

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.12.002

软信息如何影响硬信息^①

——高铁开通与财务报告稳健性

孙亮¹, 刘春^{1*}, 郑国坚², 陈怡燕^{1,3}

(1. 中山大学国际金融学院, 广州 510275;

2. 中山大学管理学院, 广州 510275; 3. 华为技术有限公司, 深圳 518129)

摘要: 文章首次探讨了公司层面软信息与硬信息之间的互动关系。以2003年~2016年间A股上市公司为样本,以高铁开通为自然实验,使用多期双重差分法,聚焦于公司最主要的硬信息财务报告的稳健性特征,研究发现,高铁开通后其所在地上市公司的财务报告稳健性明显下降,且公司信息环境越差时上述情形越明显。进一步的研究还发现,通过改变软信息提供者的行为从而增加软信息的数量和传播,并直接影响能够以“眼见为实”的方式判断信息真伪的有形项目的会计确认过程,是高铁开通降低财务报告稳健性的主要途径。在采用多种估计和推断方法、控制可能的遗漏变量和反向因果问题后,研究结论依然稳健。该研究既突破了已有文献对于信息类型的静态假定,也有助于厘清财务报告稳健性与信息不对称之间关系的争论,还为理解我国高铁建设的经济后果增添了来自企业层面和会计领域的证据,从微观层面揭示出我国基础设施建设的积极作用。

关键词: 软信息; 硬信息; 高铁; 财务报告稳健性

中图分类号: F234.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)12-0018-27

0 引言

基于 Hayek^[1]、Stigler^[2] 和 Akerlof^[3] 的开创性工作,承认交易各方所掌握的信息存在不完全和不对称的情形已经成为理解现实世界的基本出发点。随后的研究则进一步将信息细分为各种类型,例如软信息和硬信息^②,并在软信息的获取可能及获取成本对于企业组织形式、边界、分权集权选择,以及对于信贷和股票市场效率的影响等方面形成了大量极富洞见的成果^[5-9]。然而,既有文献均隐含的假设信息类型是静态的,即软硬信息之间不存在延展性。但事实上,软信息既可以硬

化,也可能对既有硬信息的生产过程和产出特征存在重要影响^[4, 10]。因此,文章拟突破既有文献对于信息类型的静态假定,为探索软硬信息之间的互动过程及结果付出探索性的努力。

截至2017年12月,我国高速铁路已经覆盖180多个地级市和370多个县级市,运营总里程数达到2.5万km,居全球首位。随着高铁的开通,异地交流变得非常便捷,而海量出行者的所见所思及其所见所思的过程本身均成为庞大的软信息流,彻底改变了公司的软信息环境。这意味着,我国不同城市交错开通高铁所导致公司软信息环境

① 收稿日期: 2019-08-02; 修订日期: 2020-07-06。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71772182; 71972186; 71402193); 国家自然科学基金资助重大项目(71790603); 广东省自然科学基金资助项目(2017A030313412)。

通讯作者: 刘春(1977—),女,四川仁寿人,副教授,博士生导师。Email: hawkchun@163.com

② 软信息和硬信息的二分法是既有文献对于信息类型最主要的分类。按照 Liberti 和 Petersen^[4] 的总结,硬信息应同时满足数字化、上下文不重要以及收集与决策可分离三大特征,资本市场中最典型的例子便是公司的财务报告。而软信息则通常是本地化的私有信息,通常包括意见、想法、谣言、预测、管理层讨论和市场评论等。

的外生变异,为探讨软信息对既有硬信息主要特征的影响提供了绝佳的研究场景.因此具体的,文章以高铁开通为自然实验,聚焦于公司所有硬信息中最主要的财务会计报告,并以其稳健性特征为切入点^③,试图回答以下问题:高铁开通是否会影响公司财务报告的稳健性?怎样影响?机制如何?渠道何在?

根据已所掌握的文献,文章既是首份考察高铁开通与公司财务报告实践之间关系的研究,也是首份探讨公司层面软信息与硬信息之间互动关系的研究.概言之,以 2003 年~2016 年间在深沪两市交易的 A 股上市公司为样本,使用多期双重差分法,研究发现:第一,高铁开通后公司财务报告对好消息的吸收加快,对坏消息的吸收减缓,稳健性明显下降.并且由高铁开通所导致公司财务报告稳健性的下降幅度占样本期内公司财务报告稳健性总变化幅度的比例达到 40.31%,经济意义也非常显著.第二,上述负向关系的驱动机制在于高铁开通所引起的公司信息环境的变化.信息环境越差的公司,例如分析师跟随较少、机构持股比例较低的公司,以及信息披露质量较差、评级较低或盈余管理程度较高的公司,高铁开通后财务报告稳健性的下降幅度明显更大.第三,从途径和渠道来看,高铁开通通过改变软信息提供者的行为,使得公司层面分析师跟随和机构调研均更加频密,进而显著增加了公司层面分析师研究报告、媒体报导及股吧讨论等软信息的数量和传播,并最终影响了诸如存货和固定资产等能够以“眼见为实”方式判断其信息真伪的有形项目的会计确认过程,从而导致公司财务报告稳健性明显下降.

