

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.12.001

# 高铁开通与股价同步性：信息效应还是治理效应？<sup>①</sup>

陈克兢<sup>1</sup>，康艳玲<sup>1\*</sup>，闵霞<sup>1</sup>，李延喜<sup>2</sup>

(1. 东北财经大学会计学院/中国内部控制研究中心，大连 116025；  
2. 大连理工大学经济管理学院，大连 116024)

**摘要：**经济主体之间的地理距离是影响信息传递效率的重要因素，交通基础设施建设可以通过重塑空间结构来减少由于地理距离造成的信息损失。本文利用中国高铁开通这一准自然实验，检验了高铁开通影响股价同步性可能存在的信息效应和治理效应。研究发现，高铁开通显著降低了沿线企业的股价同步性，采用安慰剂检验和工具变量法控制内生性问题后该结论依然稳健；作用机理研究表明，高铁开通主要通过信息效应而非治理效应来降低股价同步性；异质性分析发现，在初始交通资源匮乏和信息基础设施薄弱的地区，高铁开通对股价同步性的影响更为显著。本文为新经济地理学和资本市场会计与财务领域的交叉研究提供了有益启示，证实了交通基础设施建设在提升资本市场信息效率方面有着积极作用，为在“一带一路”建设框架下实现区域资本市场的互联互通提供参考。

**关键词：**股价同步性；高铁；公司私有信息；信息效应；治理效应

**中图分类号：**F832.5   **文献标识码：**A   **文章编号：**1007-9807(2021)12-0001-17

## 0 引言

作为反映资本市场信息效率的重要指标，股价同步性一直是财务与金融领域广泛关注的热点话题。相对于成熟资本市场而言，新兴资本市场中公司私有信息融入股价的程度较低，导致市场资源配置效率低下<sup>[1,2]</sup>。作为新兴资本市场的典型代表，中国资本市场信息效率低下是一个不争的事实，股价同步性“稳居”全球前列<sup>[1,3]</sup>。这种情况下，公司股票价格中往往包含着较大的“噪音”，无法充分反映公司的私有信息，导致资本市场难以有效地发挥资源配置作用。因此，寻找降低股价同步性的有效机制已经成为中国金融改革的当务之急。自从 Roll<sup>[4]</sup>首次提出股价同步性概念至今，学术界一直在尝试寻找股价同步性背后所隐含的

形成机理和影响机制。但无论是基于法与金融理论、行为金融理论、信息不对称理论，还是公司治理理论，现有研究均无法完全解释股价同步性<sup>[5]</sup>。正如游家兴<sup>[5]</sup>所言，股价同步性领域的一个重要发展趋势就是跨学科、跨领域交叉研究，只有在股价同步性的研究中融合其他学科、领域的新概念、新方法和成熟理论，才能更好地认识股价同步性的形成机理和影响机制。

新地理经济学的兴起让人们意识到地理因素在社会经济发展中的重要性<sup>[6]</sup>。即便是在信息技术和交通工具高度发达的二十一世纪，地理距离依然会对经济主体的决策产生重要影响<sup>[7,8]</sup>。新地理经济学在一定程度上弥补了传统经济学理论在解释现实经济现象时存在的缺陷<sup>[6]</sup>。Coval 和 Moskowitz<sup>[9]</sup>发现，地理距离是影响公司信息传递

① 收稿日期：2020-03-24；修订日期：2021-08-13。

基金项目：国家社会科学基金资助重大项目(18ZDA95)；国家自然科学基金资助项目(71802043；71772029)；教育部人文社会科学研究青年基金项目(18YJC630007)；教育部人文社会科学研究规划基金项目(20YJA790004)；辽宁省教育厅青年科技人才“育苗”项目(LN2019Q05)。

通讯作者：康艳玲(1987—)，女，山西晋城人，博士生。Email: kkho@126.com

效率的重要因素。地理距离会增加信息需求者的信息搜寻成本,较远的地理距离甚至会导致信息传递失真,进而造成信息不对称<sup>[10,11]</sup>。中国广袤的地理空间放大了地理距离带来的信息不对称问题,因此在研究中国资本市场信息效率问题时不能忽视地理距离因素的重要性。然而令人可惜的是,现有股价同步性文献并未能予以地理距离足够的重视。

基于此,利用高铁开通这一准自然实验,以2007年~2019年中国沪深两市A股上市公司作为研究样本,采用双重差分模型研究了高铁开通对股价同步性的影响。研究发现,高铁开通可以降低高铁沿线企业的股价同步性;作用机理分析的结果表明,高铁开通主要通过信息效应而非治理效应来降低股价同步性。具体而言,高铁开通带来的地理易达性有助于外部信息需求者更便捷地进行实地调研获取企业私有信息,促使股价中融入更多的企业私有信息,进而降低股价同步性;异质性分析的结果显示,在初始交通资源匮乏或信息基础设施薄弱的地区,高铁开通对股价同步性的影响更为显著。

主要的理论贡献和现实意义如下:

第一,将新地理经济学理论框架嵌入到资本市场信息效率的研究中,分析地理距离对股价同步性的影响,拓宽了新地理经济学在资本市场会计与财务领域的应用范围。股价同步性领域的一个重要发展趋势就是跨学科、跨领域交叉研究<sup>[5]</sup>,众多学者从法与金融理论<sup>[1]</sup>、行为金融理论<sup>[12]</sup>、公司治理理论和信息不对称理论<sup>[13]</sup>等视角分析股价同步性的成因,但至今依然无法完全解释股价同步性的形成机理。地理学与金融学的交叉研究为学术界提供了新的视角,将新地理经济学引入到股价同步性研究领域中,揭示高铁开通在缓解地理距离造成的信息不对称方面发挥的重要作用,为全面认识股价同步性的影响机制提供新的经验证据。

第二,利用高铁开通这一准自然实验,考察经济主体之间地理距离缩短带来的信息效应提升,较好地解决了现有文献中存在的内生性问题,揭示了高铁开通带来的空间压缩效应可以减轻不同地理位置经济主体之间的信息不对称,有益补充了Giroud<sup>[14]</sup>、Charnoz等<sup>[15]</sup>关于航线和高铁影响

信息传递的理论成果。同时,证实高铁开通是通过信息效应而非治理效应来影响股价同步性,揭示了高铁通过外部信息需求者影响股价同步性的作用机理。杨昌安和何熙琼<sup>[16]</sup>认为,高铁通过提升企业信息披露水平来影响股价同步性。本研究则是从外部信息需求者的角度出发,证实了高铁开通可以为外部信息需求者获取企业私有信息提供交通便利,进而增加股价中所包含的信息含量。本文对杨昌安和何熙琼<sup>[16]</sup>的研究形成了有益的补充,有助于学术界和实务界更好地理解高铁开通影响资本市场定价效率的内在机制。

第三,研究发现具有重要的政策含义。为提升我国资本市场信息效率提供了来自高铁视角的经验证据,对于中国交通基础设施建设的落实和推广具有积极的政策意义。另外,高铁的时空压缩效应同样适用于不同国家和地区之间,中国高铁“走出去”战略可以提高“一带一路”沿线国家和地区资本市场之间的信息沟通效率,在“一带一路”建设框架下实现区域资本市场的互联互通。

## 1 文献回顾与理论分析

### 1.1 文献回顾与评述

已有众多文献证实,地理位置会影响公司与外部信息需求者之间的信息沟通。Malloy<sup>[17]</sup>发现相对于外地分析师而言,本地分析师的盈余预测精准度更高。进一步,Hauswald和Marquez<sup>[18]</sup>、Bae等<sup>[19]</sup>指出分析师的地理邻近性可以提高预测的准确度。Choi等<sup>[20]</sup>研究表明,审计师和被审计单位距离越近时审计质量越高。Kang和Kim<sup>[11]</sup>发现,公司考虑到信息优势更加偏好于收购地理距离较近的企业。John等<sup>[21]</sup>认为,投资者和公司之间的地理距离越大,信息获取成本越高。与此相同的是,Chhaochharia等<sup>[22]</sup>指出,本地机构投资者拥有当地企业更多的信息,地理临近使得信息获取成本更低。Agarwal和Hauswald<sup>[23]</sup>发现,与银行的地理距离较近的企业更容易获得银行贷款。Kedia和Rajgopal<sup>[24]</sup>从监管的角度研究发现,位于美国证券交易委员会较近地区的公司信息披露质量更高。罗进辉等<sup>[25]</sup>的研究表明,相对于外地独董而言,地理临近的本地独董拥有企业更多的信息,进

而可以有效地约束管理层私利行为。由此可知,地理位置会影响企业与信息使用者的信息传递效率。

交通基础设施建设可以重塑城市间的空间结构,减少地理距离造成的信息传递效率损失,降低经济主体之间的信息不对称程度。Giroud<sup>[14]</sup>发现新航线开通可以降低总公司和子公司之间由于地理距离带来的信息不对称,进而提高总公司对子公司的投资水平。黄张凯等<sup>[26]</sup>研究表明,高铁带来的信息沟通便利可以减轻地理距离对 IPO 定价的消极影响。龙玉等<sup>[27]</sup>指出高铁开通可以降低投资人和创业者之间的信息不对称,从而吸引更多的风险投资。赵静等<sup>[28]</sup>研究发现,高铁开通有助于企业信息的传播,降低股价崩盘风险。Charnoz 等<sup>[15]</sup>研究发现,法国高铁降低了企业总部与分支机构的信息沟通成本,提高了企业管理效率。Bernard 等<sup>[29]</sup>认为日本新干线为企业与供应商带来了更多面对面交流的机会,从而提升了企业采购和供应效率。饶品贵等<sup>[30]</sup>指出,高铁开通便于企业通过面对面交流或实地调研来收集供应商的信息,进而优化企业的供应商分布决策。杨昌安和何熙琼<sup>[16]</sup>发现,高铁在提高地区资本市场信息效率中发挥着积极作用。由此可见,交通基础设施建设确实有助于缓解地理距离导致的信息不对称。

