于上述分析,本文提出:

H3b: 在其他条件相同的情况下,高铁开通将更大程度上促进投资由中小城市流向大城市,此时存在虹吸效应。

三、研究设计

1. 模型设定

本文首先利用上市公司数据,计算出第 t 年城市 i 的所有母公司在城市 j 已设立的所有子公司数量 OI_{ijt} ,形成城市 i —城市 j —年份 t 的面板数据,后文简称为城市—城市对层面数据。然后,本文使用双重差分模型(DID)考察地级市高铁开通对企业异地投资的影响,实证模型设定如下:

$$OI_{ijt} = \alpha + \beta Connect_{ijt} + \delta_{ij} + \lambda_{it} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中,关键解释变量 $Connect_{ijt}$ 是一个虚拟变量,若城市 i 和城市 j 之间在第 t 年已经开通高

^① Lucas (1990) 在研究跨国资本流动时,出发点也是基于式(4),从理论上预测发达国家的初始人均资本存量高于发展中国家,因此全球经济一体化使资本流动障碍消除后,资本将大规模地从发达国家流向发展中国家。而卢卡斯之谜之所以产生,一个解释正是外国投资资本和本国企业之间存在道德风险,或者资本市场上存在信息不对称问题,导致尽管全球经济在不断一体化,现实当中资本没有大规模地从发达国家流向发展中国家(Gertler and Rogoff, 1990)。对应到一国国内资本流动上,由于地理距离和交通成本的阻隔,也会使发达地区的资本难以充分流动到落后地区。

铁车次, 取值为1, 否则为0。 δ_{ij} 控制城市*i*—城市*j* 配对层面的固定效应, 该固定效应吸收了城市对层面不随时间变化的因素, 如两个城市之间的地理距离、文化距离等; λ_{it} 和 μ_{jt} 分别代表母公司和子公司所在城市虚拟变量和年份的交互项, 以控制每年各城市受到的不同冲击。由于高铁选址与城市经济社会发展程度具有很大关联性, λ_{it} 和 μ_{jt} 不仅控制了城市层面不随时间变化的固定效应, 还控制了城市层面随时间变化的所有经济社会因素, 如 GDP 增长、产业结构、城镇化等, 因此无需再把这些因素作为控制变量放入。 ε_{ijt} 为随机扰动项, 将标准误聚类在城市—城市对层面。

式(5)所使用的是在城市*i*—城市*j*—年份*t* 面板数据, 将城市*i* 的上市公司母公司进行了加总。但是这样的加总有其缺陷, 如果城市*i* 内有多家上市公司, 那么各上市公司的所在行业、成立年份、发展趋势等存在较大差异, 将城市*i* 的上市公司母公司进行加总, 无法控制公司层面差异性的不可观测因素, 这些不可观测因素可能与高铁开通之间存在相关性, 从而导致内生性问题。而且, 式(5)的回归设定下, 也无法考察高铁对不同类型公司的异质性影响。为了去除这种加总谬误, 本文构造母公司*c*—城市*j*—年份*t* 层面的面板数据, 得到了第*t* 年上市公司*c* (母公司位于城市*i*) 在城市*j* 设立子公司的数量 NO_{cjt} , 以下简称为公司—城市对层面数据。然后, 进行如下回归:

$$NO_{cijt} = \alpha + \beta Connect_{ijt} + \delta_{cj} + \lambda_{ct} + \mu_{jt} + \varepsilon_{cjt} \quad (6)$$

其中, 解释变量 $Connect_{ijt}$ 是一个虚拟变量, 若上市公司*c* 母公司所在的城市*i* 和其另一城市*j* 在第*t* 年之间已开通高铁, 取值为1, 否则为0。 δ_{cj} 控制公司—城市对层面的固定效应, 该固定效应不仅吸收了城市对层面不随时间变化的因素(如两个城市之间的地理距离), 还吸收了每家公司与另一城市对层面不随时间变化的因素(如公司*c* 与另一城市的历史渊源); λ_{ct} 是上市公司虚拟变量和年份的交互项, μ_{jt} 是子公司所在城市虚拟变量和年份的交互项。与式(5)类似, 城市层面随时间变化的所有因素都已经被 λ_{ct} 和 μ_{jt} 所包含。但比式(5)更进一步的是, 式(6)通过控制 λ_{ct} , 将公司层面的固定效应以及公司与年份交互固定效应控制住, 公司*c* 整个公司层面受高铁开通的影响已经剔除, 从而无需控制公司层面各年份的业绩指标。 ε_{cjt} 为随机扰动项, 这里将标准误聚类在城市—城市对层面。由于公司—城市对样本具有明显的优点, 因此本文主要回归结果将报告公司—城市对样本的结果, 把城市—城市对样本的结果作为一个参照。

2. 工具变量法

高铁设站通常会考虑经济体量、人口体量、经济发展趋势, 但是这些因素已经被城市—年份层面的固定效应所吸收。两个城市之间是否连通高铁, 也会与两个城市之间的地理距离、文化距离等不随时间变化的因素相关, 但是这些因素也已经被城市对层面的固定效应所吸收。尽管如此, 两个城市之间是否连通高铁, 仍然会有一些影响城市对层面的随时间变化不可观测因素, 如两个城市间的交流趋势等, 无法被城市对固定效应和城市—年份固定效应吸收, 从而产生内生性。为此, 本文借鉴 Faber (2014) 和 Hornung (2015) 的思路, 使用工具变量法来解决高铁连通两个城市的内生性问题。2004 年, 国务院批准了《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”, 提出建设“四纵”和“四横”客运专线。根据《中长期铁路网规划》, “四纵四横”线路上共有 28 个节点城市, 本文根据“四纵四横”线路走向, 画出连接

这 28 个节点城市的直线^①。除这 28 个人为选定的节点城市外,其他城市是否开通高铁,将在很大程度上取决于该城市与“四纵四横”线路之间的距离^②。如果一个城市与这些线路之间的直线距离越远,将该城市连通至高铁线路中时要大幅度绕道,显著提高高铁的建设成本,增加高铁在大城市间的通行时间,该城市开通高铁的概率就会比较低。每个城市和“四纵四横”线路的距离取决于该城市的地理位置,与经济发展水平、人口数量、地形地貌等因素不直接相关,有较强的外生性。即使每个城市和“四纵四横”线路的距离对经济发展产生直接影响,城市一年份固定效应也已经将该因素控制住了。例如,相比于吉林松原,四平更靠近沈阳—长春直线,因此当沈阳与长春间高铁规划时,四平相比于松原有更大的概率连通高铁。与此同时,四平和松原与沈阳—长春直线的距离对经济发展的影响已经被城市一年份固定效应所控制,满足外生性条件。

由于“四纵四横”线路每段的通车时间不同,只有与已通车线路之间距离才会决定该城市在当年是否通车。因此本文借鉴 Hornung (2015) 的方法,构造出工具变量 $DistIV_{it}$, 表示在第 t 年城市 i 到已开通高铁线路的直线距离,当年未开通的高铁线路,计算距离时不予考虑。具体步骤如下:

①计算每个城市到已开通高铁线路的直线距离 $DistIV_{it}$; ②如果母公司所在城市 i 到已开通高铁线路之间的距离 $DistIV_{it} \leq 100\text{km}$, 即视为开通高铁, $MHSRIV_{it}$ 取值为 1, 否则取值 0; 同理, 如果子公司所在城市 j 到已开通高铁线路之间的距离 $DistIV_{jt} \leq 100\text{km}$, 即视为开通高铁, $SHSRIV_{jt}$ 取值为 1, 否则取值 0; ③构造两个城市是否由高铁连通的工具变量 $ConnectIV_{ijt} = MHSRIV_{it} * SHSRIV_{jt}$ 。^③

3. 数据来源与变量描述

本文使用的数据主要包括上市公司异地投资数据和高铁开通数据。上市公司异地投资数据来自国泰君安经济金融研究数据库。上市公司(即母公司)所在城市由上市公司基本信息表整理而得。子公司所在城市由上市公司的关联公司文件整理而得,关联公司文件包括证券代码、统计截止日期、公告类型、关联方及其所在地和关联关系等信息,识别过程如下:先只保留公告类型为“年报”的数据,并根据关联关系筛选出上市公司的子公司,而后根据关联方所在地确定子公司所在城市(对于关联方所在地信息缺失的子公司,通过查询关联方公司名称得到)。本文将样本区间限定为 2006—2018 年,样本筛选过程如下:①仅保留 A 股上市公司样本;②考虑到省直管县和新疆生产建设兵团下辖地区在行政级别上不同于地级市,同时经济体量和人口体量较小,因此剔除母公司位于省直管县和新疆生产建设兵团的样本^④;③剔除样本期间内上市公司母公司所在城市发生变化的样本。从 2006—2018 年上市公司异地子公司的数量看,上市公司投资异地子公司的数量在逐年增加,截至 2018 年,异地子公司的总量已超过 4.6 万个,平均每家公司投资了近 15 个异地子公司^⑤。

^①具体内容详见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 附件。

^②本文选用“四纵四横”而不是“八纵八横”原因有两个:一是“八纵八横”在 2016 年才被提出,而样本期间内开通的高铁绝大部分为“四纵四横”已规划的线路;二是“八纵八横”在“四纵四横”的基础上,兼顾了经济效益和社会效益,将已有的经济和社会发展情况考虑在内,可能存在内生性问题。

^③由于本文需要构造两个城市是否由高铁连通的工具变量,直接使用两个城市到已开通高铁线路直线距离的乘积作为工具变量可能会产生偏差,因为假设有两对到已开通高铁线路直线距离乘积相等的城市,第一对城市到已开通高铁线路的直线距离都较近,而第二对中一个城市到已开通高铁线路的距离很近,另一个城市很远,那么第一对城市很可能会由高铁连通,第二对却不会。

^④省直管县是指完全行政上省直管的县,如湖北仙桃。由于海南省绝大部分城市属于省直管县,因此本文将位于海南省的样本全部剔除。在稳健性检验时,本文也尝试了将其纳入样本中,文章结论依然成立,结果详见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 附件。

^⑤2018 年上市公司设立的子公司总数是 68014 个,因此异地子公司占比超过了 68%。具体内容详见《中国工

关键解释变量 $Connect_{ijt}$ 是两个城市之间是否由同一列高铁连通，数据来源为中国铁道出版社出版的《全国铁路旅客列车时刻表》。本文搜集了动车组（D字头）、高速动车组（G字头）以及城际列车（C字头）车次信息，包括年份、车次、途经的车站名、所在城市和站次^①。若第 t 年同一D、G或C字头车次连通城市 i 和城市 j ，则 $Connect_{ijt}$ 取值为1，否则为0^②。从2006—2018年开通高铁城市的数量及占比看，开通高铁的城市数量逐年增加，截至2018年，共有206个地级市（自治州、区）开通了高铁，占全国地级市的比例超过60%；从2006—2018年城市—城市对层面开通高铁占比看，城市—城市对层面开通高铁占比逐年升高，截至2018年，由高铁连通的配对城市占比超过10%。^③本文主要变量的描述性统计如表1所示。在城市—城市对层面，2006—2018年共有1480778个观测值；在公司—城市对层面，2006—2018年共有9235822个观测值^④。