文章的理论贡献主要体现在以下三个方面.第一,突破了既有文献对于信息类型的静态假定.以此为基础,对软硬信息之间互动过程的强调,以及使用中国不同城市交错开通高铁所导致公司软信息环境的外生变异为场景对软信息是否以及如何重塑硬信息主要特征所做的分析和检验,都是既有文献所不曾做过的工作.因此,文章应该可以

为信息经济学的相关基础研究提供新视角、新思路和新证据.第二,对于财务报告的稳健性特征究竟是缓解还是加剧公司与其信息使用者之间的信息不对称程度,业界与学界长期存在着巨大的分歧^[12-14].究其根本,便在于财务报告稳健性与信息不对称之间明显存在着的互为因果的内生关系较难在实证研究中得以妥善处理.但在因高铁开通而引致公司信息不对称程度外生降低的准自然实验这一场景下,内生性问题得到极大的缓解,实证结果支持 Lafond 和 Watts^[12]所提出的财务报告稳健性的信息功能假说^④.因此,文章也为厘清上述会计领域的基础性争论提供了重要证据,丰富和拓展了会计理论和财务报告稳健性的相关研究.第三,尽管我国的高铁建设已经取得了举世瞩目的伟大成就,但既有研究却大多致力于从宏观或中观层面考察高铁开通对我国经济发展、贸易、资本、人才等要素流动及股票市场效率的影响^[15-22],从微观企业层面探讨高铁开通之经济后果的文献还非常少见.文章的研究表明高铁开通改善了公司的软信息环境,并由此减少了公司财务报告吸收好消息和坏消息的不对称及时性.所以,文章也为理解我国高铁建设的经济后果增添了来自企业层面和会计领域的新证据.

1 理论分析

1.1 财务报告的稳健性特征及其作用

财务报告稳健性又被称为损失与收益确认的不对称及时性,其核心在于财务报告吸收坏消息的速度快于好消息^[11].通常认为,在稳健性的指引下,财务报告中加入了一定程度的谨慎,以便既不虚增资产或收益,也不少计负债或费用.

为了方便地阐述和理解财务报告的稳健性特征及其产生过程,不妨假设上市公司 M 当年正面临着两项重要的未决诉讼.在第一项未决诉讼中, M 公司作为被告,败诉可能性为 60%,若败诉

③ 稳健性可谓财务报告最重要的质量特征之一,其核心在于会计盈余反映坏消息的速度快于好消息,即不对称及时性^[11].以稳健性为切入点将既有助于深入探讨诸如正面、负面等不同类型软信息产生、传播及至与会计系统互动的全过程,也有助于把握软信息环境的变化对于财务报告核心特质的影响.

④ 高铁开通外生降低了公司与其信息使用者之间的信息不对称程度.此时,如果财务报告稳健性的结果是增加信息不对称,则不应受此影响.反之,如果财务报告稳健性是为减少信息不对称而存在,则应随信息不对称程度的外生降低而下降.后者正是文章所观测到的情形.

则需付出的赔偿金为 5 000 万元. 恰好相反的, 在第二项未决诉讼中, M 公司作为原告, 胜诉可能性同样是 60%, 若胜诉则应收对方支付的赔偿金也是 5 000 万元. 次年, 两项未决诉讼均与 M 公司预期一致的成为了现实.

有趣的事情发生了. 按照现行会计准则的要求^⑤, M 公司当年应确认针对第一项未决诉讼的 5 000 万元损失, 但不能确认第二项未决诉讼所可能带来的收益. 只有到了次年即等到第二项未决诉讼完全成为现实, 其相应的 5 000 万元收益方可进入财务报表. 不难发现, 在这样的情形下, 财务报告对与第一项未决诉讼相关的 5 000 万元损失的吸收速度明显快于与第二项未决诉讼相关的 5 000 万元收益, 清晰的呈现出不对称及时性即稳健性特征.

尽管受到了一定的批评^[23], 但至少基于以下两方面的原因, 财务报告的稳健性特征非常重要. 第一, 加速确认坏消息可以有效降低资本市场逆向选择的可能性. 显然, 公司得以向债权人等资本提供者筹措资金的必要前提是能够满足其基本的避险需求. 已有文献表明, 在软信息相对匮乏的情形下, 债权人将主要依据财务报告做出是否发放贷款的决定^[9, 24, 25]. 此时基于风险规避的目的, 债权人当然会希望公司尽可能快速的在财务报告中确认所有可能导致损失的坏消息, 以便其及时调整贷款决策或修改债务契约条款^[26-28]. 第二, 延迟确认好消息可以减少管理层道德风险的可能性. 由于管理层与外部资本提供者之间存在着严重的信息不对称, 二者的效用函数存在较大差异, 甚至发生背离. 此时, 作为信息优势方, 为了避免被替换或者实现诸如在职消费等更大的个人效用, 管理层通常会倾向于报告好消息而隐藏坏消息. 这意味着, 相对坏消息而言, 好消息的可靠性往往较低^[12]. 因此, 基于信息可验证从而减少管理层道德风险的目的, 理性的外部资本提供者当然会要求公司在一定程度上延迟确认好消息以等待更多更确切的可推断该信息真伪的证据.

1.2 软信息环境变化对公司财务报告稳健性的影响

作为资本市场中最主要硬信息的财务报告,

在其长期演变过程中形成了与公司软信息环境相匹配的明显的稳健性特征. 然而, 随着科学技术日新月异的进步和发展以及资本市场的开通等外生事件的撞击^[29], 公司所处的软信息环境正在或者已经发生了巨大的变化.

例如, 作为主要交通工具的火车, 诞生于 1804 年的全球第一台蒸汽机车的时速仅为 5 km, 而我国于 2008 年建成通车的第一条高速铁路即京津城际铁路的时速已经超过 350 km. 速度的巨大提升使得高铁开通极大的压缩了城市之间的时空距离, 减少了异地交流的通勤成本和时间, 并至少将通过以下三个渠道大幅增加公司层面的软信息数量. 其一, 自媒体的信息来源大量增加. 高铁开通为更多本地人“走出去”及外地人“走进来”创造了条件, 在人人都是新闻传播者的自媒体时代, 更频密的人员流动必然加速信息的交换和扩散, 使得以诸如个人意见、想法乃至小道消息和谣言等形式存在的软信息明显增加. 其二, 传统媒体报导的覆盖范围有所扩大. 高铁开通降低了传统媒体尤其是全国性媒体及异地媒体新闻报导的生产成本, 于是也就增加了这些媒体对其常住地之外的异地热点新闻开展深度和追踪报导的可能性, 从而形成大量以纸媒、电视和网媒为载体的新增软信息. 其三, 高铁开通还为诸如分析师等专业人士的异地调研提供了便利, 因此也会增加以评论和预测为主要内容的研究报告^[30], 从而进一步增加公司层面的软信息数量.