现有文献研究已经开始关注地理距离在信息传递中的作用,并从交通基础设施建设的角度进行了深入的探讨,这为推动新地理经济学的发展奠定了基础。股价同步性的研究更多的是从公司特征、制度环境、信息中介和信息交易者角度出发寻找影响股价信息含量的因素,而鲜有文献考察地理距离对股价同步性的影响。根据市场有效理论,股价综合反映了公司私有信息、行业信息和宏观信息。股价中公司私有信息的增加可以减轻内部人和外部人之间的信息不对称,进而提高资本市场效率。地理距离会制约信息需求者获取企业特质信息的能力,进而会导致股价中所蕴含的信息含量减少。从理论上来说,交通基础设施建设可以缓解由于地理距离产生的信息不对称和代理冲

突,进而降低股价同步性。基于此,借助高铁开通这个准自然实验,检验高铁开通影响股价同步性可能存在的信息效应和治理效应,对于现有文献体系的完善和发展有着积极的意义。

## 1.2 理论分析与研究假设

地理距离造成了资本市场各主体与企业之间的信息鸿沟,地理临近有利于降低信息搜集和沟通的成本。已经有文献发现,投资者在选择股票时有着明显的本地偏好<sup>[22]</sup>,分析师对地理邻近企业的盈余预测更为精准<sup>[18, 19]</sup>,银行更容易向地理距离较近的企业发放贷款<sup>[23]</sup>。这些经验证据表明,地理临近可以为资本市场参与者提供信息优势,进而有助其做出合理的决策。地理距离对不同主体之间信息传递效率的影响在地域辽阔的中国表现尤为突出,无垠的地理空间导致信息搜寻难度、成本较高,信息传递也极易失真。部分学者已经发现,交通基础设施建设有助于缓解地理距离导致的信息不对称<sup>[27-29]</sup>。近年来我国正在不断完善“八纵八横”高铁网络建设,这有效地促进了地区之间人流、物流、资金流和信息流的交融,对于提高不同地区之间的信息沟通效率有着积极的作用。

股价同步性的一个重要根源在于资本市场中投资者与公司之间存在着的信息不对称,公司私有信息无法有效地反映到股票价格中<sup>[1]</sup>,进而导致股票定价效率低下。已经有文献证实,实地调研可以有效地帮助外部人获取公司私有信息,进而降低信息不对称<sup>[31, 33]</sup>。然而,通过实地调研获取公司私有信息很大程度上会受到地理距离的制约,地理距离越远时实地调研获取私有信息的难度更大、成本也更高<sup>[17, 19]</sup>。本研究认为高铁开通可以通过信息效应来降低股价同步性。具体而言,高铁开通有助于分析师和新闻媒体等外部信息使用者通过实地调研来获取公司私有信息<sup>②</sup>,降低内部人和外部人的信息不对称,减少私有信息的套利空间,进而提高资本市场的信息效率。

不同于财务报告等公开信息,私有信息获取难度较大、收集成本较高,更多地需要通过实地调

② 高铁开通同样有利于个人投资者获取公司私有信息,但是本文并未予以考虑。从理论上讲,个人投资者更容易会陷入“理性愚昧困局”。个人投资者进行信息收集和处理的成本往往超过其收益,理性的个人投资者往往会放弃信息收集。从现实中看,个人投资者的实地调研也较少。本文统计发现,2007 年~2019 年仅有 1 807 个年度观测样本有个人投资者实地调研,仅占总样本的 6.225%。

研和面对面的交流来获取。证监会在《上市公司与投资者关系工作指引》中专门指出,上市公司可安排投资者、分析师等到公司现场参观、座谈沟通。相对于电话会议、投资者交流会、策略会议、业绩说明会等方式,实地调研在获取公司私有信息方面具有独特的优势<sup>[32]</sup>。首先,实地调研可以获得更为直观、真实的信息,因为实地调研可以让参观者更为直观地观察到企业实际的生产经营情况。其次,实地调研不仅可以了解公司历史信息,还可以获取企业现在和未来的信息。外部投资者在实地调研时可以与公司管理层和员工进行面对面的交流,了解公司的经营现状和未来经营战略等公司私有信息。最后,实地调研可以提高信息获取的及时性。分析师、新闻媒体可以按照市场热点要求进行实地调研,这有助于信息需求者更加及时地获取公司私有信息<sup>[34]</sup>。

地理距离和空间区位会约束分析师、新闻媒体等外部信息需求者搜集企业私有信息的活动,而高铁可以提高地理上的有效可达空间,缓解由于地理距离而产生的信息约束。具体而言,高铁在促进人流、信息流的运输与传递方面具有成本低、准点率高的优势。时间成本对于分析师和新闻记者而言尤为重要,由于机场一般距离市中心更远,而且乘客需要提前至少两个小时到机场办理值机、安检等手续,这就使得乘坐飞机所付出的时间成本远高于高铁<sup>③</sup>。同时,由于受到天气、交通管制等不可控因素的影响,乘客经常会面临航班延误甚至取消的困扰,严重打乱了乘客的出行计划。根据民航总局的数据显示,在2019年上半年中国大陆地区机场实际出港航班量高达235.68万架次,但出港准点率仅为74.32%,平均延误29.05分钟。相对飞机而言,高铁的准点率较高,以2019年春运期间的数据为例,高铁的始发、终到正点率分别高达98.3%和92.9%。高铁较高的准点率降低了出行安排的不确定性,这给分析师和新闻媒体的实地调研带来了重要的保障。一方面,作为资本市场中重要的信息中介,分析师通过对公司信息的收集和处理为投资者决策提供参考<sup>[35]</sup>。高铁开通的空间压缩效应可以帮助分析师更加快捷和频繁地到企业进行实地调研获取私有信息,撰写盈余

预测更为精准的研究报告<sup>[36]</sup>,为投资者的交易决策提供参考依据,提高资本市场信息效率<sup>[32]</sup>。另一方面,新闻媒体在资本市场中发挥着重要的舆论监督作用,新闻媒体对公司层面信息的报道可以影响投资者决策,促使更多的公司私有信息融入股价,进而降低股价同步性<sup>[37, 38]</sup>。高铁开通可以帮助新闻记者及时地获取企业第一手资料,记者通过新闻报道将企业私有信息在资本市场中传播,增加市场中的知情交易,最终降低股价同步性。

同时,高铁开通还可以通过治理效应来降低股价同步性。地理距离会增加监督成本,进而增加企业的代理冲突和道德风险。已经有文献证实,上市公司与监管机构的地理距离越近,管理层进行违规活动的可能性越低<sup>[24, 39]</sup>。地理距离会影响独立董事履行监督职能,与上市公司距离越远的独立董事监督能力越弱,所在公司的代理冲突也越严重<sup>[25, 40]</sup>。此时,高铁开通会缓解地理距离导致的代理冲突和道德风险,促进企业披露私有信息,进而降低股价同步性。高铁开通可以降低监管成本,监管部门和独立董事可以对上市公司实施更多的监督,进而可以减少企业代理冲突和道德风险。在面临着严格的外部监管时,上市公司进行信息披露的意愿和质量均会有所提升,进而增加股票价格中的公司私有信息含量<sup>[41, 42]</sup>。

综上所述,本文提出如下假设:

**假设 1** 高铁开通有助于降低沿线企业的股价同步性。

**假设 1a** 高铁开通具有信息效应,即高铁开通可以减少地理距离造成的信息效率损失,进而降低股价同步性。

**假设 1b** 高铁开通具有治理效应,即高铁开通可以通过缓解企业的代理冲突,进而降低股价同步性。

## 2 研究设计

### 2.1 样本数据

以沪深两市2007年~2019年间A股上市公

③ 需要说明的是,高铁在中短途出行中优势更突出,即运行时间小于3h或运行里程小于1000km的时候高铁比飞机更具有吸引力。

司为研究对象,并进行了如下筛选:1)剔除被 ST 和 \*ST 的上市公司;2)剔除金融行业上市公司;3)剔除当年上市的公司;4)剔除年度周交易收益数据小于 30 周的上市公司;5)剔除数据缺失样本的上市公司。最终,共获得 29 030 个公司年度观测样本。为了排除极端值的影响,对所有连续变量进行了 Winsorize 处理,在公司层面对回归的标准误进行了 Cluster 处理。