表1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
OI（城市—城市对层面）	1480778	0.1619	2.0685	0	0	370
Connect（城市—城市对层面）	1480778	0.0360	0.1863	0	0	1
NO（公司—城市对层面）	9235822	0.0260	0.3137	0	0	81
Connect（公司—城市对层面）	9235822	0.1318	0.3383	0	0	1

四、实证结果分析

1. 城市—城市对层面

表2是城市—城市对层面回归结果，所有的回归都控制了城市—城市对层面的固定效应和母子公司所在城市一年份固定效应。第（1）列被解释变量为上市公司在异地设立子公司的数量，结果显示当两个城市连通高铁之后，上市公司在异地投资设立子公司的数量会显著增长。为了避免极端值对结果的影响，这里还将被解释变量取对数，结果如表2第（2）列所示，两个城市连通高铁使上市公司异地投资设立子公司的数量提高6.65%。

表2 城市—城市对层面的回归结果

变量	OLS			IV		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	设立子公司数 量	ln(设立 子公司 数量)	高铁连 通	设立子 公司数 量	ln(设立 子公司 数量)	设立子 公司概 率
高铁连通	0.3818**	0.0665**		1.5429**	0.2256**	0.1118**

业经济》网站（<http://www.ciejournal.org>）附件。

^①第六次火车大提速是2006年是4月18日，其中最重要的内容是在部分干线开行时速200公里以上的城际间动车组（D字头）。按照本文对高铁开通的定义，D字头动车组也被视为是开通高铁。所以，本文已经将第六次火车大提速考虑在内。

^②本文将第 t 年上半年开通的高铁视为当年通车，第 t 年下半年开通的高铁视为第 $t+1$ 年通车。

^③高铁开通的描述图详见《中国工业经济》网站（<http://www.ciejournal.org>）附件。

^④上市公司在上市前的异地投资数量处理为缺失值。

	*	*		*	*	*
	(0.0332)	(0.0029)		(0.1088)	(0.0128)	(0.0111)
工具变量			0.1124** *			
			(0.0016)			
城市 i —城市 j 对固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
母公司所在城市 i —年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
子公司所在城市 j —年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1480778	1480778	1480778	1480778	1480778	1480778
调整后 R^2	0.7059	0.7775	0.5318			
一阶段 F 统计量			4766			

注：***、**、*是指在 1%、5%以及 10%的置信水平下显著；括号内标准误差聚类在了城市对层面。以下各表同。

为解决高铁连通的内生性问题，本文使用了工具变量回归方法。两阶段最小二乘法第一阶段的回归结果见表 2 的第 (3) 列，工具变量对母子公司所在城市是否连通高铁具有显著的正向关系，而且一阶段 F 统计值远大于 10，说明不存在弱工具变量问题。工具变量第二阶段回归结果如表 2 第 (4)、(5) 列所示，可以看出高铁开通使得企业异地投资数量提高了 22.56%。和基准回归相比，工具变量回归的系数更大，且在 1%的水平上显著，说明 OLS 回归结果对高铁开通的影响存在一定程度的低估。为避免上市公司数量存在异常值的影响，这里进一步将设立子公司与否的虚拟变量作为被解释变量，第(6)列的回归结果显示，高铁开通显著提高了上市公司设立子公司的概率。

2. 公司—城市对层面

表 3 是公司—城市对层面的回归结果，所有的回归都控制了母公司—城市（子公司）固定效应、母公司—年份固定效应和城市（子公司）—年份固定效应。Panel A 为全样本回归结果，第 (1) 列的结果显示两个城市由高铁连通后，上市公司在另一城市设立异地子公司的数量会显著增长，和城市层面的回归结果一致。第 (2) 列使用工具变量法以解决可能存在的内生性问题，回归结果表明高铁开通显著促进了上市公司的异地投资，回归系数表明，两个城市开通高铁后，一家上市公司在另一城市设立异地子公司的数量会增加 0.03 个。这也意味着，如果一家上市公司母公司所在城市开通高铁后，与全国 100 个城市连通了高铁，那么该母公司在全国的异地子公司数量将会增加 3 个。与 OLS 回归相比，工具变量回归的系数更大，且在 1%的水平上显著，说明 OLS 回归结果对高铁开通的影响存在一定程度的低估。从表 1 中可见，OI 和 NO 等于 0 的样本占比非常高，在第 (3)、(4) 列中，本文将被解释变量取自然对数值。回归系数仍然显著为正，表明两个城市由高铁连通后，一家上市公司到另一城市设立子公司的数量会增加 1.18%。

鉴于“四纵四横”线路中的 28 个节点城市是人为选定的，这些城市的高铁开通与城市本身的行政级别、经济发展水平和人口等因素有关，具有一定内生性，而非节点城市的地理位置更满足外生性条件。为了排除该非随机因素的干扰，进一步解决内生性问题，将母公司所在城市或子公司所在城市属于节点城市的观测值从样本中剔除，结果见表 3 的 Panel B。当节点城市的观测值被剔除后，无论被解释变量是否取对数值，高铁开通对上市公司异地投资的促进作用仍在 1%的水平上

显著，且系数取值有所增大。

此外，如果一个非节点城市距离节点城市非常近，那么该非节点城市与“四纵四横”规划线的距离也就非常近。与此同时，非节点城市与节点城市间的距离，本身会对非节点城市的经济发展和上市公司业绩产生影响。如前所述，这一效应已经被城市一年份固定效应所吸收。但是，非节点城市与节点城市的距离近，有可能会进一步使该非节点城市与其他城市间的经济往来程度，受到节点城市间经济往来程度的干扰。因此，为进一步排除内生性对结果的影响，这里将母子公司所在城市是节点城市以及距离节点城市 50km 以内的城市样本都予以剔除，回归结果见表 3 的 Panel C，结果依然是稳健的。

本文使用子公司数量衡量异地投资，主要是因为上市公司的年报未详细披露母公司对所有子公司的投资额。在国泰安经济金融研究数据库的关联公司信息中，披露了关联公司的注册资本，以及上市公司对关联公司控制权益的百分比。本文分别使用上市公司异地子公司的注册资本，以及注册资本乘以母公司的控股比例两个变量来近似衡量投资额，将其作为被解释变量衡量高铁开通对资本流动的影响。由于这两个变量仍然存在较大的缺失值，45%的上市公司未披露相关信息，这里将这一结果作为稳健性检验。结果见表 3 的 Panel D，其中第 (1)、(2) 列的投资额为一家上市公司 c 在某一异地城市 j 所有子公司注册资本加总的对数值，第 (3)、(4) 列的投资额为一家上市公司 c 在某一异地城市 j 所有子公司的注册资本乘以母公司的控股比例后加总，再取对数值。回归系数显示高铁开通后，一家上市公司向异地城市的投资额将增加 15% 左右，这说明高铁开通显著提高了上市公司在异地城市的投资额，促进了城市间的资本流动。

表 3 公司—城市对层面基准回归结果

Panel A:全样本				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	IV	OLS	IV
高铁连通	0.0081*** (0.0013)	0.0329*** (0.0081)	0.0030*** (0.0004)	0.0118*** (0.0028)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	9203470	9203470	9203470	9203470
调整后 R ²	0.5881		0.6624	
一阶段 F 统计量		650		650
Panel B:剔除节点城市				
高铁连通	0.0104*** (0.0018)	0.0412*** (0.0109)	0.0039*** (0.0006)	0.0146*** (0.0042)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	3767946	3767946	3767946	3767946
调整后 R ²	0.5748		0.6241	
一阶段 F 统计量		557		557
Panel C:剔除节点城市以及距离节点城市 50km 以内的城市				
高铁连通	0.0112*** (0.0020)	0.0400*** (0.0111)	0.0044*** (0.0007)	0.0141*** (0.0043)

固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	3380400	3380400	3380400	3380400
调整后 R ²	0.5747		0.6242	
一阶段 F 统计量		537		537
Panel D:投资额				
高铁连通	0.0196*** (0.0044)	0.1401*** (0.0373)	0.0246*** (0.0054)	0.1677*** (0.0463)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	9148375	9148375	9147412	9147412
调整后 R ²	0.6787		0.6778	
一阶段 F 统计量		651		651

注：Panel A、Panel B、Panel C 中，第 (1)、(2) 列被解释变量为 c 公司（母公司在 i 城市）在 j 城市设立的子公司数量，第 (3)、(4) 列被解释变量为其自然对数值；Panel D 中，第 (1)、(2) 列被解释变量为 c 公司（母公司在 i 城市）在 j 城市的投资额定义一，第 (3)、(4) 列被解释变量为 c 公司（母公司在 i 城市）在 j 城市的投资额定义二。表中所有回归均控制了母公司 c —子公司所在城市 j 固定效应、母公司 c —年份固定效应和子公司所在城市 j —年份固定效应。以下各表同。

3. 使用事件研究法检验工具变量的外生性

基准回归结果显示，高铁开通显著促进了上市公司进行异地投资，为了解决内生性问题，上文基于城市至“四纵四横”规划直线的距离构造了工具变量。有一种担心是，“四纵四横”规划直线的建设顺序仍然有内生性，即使本文将节点城市以及距节点城市 50km 内的城市从样本中剔除，工具变量可能仍然不完全外生。为了检验工具变量的外生性，本文采用事件研究法，检验工具变量对上市公司异地投资影响的动态变化。本文定义“工具变量事件”为母公司和子公司所在城市与“四纵四横”规划直线的距离均小于 100 公里。模型设定如下：

$$NO_{Cijt} = \alpha + \beta \sum_{k \geq -8}^{5+} D_{t_{ij0}+k} + \delta_{Cj} + \lambda_{Ct} + \mu_{jt} + \varepsilon_{Cjt} \quad (7)$$

其中， $D_{t_{ij0}+k}$ 代表“工具变量事件”前后的事件窗口虚拟变量， t_{ij0} 是母子公司所在城市工具变量事件发生的年份， $D_{t_{ij0}+k}$ 在 $t - t_{ij0} = k$ 时取 1， k 的取值分别为 -8、-7、-6、...、3、4、5+，缺省组是 $t \leq -9$ 。事件研究法的回归结果见表 4，在“工具变量事件”前 8 年至前 1 年虚拟变量的系数均不显著。因此，“工具变量事件”满足事前平行趋势。这一结果增强了工具变量外生性的说服力。

表 4 使用事件研究法检验工具变量外生性

变量	(1)	(2)
	全样本	剔除节点城市以及距离节点城市 50km 以内的城市
$ConnectIV(-8)$	-0.0005 (0.0013)	-0.0004 (0.0013)
$ConnectIV(-7)$	-0.0004 (0.0019)	-0.0000 (0.0019)