公司所处软信息环境的变化将重塑其硬信息的主要特征. 具体的, 基于以下三个方面的原因, 高铁开通所引致的软信息数量大幅增加将显著降低公司财务报告的稳健性.

第一, 软信息的大幅增加降低了资本提供者对于公司加速确认坏消息的需求. 前已论及, 风险规避是资本提供者要求公司加速确认坏消息的主要原因. 但是, 与软信息相对匮乏时主要依赖公司财务报告不同的是, 高铁开通后资本提供者决策信息的来源变得多样化, 传统媒体、新媒体、自媒体以及分析师报告等软信息都将有助于其及时甄别公司存在坏消息的可能性及其严重程度^[31]. 并

⑤ 详情可参阅财政部会计司所发布的《企业会计准则第 13 号——或有事项》.

且,为了迎合信息受众普遍存在着的负面新闻偏好^[32-34],软信息提供者首先将在坏消息挖掘方面付出巨大的努力,其报导之坏消息的信息含量甚至完全可能远超财务报告。在这样的情形下,于资本提供者而言,公司在财务报告中加速确认坏消息的重要性减弱。

第二,软信息的增加也会降低资本提供者对于公司延迟确认好消息的需求。前已论及,缺乏可验证性是资本提供者要求公司延迟确认好消息的主要原因。而这在软信息数量激增的情形下也会发生重要变化。高铁开通将至少从以下两个渠道增强好消息的可验证性。其一,不同渠道软信息中的好消息可以相互印证。例如,上市公司科恒股份于 2016 年开始布局锂电池产业链。之后涌现出大量小道消息,称该公司的产品正处于供不应求的畅销状态。同时出现的软信息还包括由智研咨询所发布的《2016 年~2022 年中国锂电池行业研究及发展趋势研究报告》,该报告同样表明科恒股份所处锂电池行业发展迅猛。进一步的,上投摩根基金等 4 家机构于 2016 年 10 月 12 日实地走访了科恒股份,其调研结果也表明科恒股份锂电池订单增长非常迅速。于是,通过对于小道消息、行业分析、调研报告这三种不同类型软信息的交叉比对,科恒股份产品供不应求这一好消息的可靠性大幅增加。其二,软信息中的好消息与硬信息财务报告中的好消息也可以相互印证。仍以科恒股份为例,该公司 2016 年度财务报告称其存货年末价值较上年大幅回升,因而转回存货资产减值 472 万元。一方面,该硬信息进一步验证了前述三种不同类型软信息所称公司产品供不应求的准确性;另一方面,前述三种不同类型的软信息又佐证了该硬信息的可靠性。因此,软信息的大量增加可以增强好消息的可验证性,并由此降低资本提供者对于公司延迟确认好消息的需求。

第三,软信息的增加将改变资本提供方的信息需求结构,并最终倒逼公司降低财务报告的稳健性。其一,从财务报告使用者的角度来说,软信息激增的重要负面作用是容易产生信息过载的情形,此时财务报告最重要的使用者即资本提供方迫切需要的是更加准确的财务信息以减少其与使用软信息相关的搜寻、分析、判断等成本。因此资本提供方将更加希望财务报告能够以公允的方式

吸收信息。给定财务报告既有的稳健性特征,即坏消息偏多而好消息偏少,这意味着资本提供方对财务报告吸收坏消息的需求下降而吸收好消息的需求上升,以便财务报告能够公允的反映出公司的权益价值。其二,从财务报告提供者的角度来说,降低财务报告稳健性的压力和激励并存。压力方面,若公司不能满足资本提供方新的信息需求结构,既可能会导致资本提供方用脚投票的情形,使得公司失去资金来源,也可能要承受资本提供方所转嫁的与其获取及使用软信息相关的全部费用,从而大幅增加资本成本。激励方面,由于财务报告稳健性提前吸收坏消息的特性往往会使得会计利润向下偏离公司真实的经济利润,导致公司股票被错误定价,甚至出现严重低估的情形^[35,36],因此在新的软信息环境下降低财务报告稳健性从而增加会计信息的决策有用性,也将有助于维护甚至提升公司的市场价值。

综合起来,以上分析表明,作为主要硬信息的财务报告之所以在其长期发展演变的过程中形成鲜明的稳健性特征,是与公司所处的软信息环境相匹配的。而软信息环境的改变将会对其上述主要特征进行重塑。例如高铁开通所引致的软信息数量激增,会同时降低资本提供者对于财务报告加速确认坏消息和延迟确认好消息的需求,改变资本提供者的信息需求结构,并最终同时从压力和激励两方面促使公司降低财务报告的稳健性。因此,提出基本研究假说:高铁开通后,公司财务报告的稳健性将显著下降。

2 研究设计

2.1 样本和数据

以注册地所在城市于 2008 年~2012 年间开通高铁的全部 A 股上市公司作为初始样本。需要说明的是,第一,由于我国第一条具有自主知识产权的京津高速铁路于 2008 年开通运营,所以以 2008 年作为研究期间的开端。第二,需要使用高铁开通前后各 5 年的数据,所以以 2012 年作为研究期间的最后一年,此时的数据期间实际涵盖 2003 年~2016 年共 14 年的时间。第三,由于未开通高铁与实际开通高铁的城市在许多方面可能存在重大差

异,所以仅使用那些实际开通高铁的城市作为样本.在这样的情形下,被纳入样本的城市在其开通高铁前属于控制组,开通高铁后转化为处理组,形成典型的多期双重差分设计,与 Beck 等^[37]及 Cornaggia 等^[38]的做法完全一致,从而大幅减少了由

于遗漏变量问题而造成内生性困扰的可能性.第五,文章还对初始样本进行了以下筛选:1)剔除金融行业的公司;2)剔除研究中所需关键数据缺失的公司.最终,得到 11 940 个有效观测值^⑥,其年度及行业分布如表 1 所示.