相关数据的来源有:1)高铁相关数据主要来自于 12306 官网、中国国家铁路集团有限公司官网。利用爬虫技术从 12306 官网获取各城市高铁车站站点信息,从中国国家铁路集团有限公司官网获取高铁线路的开通时间,手工整理出全国各城市首次开通高铁的年份数据;2)地理数据是基于中国地理 90 米分辨率数字高程数据<sup>④</sup>,采用 ArcGIS 软件预处理后得到高程图,再利用空间分析模块从中提取各城市平均地理坡度、地形起伏度等地理数据;3)城市层面数据主要来自于中国城市统计年鉴和 WIND 数据库,具体包括各城市的人均 GDP、实际利用外资金额、人均道路面积、社会消费品零售总额和户籍人口数量;4)公司财务数据、治理数据、办公地点、股票交易数据来自于 CSMAR 和 WIND 数据库;5)实地调研数据和财经新闻数据均来自于中国研究数据服务平台

(CNRDS)。

## 2.2 变量选择与定义

借鉴 Piotroski 和 Roulstone<sup>[43]</sup>、Gul 等<sup>[2]</sup>的研究,以市场模型回归的  $R^2$  来计量股价同步性。具体模型如下

$$R_{i,w,t} = \alpha + \beta_1 R_{M,w,t} + \beta_2 R_{M,w-1,t} + \beta_3 R_{I,w,t} + \beta_4 R_{I,w-1,t} + \varepsilon_{i,w,t} \quad (1)$$

其中  $R_{i,w,t}$  为企业  $i$  第  $t$  年第  $w$  周考虑现金红利再投资的收益率; $R_{M,w,t}$  为第  $t$  年第  $w$  周 A 股市场流通市值加权平均收益率; $R_{I,w,t}$  为第  $t$  年第  $w$  周行业流通市值加权平均收益率(不包含企业  $i$ )。以证监会 2012 年行业分类标准为依据,经过回归得到拟合优度  $R^2$ , 然后进行对数转换,最终计算出股价同步性(SYNCH)

$$SYNCH_{i,t} = \ln[R_{i,t}^2 / (1 - R_{i,t}^2)] \quad (2)$$

高铁开通( $HSR_{i,t}$ )为虚拟变量,当企业  $i$  第  $t$  年所在城市开通了高铁  $HSR$  为 1, 否则为 0。

借鉴 Gul 等<sup>[2]</sup>、Xu 等<sup>[44]</sup>、陈冬华和姚振晔<sup>[45]</sup>的研究,引入如下控制变量:资产负债率、净资产收益率、企业规模、成长能力、股权集中度、企业年龄、“四大”审计、产权性质、市场活跃程度。同时,回归模型还控制了行业固定效应、年度固定效应和城市固定效应。

表 1 变量定义

Table 1 Variable definition

| 变量类型  | 变量名称   | 变量符号     | 变量解释                       |
|-------|--------|----------|----------------------------|
| 被解释变量 | 股价同步性  | SYNCH    | 采用市场模型 $R^2$ 计量的股价同步性      |
| 解释变量  | 高铁开通   | HSR      | 企业所在城市开通高铁后为 1, 否则为 0      |
| 控制变量  | 偿债能力   | Lev      | 资产负债率                      |
|       | 盈利能力   | ROE      | 净资产收益率                     |
|       | 企业规模   | Size     | 总资产的自然对数                   |
|       | 成长能力   | Growth   | 营业收入增长率                    |
|       | 股权集中度  | Top1     | 第一大股东持股比例                  |
|       | 企业年龄   | Age      | 企业上市年限加 1 取自然对数            |
|       | “四大”审计 | Big4     | 当企业为国际四大会计事务所审计时为 1, 否则为 0 |
|       | 产权性质   | SOE      | 当企业为国企时为 1, 否则为 0          |
|       | 市场活跃程度 | Quantity | 股票年交易量的自然对数                |

## 2.3 模型设计

使用多期双重差分模型(DID)检验高铁开通

对股价同步性的平均处理效应,将高铁开通对股价同步性的影响从其他因素的影响中分离出来。

<sup>④</sup> 地理数据来源于中国科学院计算机网络信息中心的开放数据平台,网址为 <http://www.gscloud.cn/>。中国行政区划矢量图来源于国家测绘地理信息局,网址为 <http://bzdt.nasg.gov.cn/index.jsp>。

同时,考虑到高铁开通这个准自然实验包含了多个实验组和期间,因此需要加入行业固定效应、年度固定效应和城市固定效应来控制一些不可观测因素的影响. 基准回归模型如下

$$SYNCH = \alpha_0 + \alpha_1 HSR + \alpha_2 Control + \varepsilon \quad (3)$$

其中  $SYNCH$  为股价同步性;  $HSR$  为高铁开通. 本文关注的是回归系数  $\alpha_1$ , 该系数估计了双重差分的效果. 根据前文的研究假设, 预期回归系数  $\alpha_1$  显著为负, 这意味着高铁开通将降低沿线企业的股价同步性.

### 3 实证结果与分析

#### 3.1 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果. 从表 2 中发现, 拟合优度  $R^2$  的均值为 0.469, 与周铭

山等<sup>[46]</sup>报告的 0.461 基本一致, 但小于 Eun 等<sup>[3]</sup>报告的 0.549. 这主要是因为 Eun 等<sup>[3]</sup>计算的拟合优度  $R^2$  是基于 1993 年~2010 年的数据, 在此阶段中国证券市场的信息效率仍然较低. 随着中国制度建设和信息环境的不断完善, 资本市场通过价格来进行资源配置的效率不断提升, 股价同步性也在不断降低, 因此拟合优度  $R^2$  低于 Eun 等<sup>[3]</sup>是符合现实情况的. 股价同步性 ( $SYNCH$ ) 的均值为 -0.092, 与刘海飞等<sup>[47]</sup>的研究较为相近. 高铁开通 ( $HSR$ ) 的均值为 0.748, 这表明全样本中有 74.8% 的企业年度观测样本所在城市开通了高铁. 这与中国现阶段高铁建设的现状较为相符, 截至 2020 年底高速铁路运营里程达 3.79 万 km, 稳居世界第一. 其他控制变量的描述统计与主流文献基本一致, 限于篇幅不再赘述.

表 2 描述性统计

Table 2 Descriptive statistics

| 变量         | 样本量    | 均值     | 标准差    | 最小值    | 中位数    | 最大值    |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| $R^2$      | 29 030 | 0.469  | 0.176  | 0.082  | 0.475  | 0.820  |
| $SYNCH$    | 29 030 | -0.092 | 0.428  | -1.601 | -0.047 | 0.797  |
| $HSR$      | 29 030 | 0.748  | 0.434  | 0.000  | 1.000  | 1.000  |
| $Lev$      | 29 030 | 0.438  | 0.214  | 0.050  | 0.431  | 0.966  |
| $ROE$      | 29 030 | 0.065  | 0.130  | -0.655 | 0.069  | 0.391  |
| $Size$     | 29 030 | 21.882 | 1.300  | 19.291 | 21.715 | 25.861 |
| $Growth$   | 29 030 | 0.355  | 1.224  | -1.246 | 0.094  | 9.083  |
| $Top1$     | 29 030 | 4.191  | 11.337 | 0.090  | 0.367  | 55.279 |
| $Age$      | 29 030 | 2.075  | 0.861  | 0.000  | 2.303  | 3.258  |
| $Big4$     | 29 030 | 0.051  | 0.220  | 0.000  | 0.000  | 1.000  |
| $SOE$      | 29 030 | 0.408  | 0.491  | 0.000  | 0.000  | 1.000  |
| $Quantity$ | 29 030 | 21.052 | 1.054  | 18.605 | 21.059 | 23.663 |

#### 3.2 单因素分析

同时,采用单因素检验来分析不同样本组之间的差异. 从表 3 的结果可知, 未开通高铁样本组的拟合优度  $R^2$  和股价同步性 ( $SYNCH$ ) 均值分别高出开通高铁的样本组均值 0.047 和 0.122, 这种组间差异均在 1% 的水平上显著. 同理, 中位数检验的结果显示, 未开通高铁样本组股价同步性的中位数大于开通高铁样本组的中位数, 支持前文的论断. 整体表明, 相对于未开通高铁样本组而言, 开通高铁样本组的股价同步性更低, 初步印证本文的假设 1. 限于篇幅, 本文未对其他控制变量

的组间差异进行描述.