变量	(1)	(2)
	全样本	剔除节点城市以及距离节点城市 50km 以内的城市
<i>ConnectIV(-6)</i>	-0.0024 (0.0022)	0.0005 (0.0020)
<i>ConnectIV(-5)</i>	0.0020 (0.0023)	0.0013 (0.0021)
<i>ConnectIV(-4)</i>	0.0015 (0.0024)	0.0011 (0.0022)
<i>ConnectIV(-3)</i>	-0.0004 (0.0026)	0.0017 (0.0023)
<i>ConnectIV(-2)</i>	-0.0005 (0.0027)	0.0027 (0.0024)
<i>ConnectIV(-1)</i>	0.0005 (0.0030)	0.0042 (0.0028)
<i>ConnectIV(0)</i>	0.0010 (0.0032)	0.0050* (0.0029)
<i>ConnectIV(1)</i>	0.0022 (0.0033)	0.0053* (0.0030)
<i>ConnectIV(2)</i>	0.0044 (0.0035)	0.0059* (0.0030)
<i>ConnectIV(3)</i>	0.0071* (0.0037)	0.0074** (0.0032)
<i>ConnectIV(4)</i>	0.0096** (0.0039)	0.0091*** (0.0034)
<i>ConnectIV(5+)</i>	0.0105** (0.0043)	0.0106*** (0.0036)
固定效应	控制	控制
观测值	9235485	3391200
调整后 R ²	0.1041	0.1371

4. 安慰剂检验

为检验基准回归结果是否由某些偶然因素驱动，本文采用随机生成的虚拟的高铁开通事件进行安慰剂检验 (placebo test)。参考 Ferrara et al. (2012) 的做法，根据样本期间每年新增高铁连通的城市对数量 $\{a_1, a_2, \dots, a_{13}\}$ ，随机选择年份并随机选出相应数量的城市对作为处理组，即首先在 2006—2018 年间随机选出 t_1, t_2, \dots, t_{13} ，然后在 t_1 年，从所有城市对中随机选择 a_1 对视为在 t_1 年由高

铁连通, 在 t_2 年, 从剩余的城市对中选择 a_2 对视为在 t_2 年由高铁连通, 以此类推, 最终得到随机生成的处理组和对照组。利用随机生成的关键解释变量, 重新估计表 3 Panel A 的第 (1) 列, 得到估计系数。利用蒙特卡洛模拟重复上述步骤 500 次, 并将所得系数的分布情况^①。500 次蒙特卡洛模拟所得的估计系数均小于使用真实数据所得的估计系数, 并以 0 为中心呈正态分布。由此, 可以认为基准回归结果并不是由某些偶然因素引起的。

5. 企业异质性分析

(1) 所在行业异质性。高铁开通对不同行业公司异地投资的影响可能存在差异, 相比于第一、二产业对原材料、货物的高度依赖, 第三产业对人才、信息和知识的需求更高, 第三产业传递的信息通常是不标准化的软信息。如果高铁开通促进企业异地投资, 主要是通过促进企业内部信息获取和沟通的成本下降, 本文将预期高铁开通对第三产业异地投资的促进作用更为明显。

为了探究高铁开通对上市公司异地投资影响的分产业异质性, 本文从国泰安经济金融研究数据库中获取上市公司所属的行业信息, 然后按照国家统计局关于三次产业划分规定^②, 将所有的公司划分为第一产业、第二产业和第三产业, 通过构建高铁连通和产业虚拟变量的交互项进行实证检验。表 5 第 (1) 列报告了产业异质性的回归结果, 可以看出高铁开通对第三产业异地投资的促进作用远远大于第一和第二产业。从工具变量回归的系数取值上看, 当两个城市之间高铁连通后, 第三产业公司在异地城市设立子公司的数量将增加 0.07 个, 但是第二产业和第一产业公司仅增加 0.01 和 0.002 个。

(2) 股权性质。高铁对于异地投资的增加, 主要是便利了母公司与子公司之间的沟通, 从而提升公司的效率。相比于民营企业, 国有企业对成本的反应较不敏感 (徐明东和陈学斌, 2012), 其异地并购决策对信息沟通成本的敏感性通常较低。而且, 已有研究也发现, 政府具有较强的资源配置权力, 相比于民营企业, 国有企业异地并购的概率明显偏低, 且有更少的异地投资 (夏立军等, 2011; 潘红波和余明桂, 2011)。本文根据股权性质将上市公司分为国有企业 (SOE) 和非国有企业 (NSOE), 通过构建关键解释变量和股权性质虚拟变量的交互项来检验高铁开通对公司异地投资影响的异质性, 结果见表 5 的 (2) 列, 高铁开通对国有企业的异地投资效应要远高于对非国有企业的异地投资效应。从工具变量回归的系数取值上看, 当两个城市之间高铁连通后, 非国有企业在异地城市设立子公司的数量将增加 0.05 个, 但是国有企业仅增加 0.02 个。

表 5 异质性分析(工具变量回归)

变量	(1)	(2)
	产业	股权性质
高铁连通×第一产业	0.0022 (0.0149)	
高铁连通×第二产业	0.0123 (0.0082)	
高铁连通×第三产业	0.0730*** (0.0095)	

^①分布情况具体详见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejjournal.org>) 附件。

^②国家统计局: 三次产业划分规定 http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/201301/t20130114_8675.html.

变量	(1)	(2)
	产业	股权性质
高铁连通×国有企业		0.0177** (0.0083)
高铁连通×非国有企业		0.0475*** (0.0088)
固定效应	控制	控制
观测值	9203470	9191675
一阶段 F 统计量	226	326

五、高铁对城市间资本流动方向影响的不对称性

1. 不对称性检验

上文的结果表明高铁开通对上市公司异地投资具有明显的促进作用，但高铁开通对城市间资本流动的影响可能存在方向上的不对称性。如果高铁产生了“扩散效应”，经济活动从大城市向小城市扩散，那么应该观察到高铁促进了资本从大城市净流出到小城市。如果高铁产生了“虹吸效应”，则应该观察到高铁促进了资本从小城市净流入到大城市。因此分析高铁对城市间资本流动方向影响的是否具有不对称性，可以更为直接地检验高铁的“扩散效应”与“虹吸效应”孰占主导。

为了检验高铁对城市间资本流动方向影响是否具有不对称性，本文将地级市划分为中心城市和外围城市，中心城市是“四纵四横”线路中的 28 个节点城市，其余城市为外围城市；然后根据母子公司所在的城市将城市对划分为中心城市—中心城市、中心城市—外围城市^①、外围城市—中心城市和外围城市—外围城市四组，构建其与关键解释变量的交互项进行回归分析。表 6 显示了 2006—2018 年母公司和子公司在中心城市和外围城市的分布。从中可以看出，中国上市公司当中，母公司位于中心城市和非中心城市的比例各自约占一半左右，同时子公司位于中心城市和非中心城市的比例也各自约占一半左右。但是资本在中心城市和非中心城市之间的流动方向受到很多因素的影响，本文关注的焦点是，当高铁降低了资本的跨地区流动成本后，资本的流动方向如何变动。

表 6 2006—2018 年母公司和子公司在中心城市和外围城市的分布

	子公司位于中心城市	子公司位于非中心城市
母公司位于中心城市（1779 家）	30.08%（72132 家）	31.43%（75349 家）
母公司位于非中心城市（1404 家）	18.51%（44373 家）	19.98%（47908 家）

实证结果如表 7 所示，其中第（1）、（3）列的被解释变量为 c 公司（母公司在 i 城市）在 j 城市设立的子公司数量，第（2）、（4）列的被解释变量为子公司数量的对数值。从系数符号和显著性来看，高铁开通对四组城市间的投资都有显著的促进作用。从第（1）、（2）列系数取值大小可以看出，高铁连通两个城市后，对于中心城市的一家母公司而言，它到另一个中心城市设立异地子公司的数量增加 0.09 个，提高了 3.22%，但是它到一个非中心城市设立异地子公司的数量仅增加 0.01 个，提高了 0.46%；对于非中心城市的一家母公司而言，它到一个中心城市设立异地子公司的数量增

^①中心城市—外围城市表示上市公司母公司所在城市是中心城市，其异地子公司所在城市是外围城市。下同。

加 0.09 个, 提高了 3.52%, 但是它到另一个非中心城市设立异地子公司的数量仅增加 0.01 个, 提高了 0.40%。这意味着, 中心城市和外围城市连通高铁之后, 外围城市吸引到的外来投资项目数大大低于外流的投资项目数, 中心城市吸引到的外来投资项目数则大大高于外流的投资项目数, 即资本从外围城市净流入中心城市。上述中心城市的定义几乎涵盖了大部分省会城市和国家计划单列市。本文也尝试了将中心城市定义为所有省会城市和国家计划单列市, 实证结果报告在表 7 第 (3)、(4) 列中, 结论仍然成立。大城市与中心城市之间连通高铁后, 交通便利性有所提升, 但是投资的双边流向并不是对称的, 资本从中小城市净流入大城市。因此, 这一结论支持了高铁存在一定程度的“虹吸效应”。张克中和陶东杰 (2016) 发现高铁开通显著降低了沿途非区域中心城市的经济增长率, 存在明显的“虹吸效应”。Faber (2014) 和 Baum-Snow et al. (2020) 在研究中国高速公路对经济增长的效应时, 也发现高速公路降低了沿线小城市的经济增长。因此, 本文的结果为“虹吸效应”的存在提供了更为微观的证据。

表 7 不对称性检验(工具变量回归)

变量	高铁规划的节点城市作为中心城市		省会城市和计划单列市作为中心城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高铁连通×中心城市至中心城市	0.0921*** (0.0243)	0.0322*** (0.0069)	0.1015*** (0.0241)	0.0360*** (0.0069)
高铁连通×中心城市至外围城市	0.0123** (0.0058)	0.0046** (0.0023)	0.0106* (0.0059)	0.0040* (0.0024)
高铁连通×外围城市至中心城市	0.0909** (0.0361)	0.0352*** (0.0108)	0.0719** (0.0346)	0.0268*** (0.0104)
高铁连通×外围城市至外围城市	0.0138 (0.0113)	0.0040 (0.0043)	0.0126 (0.0115)	0.0031 (0.0044)
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	9203470	9203470	9203470	9203470
一阶段 F 统计量	141	141	147	147

2. 机制检验

按照新经济地理学的理论, 交通基础设施产生“虹吸效应”的一个重要原因是, 大城市具有更大的本地市场规模, 生产的规模报酬递增和产业集聚的正外溢性, 使大城市的生产率高于小城市。为了检验资本流动方向是否追随“更大的本地市场规模”, 本文构建了高铁连通与城市间市场规模的交互项。具体地, 首先计算母公司所在的 i 城市和投资 (潜在) 目的地所在的 j 城市之间的城市人口数量之比、城市市辖区人口数量之比以及 GDP 规模之比, 用于反映两个城市之间的“本

地市场规模差距”。其次，在回归当中放入两城市间高铁连通与市场规模差距的交互项，结果报告在表 8 中。结果显示如果母公司所在的 i 城市与投资目的地所在的 j 城市相比市场规模差距越大（前者越小），高铁开通后，投资就会更多地从 i 城市流入 j 城市。这说明，资本流动障碍消除后，资本的流动方向确实是从市场规模小的城市流向市场规模大的城市。