表 1 样本年度和行业分布

Table 1 Sample distribution

Panel A: 样本年度分布		
Year	Number of firms	Percentage/%
2003	24	0.20
2004	73	0.61
2005	147	1.23
2006	537	4.49
2007	839	7.03
2008	890	7.45
2009	942	7.90
2010	1 141	9.56
2011	1 332	11.16
2012	1 442	12.08
2013	1 381	11.57
2014	1 349	11.30
2015	1 303	10.91
2016	540	4.52
Total	11 940	100.00
Panel B: 样本行业分布		
Industry	Number	Percentage/%
农、林、牧、渔业	125	1.05
采矿业	262	2.19
制造业	6 335	53.07
电力、热力、燃气及水生产和供应业	469	3.93
建筑业	375	3.14
批发和零售业	410	3.43
交通运输、仓储和邮政业	244	2.04
住宿和餐饮业	36	0.30
信息传输、软件和信息技术服务业	503	4.21
房地产业	403	3.38
租赁和商务服务业	83	0.70
科学研究和技术服务业	56	0.47
水利、环境和公共设施管理业	57	0.48
教育	6	0.05
卫生和社会工作	2 105	17.62
文化、体育和娱乐业	213	1.78
综合	258	2.16
Total	11 940	100.00

⑥ 具体的,2008 年开通高铁的包括北京、天津等 10 个城市,相关样本 3 336 个;2009 年开通高铁的包括武汉、长沙等 19 个城市,相关样本 1 828 个;2010 年开通高铁的包括成都、南昌等 31 个城市,相关样本 3 936 个;2011 年开通高铁的包括珠海、佛山等 16 个城市,相关样本 2 105 个;2012 年开通高铁的包括铁岭、新乡等 24 个城市,相关样本 735 个.

2.2 基准回归模型和描述性统计

Basu^[11]模型是既有文献中运用最为广泛的衡量公司财务报告稳健性的方法^[39-43],所以文章的基准回归模型也主要以其为基础构建^⑦.具体而言,Basu^[11]模型可表述如下

$E/P = \alpha_0 + \alpha_1 \times D + \alpha_2 \times R + \alpha_3 \times D \times R + \xi$
其中 E/P 是公司年度净利润与其年末权益市值之间的比值, R 是公司股票的年度复合回报率. D 是虚拟变量, 当 R 小于零时取值为 1 否则为 0. 此时, α_1 和 α_2 分别衡量着财务报告吸收坏消息和好消息的速度, α_3 则是财务报告吸收坏消息和好消息的不对称及时性, 即财务报告稳健性. 进一步的, 为了考察高铁开通对于财务报告稳健性的影响, 对上式进行扩展, 便得到文章的基准回归模型

$$\begin{aligned} E/P = & \alpha_0 + \alpha_1 \times D + \alpha_2 \times R + \alpha_3 \times D \times R + \\ & \alpha_4 \times HSR + \alpha_5 \times D \times HSR + \\ & \alpha_6 \times R \times HSR + \alpha_7 \times D \times R \times HSR + \\ & \alpha_8 \times X_i + \alpha_9 \times D \times X_i + \\ & \alpha_{10} \times R \times X_i + \alpha_{11} \times D \times R \times X_i + \\ & \alpha_j \times \sum Year + \alpha_k \times \sum Industry + \\ & \alpha_l \times \sum City + \xi \end{aligned} \quad (1)$$

其中 E/P 、 D 、 R 的定义均与之前相同. 核心解释变量 HSR 是虚拟变量, 如果样本公司所在城市当年已经开通高铁取值为 1, 否则为 0^⑧. 因此, 模型 (1) 中 $D \times HSR$ 的估计系数 α_5 表示高铁开通对于公司财务报告吸收坏消息速度的影响, $R \times HSR$ 的估计系数 α_6 表示高铁开通对于公司财务报告吸收好消息速度的影响, $D \times R \times HSR$ 的估计系数 α_7 则代表着高铁开通对公司财务报告吸收坏消息与好消息之不对称及时性的影响. 估计模型 (1) 时, 最关心的是 $D \times R \times HSR$ 的估计系数 α_7 . 根据文章所提出的基本研究假说, α_7 应显著小于零.

参照既有文献的做法^[39-43], 文章还控制了可能影响公司财务报告稳健性的三大因素即公司规

模 ($Size$)、 M/B 比率 (MB) 和资产负债率 ($Leverage$) 以及它们分别与 D 、 R 和 $D \times R$ 的交互项. 进一步的, 模型 (1) 还同时纳入了年度、行业和城市的固定效应, 并使用公司层面的聚类标准误以获得更为稳健的推断.

表 2 的 Panel A 列示了模型 (1) 中所涉及全部变量的定义和衡量方法, Panel B 提供其描述性特征. 可以看到, 全部样本中处理组约占 60%, 控制组约占 40%. 平均而言, 样本公司资产账面价值约为 30 亿元, M/B 比率为 5.385, 资产负债率为 45.9%, 年度净利润约占其年末权益市值的 4.5%. 并且, 虽然股票年度复合回报率达到了 38.3%, 却也有近 40% 的样本公司股票回报为负.