#### 3.3 相关性检验

表 4 列示了主要变量之间的 Pearson 和 Spearman 相关性系数. 从表 4 中检验结果可知, 高铁开通 ( $HSR$ ) 与股价同步性 ( $SYNCH$ ) 的 Pearson 相关性系数和 Spearman 相关性系数分别为 -0.183 和 -0.158, 均在 1% 的水平上显著. 这表明, 在不考虑其他因素的影响下, 高铁开通可以降低股价同步性, 这与本文的理论预期一致. 另外, 表 4 中 Pearson 相关性系数和 Spearman 相关性系数均小于多重共线性经验判断值 0.6, 由此

表明主要变量之间并不存在严重的多重共线性 问题。

表 3 单因素检验结果

Table 3 Results of univariate test

| 变量                    | 未开通高铁样本组 |        | 开通高铁样本组 |        | <i>T test</i> | <i>Wilcoxon Z</i> |
|-----------------------|----------|--------|---------|--------|---------------|-------------------|
|                       | 均值       | 中位数    | 均值      | 中位数    |               |                   |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.504    | 0.511  | 0.457   | 0.462  | 0.047 ***     | 0.049 ***         |
| <i>SYNCH</i>          | -0.001   | 0.020  | -0.123  | -0.073 | 0.122 ***     | 0.093 ***         |
| <i>Lev</i>            | 0.469    | 0.467  | 0.428   | 0.420  | 0.041 ***     | 0.047 ***         |
| <i>ROE</i>            | 0.067    | 0.066  | 0.064   | 0.070  | 0.003 *       | -0.004 **         |
| <i>Size</i>           | 21.639   | 21.502 | 21.963  | 21.794 | -0.324 ***    | -0.292 ***        |
| <i>Growth</i>         | 0.351    | 0.072  | 0.357   | 0.102  | -0.006        | 0.030 ***         |
| <i>Top1</i>           | 1.681    | 0.354  | 5.036   | 0.374  | -3.356 ***    | -0.020 ***        |
| <i>Age</i>            | 2.074    | 2.398  | 2.075   | 2.197  | -0.001        | 0.201 ***         |
| <i>Big4</i>           | 0.044    | 0.000  | 0.053   | 0.000  | -0.009 ***    | 0.000 ***         |
| <i>SOE</i>            | 0.509    | 1.000  | 0.374   | 0.000  | 0.135 ***     | 1.000 ***         |
| <i>Quantity</i>       | 20.946   | 20.982 | 21.088  | 21.086 | -0.141 ***    | -0.104 ***        |

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表 4 相关性检验结果

Table 4 Results of correlation test

| 变量              | <i>SYNCH</i> | <i>HSR</i> | <i>Lev</i> | <i>ROE</i> | <i>Size</i> | <i>Growth</i> | <i>Top1</i> | <i>Age</i> | <i>Big4</i> | <i>SOE</i> | <i>Quantity</i> |
|-----------------|--------------|------------|------------|------------|-------------|---------------|-------------|------------|-------------|------------|-----------------|
| <i>SYNCH</i>    | 1.000        | -0.112 *** | -0.001     | -0.064 *** | 0.040 ***   | 0.017 ***     | -0.086 ***  | 0.022 ***  | -0.006      | 0.128 ***  | 0.034 ***       |
| <i>HSR</i>      | -0.124 ***   | 1.000      | -0.082 *** | 0.006      | 0.103 ***   | 0.041 ***     | 0.067 ***   | 0.019 ***  | 0.017 ***   | -0.119 *** | 0.051 ***       |
| <i>Lev</i>      | -0.002       | -0.083 *** | 1.000      | -0.024 *** | 0.461 ***   | 0.031 ***     | 0.037 ***   | 0.378 ***  | 0.104 ***   | 0.292 ***  | 0.292 ***       |
| <i>ROE</i>      | -0.023 ***   | -0.011 *   | -0.139 *** | 1.000      | 0.203 ***   | 0.046 ***     | 0.093 ***   | -0.019 *** | 0.089 ***   | -0.000     | -0.031 ***      |
| <i>Size</i>     | 0.040 ***    | 0.108 ***  | 0.436 ***  | 0.143 ***  | 1.000       | -0.032 ***    | 0.216 ***   | 0.385 ***  | 0.266 ***   | 0.322 ***  | 0.362 ***       |
| <i>Growth</i>   | 0.005        | 0.002      | 0.088 ***  | 0.054 ***  | -0.002      | 1.000         | -0.202 ***  | 0.000      | -0.013 **   | -0.012 **  | -0.010 *        |
| <i>Top1</i>     | -0.218 ***   | 0.129 ***  | -0.004     | -0.025 *** | 0.138 ***   | -0.157 ***    | 1.000       | -0.023 *** | 0.061 ***   | 0.133 ***  | -0.004          |
| <i>Age</i>      | 0.038 ***    | 0.000      | 0.392 ***  | -0.042 *** | 0.359 ***   | 0.072 ***     | 0.051 ***   | 1.000      | 0.064 ***   | 0.419 ***  | 0.343 ***       |
| <i>Big4</i>     | 0.002        | 0.017 ***  | 0.100 ***  | 0.067 ***  | 0.331 ***   | -0.014 **     | -0.077 ***  | 0.064 ***  | 1.000       | 0.142 ***  | 0.139 ***       |
| <i>SOE</i>      | 0.136 ***    | -0.119 *** | 0.287 ***  | -0.000     | 0.331 ***   | 0.021 ***     | -0.030 ***  | 0.404 ***  | 0.142 ***   | 1.000      | 0.235 ***       |
| <i>Quantity</i> | 0.017 ***    | 0.058 ***  | 0.290 ***  | -0.064 *** | 0.380 ***   | -0.006        | 0.068 ***   | 0.384 ***  | 0.156 ***   | 0.238 ***  | 1.000           |

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；对角线左下角为 Pearson 相关性系数，右上角为 Spearman 相关性系数。

### 3.4 主检验

采用多期 DID 模型来探索高铁开通对股价同步性的影响，基准回归结果如表 5 所示。表 5 中列(1)结果显示，高铁开通 (*HSR*) 与股价同步性 (*SYNCH*) 在 1% 的水平上显著负相关，回归系数为 -0.026，验证了假设 1。该结论的经济学意义在于，相对于非高铁沿线企业而言，高铁沿线企业在高铁开通后股价同步性降低了 2.6%。考虑到

高铁开通对股价同步性的影响可能存在滞后效应，还以  $T+1$  期和  $T+2$  期的股价同步性作为被解释变量进行回归。表 5 中列(2)和列(3)的检验结果显示，高铁开通 (*HSR*) 的回归系数分别在 1% 和 5% 的水平上显著为负，研究的结论并未发生改变。另外，模型中其他控制变量的回归结果与 Gul 等<sup>[2]</sup>、陈冬华和姚振晔<sup>[45]</sup> 基本一致，在此并未逐一赘述。

表 5 主检验结果

Table 5 Results of baseline regression

| 变量                       | T 期                       | T + 1 期                   | T + 2 期                  |
|--------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|
|                          | (1)                       | (2)                       | (3)                      |
| <i>HSR</i>               | -0.026 ***<br>( - 3.030)  | -0.029 ***<br>( - 3.594)  | -0.018 **<br>( - 2.081)  |
| <i>Lev</i>               | -0.259 ***<br>( - 15.714) | -0.154 ***<br>( - 10.056) | -0.105 ***<br>( - 6.473) |
| <i>ROE</i>               | -0.236 ***<br>( - 10.334) | -0.188 ***<br>( - 9.258)  | -0.135 ***<br>( - 7.030) |
| <i>Size</i>              | 0.058 ***<br>(15.300)     | 0.015 ***<br>(4.494)      | -0.002<br>( - 0.659)     |
| <i>Growth</i>            | -0.012 ***<br>( - 6.387)  | -0.006 ***<br>( - 3.331)  | -0.007 ***<br>( - 3.856) |
| <i>Top1</i>              | -0.000<br>( - 0.340)      | -0.000<br>( - 0.977)      | -0.001 **<br>( - 2.494)  |
| <i>Age</i>               | 0.043 ***<br>(9.179)      | 0.013 ***<br>(2.650)      | 0.006<br>(1.112)         |
| <i>Big4</i>              | -0.128 ***<br>( - 8.332)  | -0.077 ***<br>( - 5.788)  | -0.045 ***<br>( - 3.463) |
| <i>SOE</i>               | 0.040 ***<br>(5.302)      | 0.037 ***<br>(5.338)      | 0.041 ***<br>(5.843)     |
| <i>Quantity</i>          | -0.033 ***<br>( - 7.775)  | 0.001<br>(0.343)          | 0.019 ***<br>(5.433)     |
| <i>Constant</i>          | -0.607 ***<br>( - 7.648)  | -0.341 ***<br>( - 4.824)  | -0.360 ***<br>( - 4.813) |
| <i>Ind/Year/City</i>     | YES                       | YES                       | YES                      |
| <i>N</i>                 | 29 030                    | 25 300                    | 22 307                   |
| <i>Adj-R<sup>2</sup></i> | 0.225                     | 0.233                     | 0.245                    |

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内为 *t* 值；标准误差经过公司层面 Cluster 处理。

使用双重差分法的前提条件是实验组和控制组在受到政策冲击前满足平行趋势假设，即在高铁开通之前实验组和控制组的股价同步性变化趋势相似。为了揭示高铁开通对股价同步性影响的时间趋势，本文构建如下检验模型

$$\begin{aligned}
 SYNCH_{i,t} = & \zeta_0 + \zeta_1 HSR\_Before2_{i,t} + \\
 & \zeta_2 HSR\_Before1_{i,t} + \zeta_3 HSR_{i,t} + \\
 & \zeta_4 HSR\_Post1_{i,t} + \zeta_5 HSR\_Post2_{i,t} + (4) \\
 & \zeta_6 HSR\_Post3_{i,t} + \zeta_7 Control_{i,t} + \\
 & \sum Ind + \sum Year + \sum City + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

其中 *HSR\_Before2*、*HSR\_Before1* 为企业所在城市开通

高铁的前 2 年和前 1 年；*HSR\_Post1*、*HSR\_Post2*、*HSR\_Post3* 为企业所在城市开通高铁后的第 1 年、第 2 年和第 3 年。*Control* 为控制变量，与前文一致。