表 8 机制检验——市场规模(工具变量回归)

变量	(1)	(2)	(3)
高铁连通	0.0419*** (0.0099)	0.0355*** (0.0128)	0.0470*** (0.0140)
高铁连通×母公司与目的地所在城市人口规模之比	-0.0288*** (0.0066)		
高铁连通×母公司与目的地所在城市市辖区人口规模之比		-0.0146*** (0.0048)	
高铁连通×母公司与目的地所在城市 GDP 之比			-0.0104** (0.0051)
固定效应	控制	控制	控制
观测值	8855542	6719437	9071771
一阶段 F 统计量	322	267	379

大城市的产业集聚可以产生马歇尔外部性，从而提升企业生产率。为了进一步检验这些机制，本文构造了如下指标：首先，本文利用 2008 年经济普查微观企业数据，计算了一家母公司 c （行业 m ）所在的 i 城市属于同一行业 m 的企业数量，以及投资目的地所在的 j 城市同行业 m 的企业数量，用两者之比反映公司 c 在两城市间面临的产业集聚差异。其次，本文计算了母公司所在的 i 城市和投资目的地所在的 j 城市之间的所有专利授权数量的比值，反映两城市间的技术溢出差距。将上述指标与高铁连通的交互项放入回归当中，结果报告在表 9 的（1）、（2）列中，结果显示这些交互项的系数均显著为负，说明高铁降低跨地区投资流动成本后，企业异地投资会追随更大的产业集群和更多的技术外溢。

上述结果印证了高铁在影响投资流动方向上存在“虹吸效应”背后的机制。同时，这些结果也说明，一国国内资本流动存在卢卡斯之谜，其背后的原因是，与小城市相比，大城市的规模经济和产业集聚使生产具有更高的生产率。在 Lucas（1990）一文中提出的另一个解释是，发达国家（或地区）具有更高的人力资本，从而可以提升物质资本的回报率。为此，本文利用 2010 年人口普查数据，计算了各城市的人均受教育年限，构造了母公司与目的地所在城市之间的人力资本差距。表 9 第（3）列的回归结果显示，使用工具变量后，高铁与城市间人力资本差距的交互项不显著，这说明，大城市更高的人力资本水平不是资本从小城市净流入大城市的主要原因。

表 9 机制检验——产业集聚、科技水平与人力资本(工具变量回归)

变量	(1)	(2)	(3)
高铁连通	0.0499*** (0.0114)	0.0448*** (0.0137)	0.0403*** (0.0119)

变量	(1)	(2)	(3)
高铁连通×母公司与目的地所在城市同产业企业数量之比	-0.0096*** (0.0025)		
高铁连通×母公司与目的地所在城市专利授权数之比		-0.0070** (0.0033)	
高铁连通×母公司与目的地所在城市人力资本水平之差			-0.0063 (0.0042)
固定效应	控制	控制	控制
观测值	7210758	7848122	9144495
一阶段 F 统计量	312	363	372

六、结论与建议

本文采用双重差分法研究了高铁开通对上市公司异地投资的影响。实证结果发现：①高铁连通显著提升了上市公司的异地投资数量；②本文基于各城市的地理位置构建了城市间高铁开通的工具变量，以解决高铁开通的内生性问题，结果依然保持稳健；③对于不同类型的公司来说，高铁开通对异地投资的促进作用存在差异，高铁开通对第三产业和非国有产权企业异地投资促进作用更为显著。由于第三产业和非国有产权企业的母子公司之间的信息传递和沟通通常更为密集，因此这从侧面印证了高铁促进企业异地投资的一个重要机制是促进了企业内部信息沟通的便利性。投资是经济增长的基本动力，资本在地区间的流动促进生产分工和专业化，因此本文的实证结论，为高铁拉动经济增长提供了一个的微观上的证据。

本文还发现高铁开通后，大城市相比于中小城市吸引了更多外来投资，资本从中小城市净流入到了大城市。因此，本文也从微观企业投资的视角，为高铁开通导致“虹吸效应”提供了微观上的证据。这一结论也印证了“卢卡斯之谜”的存在，即市场一体化之下，资本跨地区流动的成本降低了，但资本并没有更多地从发达地区流向落后地区，反而是从落后地区流向发达地区。本文进一步研究了资本从中小城市净流入大城市背后的原因，发现大城市拥有更大的市场规模、更深入的产业集聚和更多的技术外溢机会，促使企业可能在大城市获得更高的生产率和投资回报率。

根据本文的研究结果，提出如下政策建议：

(1) 继续加大交通基础设施的建设，促进全国统一市场的形成，更好地利用规模经济 and 专业化分工优势，促进资源配置效率的提升。2016年6月29日国务院常务会议原则通过《中长期铁路网规划》，进一步打造以沿海、京沪等“八纵”通道和陆桥、沿江等“八横”通道为主干，城际铁路为补充的高速铁路网，实现相邻大中城市间1—4小时交通圈、城市群内0.5—2小时交通圈。本文认为，应继续完善城市群内的交通基础设施互联互通，促进资源在城市群内的高效流动与配置。同时，改革金融体系，减少地方政府对金融体系的行政干预，让资本的跨地区流动更为通畅；进一步加大国有企业的改革力度，促进国有企业的跨地区投资，提高国有资本的配置效率。

(2) 资本与土地、劳动力等生产要素具有互补性，为了配合资本的跨地区流动，还应该同步地促进劳动力和土地要素的跨地区流动。需要进一步放开户籍管制，让劳动力可以跟随资本更自由地流动，在提升要素配置效率的同时，也可以让劳动力获得更多的就业机会和享受更公平的公共服务。改革土地管理制度，落实城镇建设用地增加规模与吸纳农业转移人口落户数量挂钩政策，使

优势地区有更大发展空间。近期,国务院发布了《关于授权和委托用地审批权的决定》,明确将国务院可以授权的永久基本农田以外的农用地转为建设用地审批事项授权各省级政府批准试点,这一举措有助于缓解区域中心城市的用地紧张问题,带动城市圈发展。

(3)中小城市因市场一体化面临资本外流“窘境”,本文认为需要先“做大蛋糕”,然后进行适当再分配。高铁的建设本身推动资本在全国的配置效率提升,就是先“做大蛋糕”的一个的过程。资本从小城市流动到大城市,是流动到了生产率更高的地方,从而更有效地利用了规模经济报酬和集聚经济,进而推动全国总体的经济增长。中小城市也可以找准产业定位,积极发挥比较优势、发展特色产业集群,以此吸引资本的流入。

(参考文献)

- 曹春方,夏常源,钱先航. 地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验[J]. 管理世界, 2019, (1):179-191.
- 曹春方,周大伟,吴澄澄,张婷婷. 市场分割与异地子公司分布[J]. 管理世界, 2015, (9):92-103.
- 陈诗一,刘朝良,冯博. 资本配置效率、城市规模分布与福利分析[J]. 经济研究, 2019, 54(2):133-147.
- 郭金龙,王宏伟. 中国区域间资本流动与区域经济差距研究[J]. 管理世界, 2003, (7):45-58.
- 李新光,黄安民. 高铁对县域经济增长溢出效应的影响研究——以福建省为例[J]. 地理科学, 2018, 38(2):233-241.
- 李欣泽,纪小乐,周灵灵. 高铁能改善企业资源配置吗?——来自中国工业企业数据库和高铁地理数据的微观证据[J]. 经济评论, 2017(6):3-21.
- 刘冲,刘晨冉,孙腾. 交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于“国道主干线系统”自然实验的证据[J]. 管理世界, 2019, 35(7):78-88.
- 刘勇政,李岩. 中国的高速铁路建设与城市经济增长[J]. 金融研究, 2017, (11):18-33.
- 龙玉,赵海龙,张新德,李曜. 时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化[J]. 经济研究, 2017, (4):195-208.
- 潘红波,余明桂. 支持之手、掠夺之手与异地并购[J]. 经济研究, 2011, 46(9):108-120.
- 饶品贵,王得力,李晓溪. 高铁开通与供应商分布决策[J]. 中国工业经济, 2019, (10):137-154.
- 孙浦阳,张甜甜,姚树洁. 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[J]. 经济研究, 2019, (3):135-149.
- 唐宜红,俞峰,林发勤,张梦婷. 中国高铁、贸易成本与企业出口研究[J]. 经济研究, 2019, (7):158-173.
- 夏立军,陆铭,余为政. 政企纽带与跨省投资——来自中国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2011, (7):128-140.
- 徐冬林,陈永伟. 区域资本流动:基于投资与储蓄关系的检验[J]. 中国工业经济, 2009(3):40-48.
- 徐明东,陈学彬. 中国工业企业投资的资本成本敏感性分析[J]. 经济研究, 2012, 47(3):40-52.
- 张克中,陶东杰. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态, 2016, (6):62-73.
- 张梦婷,俞峰,钟昌标,林发勤. 高铁网络、市场准入与企业生产率[J]. 中国工业经济, 2018, (5):137-156.

- 张勋,王旭,万广华,孙芳城. 交通基础设施促进经济增长的一个综合框架[J].经济研究, 2018, 53(1):50-64.
- Ahern, K. R., D. Daminelli, and C. Fracassi. Lost in Translation? The Effect of Cultural Values on Mergers around the World[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117(1): 165-189.
- Alfaro, L., S. Kalemli-Ozcan, and V. Volosovych. Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2008, 90(2): 347-368.
- Baum-Snow, N. Did Highways Cause Suburbanization [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(2): 775-805.
- Baum-Snow, N., L. Brandt, J. V. Henderson, M. A. Turner, and Q. Zhang. Roads, Railroads and Decentralization of Chinese cities[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(3): 435-448.
- Baum-Snow, N., J. V. Henderson, M.A. Turner, and Q. Zhang. Does Investment in National Highways Help or Hurt Hinterland City Growth[J]. *Journal of Urban Economics*, 2020, forthcoming.
- Bernard, A. B., A. Moxnes, and Y. U. Saito. Production Networks, Geography and Firm Performance [J]. *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2): 639-688.
- Christaller, W. *Central Places in Southern Germany*[M]. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1993.
- Faber, B. Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System[J]. *Review of Economic Studies*, 2014, 81(3): 1046-1070.
- Feldstein, M., and C. Horioka. Domestic Savings and International Capital Flows[J]. *Economic Journal*, 1980, 90 (358) :314-329.
- Gertler, M., and K. Rogoof. North-South Lending and Endogenous Domestic Capital Market Inefficiencies[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1990, 26: 245-266.
- Helpman, E., and P. Krugman. *Market Structure and International Trade*[M]. MA: Cambridge, 1985.
- Hornung, E. Railroads and Growth in Prussia[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2015, 13(4): 699-736.
- Khanna, T., and Y. Yafeh. Business Groups in Emerging Markets: Paragons or Parasites[J]. *Journal of Economic Literature*, 2007, 45(2): 331-372.
- Krugman, P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (3): 483-499.
- La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1-31.
- Lin, Y. Travel Costs and Urban Specialization Patterns: Evidence from China's High Speed Railway System[J]. *Journal of Urban Economics*, 2017, 98: 98-123.
- Lin, Y., Y. Qin, J. Sulaeman, J. Yan, and J. Zhang. Facilitating Investment Flows: Evidence from China's High-Speed Passenger Rail Network[R]. <https://ssrn.com/abstract=3418227>, 2019.
- Lucas, R. E. Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries[J]. *American Economic Review*, 1990, 80(2), 92-96.
- Obstfeld, M. Are Industrial Country Consumption Risks Globally Diversified[A]. Leiderman, L., and A. Razin. *Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment and Growth*[C]. New York: Cambridge University Press, 1994.
- Redding, S. J., and M. A. Turner. Transportation Costs and the Spatial Organization of Economic Activity[A]. Duranton, G., J. V. Henderson, and W. Strange. *Handbook of Regional and Urban Economics*[C]. Amsterdam: Elsevier, 2015.