3 实证结果

3.1 基准回归结果

表 3 报告了文章实证测试的主结果. 其中, 第 1 列是单独针对 Basu^[11]模型的检验. 可以看到, $D \times R$ 的估计系数显著大于零, 与 Basu^[11]的理论预期完全一致, 说明该模型在中国资本市场的适用性较好. 第 2 列报告的则是文章基准回归模型 (1) 的测试结果. 可以看到, 第一, $D \times HSR$ 的估计系数显著小于零, $R \times HSR$ 的估计系数显著大于零, 说明高铁开通后公司财务报告吸收坏消息的速度明显放缓而吸收好消息的速度则明显加快. 第二, 与基本研究假说的预期相符的是, $D \times R \times HSR$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著小于零, 说明高铁开通后公司财务报告的稳健性明显下降. 第三, 进言之, 上述高铁开通对公司财务报告稳健性的影响在经济意义上也非常显著. 基于第 2 列的估计结果不难发现, 由高铁开通所导致公司财务报告稳健性的下降幅度占样本期内公司财务报告稳健性总变化幅度的比例高达 40.31% ($0.077 \div 0.191 = 0.4031$).

⑦ 在文章第 3.2 节的敏感性测试部分, 还使用了经营现金流模型和盈余时间序列模型衡量公司的财务报告稳健性^[11, 44].

⑧ 此时, HSR 相当于单一时点双重差分模型中常见的核心解释变量 $Treat \times Post$. 因为模型 (1) 已经同时包含了年度和城市的固定效应, 所以模型 (1) 中不再单独纳入 $Treat$ 和 $Post$.

表 2 变量定义及描述性统计
Table 2 Descriptive statistics of main variables

Panel A: 变量定义及衡量方法					
<i>E/P</i>	年度净利润 ÷ 年末权益市值				
<i>HSR</i>	样本公司所在城市当年已开通高铁取值为 1, 否则为 0				
<i>R</i>	样本公司年度股票复合回报率				
<i>D</i>	若样本公司年度股票复合回报率为负取值为 1, 否则为 0				
<i>Size</i>	年末总资产的自然对数				
<i>MB</i>	年末总市值 ÷ 年末总资产				
<i>Leverage</i>	年末总负债 ÷ 年末总资产				
Panel B: 描述性统计					
	Mean	Standard deviation	Q1	Median	Q3
<i>E/P</i>	0.045	0.092	0.013	0.036	0.075
<i>HSR</i>	0.610	0.488	0.000	1.000	1.000
<i>R</i>	0.383	0.842	-0.187	0.161	0.721
<i>D</i>	0.396	0.489	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	21.820	1.339	20.893	21.638	22.550
<i>MB</i>	5.385	5.006	2.916	4.218	6.173
<i>Leverage</i>	0.459	0.236	0.274	0.459	0.623
<i>D × R</i>	-0.116	0.191	-0.187	0.000	0.000
<i>D × HSR</i>	0.235	0.424	0.000	0.000	0.000
<i>R × HSR</i>	0.173	0.518	0.000	0.000	0.256
<i>D × R × HSR</i>	-0.054	0.122	0.000	0.000	0.000
<i>D × Size</i>	8.680	10.749	0.000	0.000	21.266
<i>R × Size</i>	8.269	18.210	-4.078	3.504	15.700
<i>D × R × Size</i>	-2.533	4.172	-4.078	0.000	0.000
<i>D × MB_t</i>	1.624	3.202	0.000	0.000	2.842
<i>R × MB</i>	3.421	10.224	-0.635	0.591	3.692
<i>D × R × MB</i>	-0.459	1.138	-0.599	0.000	0.000
<i>D × Leverage</i>	0.182	0.272	0.000	0.000	0.367
<i>R × Leverage</i>	0.187	0.482	-0.061	0.050	0.292
<i>D × R × Leverage</i>	-0.055	0.109	-0.061	0.000	0.000

表 3 高铁开通对公司财务报告稳健性的影响

Table 3 The impact of opening high-speed rail on the financial reporting conservatism

	(1)		(2)	
	<i>E/P</i>		<i>E/P</i>	
	Coefficients	<i>t</i> -statistics	Coefficients	<i>t</i> -statistics
<i>D</i>	0.017 ***	(5.12)	0.036	(0.53)
<i>R</i>	-0.002	(-1.45)	0.010	(0.41)
<i>D</i> × <i>R</i>	0.108 ***	(7.87)	0.386 **	(2.01)
<i>HSR</i>			0.002	(0.33)
<i>D</i> × <i>HSR</i>			-0.027 ***	(-3.95)
<i>R</i> × <i>HSR</i>			0.006 **	(2.26)
<i>D</i> × <i>R</i> × <i>HSR</i>			-0.077 ***	(-3.32)
<i>Size</i>			0.023 ***	(11.76)
<i>MB</i>			0.000	(0.69)
<i>Leverage</i>			-0.128 ***	(-11.31)
<i>D</i> × <i>Size</i>			-0.001	(-0.20)
<i>R</i> × <i>Size</i>			-0.001	(-1.05)
<i>D</i> × <i>R</i> × <i>Size</i>			-0.015	(-1.62)
<i>D</i> × <i>MB</i> <i>t</i>			0.000	(0.30)
<i>R</i> × <i>MB</i>			-0.000	(-0.55)
<i>D</i> × <i>R</i> × <i>MB</i>			0.003	(0.88)
<i>D</i> × <i>Leverage</i>			0.015	(0.68)
<i>R</i> × <i>Leverage</i>			0.036 ***	(5.21)
<i>D</i> × <i>R</i> × <i>Leverage</i>			0.147 **	(2.56)
<i>Year FE</i>	Yes		Yes	
<i>Industry FE</i>	Yes		Yes	
<i>City FE</i>	Yes		Yes	
<i>N</i>	11 940		11 940	
adj. <i>R</i> ²	0.062		0.229	