为了更为直观地观测实验组和控制组股价同步性的变化趋势，绘制了  $\zeta_1$  至  $\zeta_6$  系数及其 95% 的置信区间图。从图 1 中可知， $\zeta_1$  和  $\zeta_2$  系数并不显著异于 0，这表明在高铁开通前实验组和控制组股价同步性的变化趋势并没有显著的差异； $\zeta_3$  至  $\zeta_6$  系数均显著异于 0，这表明在高铁开通后实验组和控制组股价同步性有着显著的差异。整体而言，本研究满足平行趋势假设。

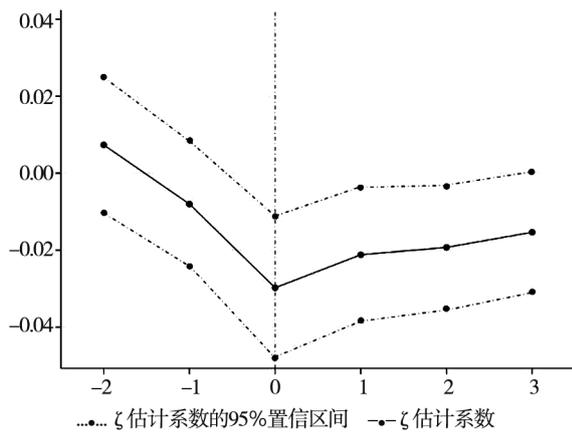


图 1 平行趋势检验结果

Fig. 1 Results of parallel test

### 3.5 稳健性测试

#### 3.5.1 安慰剂检验

考虑到可能存在一些同时影响城市高铁开通和企业股价同步性的不可观测变量,采用安慰剂检验来消除这些不可观测变量带来的系统性误差.具体采用了以下两种方法:第一,设定虚拟的高铁开通城市.按照实际每年高铁开通城市的数量来随机选择相同数量的虚拟高铁开通城市,按照高铁开通的定义设定虚拟的高铁开通 *HSR\_City* 进行回归,并重复该过程 1 000 次.图 2 列示了随机抽样 1 000 次的回归系数和密度分布特征.从图 2 中可以发现,随机选择高铁开通城市后的回归系数均匀地分布在 0 的附近,回归系数的均值为 0.000 956 7,绝大部分随机模拟的回归系数大于本研究的基本回归系数.这表明,随机生成高铁开通城市的方式并不能获得降低股价同步性的效果,这证明高铁对股价同步性的抑制作用并非是由于模型设定错误而造成的;第二,设定虚拟的高铁开通企业.按照实际每年高铁开通企业的数量随机选择相同数量的虚拟高铁开通企业,设定虚拟的高铁开通 *HSR\_Firm* 进行回归,并重复该过程 1 000 次.从图 3 中的回归系数和 *p* 值分布特征可知,模拟的回归系数分布在 0 两侧,回归系数的均值为 0.000 137 1,绝大部分随机模拟的回归系数大于基本回归系数.这说明,随机生成高铁开通企业的方式也未能对股价同步性产生显著的作用.分别采用虚拟高铁开通城市和虚拟高铁开通企业等方法来进行安慰剂检验,检

验结果均表明高铁开通可以有效地降低企业的股价同步性,证实高铁开通对股价同步性的抑制效应并非由模型设定错误造成,进一步证明了研究结论的可靠性.

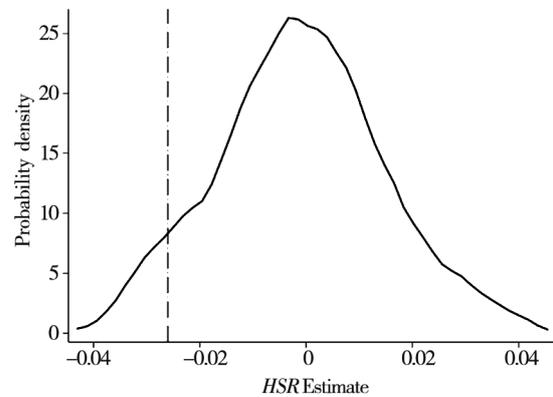


图 2 随机分配高铁开通城市的模拟结果

Fig. 2 Probability density distribution of virtual HSR opening city

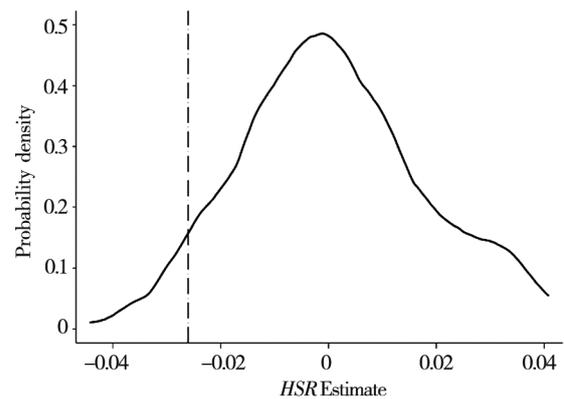


图 3 随机分配高铁开通企业的模拟结果

Fig. 3 Probability density distribution of virtual

HSR opening enterprises

#### 3.5.2 工具变量法

以地理坡度 (*Slope*) 作为高铁开通的工具变量,采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 来进一步控制内生性问题.地理坡度是地表单元陡缓的程度,具体为坡面的垂直高度和路程的比值,该数据是采用 ArcGIS 软件中的空间分析模块从中国地理 90 米分辨率数字高程数据提取而得.基于地理信息选取工具变量的合理之处在于:一方面,铁路线路规划的初衷是寻求技术可行、经济最优的方案,地理条件是线路方案选择的关键因素.在平原地区修建高铁的技术难度小、施工成本低且建设时间短.相反,在山地地区、丘陵地区修建高铁受到自然条件的影响,修建高铁的技术要求高、施工成本

高,所需的建设时间也长.因此,在地理坡度较小的地区修建高铁的可能性更大;另一方面,各地区的地理坡度是很久之前就客观存在且绝对外生,与股价同步性不直接相关.两阶段最小二乘法的第一阶段主要预测的是上市公司所在地高铁开通的概率,被解释变量为高铁开通(*HSR*),解释变量为平均地理坡度(*Slope*),控制变量为地形起伏度(*Grad*),经济发展水平(*GDP*),对外开放水平(*Open*),交通基础设施建设(*TRA*),社会消费品(*SGDS*),人口规模(*Pop*)等城市层面的因素.以第一阶段回归的因变量拟合值作为解释变量代入模型(3)进行第二阶段回归.从表6中列(1)可知,地理坡度(*Slope*)与高铁开通(*HSR*)显著负相关,这表明在地理坡度较小的地区开通高铁的可能性更大,证实了前文的分析.列(2)的结果显示,高铁开通(*HSR*)的回归系数在1%的水平上显著负相关,支持了假设1.此外,识别弱工具变量检验的F统计量为47.396,这说明选取的工具变量有效.

3.5.3 更换股价同步性的计量方法

为了确保结论的稳健性,避免其受到所选用模型的影响,借鉴Morck等<sup>[1]</sup>、钟覃琳和陆正

飞<sup>[48]</sup>、田利辉和曹龙杰<sup>[49]</sup>的方法重新计量了股价同步性.对模型(4)回归的 $R^2$ 进行 $\ln[R^2/(1-R^2)]$ 转化,进而计量股价同步性,具体模型如下

$$R_{i,w,t} = \alpha + \beta R_{M,w,t} + \varepsilon_{i,w,t} \quad (5)$$

其中 $R_{i,w,t}$ 为企业*i*第*t*年第*w*周考虑现金红利再投资的收益率; $R_{M,w,t}$ 为第*t*年第*w*周A股市场流通市值加权平均收益率.从表6中列(3)的回归结果可知,高铁开通(*HSR*)的回归系数依然显著为负,与前文的结论完全一致.

3.5.4 剔除中心城市

政府在规划高铁线路时会优先考虑直辖市和省会城市,这使得开通高铁的城市并非随机选择.这些中心城市经济较为发达、信息环境较好,先天的区位优势可以吸引更多的分析师和财经媒体等信息中介对企业进行实地调研,进而使得企业股价同步性较低.为了避免上述问题对研究结论的影响,参考龙玉等<sup>[27]</sup>的方法,删除了中心城市的样本后重新检验高铁开通对股价同步性的影响.由表6中列(4)可知,在删除中心城市之后高铁开通(*HSR*)的回归系数依然在1%的水平上显著为负,支持假设1<sup>⑤</sup>.

表6 其他稳健性检验结果

Table 6 Results of other robustness tests

| 变量                   | 工具变量法                  |                        | 重新计量股价同步性               | 剔除中心城市                 |
|----------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
|                      | (1)                    | (2)                    | (3)                     | (4)                    |
| <i>Slope</i>         | -0.032 ***<br>(-5.360) |                        |                         |                        |
| <i>HSR</i>           |                        | -1.102 ***<br>(-2.605) | -0.089 ***<br>(-3.976)  | -0.033 ***<br>(-2.731) |
| <i>Constant</i>      | -0.043<br>(-0.260)     | -0.529<br>(-1.250)     | -3.351 ***<br>(-17.361) | -0.524 ***<br>(-4.466) |
| 控制变量                 | YES                    | YES                    | YES                     | YES                    |
| <i>Ind/Year/City</i> | YES                    | YES                    | YES                     | YES                    |
| <i>N</i>             | 29 030                 | 29 030                 | 29 030                  | 15 236                 |
| Adj- $R^2$           | 0.512                  | 0.093                  | 0.359                   | 0.239                  |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归系数在1%、5%、10%水平上显著;括号内为*t*值;标准误差经过公司层面Cluster处理.