How Does Transportation Infrastructure Affect Capital Flows? A Study from High-speed Rail and Cross-region Investment of Listed Companies

MA Guang-rong¹, CHENG Xiao-meng², YANG En-yan³

(1.China Financial Policy Research Center, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

3. Department of Strategic Development, Postal Savings Bank of China, Beijing 100808, China)

Abstract: An important channel for transportation infrastructure to influence economic growth and regional economic disparity is to facilitate capital flows across regions. Based on the opening of high-speed rail and listed companies' investment data from 2006 to 2018, this paper estimates the effects of transportation infrastructure on cross-region capital flows. To solve the endogenous problem of high-speed rail opening, we construct instrumental variables based on the geographical location of each city. We find that the connection between cities by high-speed rail increases the number of listed companies' cross-region investment significantly. Moreover, high-speed rail has asymmetric effects on facilitating capital flows between cities, leading to a net flow of capital from small-medium cities into large cities. Mechanism analysis shows that with reduced capital flow barriers after the opening of high-speed rail, capital flows into large cities as a result of larger market size and higher productivity brought by increasing returns of scale, industrial agglomeration and positive spillover of technology. This conclusion confirms the existence of "siphonic effect" from the perspective of firm investment flows, and also provides new support for the "Lucas Paradox".

Key Words: high-speed rail; listed companies; cross-region investment; siphonic effect; Lucas Paradox

JEL Classification: H54 G31 R1

经济增长目标与土地出让

胡深 吕冰洋

内容提要：在当前官员考核与晋升制度的作用下，官员行为普遍具有目标导向。本文分析指出，在发展规划能够指导官员行为，同时土地对经济增长具有明显促进作用的背景下，经济增长目标能够通过影响地方政府的土地出让策略而得到落实。本文使用面板数据检验了2003年至2013年间经济增长目标对地方政府土地出让策略的影响。结果表明，经济增长目标确实会影响地方政府协议与招拍挂出让土地的面积和单价，结果显著且稳健。具体而言，当政府面临较高的经济增长目标时，为了促进当地经济发展，地方政府将增加两种出让方式的土地出让规模，降低以工业用地为主的协议出让价格。

关键词：经济增长目标；土地出让；政府行为

作者信息：

胡深，中国人民大学财政金融学院，博士研究生，联系方式：13592276666；邮箱：
sillytender@163.com

吕冰洋，中国人民大学财政金融政策研究中心，财政金融学院，教授，博士生导师。电话：
13466634032，邮箱：lby@ruc.edu.cn。

一、引言与文献综述

自新中国建国以来，制定并执行五年发展规划已形成惯例^①。“十二五”期间 GDP 年均增速达到 7.8%，高出原计划值 0.8 个百分点，又一次完成了计划目标。发展规划并不是中国所独有的现象，Heilmann 和 Melton（2013）曾指出社会主义国家都有制定经济社会发展规划的传统。其他一些发展中国家，如赞比亚、肯尼亚、尼日利亚，甚至于发达资本主义国家如法国、德国、日本、韩国，在 20 世纪 90 年代之前也都频繁实施过经济规划。不过多数国家的经济规划执行效率极为低下，像中国这样的情况在全世界范围内都是绝无仅有的^②。

经济规划在中国能够得到高效执行有其现实原因。首先，为了保证规划可行而不止步于形式，国家规划设定了具体的可量化的目标，从而使规划目标具有明显的导向性。“十三五”规划中将总的规划分为四个大部分：经济发展、创新驱动、民生福祉、资源环境。各部分又细分为各个单独的指标，如要求在十三五期间非化石能源占一次能源消费比重增加 3 个百分点，农村贫困人口脱贫 5575 万人。其次，为了保证实施，在量化目标的基础上，还有对结果的考核。采取诸如将考核

^①五年规划是“中华人民共和国国民经济和社会发展第 X 个五年规划”的简称，具体的某个五年规划也称为某某五。我国的第一个五年规划自 1953 年开始实施，至 2015 年末已完整实施了十二个五年规划。其中“一五”到“十五”时期使用的是“计划”一词，自“十一五”后改用“规划”。

^②世界银行：《1996 年世界发展报告：从计划到市场》对这种现象进行过总结，并认为这些国家的经济计划难以实现主要是由于信息偏差、激励不足和灵活性匮乏等原因。

的结果与政绩挂钩，禁止未完成考核任务地区政府的主要负责人和领导班子参与年度评奖，不得授予荣誉称号，停止相关项目的审批的办法，情节严重的交由监察部门追责等方式实施奖惩政策^①。除此之外，国家规划还以层层分解的方式，将目标分解到各层级各部门，形成各层级政府和各部门自身的规划，各计划之间相互嵌套，环环相扣，严格控制着整个规划的实施进程^②。

规划体现了国家的发展战略意图，对引导经济的快速稳定健康发展起到了不可忽视的重要作用，并深刻的影响着各级政府的种种行为，这当然也引起了学界的研究兴趣。针对于规划、目标以及其与地方政府行为的关系，学者们试图从目标设置、政策制定、具体实施和特定影响等多个角度来进行分析。如从目标设置的角度，马亮（2013）研究了政府设置当地经济增长目标的影响因素，发现省长的任期与来源地有关；徐现祥和梁剑雄（2014）发现各省之间的增长差距会影响各省对自身增长目标的设置。从政策制定方面，马丽等（2012）详细分析“十一五”期间节能目标考核政策制定过程中中央与地方之间的互动关系。从实施方面，狄金华（2015）研究了地方政府面对上级给定的目标和自身设置的目标时不同的策略性行为，王汉生和王一鸽（2009）研究了目标管理责任制在农村基层的具体体现与存在的问题。从目标的影响后果方面，Kahn 等人（2015）发现对河流污染程度的控制目标促使地方政府采取措施降低河流中特定污染物含量；Fisman 和 Wang（2017）的研究指出 2004 年开始的安全生产领域目标考核制导致了地方政府谎报死亡人数。

单就经济增长目标而言，相关研究数量相对较为稀少。如徐现祥和刘毓芸（2017）研究了全球多个经济体的计划目标与实际经济增长的关系，余泳泽和潘妍（2019）指出对经济增长目标的考核不利于服务业的发展。本文试图探讨经济增长目标与政府具体行为关系，以此丰富经济增长目标的研究内容。本文的研究发现，在经济增长目标对政府行为具有强烈约束力，且土地征用与出让成为地方政府筹集财政资金、推进城市化和工业化的重要手段的前提下，经济增长目标能够显著影响地方政府的土地出让策略。具体而言，无论是以协议的方式还是招拍挂的方式，更高的经济增长目标都会促使地方政府扩大出让土地的规模。在面临更高的经济增长目标时，地方政府还会降低协议的出让单价。此外，发达地区由于基础设施已较为完善，更高的增长目标会促使发达地区地方政府降低招拍挂出让单价。

本文的接下来结构安排如下：第二章介绍本文研究的两大背景，指出增长目标对地方政府行为产生影响的原因，点明土地出让影响经济增长的途径。第三章介绍本文使用的数据和实证策略。第四章给出实证结果并进行分析。第五章得出总结。

二、事实：增长计划导向与土地供给策略

（一）经济增长目标的导向性

各级政府在年初的《政府工作报告》中都会总结上年的发展情况并对当年发展做出具体规划。政府对经济增长目标极为重视，总是第一个提及且伴有大幅讨论，同时完成的程度也极高。根据本文所搜集的数据，从每个地级市自身的执行状况来看，2003 年至 2013 年，共有 76.84% 的地

^①相关文件极多，仅举两例：《国务院关于印发“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》（国发〔2017〕9号）；《国务院办公厅关于印发安全生产“十三五”规划的通知》（国办发〔2017〕3号）。

^②以“十三五”规划为例，各省编制各自“十三五”规划之前往往会召开会议以贯彻落实党的十八届五中全会精神（十八届五中全会的主要内容就是研究关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议）。

级市完成了计划目标，当年经济增长率比目标值低过 0.5 个百分点的地级市仅占 6.72%。平均而言，各地级市对当年经济增长目标的执行力度达 136.28%（即如果当年增长目标为实现 8% 的经济增长率，当年实际完成增长率为 10.9%），即便扣除通胀影响，经济增长目标的执行力度依然有 102.12%。图 1 展示了在市级政府当年所制定的经济增长目标与当年经济增长率实现值之间的关系，可以看出经济增长计划与经济增长率有明显的正相关关系。显然，地方政府对经济增长目标是否能够实现极为重视。

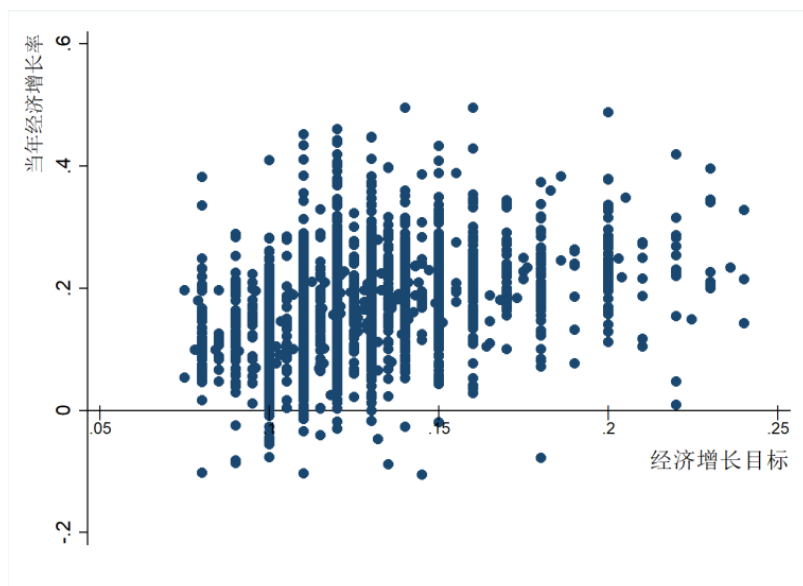


图 1 经济增长目标与当年经济增长率

为什么地方政府会努力实现当年的经济增长目标呢？原因主要有两点：其一是由于当前政府部门中广泛实行目标责任制，其二是地方官员自身对于晋升的追求。

目标责任制是督促完成增长目标的压力。设定计划、分解计划、执行计划而后对结果进行考核，这种层层分解、监督与考核的目标管理体制是当前政府运作的主要特征。以十三五规划为例，《关于建立健全国家“十三五”规划纲要实施机制的意见》明确指出“各地区各部门要根据有关职责分工，制定《纲要》涉及本地区本部门的主要目标和任务实施方案，明确责任主体、实施时间表和路线图，确保《纲要》各项目标任务落地”，“将《纲要》中可分解到地方的约束性指标落实到各地，并加快完善相关指标的统计、监测和考核办法。”^①