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的 Winsorize 处理。表中数据为各自变量的估计系数，括号内的数据为 *t* 值，所有回归均包含但未报告截距项。统计检验时的 *t* 值已经 Cluster 标准误和 White 异方差稳健性修正。回归中不存在需要引起关注的共线性问题。下同。

尽管多期双重差分法能够较好的识别高铁开通与财务报告稳健性下降之间的因果关系，但其实证结果的有效性必须以符合平行趋势假定为前提。因此，参考 Bertrand 和 Mullainathan^[45]、Cornaggia 等^[38] 以及 Chen 等^[46] 的做法，对表 3 所执行的多期双重差分测试开展了平行趋势检验。具体的，首先以各城市分别的高铁开通年份作为 0 年，以 -1 年作为比较基准，同时生成 *Before*³⁺、*Before*²、*After*¹、*After*²⁺ 四个用于区分样本所属事件年度的虚拟变量。其中，*Before*² 在样本所属年度为高铁开通前 2 年时取值为 1 否则为 0，*Before*³⁺

在样本所属年度为高铁开通前 3 年 ~ 5 年间时取值为 1 否则为 0。*After*¹ 在样本所属年度为高铁开通当年时取值为 1 否则为 0，*After*²⁺ 在样本所属年度为高铁开通后 2 年 ~ 5 年间时取值为 1 否则为 0。然后，同时以 *Before*³⁺、*Before*²、*After*¹、*After*²⁺ 替换原核心解释变量 *HSR*，将其分别与 *D*、*R* 及 *D* × *R* 交乘，并纳入模型 (1) 进行回归。此时，若表 3 所执行的多期双重差分测试符合平行趋势假定，则应能观测到属于高铁开通前的两个交互项 *D* × *R* × *Before*³⁺ 和 *D* × *R* × *Before*² 的估计系数均不显著。

表 4 平行趋势测试
Table 4 Parallel trend test

	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
D	0.034	(0.50)
R	0.005	(0.21)
$D \times R$	0.376 *	(1.90)
$Before^{3+}$	0.010	(1.05)
$D \times Before^{3+}$	0.005	(0.31)
$R \times Before^{3+}$	0.006	(1.16)
$D \times R \times Before^{3+}$	0.030	(0.84)
$Before^2$	-0.001	(-0.20)
$D \times Before^2$	0.007	(0.55)
$R \times Before^2$	0.007	(1.36)
$D \times R \times Before^2$	-0.008	(-0.19)
$After^1$	0.003	(0.40)
$D \times After^1$	-0.023 **	(-1.99)
$R \times After^1$	0.013	(1.37)
$D \times R \times After^1$	-0.059 *	(-1.71)
$After^{2+}$	-0.006	(-0.88)
$D \times After^{2+}$	-0.021 **	(-2.38)
$R \times After^{2+}$	0.011 **	(2.34)
$D \times R \times After^{2+}$	-0.067 **	(-2.18)
$Size$	0.023 ***	(11.80)
MB	0.000	(0.71)
$Leverage$	-0.128 ***	(-11.35)
$D \times Size$	-0.001	(-0.26)
$R \times Size$	-0.001	(-1.08)
$D \times R \times Size$	-0.015	(-1.63)
$D \times MBt$	0.000	(0.34)
$R \times MB$	-0.000	(-0.56)
$D \times R \times MB$	0.004	(0.96)
$D \times Leverage$	0.014	(0.65)
$R \times Leverage$	0.035 ***	(5.15)
$D \times R \times Leverage$	0.143 **	(2.48)
$Year FE$	Yes	
$Industry FE$	Yes	
$City FE$	Yes	
N	11 940	
adj. R^2	0.210	

3.2 敏感性测试

除平行趋势测试外,文章还针对表 3 所报告的基准回归结果开展了一系列的敏感性测试,表 5 报告了这些检验的结果.其中,全部回归均包含模型(1)所述的控制变量及其分别与 D 、 R 和 $D \times R$ 的交互项,也都纳入了年度、行业和城市的固定效应,但基于简化表格的目的,仅列示了主要解释变量的实证结果.具体而言,表 5 所报告的敏感性测试可分为四大类别:第一,推断问题.尽管文章已经在基准回归中对标准误进行了公司层面的聚类调整,但为了得到更稳健的推断,表 5 的 Panel A、Panel B 和 Panel C 进一步对标准误进行了城市层面的聚类调整以及公司和年度、城市和年度的双重聚类调整.可以看到,在改变聚类调整层级和维度后的全部三个回归中, $D \times R \times HSR$ 的估计系数均依然显著为负.第二,估计方法.尽管文章已经在基准回归模型(1)中同时纳入了年度、行业和城市的固定效应,但多向固定效应的方法并没有顾及不同个体对于时间冲击反应力度的差异,因此文章也考虑使用交互固定效应.表 5 的 Panel D 和 Panel E 分别在允许不同行业或不同城市的公司对时间冲击的反应力度存在差异的情形下对模型(1)进行了重新估计.可以看到, $D \times R \times$