⑤ 考虑到普通铁路、公路、水运和航空对高铁在出行选择中存在一定的替代作用,本文参考赵静等<sup>[28]</sup>的做法,在模型中加入了其他交通工具的变量.具体变量如下:普通铁路,具体为省级层面的普通铁路旅客周转量的自然对数;公路,具体为省级层面的公路旅客周转量的自然对数;水运,具体为省级层面的水运旅客周转量的自然对数;航空,若企业所在的城市有机场赋值为1,否则为0.重新回归的结果显示,高铁开通(*HSR*)的回归系数仍然显著为负,说明在控制其他交通基础设施的影响后高铁开通依然可以降低股价同步性.

## 4 作用机理分析

实证结果显示高铁开通可以有效地降低股价同步性,该结论支持了假设 1。正如前文的理论分析,高铁开通可能通过信息效应或治理效应来影响企业股价同步性。因此,有必要检验高铁开通影响股价同步性的作用机理,验证高铁开通可能存在的信息效应和治理效应,体的检验如下所示。

### 4.1 信息效应

按照前文的逻辑,高铁开通可以发挥信息效应,缓解由于地理距离造成的信息不对称,有助于外部信息使用者获取企业私有信息,进而降低企业股价同步性。如果高铁开通的信息效应成立,那

么相对于信息环境好的企业而言,高铁开通对于信息环境差的企业股价同步性影响更大。基于此,以过去 3 年企业可操纵性应计绝对值总和作为信息环境的代理变量<sup>[39, 50, 51]</sup>,按照年度均值将样本分为信息环境良好和信息环境薄弱两个样本组。由表 7 中列(1)可知,在信息环境较好的企业中,高铁开通(*HSR*)的回归系数虽然为负,但却并不显著。表 7 列(2)的结果显示,高铁开通(*HSR*)的回归系数在 1% 的水平上显著为负。这表明,高铁开通对于信息环境薄弱企业的股价同步性有显著抑制作用。整体而言,相对于信息环境较好的企业而言,高铁开通对于信息环境较差企业的股价同步性抑制作用更强,证实了高铁通过信息效应来降低股价同步性,验证了假设 1a。

表 7 基于信息效应的作用机理检验结果

Table 7 Results of the mechanism test based on differences of information environment

| 变量                         | 信息环境               |                       |
|----------------------------|--------------------|-----------------------|
|                            | 良好                 | 薄弱                    |
|                            | (1)                | (2)                   |
| <i>HSR</i>                 | -0.014<br>(-1.087) | -0.034***<br>(-3.022) |
| <i>Constant</i>            | 0.145<br>(1.215)   | -0.834***<br>(-8.972) |
| 控制变量                       | YES                | YES                   |
| <i>Ind/Year/City</i>       | YES                | YES                   |
| <i>N</i>                   | 11 514             | 17 516                |
| Adj- <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.246              | 0.216                 |

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内为 *t* 值；标准误差经过公司层面 Cluster 处理。

进一步,从外部信息使用者的角度出发,考察高铁开通是否会通过促进分析师和新闻媒体实地调研来影响股价同步性。其中,分析师实地调研(*A\_Survey*)为分析师实地调研的次数,新闻媒体实地调研(*M\_Survey*)为新闻媒体实地调研的次数<sup>⑥</sup>。从表 8 中的列(1)可知,高铁开通(*HSR*)与分析师实地调研(*A\_Survey*)的回归系数在 1% 的水平上显著正相关。这表明,相对于非高铁沿线企业而言,高铁沿线企业的分析师实地调研次数有显著的增加。列(2)中的结果显示,高铁开通(*HSR*)、分析师实地调研(*A\_Survey*)与股价同步

性(*SYNCH*)均在 1% 的水平上显著负相关。这意味着,高铁可以通过增加沿线公司的分析师实地调研次数来降低股价同步性。同理,列(3)中高铁开通(*HSR*)与新闻媒体实地调研(*M\_Survey*)显著正相关,列(4)中高铁开通(*HSR*)、新闻媒体实地调研(*M\_Survey*)与股价同步性(*SYNCH*)显著负相关。这说明,高铁开通可以吸引更多的新闻媒体到企业实地调研,有助于增加企业股价中的私有信息含量,进而降低股价同步性。整体而言,验证了高铁开通可以通过分析师和新闻媒体的信息中介作用来降低股价同步性。

⑥ 为了更加精准地捕捉分析师、新闻媒体发挥的信息中介作用,本文在数据处理时删除了分析师或新闻媒体与上市公司在同一个城市的样本。

表 8 基于实地调研路径的检验结果

Table 8 Results of the mechanism test based on site visits

| 变量                         | 分析师                    |                        | 新闻媒体                   |                        |
|----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                            | <i>A_Survey</i>        | <i>Synch</i>           | <i>M_Survey</i>        | <i>Synch</i>           |
|                            | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| <i>HSR</i>                 | 0.023 ***<br>(2.644)   | -0.026 ***<br>(-2.957) | 0.024 ***<br>(3.439)   | -0.026 ***<br>(-2.988) |
| <i>A_Survey</i>            |                        | -0.028 ***<br>(-3.676) |                        |                        |
| <i>M_Survey</i>            |                        |                        |                        | -0.016 ***<br>(-2.605) |
| <i>Constant</i>            | -1.301 ***<br>(-9.719) | -0.644 ***<br>(-8.031) | -0.426 ***<br>(-5.588) | -0.613 ***<br>(-7.728) |
| 控制变量                       | YES                    | YES                    | YES                    | YES                    |
| <i>Year/Ind/City</i>       | YES                    | YES                    | YES                    | YES                    |
| <i>N</i>                   | 29 030                 | 29 030                 | 29 030                 | 29 030                 |
| Adj- <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.159                  | 0.226                  | 0.028                  | 0.235                  |

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内为 *t* 值；标准误差经过公司层面 Cluster 处理。

#### 4.2 治理效应

高铁开通会降低企业的代理冲突和道德风险,促使企业披露特质信息,进而降低股价同步性。理论上,如果高铁开通的治理效应能发挥作用,那么在公司治理较差样本组中高铁开通的影响应该更为显著,而公司治理较好样本组则应该不显著。但是,如果高铁开通对于公司治理较差和公司治理较好样本的股价同步性均能产生显著影响,这就表明高铁开并不存在治理效应。鉴于此,按照公司治理水平对样本进行分组,考察高铁开通对不同治理水平企业股价同

步性的影响是否存在差异。分别采用两类代理成本来代表公司治理水平,以(管理费用+销售费用)除以营业收入来衡量第一类代理成本<sup>[52]</sup>,以其他应收款除以总资产来衡量第二类代理成本<sup>[53, 54]</sup>。在此基础上,按照上述变量的年度均值对样本进行分组。表 9 列(1)~列(4)结果显示,在不同样本组中高铁开通(*HSR*)与股价同步性(*SYNCH*)的回归系数均在 1% 的水平上显著负相关。上述结论表明,高铁开通并不能通过公司治理效应来降低企业股价同步性,由此可知假设 1b 并不成立。

表 9 基于治理效应的作用机理检验结果

Table 9 Results of mechanism tests based on governance effect

| 变量                         | 第一类代理成本                |                        | 第二类代理成本                |                        |
|----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                            | 高                      | 低                      | 高                      | 低                      |
|                            | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| <i>HSR</i>                 | -0.038 ***<br>(-3.033) | -0.029 ***<br>(-2.789) | -0.051 ***<br>(-3.035) | -0.027 ***<br>(-2.951) |
| <i>Constant</i>            | -0.622 ***<br>(-5.578) | -0.612 ***<br>(-6.753) | -1.000 ***<br>(-7.266) | -0.533 ***<br>(-6.281) |
| 控制变量                       | YES                    | YES                    | YES                    | YES                    |
| <i>Ind/Year/City</i>       | YES                    | YES                    | YES                    | YES                    |
| <i>N</i>                   | 12 975                 | 16 055                 | 10 792                 | 18 238                 |
| Adj- <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.223                  | 0.224                  | 0.223                  | 0.225                  |

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内为 *t* 值；标准误差经过公司层面 Cluster 处理。

## 5 异质性分析

### 5.1 初始交通资源

交通资源会影响到外部信息使用者的可达性,增加信息中介获取公司私有信息的成本,进而会影响股价同步性。交通资源丰富的城市往往交通便捷,人流和信息流的周转速度较快,便于信息中介到企业进行实地调查和私下交流,获取更多的公司私有信息。Giroud<sup>[14]</sup>就发现,美国偏远地区航线的开通有助于获取该地区公司的私有信息。因此,提出如下预期:相对于交通资源丰富城市而言,高铁开通对于交通资源匮乏城市企业的股价同步性影响更大。以是否拥有机场来衡量城市的交通资源<sup>⑦</sup>,一般情况下拥有机场的城市交通资源更为丰富。表 10 列(1)结果显示,在交通资源丰富城市的样本组中高铁开通(HSR)的回归系数为负,但并不显著。列(2)结果表明,在交通资源匮乏城市的样本组中高铁开通(HSR)的回归系数在 1%的水平上显著为负。这表明,相对于交