晋升是激励完成增长目标的动力。官员的级别决定了资源和权力的配置，级别越高，官员手中的权力越大，可调用资源的也越多。在中央与地方的委托代理关系中，晋升是委托方对代理方的努力与努力成果支付（payoff），是中央要求地方服从自身权威的重要工具（Xu, 2011）。地方官员希望晋升，这也反映在地方官员的各种行为之中（Blanchard 和 Shleifer, 2001）。从地方政府的角度来看，由于晋升的决定权掌握在上级政府手中，地方政府官员想要成为晋升备选人员，获得晋升的机会，必须达到上级对下级的官员绩效的考核目标（Kahn 等人, 2015）。而在众多的

^① 关于五年规划指标的分解、检测评估与考核，鄢一龙（2013）曾进行过详细的研究。其他关于目标责任制的相关文件仍有许多，如《新乡市人民政府关于印发〈新乡市目标管理责任制考核奖惩办法（试行）〉的通知》（新政〔2006〕36号）。

考核目标中,对经济增长目标完成程度的考核极为重要(周黎安,2004)。

(二) 土地出让对经济的带动作用

根据《中华人民共和国土地管理法》规定,我国的土地根据类型归国家或集体所有,同时县级和市级政府被赋予征用、开发等相关土地管理权利。这使地方政府成为了土地一级市场的唯一供应者。通过出让、租赁、划拨等方式,政府可以将土地的使用权转移给私人部门,而出让是其中最主要的转移方式。自2000年以来,土地出让的规模以及出让的面积迅速膨胀。据统计,2016年全国土地出让收入规模高达3.7万亿元,相较于2001年0.13万亿元的全国土地出让收入,十余年间的增幅竟有28倍之多。土地出让面积最高时也达到37.48万公顷(2013年),相比2001年规模翻了一翻。地方政府热衷于出让土地以获得高额的土地出让收入,而出让的土地对当地经济的发展而言也有不小的促进作用(蒋省三等,2007)。

土地出让对经济的带动作用的是多方面的,如以推动工业发展促进城市化的方式(中国经济增长前沿课题组,2011),还可以通过带动房地产业并与其他产业形成多产业联动,促进经济增长(陈志勇和陈莉莉,2011)等。具体实现的方式主要有两个:其一是通过土地融资提高生产性基础设施服务提供水平;其二是利用土地招商引资促进产业发展。

私人部门获得受让的土地使用权时缴纳给政府的土地出让金,在扣除征地和拆迁补偿、土地开发费用和新增建设用地土地有偿使用费以及一些其他费用后,形成了可供当地政府自由支配的财政资金。这些资金的多数被用于完善国有土地使用功能的配套设施建设支出和城市基础设施建设支出^①。表1统计了土地出让收入中用于城建的比例,以及城建资金中来自土地出让收入的比例。除土地出让金的渠道之外,土地还可以通过抵押来融资,据国家审计署披露,截至2013年6月底,地方政府性债务余额中有51.27%被用到了“市政建设”和“交通运输设施建设”之中。郑思齐等(2014)对土地融资影响经济增长的逻辑过程进行了实证检验。

表1 土地出让金与城市建设

	2011	2012	2013	2014	2015	2016
城建资金中来自土地出让收入的比例	58.57%	49.95%	66.03%	60.02%	60.74%	60.81%
土地出让收入中用于城建的比例	20.50%	19.64%	20.11%	21.68%	27.88%	27.43%

注:表中城建资金仅指城市市政公用设施建设维护管理财政性资金收入中源自市级自筹的部分。城市市政公用设施建设维护管理财政性资金收入另外有两个来源,分别是中央拨款和省级拨款。表中土地出让金为总协议出让与招拍挂出让的总成交价款,如扣除拆迁补偿等成本,仅计算出让纯收益,用于城建的比例还会大幅提高。

资料来源:《中国城市建设统计年鉴》及《中国国土资源统计年鉴》

土地还是招商引资的重要筹码。对于企业而言,生产成本是否低廉是其选址建厂的重要参考,较低的土地价格和完善的配套设施对企业有巨大的吸引力。一旦企业在本地建厂生产,既能给当地政府带来大量税收,还可解决本地就业问题,又可带动当地商品贸易与服务业的繁荣。同时,由于征收土地的成本较低,以低价协议出让给企业并不会给地方财政带来明显损失。因此地方政

^①1990年颁布的《中华人民共和国城镇国有土地使用权出让和转让暂行条例》(中华人民共和国国务院令第55号)规定“土地使用权出让金列入财政预算,作为专项基金管理,主要用于城市建设和土地开发。”但地方政府对该资金管理混乱且使用随意。2006年颁布的《国务院办公厅关于规范国有土地使用权出让收支管理的通知》(国办发〔2006〕100号)对土地出让收入做出了更为细致的要求。根据规定,政府获得的土地出让收入只能用于五个方向,分别是(一)征地和拆迁补偿支出、(二)土地开发支出、(三)支农支出、(四)城市建设支出和(五)其他支出。

府也乐意以低价的方式吸引企业投资。甚至于采取低价策略的政府之间有时为吸引优质企业而相互竞争,不惜采取“零地价”和“负地价”的方式向企业供给土地。

(三) 地方政府的土地供给策略

考核与晋升的共同作用使地方政府乐意发挥其“能动性”来达成经济增长目标。而土地在经济发展中的重要作用,自然使地方政府有动机将土地的出让行为与经济的增长目标相挂钩,并根据经济增长目标的高低调整出让的策略。土地出让可以使用协议或招拍挂的方式。协议定价主要由政府与受让方协商,一般出让价格较低;招拍挂定价由市场决定但政府仍可以通过设定拍卖土地的起拍价和保证金等方式对价格产生一定极大的影响力^①。因此,地方政府对土地出让垄断权限使得其可以控制土地出让的两个方面,规模与价格。

土地可以分为三类,分别是农用地、建设用地和未利用土地。出让的土地一般是建设用地并且主要用于工业、商业服务业和住宅。在规模方面,由于土地是生产与经营活动的载体,随着城市的迅速发展和经济总量的扩张,经济活动对工业、商业服务业和住宅用地的需求都会有所增长。增加土地供应可以降低土地的稀缺性,促进工商业的繁荣发展。在单价方面,工业的选址主要看成本。因而对工业用地采取低价有助于在与周边区域引资竞争中取胜,吸引企业投资设厂,带动本地就业,直接促进本地的经济发展,政府出让工业用地一般会采取协议的方式出让。而商业服务业以及住宅的选址则对其在本市内区位要求较高,具有一定的区域垄断性,对商业服务业以及住宅用地即便高价出让也依然能够成交,因此政府出让这类用途的土地可以也一般会采用招拍挂的方式,获得更多土地出让金用于基础设施投资。当然,降低价格出让商业服务业由于能够促进商服业的发展,因此也能够促进地方经济发展,同时商服业的发展还能给地方政府带来更多的营业税收入。换句话说,政府对招拍挂用地既有动机降低招拍挂出让价格促进商业发展,又有动机提高单价获取更多出让金用于基础建设,具体策略则需要权衡决定。

考虑到上述不同机制,针对地方政府可能的土地出让策略,此处提出三个假说以供验证:

假说 1: 当政府面临较高的经济增长目标时,地方政府将增加出让规模,无论是协议出让规模还是招拍挂出让规模。

假说 2: 当政府面临较高的经济增长目标时,地方政府会降低工业用地出让价格以吸引企业到本地投资。

假说 3: 降低招拍挂出让价格和提高招拍挂出让价格的权衡更可能出现在经济发达程度一般与较差的地区,对于经济发达地区,其基础设施已较为完善,因而面临更高增长目标时,降价策略将相对更加主要。

接下来本文将对这三个假说一一进行检验。

^①2001年以前,土地大部分以协议方式出让,至2001年,招拍挂出让土地面积均未超过5%(李郇等,2013)。2002年国土资源部发布的《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规定》(国土资源部令第11号)规定商业、旅游、娱乐和商品住宅等各类经营性用地,必须以招标、拍卖或者挂牌方式出让,之后协议出让土地面积占总出让面积的比重出现大幅下滑,从2003年的72%迅速下降至2008年的16%,招拍挂出让土地份额得到大幅提升。在之后迅速形成了工业用地主要通过协议方式出让,住宅等经营用地主要通过招拍挂方式出让的格局。由于地方通过协议低价出让工业土地竞争引资的情况愈演愈烈,2003年国土资源部发布《协议出让国有土地使用权规定》(国土资源部令第21号)明确指出工业用地除只有一个使用意向者的除外均应使用招拍挂的方式出让,但从数据上来看,03年直至06年协议出让面积仍居高不下,占总出让面积的60%以上,该规定并没有很好的得到落实。在此之后,2006年国务院发布的《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》(国发[2006]31号)再次要求对工业用地必须采用招拍挂的方式出让,07年和08年协议出让面积占总出让比例才大幅下滑降至不足20%,与此同时挂牌出让面积一路攀升从原来的不足30%到2008年的70%以上。

三、数据结构与实证策略

(一) 实证策略

为验证上部分所提出的3个假说是否成立,本文使用以下计量模型进行回归分析:

$$L_{it} = \alpha Gtar_{it} + \beta X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \mu_{it}$$

其中被解释变量 L_{it} 为某年某市的土地出让相关变量,在本文的回归过程中,我们使用协议出让土地来代表工业用地,招拍挂出让土地来代表商业服务业和住宅用地,因此 L_{it} 包括协议出让面积的对数,协议出让单价的对数;招拍挂出让面积的对数,招拍挂出让单价的对数。 $Gtar_{it}$ 表示某年某市的经济增速目标值,是核心解释变量。 X 为一系列反应地区经济状况、基础公共服务状况和官员年龄与任期状况的控制变量。具体包括:连续变量产业结构、地方经济发展水平、固定资产投资水平、医疗卫生水平和基础教育水平,分别使用上年第二产业产值占GDP的比重、上年实际人均GDP的对数、当年人均固定资产投资额的对数、上年万人人均卫生机构床位的对数、上年每万名中小学生平均教师数的对数来表示;虚拟变量市委书记新任、市长新任、市委书记将离、市长将离、市委书记年龄、市长年龄,如果是任期第一年,则新任为1,如果是任期最后一年则将离是1,如果年龄超过57岁,则年龄为1。 γ_i 和 δ_t 分别为地区固定效应和时间固定效应。

在具体回归时,我们使用双向固定效应来解决那些不随时间变动但随个体而异的遗漏变量问题,以及随时间变动但不随个体变动的遗漏变量问题;使用聚类稳健标准误控制异方差问题。为提高结果可靠性,我们还将进行多次稳健性检验。