HSR 的估计系数也都仍然在 1% 的水平上显著为负,说明改变估计方法同样不会影响文章的研究结论.第三,财务报告稳健性的替代衡量.尽管 Basu^[11]模型是既有文献中运用最为广泛的衡量财务报告稳健性的方法,但也面临着一定的批评和质疑^[47-49].因此,文章还诉诸于在既有文献中也有较多运用的经营现金流模型和盈余时间序列模型^[11, 44].表 5 的 Panel F 和 Panel G 分别报告了以经营现金流模型和盈余时间序列模型衡量公司财务报告稳健性的结果.可以看到,Panel F 中 $DCFO \times CFO \times HSR$ 的估计系数显著小于零,Panel G 中 $D \Delta NI_{t-1} \times \Delta NI_{t-1} \times HSR$ 的估计系数显著大于零,都表明高铁开通后公司财务报告的稳健性明显下降^⑨.第四,样本选择.为减少由于遗漏变量问题而造成内生性困扰的可能性,按照 Beck 等^[37]及 Cornaggia 等^[38]的做法,仅使用那些实际开通高铁的城市作为样本.为了进一步增强研究结论的稳健性,也考虑在纳入未开通高铁城市样本的情形下执行检验. Panel H 报告了该项测试的结果.可以看到,此时 $D \times R \times HSR$ 的估计系数均依然显著为负.因此概括起来,表 5 所报告的一系列敏感性测试均进一步支持了文章基准回归的实证发现.

表 5 敏感性测试

Table 5 Sensitivity tests

Panel A: 使用城市层面的聚类标准误 ($N = 11\ 940$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
D	0.036	(0.60)
R	0.010	(0.32)
$D \times R$	0.386 **	(2.40)
HSR	0.002	(0.29)
$D \times HSR$	-0.027 ***	(-3.88)
$R \times HSR$	0.006 **	(2.41)
$D \times R \times HSR$	-0.077 ***	(-2.91)
Panel B: 使用公司层面和年度的双重聚类标准误 ($N = 11\ 940$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
D	0.036	(0.44)
R	0.010	(0.48)
$D \times R$	0.386 *	(2.02)
HSR	0.002	(0.22)
$D \times HSR$	-0.027 ***	(-4.44)
$R \times HSR$	0.006 *	(1.79)
$D \times R \times HSR$	-0.077 *	(-1.87)

⑨ 关于经营现金流模型和盈余时间序列模型的更多细节请详见附录 1.

续表 5

Table 5 Continues

Panel C: 使用城市层面和年度的双重聚类标准误($N = 11\ 940$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t Continuesstatistics
D	0.036	(0.50)
R	0.010	(0.37)
$D \times R$	0.386 **	(2.21)
HSR	0.002	(0.22)
$D \times HSR$	-0.027 ***	(-3.81)
$R \times HSR$	0.006	(1.39)
$D \times R \times HSR$	-0.077 *	(-1.83)
Panel D: 使用 $Year\ FE \times Industry\ FE$ ($N = 11\ 930$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
D	0.038	(0.56)
R	0.014	(0.59)
$D \times R$	0.353 *	(1.85)
HSR	0.003	(0.61)
$D \times HSR$	-0.028 ***	(-4.08)
$R \times HSR$	0.007 ***	(2.79)
$D \times R \times HSR$	-0.073 ***	(-3.10)
$City\ FE$	Yes	
$Year\ FE \times Industry\ FE$	Yes	
Panel E: 使用 $Year\ FE \times City\ FE$ ($N = 11\ 836$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
D	0.027	(0.40)
R	0.009	(0.34)
$D \times R$	0.340 *	(1.80)
HSR	-0.045 ***	(-6.51)
$D \times HSR$	-0.028 ***	(-3.96)
$R \times HSR$	0.007 **	(2.56)
$D \times R \times HSR$	-0.077 ***	(-3.00)
$Industry\ FE$	Yes	
$Year\ FE \times City\ FE$	Yes	
Panel F: 使用 Ball and Shivakumar(2005)模型衡量会计稳健性($N = 11\ 921$)		
	Dependent variable = ACC	
	Coefficients	t -statistics
$DCFO$	0.073	(1.09)
CFO	1.886 ***	(3.18)
$DCFO \times CFO$	0.668	(0.82)
HSR	-0.010 **	(-2.04)
$DCFO \times HSR$	0.001	(0.19)
$CFO \times HSR$	0.090 *	(1.65)
$DCFO \times CFO \times HSR$	-0.205 **	(-2.12)

续表 5

Table 5 Continues

Panel G: 使用盈余时间序列模型衡量会计稳健性 ($N = 11\ 481$)		
	Dependent variable = ΔNI_t	
	Coefficients	<i>t</i> -statistics
$D \Delta NI_{t-1}$	7.266	(1.03)
ΔNI_{t-1}	-0.308	(-0.42)
$D \Delta NI_{t-1} \times \Delta NI_{t-1}$	0.534	(0.52)
<i>HSR</i>	1.756 **	(1.97)
$D \Delta NI_{t-1} \times HSR$	0.705	(1.10)
$\Delta NI_{t-1} \times HSR$	-0.061	(-0.53)
$D \Delta NI_{t-1} \times \Delta NI_{t-1} \times HSR$	0.358 **	(1.99)
Panel H: 纳入未开通高铁城市的样本 ($N = 21\ 487$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	<i>t</i> -statistics
<i>D</i>	-0.019	(-0.30)
<i>R</i>	0.045 **	(1.96)
$D \times R$	0.572 ***	(3.20)
<i>HSR</i>	-0.011 ***	(-2.73)
$D \times HSR$	-0.007	(-1.34)
$R \times HSR$	0.002	(0.81)
$D \times R \times HSR$	-0.082 ***	(-4.92)