通资源丰富的城市而言,高铁开通对股价同步性的影响在交通资源匮乏的城市更为显著。

### 5.2 信息基础设施

良好的信息基础设施可以降低信息传递成本,进而提升信息传递和扩散效率<sup>[55]</sup>。在信息基础设施薄弱地区,上市公司私有信息传递的成本较高,信息的时效性较弱,信息的覆盖面不够广泛,进而导致股价信息含量较低。此时,高铁开通带来的信息效应可以有效地弥补信息基础设施薄弱的不足。提出如下预期:相对于信息基础设施健全的地区而言,高铁开通对于信息基础设施薄弱城市企业的股价同步性影响更大。借鉴饶品贵等<sup>[30]</sup>的方法,采用互联网普及率<sup>⑧</sup>作为信息基础设施的代理变量,互联网普及率越高表明当地的信息基础设施越健全。从表 10 列(3)和列(4)的结果可知,高铁开通(HSR)仅在信息基础设施薄弱的样本组中显著为负。这说明,在信息基础设施薄弱的地区,高铁开通对股价同步性的影响更为显著。这进一步证实,交通基础设施和信息基础设施在企业信息传递中存在着互补效应。

表 10 异质性分析结果

Table 10 Results of additional tests based on differences of traffic resources

| 变量                 | 初始交通资源                |                      | 信息基础设施                |                       |
|--------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                    | 丰富                    | 匮乏                   | 健全                    | 薄弱                    |
|                    | (1)                   | (2)                  | (3)                   | (4)                   |
| HSR                | -0.015<br>(-1.501)    | -0.040**<br>(-2.221) | -0.012<br>(-0.898)    | -0.052***<br>(-4.210) |
| Constant           | -0.694***<br>(-8.160) | -0.130<br>(-0.643)   | -0.641***<br>(-5.827) | -0.559***<br>(-5.225) |
| Ind/Year/City      | YES                   | YES                  | YES                   | YES                   |
| N                  | 22 728                | 6302                 | 14 624                | 14 406                |
| Adj-R <sup>2</sup> | 0.222                 | 0.251                | 0.234                 | 0.221                 |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归系数在 1%、5%、10%水平上显著;括号内为 t 值;标准误差经过公司层面 Cluster 处理。

## 6 结束语

中国在高铁建设方面取得了举世瞩目的成绩,高铁的时空压缩效应对于社会经济的发展有

着重要的积极意义。利用高铁开通这一准自然实验,采用双重差分模型考察交通基础设施的外生变化对资本市场定价效率的影响机理,揭示高铁开通对股价同步性的影响。研究发现:第一,高铁开通可以降低高铁沿线企业的股价同步性,该结

⑦ 机场数据来自于中国民用航空局(<http://www.caac.gov.cn>)。

⑧ 互联网普及率相关数据来自于国家统计局。根据 2020 年中国互联网络信息中心发布的第 46 次《中国互联网络发展状况统计报告》的数据显示,截止到 2020 年 6 月我国互联网普及率已经高达 67.0%,高于全球平均水平 5 个百分点。

论在控制潜在的内生性问题之后依然成立;第二,高铁通过信息效应而非治理效应来影响股价同步性.具体而言,高铁开通有助于分析师和新闻媒体等外部信息需求者获取企业私有信息,提高资本市场的信息效率,进而降低股价同步性;第三,高铁开通对股价同步性的影响在交通资源匮乏或信息基础设施薄弱的地区更为显著.

政策含义体现在以下三方面:首先,提供了高铁影响资本市场信息效率的经验证据,对我国交通基础设施建设的落实和推广具有积极的政策意义.相关部门应当充分认识到高铁建设在资本市场定价和资源配置效率中的积极作用,贯彻执行《中长期铁路网络规划》(2016年~2030年)的要

求,构建布局合理、覆盖广泛、高效便捷、安全经济的现代铁路网络,为我国实体经济和资本市场的健康发展提供有力支撑;其次,研究结论为投资者的投资决策提供重要的参考.高铁开通可以减轻不同经济主体之间的信息不对称程度,降低高铁沿线企业的股价同步性,投资者可以重点关注高铁沿线企业的股票;最后,研究结论有助于推进“一带一路”实现高质量发展.高铁的时空压缩效应有助于减轻不同国家和地区之间信息不对称,中国高铁“走出去”战略可以提高“一带一路”沿线国家和地区资本市场之间的信息沟通效率,在“一带一路”建设框架下实现区域资本市场的互联互通.

#### 参 考 文 献:

- [1] Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1-2): 15-60.
- [2] Gul F A, Kim J B, Qiu A A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95(3): 425-442.
- [3] Eun C S, Wang L, Xiao S C. Culture and  $R^2$  [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(2): 283-303.
- [4] Roll R.  $R^2$  [J]. *Journal of Finance*, 1988, 43(2): 541-566.
- [5] 游家兴.  $R^2$ 的复活——股价同步性研究评述与展望 [J]. *管理科学学报*, 2017, 20(3): 63-79.  
You Jiaying. The resurgence of  $R^2$ : Review and prospect on the studies on stock price synchronicity [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(3): 63-79. (in Chinese)
- [6] Krugman P. Increasing returns and economic geography [J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483-499.
- [7] Kalnins A, Lafontaine F. Too far away? The effect of distance to headquarters on business establishment performance [J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 2013, 5(3): 157-179.
- [8] Derrible S. Complexity in future cities: The rise of networked infrastructure [J]. *International Journal of Urban Sciences*, 2017, 21(1): 68-86.
- [9] Coval J D, Moskowitz T J. Home bias at home: Local equity preference in domestic portfolios [J]. *Journal of Finance*, 1999, 54(6): 2045-2073.
- [10] Mian A. Distance constraints: The limits of foreign lending in poor economies [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(3): 1465-1505.
- [11] Kang J K, Kim J M. The geography of block acquisitions [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(6): 2817-2858.
- [12] Peng L, Xiong W. Investor attention, overconfidence and category learning [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(3): 563-602.
- [13] Jin L, Myers S C.  $R^2$  around the world: New theory and new tests [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 257-292.
- [14] Giroud X. Proximity and investment: Evidence from plant-level data [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128(2): 861-915.
- [15] Charnoz P, Lelarge C, Trevien C. Communication costs and the internal organization of multi-plant businesses: Evidence from the impact of the French high-speed rail [J]. *The Economic Journal*, 2018, 128(610): 949-994.
- [16] 杨昌安, 何熙琼. 高铁能否提高地区资本市场的信息效率——基于公司股价同步性的视角 [J]. *山西财经大学学报*, 2020, 42(6): 30-44.

- Yang Changan, He Xiqiong. Can high speed rail improve regional capital markets information efficiency[J]. *Journal of Shanxi University of Finance and Economics*, 2020, 42(6): 30–44. (in Chinese)
- [17] Malloy C J. The geography of equity analysis[J]. *Journal of Finance*, 2005, 60(2): 719–755.
- [18] Hauswald R, Marquez R. Competition and strategic information acquisition in credit markets[J]. *The Review of Financial Studies*, 2006, 19(3): 967–1000.
- [19] Bae K H, Stulz R M, Tan H. Do local analysts know more? A cross-country study of the performance of local analysts and foreign analysts[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(3): 581–606.
- [20] Choi J H, Kim J B, Qiu A A, et al. Geographic proximity between auditor and client: How does it impact audit quality? [J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2012, 31(2): 43–72.
- [21] John K, Knyazeva A, Knyazeva D. Does geography matter? Firm location and corporate payout policy[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(3): 533–551.
- [22] Chhaochharia V, Kumar A, Niessen-Ruenzi A. Local investors and corporate governance[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 54(1): 42–67.
- [23] Agarwal S, Hauswald R. Distance and private information in lending[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(7): 2757–2788.
- [24] Kedia S, Rajgopal S. Do the SEC's enforcement preferences affect corporate misconduct? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 51(3): 259–278.
- [25] 罗进辉, 黄泽悦, 朱 军. 独立董事地理距离对公司代理成本的影响[J]. *中国工业经济*, 2017, (8): 100–119.  
Luo Jinhui, Huang Zeyue, Zhu Jun. Influence of independent directors' geographic distance on corporate agency costs [J]. *China Industrial Economics*, 2017, (8): 100–119. (in Chinese)
- [26] 黄张凯, 刘津宇, 马光荣. 地理位置、高铁与信息: 来自中国 IPO 市场的证据[J]. *世界经济*, 2016, 39(10): 127–149.  
Huang Zhangkai, Liu Jinyu, Ma Guangrong. Geographic location, China railways high-speed and information: Evidence from China's IPO market [J]. *The Journal of World Economy*, 2016, 39(10): 127–149. (in Chinese)
- [27] 龙 玉, 赵海龙, 张新德, 等. 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, 52(4): 195–208.  
Long Yu, Zhao Hailong, Zhang Xinde, et al. High-speed railway and venture capital investment[J]. *Economic Research Journal*, 2017, 52(4): 195–208. (in Chinese)
- [28] 赵 静, 黄敬昌, 刘 峰. 高铁开通与股价崩盘风险[J]. *管理世界*, 2018, 34(1): 157–168.  
Zhao Jing, Huang Jingchang, Liu Feng. China high-speed railways and stock price crash risk[J]. *Management World*, 2018, 34(1): 157–168. (in Chinese)
- [29] Bernard A B, Moxnes A, Saito Y U. Production networks, geography, and firm performance[J]. *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2): 639–688.
- [30] 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.  
Rao Pingui, Wang Deli, Li Xiaoxi. Access to high-speed railway and the decision of supplier distribution[J]. *China Industrial Economics*, 2019, (10): 137–154. (in Chinese)
- [31] Kirk M P, Vincent J D. Professional investor relations within the firm[J]. *The Accounting Review*, 2014, 89(4): 1421–1452.
- [32] Cheng Q, Du F, Wang X, et al. Seeing is believing: Analysts' corporate site visits[J]. *Review of Accounting Studies*, 2016, 21(4): 1245–1286.
- [33] 于李胜, 王成龙, 王艳艳. 分析师社交媒体在信息传播效率中的作用——基于分析师微博的研究[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(7): 107–126.  
Yu Lisheng, Wang Chenglong, Wang Yanyan. The role of analysts' social media in information dissemination: Evidence from analysts' microblogs[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(7): 107–126. (in Chinese)
- [34] 吴武清, 赵 越, 闫嘉文, 等. 分析师文本语调会影响股价同步性吗? ——基于利益相关者行为的中介效应检验 [J]. *管理科学学报*, 2020, 23(9): 108–126.  
Wu Wuqing, Zhao Yue, Yan Jiawen, et al. Does textual tone in analyst reports affect stock price synchronicity? An analysis based on mediating effects of stakeholders' behavior[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(9): 108–126. (in Chinese)