(二) 数据来源、处理与描述性分析

本文所使用数据为面板数据,时间跨度为2003年至2013年^①。其中各地级市增长目标数据来自各地级市的政府工作报告,反应地区经济状况和基本公共服务状况的经济变量来自《中国区域经济统计年鉴》,土地出让相关变量数据来自《中国国土资源统计年鉴》,官员相关变量来自人民网、新华网和各地政府网站。需要指出,由于2003年至2008年《中国国土资源统计年鉴》中没有直接给出招拍挂数据,但分别有招、拍、挂三部分数据,本文使用招、拍、挂三部分数据之和作为2003年至2008年的招拍挂数据^②。在获得并完成所有来源数据的匹配后,本文对数据还进行两点处理,其一是除虚拟变量外剔除了上下各0.5%共计1%的数据以避免极端值对回归结果的干扰;其二是将出让单价和出让收入类数据根据GDP平减指数进行了调整。完成所有调整后,各变量的描述性统计结果如下表所示:

^①官员相关数据仅到2010年。

^②为保证该数据的准确性,本文将协议出让数据与计算得到的招拍挂出让数据相加,然后与总出让数据相比较。根据比较结果,如果相加之和偏离总出让数据的程度超过1%,就将该年该地相应的招拍挂数据设定为缺失共更正了37个样本点。

表2 各变量的描述性统计

变量名	观测值数量	平均值	标准差	最小值	最大值
协议出让面积(公顷)	3,479	198.75	351.63	0.21	2763.44
协议出让面积(对数)	3,479	4.16	1.66	-1.56	7.92
协议出让单价(万元/公顷)	3,478	154.34	160.58	3.48	1405.74
协议出让单价(对数)	3,478	4.63	0.93	1.24	7.24
招拍挂出让面积(公顷)	3,499	472.36	596.66	0.79	4129.15
招拍挂出让面积(对数)	3,499	5.32	1.50	-0.23	8.32
招拍挂出让单价(万元/公顷)	3,497	407.05	388.91	17.54	3490.61
招拍挂出让单价(对数)	3,497	5.68	0.80	2.86	8.15
经济增长目标(%)	3,145	0.12	0.02	0.07	0.24
产业结构	3,614	0.47	0.11	0.16	0.82
经济发展水平(元/人)	3,567	15594.56	12195.56	1935.04	74666.35
经济发展水平(对数)	3,567	9.39	0.72	7.56	11.22
固定资产投资水平(万元/人)	2,593	1.45	1.36	0.10	8.46
固定资产投资水平(对数)	2,593	-0.01	0.91	-2.29	2.13
基本医疗水平(个/万人)	3,243	32.57	13.53	9.77	88.89
基本医疗水平(对数)	3,243	3.39	0.41	2.27	4.48
基本教育水平(个/万人)	3,253	607.04	131.25	342.99	1200.67
基本教育水平(对数)	3,253	6.38	0.21	5.83	7.09
市委书记新任	2,657	0.21	0.40	0	1
市长新任	2,657	0.26	0.44	0	1
市委书记将离	2,324	0.19	0.39	0	1
市长将离	2,324	0.23	0.42	0	1
市委书记年龄	3,653	0.43	0.49	0	1
市长年龄	3,653	0.35	0.47	0	1

注：此表中所有统计指标未四舍五入。

针对样本内各地级市经济增长目标，图2给出较为直观的刻画。可以看出，在2003年至2013年的范围内，各地级市的经济增长目标主要分布于0.1至0.13之间，数量占到总样本62.23%。几乎所有地级市的的增长目标都不小于7.5%，增长目标在20%及以上的地级市仅占3.02%。

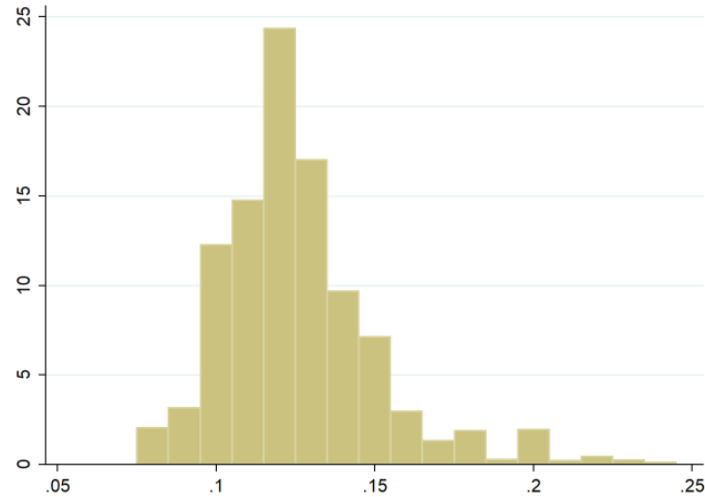


图2 地级市经济增长目标频率分布

四、实证结果及分析

(一) 经济增长目标对出让面积的影响

根据假说1, 地方政府为了实现经济增长目标将提高两种出让土地规模。表3给出了经济增长目标对协议出让面积的回归结果。回归结果(1)为经济增长目标对协议出让面积的基准回归结果, 回归结果(2)在此基础上增加了地区经济状况与基础公共服务状况相关控制变量, 结果表明经济增长目标对协议出让面积的影响十分显著, 且经济增长目标每提高1个百分点, 平均而言当年协议出让面积就会增加4.56%。从控制变量来看, 各种控制变量结果都不显著, 这说明经济状况与非生产性基本公共服务水平对协议出让面积而言并无显著影响。回归(3)和(4)使用该地级市所在省的省级经济增长目标作为该地级市经济增长目标的工具变量再次进行回归。由于各地级市必须在与省级政府沟通协调之后才能决定本年增长目标, 因此省级经济增长目标与地级市的经济增长目标有较强相关性(表3倒数第一、二行给出了一阶段回归系数), 并且省级增长目标除通过影响地级增长目标的方式之外对地级市的土地出让行为较为微弱^①。因此地级市所在省的经济增长目标是一个较为合格的工具变量。(3)和(4)的结果表明经济增长目标对协议出让面积的影响依然显著。

表3 经济增长目标对协议出让面积的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	协议出让面积	协议出让面积	协议出让面积	协议出让面积
	FE	FE	IV	IV
经济增长目标	6.626*** (1.850)	4.560* (2.646)	16.21*** (2.807)	15.36*** (4.805)
产业结构		1.331		0.947

^① 有学者指出省级经济增长目标的提高, 可能通过提高资本对该地经济增长的乐观预期, 进而提高土地需求。我们认为, 投资对于投资人而言是较为严肃的决定, 在看不到地方政府的具体措施时, 仅凭高经济增长目标并不能明显提高对土地的需求, 因此在影响地方增长目标的途径之外通过影响预期而影响土地需求的效果相比较而言可以忽略。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	协议出让面积	协议出让面积	协议出让面积	协议出让面积
	FE	FE	IV	IV
		(1.283)		(0.954)
经济发展水平		0.225		0.260
		(0.394)		(0.323)
固定资产投资水平		0.262		-0.0266
		(0.191)		(0.193)
基础教育水平		-0.327		-0.376
		(0.355)		(0.326)
医疗卫生水平		-0.152		-0.0693
		(0.447)		(0.328)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	3,015	2,141	3,006	2,132
R方	0.298	0.304		
地级市个数	320	318	320	318
一阶段			0.9093***	0.697***
			(0.033)	(0.038)

在招拍挂方面，出让面积的增加代表着商业和服务业的发展，因而经济增长目标的提高会促进地方政府增加招拍挂出让的面积。表4对此进行了验证，结果是肯定的。与表3相似，回归(1)(3)是基准回归，回归(2)(4)增加控制了地区经济状况与基础公共服务状况。结果表明，经济增长目标确实显著影响了招拍挂出让面积，且影响方向为正。其他控制变量的回归系数表明，固定资产投资水平显著提高了招拍挂出让面积，同时当地更好的医疗卫生水平也增加了对土地的需求。

表4 经济增长目标对招拍挂出让面积的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	招拍挂出让面积	招拍挂出让面积	招拍挂出让面积	招拍挂出让面积
	FE	FE	IV	IV
经济增长目标	5.176***	1.661	9.806***	5.471**
	(1.002)	(1.170)	(1.501)	(2.299)
产业结构		0.143		0.0122
		(0.655)		(0.453)
经济发展水平		-0.0658		-0.0282
		(0.256)		(0.155)
固定资产投资水平		0.297***		0.193**
		(0.0895)		(0.0927)
基础教育水平		0.229		0.208

		(0.164)		(0.156)
医疗卫生水平		0.301		0.365**
		(0.266)		(0.156)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	3,051	2,164	3,041	2,154
R方	0.672	0.634		
地级市个数	322	320	322	320
一阶段			0.912***	0.695***
			(0.033)	(0.037)

(二) 经济增长目标对出让单价的影响

假说2指出, 经济增长目标提高将降低协议出让单价。表5给出了相关回归结果。同样的, (1)为基准回归, (2)在基准回归基础上增加了地区经济状况与基础公共服务状况相关控制变量, (3)和(4)为使用省级经济增长目标作为工具变量后的回归结果。回归结果表明经济增长目标对协议出让单价的影响方向为负向且影响极为显著。并且其他控制变量的效果仍然不显著, 这也从侧面说明了政府能够极大程度地决定协议出让土地的单价。

表5 经济增长目标对协议出让单价的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	协议出让单价	协议出让单价	协议出让单价	协议出让单价
	FE	FE	IV	IV
经济增长目标	-2.474***	-1.703	-4.105***	-4.599*
	(0.907)	(1.225)	(1.540)	(2.515)
产业结构		-0.847		-0.715
		(0.645)		(0.507)
经济发展水平		-0.263		-0.261
		(0.189)		(0.172)
固定资产投资水平		0.0349		0.108
		(0.0899)		(0.102)
基础教育水平		-0.196		-0.185
		(0.170)		(0.173)
医疗卫生水平		-0.165		-0.182
		(0.176)		(0.173)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	3,017	2,140	3,008	2,131
R方	0.254	0.233		
地级市个数	321	320	321	320

一阶段	0.925*** (0.033)	0.708*** (0.038)
-----	---------------------	---------------------

根据假说 3, 表 6 将样本区分为东中西部, 依次作为发达地区、中等发达地区和欠发达地区的代表, 研究经济增长目标对招拍挂价格的影响^①。表 6 的结果表明, 确如假说 3 所示, 东部地区在面临更高的经济增长目标时显著降低了招拍挂出让单价, 而中部和西部地区的结果均不显著。