- [35] Bowen R M, Davis A K, Matsumoto D A. Do conference calls affect analysts' forecasts? [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(2): 285 - 316.
- [36] 杨 青, 吉 贇, 王亚男. 高铁能提升分析师盈余预测的准确度吗? ——来自上市公司的证据[J]. *金融研究*, 2019, (3): 168 - 188.  
Yang Qing, Ji Yun, Wang Yanan. Can high-speed railway improve the accuracy of analysts' earnings forecasts? Evidence from listed companies[J]. *Journal of Financial Research*, 2019, (3): 168 - 188. (in Chinese)
- [37] 黄 俊, 郭照蕊. 新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J]. *管理世界*, 2014, (5): 121 - 130.  
Huang Jun, Guo Zhaorui. News media report and capital market pricing efficiency: Based on the empirical evidence of stock price synchronization[J]. *Management World*, 2014, (5): 121 - 130. (in Chinese)
- [38] Kim J B, Yu Z, Zhang H. Can media exposure improve stock price efficiency in China and why? [J]. *China Journal of Accounting Research*, 2016, 9(2): 83 - 114.
- [39] Kubick T R, Lockhart G B. Proximity to the SEC and stock price crash risk[J]. *Financial Management*, 2016, 45(2): 341 - 367.
- [40] Masulis R W, Wang C, Xie F. Globalizing the boardroom: The effects of foreign directors on corporate governance and firm performance[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 53(3): 527 - 554.
- [41] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports,  $R^2$ , and crash risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67 - 86.
- [42] Peterson K, Schmardebeck R, Wilks T J. The earnings quality and information processing effects of accounting consistency [J]. *The Accounting Review*, 2015, 90(6): 2483 - 2514.
- [43] Piotroski J D, Roulstone D T. The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices[J]. *The Accounting Review*, 2004, 79(4): 1119 - 1151.
- [44] Xu N, Chan K C, Jiang X, et al. Do star analysts know more firm-specific information? Evidence from China[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(1): 89 - 102.
- [45] 陈冬华, 姚振晔. 政府行为必然会提高股价同步性吗? ——基于我国产业政策的实证研究[J]. *经济研究*, 2018, 53(12): 112 - 128.  
Chen Donghua, Yao Zhenye. Will government behavior definitely increase stock price synchronicity? Empirical evidence from China's industrial policies[J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(12): 112 - 128. (in Chinese)
- [46] 周铭山, 林 靖, 许年行. 分析师跟踪与股价同步性——基于过度反应视角的证据[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(6): 49 - 73.  
Zhou Mingshan, Lin Jing, Xu Nianhang. Star analyst coverage and stock price synchronicity: Empirical evidence based on market overreaction [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(6): 49 - 73. (in Chinese)
- [47] 刘海飞, 柏 巍, 李冬昕, 等. 沪港通交易制度能提升中国股票市场稳定性吗? ——基于复杂网络的视角[J]. *管理科学学报*, 2018, 21(1): 97 - 110.  
Liu Haifei, Bai Wei, Li Dongxin, et al. Does Shanghai-Hong Kong Stock connect trading mechanism improve the stability of Chinese stock market? A complex network perspective [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(1): 97 - 110. (in Chinese)
- [48] 钟覃琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗? ——基于“沪港通”效应的实证检验[J]. *管理世界*, 2018, 34(1): 169 - 179.  
Zhong Tanlin, Lu Zhengfei. Can the opening of capital market improve the stock price informativeness? Based on the empirical analysis of Shanghai-Hong Kong Stock connect effect[J]. *Management World*, 2018, 34(1): 169 - 179. (in Chinese)
- [49] 田利辉, 曹龙杰. 私有信息优势还是投研分析能力? ——绩优基金与绩劣基金信息挖掘行为比较分析[J]. *证券市场导报*, 2021, (3): 50 - 61.  
Tian Lihui, Cao Longjie. Private information advantage or investment research capabilities? Comparative analysis of information mining behavior between high-performance funds and low-performance funds [J]. *Securities Market Herald*, 2021, (3): 50 - 61. (in Chinese)
- [50] 李延喜, 陈克兢. 终极控制人、外部治理环境与盈余管理——基于系统广义矩估计的动态面板数据分析[J]. *管理*

科学学报, 2014, 17(9): 56 - 71.

Li Yanxi, Chen Kejing. Ultimate controller, external governance environment and earnings management: Analysis based on dynamic panel data with system GMM estimation[J]. Journal of Management Sciences in China, 2014, 17(9): 56 - 71. (in Chinese)

[51] 陈克兢. 退出威胁与公司治理——基于盈余管理的视角[J]. 财经研究, 2018, 44(11): 18 - 32.

Chen Kejing. The exit treat and corporate governance: From the perspective of earnings management[J]. Journal of Finance and Economics, 2018, 44(11): 18 - 32. (in Chinese)

[52] 陈玉罡, 杨元君, 刘 彧. 董事轮换制增加了公司的代理成本吗? [J]. 证券市场导报, 2018, (4): 35 - 41.

Chen Yugang, Yang Yuanjun, Liu Yu. Can staggered board election increase agency cost? [J]. Securities Market Herald, 2018, (4): 35 - 41. (in Chinese)

[53] 陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J]. 南开管理评论, 2019, 22(4): 161 - 175.

Chen Kejing. Can non-controlling large shareholders' exit threats reduce agency cost[J]. Nankai Business Review, 2019, 22(4): 161 - 175. (in Chinese)

[54] 曹玉珊, 熊 琴, 谢雨晴. 代理成本、分析师关注与企业资本错配——基于管理层与控股股东自利视角[J]. 财务研究, 2019, (6): 48 - 58.

Cao Yushan, Xiong Qin, Xie Yuqing. Agency cost, analyst concerns and firm capital misallocation[J]. Finance Research, 2019, (6): 48 - 58. (in Chinese)

[55] Benhabib J, Spiegel M. The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data[J]. Journal of Monetary Economics, 1994, 34(2): 143 - 173.

## The introduction of high-speed rail and stock price synchronization: Information-content effect or governance effect?

CHEN Ke-jing<sup>1</sup>, KANG Yan-ling<sup>1\*</sup>, MIN Xia<sup>1</sup>, LI Yan-xi<sup>2</sup>

1. School of Accounting / China Internal Control Research Center, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;
2. School of Economics and Management, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China

**Abstract:** The geographical distance between economic agents is an important factor affecting the efficiency of information transmission. The construction of transportation infrastructure can alleviate the information lost caused by geographical distance by reshaping the spatial structure. This paper uses the quasi-natural experiment of China's high-speed rail (HSR) opening to test the impact of HSR on stock price synchronization: whether it is the information-content effect or governance effect. The study finds that: 1) The introduction of HSR can reduce the stock price synchronization of companies along the railway, and the conclusions are still significant after controlling for endogenous problems by utilizing placebo test and instrumental variables approach. 2) Mechanism analysis shows that the opening of HSR reduces stock price synchronization through information-content effect rather than governance effect. 3) Heterogeneity analysis finds that when the information environment is weak or transportation resources are scarce, the impact of HSR opening on stock price synchronization is more significant. Our paper provides great inspiration for the crossover study of new economic geography and capital market accounting and finance, and confirms the positive role of infrastructure construction in improving the efficiency of capital market information, which provides references for achieving the interconnection of regional capital markets under the construction framework of "the Belt and Road".

**Key words:** stock price synchronization; high-speed rail; firm-specific information; information-content effect; governance effect