表 6 不同经济发展程度对招拍挂出让单价的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	招拍挂出 让单价	招拍挂出 让单价	招拍挂出 让单价	招拍挂出 让单价	招拍挂出 让单价	招拍挂出 让单价
	东部地区	东部地区	中部地区	中部地区	西部地区	西部地区
	FE	IV	FE	IV	FE	IV
经济增长目标	-2.345 (1.584)	-22.05*** (7.760)	-0.607 (1.017)	1.639 (2.247)	2.577 (1.665)	-1.625 (3.564)
产业结构	0.915 (0.739)	1.995** (0.859)	0.438 (0.561)	0.399 (0.472)	1.367* (0.787)	1.326* (0.702)
经济发展水平	-0.158 (0.213)	-0.399* (0.228)	0.173 (0.213)	0.0948 (0.167)	-0.137 (0.396)	-0.181 (0.259)
固定资产投资水平	-0.0187 (0.122)	0.380** (0.186)	-0.122 (0.109)	-0.207* (0.111)	-0.147 (0.112)	-0.0497 (0.131)
基础教育水平	0.477 (0.391)	1.238** (0.490)	-0.0698 (0.137)	-0.0554 (0.117)	-0.612 (0.547)	-0.598* (0.363)
医疗卫生水平	-0.629*** (0.232)	-1.084*** (0.294)	8.15e-05 (0.185)	0.00851 (0.162)	0.0985 (0.375)	0.132 (0.255)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	717	717	780	770	664	664
R方	0.165		0.109		0.076	
地级市个数	98	98	115	115	107	107
一阶段		0.426*** (0.084)		0.885*** (0.084)		0.704*** (0.068)

(三) 官员晋升与土地出让策略

前文指出官员晋升的动机可能会刺激其土地出让行为, 本小节将对此进行检验。表 7 检验了官员年龄和任职时期对土地出让面积的影响。回归结果显示, 市长和市委书记年龄超过 57 岁后其两类土地出让意愿都显著降低, 这可能由于在接近退休时对稳定的需求大于政绩所致。经济增长

^① 东中西为常见划分方式, 其中东部: 辽宁、河北、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南; 中部: 山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林、黑龙江、内蒙古; 西部: 广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

目标对出让面积的影响仍然显著，表明增长目标责任依然重要。是否是市委书记和市长任期第一年和最后一年对土地出让面积无明显影响，这也很好理解，新任时需要时间熟悉情况因而不会贸然变动出让策略，而市长和市委书记在任时不能明确知道什么时候是任期最后一年，因而即使是任期最后一年，其出让策略相比前些年也不会有突然的变化。

表7 官员年龄和任职时期对土地出让面积的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	协议出让面 积 FE	协议出让面 积 FE	协议出让面 积 FE	招拍挂出让 面积 FE	招拍挂出让 面积 FE	招拍挂出让 面积 FE
经济增长 目标		6.431*** (1.848)	1.379 (2.166)		5.178*** (0.982)	3.751** (1.571)
市委书记 年龄	-0.218** (0.0900)	-0.190** (0.0895)	-0.0791 (0.113)	-0.0292 (0.0691)	0.0403 (0.0706)	0.0438 (0.0769)
市长年龄	-0.299* (0.157)	-0.144 (0.183)	0.0357 (0.190)	-0.256** (0.112)	-0.200* (0.115)	-0.0310 (0.114)
市委书记 将离			-0.0970 (0.0679)			0.0409 (0.0392)
市长将离			-0.0352 (0.0626)			0.0440 (0.0378)
市委书记 新任			-0.0917 (0.0725)			0.0119 (0.0379)
市长新任			-0.0737 (0.0686)			0.0286 (0.0405)
样本数	3,479	3,015	1,808	3,499	3,051	1,824
R方	0.271	0.300	0.353	0.655	0.673	0.462
地级市个 数	332	320	311	330	322	312

(四) 稳健性检验

为了保证结果更加稳健，我们使用了3种方式进行稳健性检验。首先，我们使用新增协议出让面积和新增招拍挂面积作为被解释变量重新进行回归。地方在一个完整年度内出让的土地面积可以分为两部分，其中一部分为原有的可供出让的建设用地，另一部分则是通过当年征用集体土地面积、转用国有农用地和未利用土地而新增的建设用地^①。显然，如果当年的经济增长目标较高，

^①《中国国土资源年鉴》对出让面积中新增的部分有所披露。

地方政府为保任务的完成，就有更强的动机通过征用集体用地和转用其他用途的国有土地来增加可供出让的土地面积。即，经济增长目标与新增土地出让面积之间应该存在正向的影响关系。表8检验了这一关系，回归结果都表明经济增长目标的提高确实会正向影响地方土地出让规模。

表8 经济增长目标对新增土地出让面积的影响

	(3) 协议新增面积 IV	(4) 协议新增面积 IV	(3) 招拍挂新增面积 IV	(4) 招拍挂新增面积 IV
经济增长目标	21.02*** (4.231)	19.85*** (7.336)	12.98*** (2.455)	8.735** (3.815)
产业结构		1.387 (1.541)		1.708** (0.807)
经济发展水平		0.336 (0.507)		-0.227 (0.278)
固定资产投资水平		-0.141 (0.301)		0.303* (0.158)
基础教育水平		-0.701 (0.530)		0.399 (0.265)
医疗卫生水平		-0.367 (0.513)		0.221 (0.275)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	2,465	1,767	2,798	2,040
地级市个数	316	313	321	320
一阶段	0.945*** (0.037)	0.720*** (0.041)	0.946*** (0.034)	0.719*** (0.039)

其次，由于省会城市和计划单列市在经济规划时的地位与一般地级市不同，因而有可能会影响回归结果准确性。表9将省会城市和计划单列市剔除后重新进行了回归，回归结果表明经济增长目标对出让面积和协议单价的影响依然显著。

表9 剔除省会城市和计划单列市

	(1) 协议出让面积 IV	(2) 招拍挂出让面积 IV	(3) 协议出让单价 IV
经济增长目标	14.24*** (5.123)	5.757** (2.412)	-4.444* (2.625)
产业结构	0.885 (1.028)	-0.348 (0.481)	-0.516 (0.536)

经济发展水平	0.283 (0.355)	-0.00923 (0.167)	-0.241 (0.185)
固定资产投资水平	-0.0681 (0.209)	0.147 (0.0989)	0.141 (0.108)
基础教育水平	-0.369 (0.346)	0.222 (0.163)	-0.196 (0.180)
医疗卫生水平	-0.107 (0.357)	0.385** (0.168)	-0.169 (0.185)
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
样本数	1,903	1,929	1,901
地级市个数	286	288	288
一阶段	0.697*** (0.038)	0.695*** (0.037)	0.708*** (0.038)

最后，由于同省之内的各地级市之间存在竞争关系，因此同省内其他地级市的经济增长目标平均值与本地的经济增长目标有很强的相关性，同时其他地级市的经济增长目标也不会对本地土地出让行为产生直接影响。表 10 使用其他地级市的经济增长目标平均值作为本地经济增长目标的工具变量进行回归，经济增长目标的结果显著。

表 10 以同省内其他地级市增长目标均值作为工具变量

	(1) 协议出让面积 IV	(2) 协议出让单价 IV	(3) 招拍挂出让面积 IV
经济增长目标	16.88*** (5.056)	-7.245*** (2.665)	4.259* (2.442)
产业结构	0.819 (0.956)	-0.619 (0.510)	0.0492 (0.454)
经济发展水平	0.245 (0.323)	-0.275 (0.172)	-0.0567 (0.155)
固定资产投资水平	-0.0654 (0.198)	0.182* (0.104)	0.227** (0.0955)
基础教育水平	-0.373 (0.327)	-0.176 (0.174)	0.221 (0.157)
医疗卫生水平	-0.0479 (0.327)	-0.216 (0.173)	0.322** (0.156)
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
样本数	2,141	2,140	2,164
地级市个数	318	320	320

一阶段	0.399*** (0.023)	0.402*** (0.023)	0.399*** (0.023)
-----	---------------------	---------------------	---------------------

五、结论

晋升的激励与考核的压力使发展规划目标对官员行为产生不可忽视的影响。因而经济增长目标一经确定，地方政府便会不遗余力地确保目标的实现。同时作为地方政府可控生产要素之一，土地在促进经济增长中发挥了不可忽视的重要作用。增长目标的导向作用与土地的对经济的促进影响相结合，使地方政府面临增长目标时会相应的调整土地出让面积与单价。本文的研究表明，当政府面临较高的经济增长目标时，为了促进当地经济发展，地方政府在出让面积方面，选择增加出让规模来保证城市发展的土地需求；在工业用地出让价格方面，选择降低单价来增加招商引资的力度。地方政府的招拍挂出让单价调整策略稍显复杂，提高单价和降低单价两种方式分别通过增强基础设施和发展商业来影响经济增长。对于经济发达地区而言，由于基础设施已较为完善，因此更倾向于采用降低招拍挂出让单价的方式促进商业发展，带动经济增长。而经济发达程度一般和较差的地区其策略并不明显统一。

参考文献

- [1]陈志勇,陈莉莉.财税体制变迁、“土地财政”与经济增长[J].财贸经济,2011(12).
- [2]狄金华.政策性负担、信息督查与逆向软预算约束—对项目运作中地方政府组织行为的一个解释[J].社会学研究,2015(06).
- [3]蒋省三,刘守英,李青.土地制度改革与国民经济成长[J].管理世界,2007(09).
- [4]李郁,洪国志,黄亮雄.中国土地财政增长之谜——分税制改革、土地财政增长的策略性[J].经济学(季刊),2013(12).
- [5]马丽,李惠民,齐晔.中央—地方互动与“十一五”节能目标责任考核政策的制定过程分析[J].公共管理学报,2012(01).
- [6]马亮.官员晋升激励与政府绩效目标设置—中国省级面板数据的实证研究[J].公共管理学报,2013(02).
- [7]王汉生,王一鸽.目标管理责任制：农村基层政权的实践逻辑[J].社会学研究,2009(02).
- [8]徐现祥,梁剑雄.经济增长目标的策略性调整[J].经济研究,2014(01).
- [9]徐现祥,刘毓芸.经济增长目标管理[J].经济研究,2017(07).
- [10]鄢一龙.目标治理——看得见的五年规划之手[M].中国人民大学出版社,2013.
- [11]余泳泽,潘妍.中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释[J].经济研究,2019(03).
- [12]郑思齐,孙伟增,吴璟,武赟.“以地生财，以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究[J].经济研究,2014(08).
- [13]中国经济增长前沿课题组.城市化、财政扩张与经济增长[J].经济研究,2011(11).
- [14]周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设长期存在的

原因[J].经济研究, 2004(06).

[15]Blanchard, O.&A. Shleifer. Federalism with andwithout Political Centralization:China vs.Russia. IMF Staff Papers,2001, 48.

[16]Fisman, R.& Y. Wang. The Distortionary Effects of Incentives in Government:Evidence from China's "Death Ceiling" Program. American Economic Journal: Applied Economics, 2017, 9(2).

[17]Heilmann, S.&O. Melton. The Reinvention ofDevelopment Planning inChina, 1993–2012.Modern China, 2013,39(6):580-628.

[18]Kahn, M. E.& P. Li& D. Zhao. Water Pollution Progress at Borders: The Role of Changesin China's Political Promotion Incentives.American Economic Journal: Economic Policy, 2015, 7(4).

[19]Xu, C. The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development. Journal of Economic Literature, 2011, 49(4).