3.3 替代性解释：政府干预假说

对于高铁开通后公司财务报告稳健性下降的情形,除文章所提出的软信息环境改善的逻辑外,还可能存在另一个有趣的解释:鉴于高铁开通将正面影响地区经济增长的预期,地方政府可能会要求上市公司在财务报告中加速确认好消息和延迟吸收坏消息以粉饰当地经济发展状况,从而导致公司财务报告稳健性明显下降。例如, Piotroski 等^[50]发现,地方官员在两会期间存在要求上市公司延迟披露坏消息的情形。然而理论上,上述政府干预假说在文章的研究情境下较难成立。与针对两会的短期行为不同,针对高铁开通而粉饰财务报表属于长期行为,且具体需维持的时限并不明确,而应计制会计固有的反转特性又决定了公司隐藏坏消息的行为很难在较长时间内持续,所以地方官员实际不太可能通过授意上市公司降低财务报告稳健性的方式实现长期粉饰地区经济发展状况的目标。但尽管如此,为了缓解该替代性解释影响研究结论可靠性的担忧,文章执行了以下两项测试。具体而言,如果政府干预假说成立,则至

少应能进一步观测到以下两个结果:其一,在政府干预程度较大的地区,高铁开通后公司财务报告稳健性的下降程度更大。其二,剔除政府干预程度较大地区的样本后,*HSR* 的估计系数不再显著。

表 6 报告了上述两项测试的结果。具体的,以王小鲁等(2016)所编制的《中国分省市市场化指数报告》中的“减少政府对企业的干预”指数的相反数(*GI Index*)为基础衡量政府干预程度。由于取了相反数,*GI Index* 取值越大表示样本公司所在地区的政府干预程度越大。与之前相同,表 6 所报告的回归均包含全部控制变量及其相应的交互项,也都纳入了年度、行业和城市的固定效应,但基于简化表格的目的,仅列示了主要解释变量的实证结果。Panel A 是全样本回归,可以看到, $D \times R \times HSR \times GI Index$ 的估计系数并不显著。Panel B 仅使用政府干预较弱地区的样本进行回归,可以看到, $D \times R \times HSR$ 依然显著为负。这都与政府干预假说的预期不符,说明该替代性解释并不能解释文章的实证结果,研究结论不会受其困扰^⑩。

⑩ 此外,文章还讨论了另外三种可能的替代性解释,分别是会计准则变更的影响、公司绩效变化的影响及城市房价上涨的影响,相关实证结果及分析可详见附录 3。

表 6 替代性解释：政府干预假说
Table 6 Alternative hypothesis: Government intervention

Panel A: 全样本 (N = 11 940)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t-statistics
<i>GI Index</i>	-0.000	(-0.03)
<i>D × GI Index</i>	0.003	(0.94)
<i>R × GI Index</i>	0.000	(0.67)
<i>D × R × GI Index</i>	0.011 *	(1.69)
<i>HSR × GI Index</i>	0.002	(1.36)
<i>D × HSR × GI Index</i>	-0.003	(-1.02)
<i>R × HSR × GI Index</i>	-0.001	(-0.87)
<i>D × R × HSR × GI Index</i>	-0.007	(-0.95)
Panel B: 仅使用政府干预较弱地区的样本 (N = 9 950)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t-statistics
<i>D</i>	-0.026	(-0.37)
<i>R</i>	0.007	(0.25)
<i>D × R</i>	0.250	(1.27)
<i>HSR</i>	0.001	(0.17)
<i>D × HSR</i>	-0.023 ***	(-3.35)
<i>R × HSR</i>	0.007 **	(2.48)
<i>D × R × HSR</i>	-0.056 **	(-2.28)

3.4 其他稳健性测试

迄今为止,文章所提供的证据已经表明高铁开通后公司财务报告的稳健性明显下降,并且基于多期双重差分测试的识别策略也能够较大程度上揭示出二者之间的因果关系。但是,研究结论依然可能面临着遗漏变量问题和反向因果关系的困扰。所以第一,纳入了一系列城市层面特征变量并以此为基础对模型(1)进行了重新估计。第二,纳入了一系列企业层面特征变量并以此为基础对模型(1)进行了重新估计。第三,使用了基于工具变量的两阶段最小二乘法。第四,在剔除所有发生过城市层面注册地变迁的观测值后对模型(1)进行了重新估计以进一步缓解可能存在的反向因果关系问题。上述针对潜在内生性问题所开展之测试的实证设计、结果及分析可详见附录 2。概言之,经过以上测试,研究结论是稳健的。

4 进一步的研究：机制、途径和渠道

4.1 机制：公司信息环境的调节效应

既然高铁开通降低了公司财务报告的稳健性,那么文章希望进一步考察产生这种因果关系的机制、途径和渠道。首先讨论机制。如前所

述,高铁开通所增加的软信息改善了公司的信息环境是导致其财务报告稳健性下降的根本原因。所以,若背后的机制果真如此,则应该能够观测到当公司信息环境越差时,高铁开通后其财务报告稳健性的下降幅度越大。于是,建立以下三重差分回归模型

$$\begin{aligned}
 E/P = & \alpha_0 + \alpha_1 \times D + \alpha_2 \times R + \alpha_3 \times D \times R + \\
 & \alpha_4 \times HSR + \alpha_5 \times D \times HSR + \alpha_6 \times R \times HSR + \\
 & \alpha_7 \times D \times R \times HSR + \alpha_8 \times IM + \alpha_9 \times D \times IM + \\
 & \alpha_{10} \times R \times IM + \alpha_{11} \times D \times R \times IM + \\
 & \alpha_{12} \times HSR \times IM + \alpha_{13} \times D \times HSR \times IM + \\
 & \alpha_{14} \times R \times HSR \times IM + \alpha_{15} \times D \times R \times HSR \times IM + \\
 & \alpha_{16} \times X_i + \alpha_{17} \times D \times X_i + \\
 & \alpha_{18} \times R \times X_i + \alpha_{19} \times D \times R \times X_i + \\
 & \alpha_j \times \sum Year + \alpha_k \times \sum Industry + \alpha_l \times \sum City + \xi
 \end{aligned} \quad (2)$$

其中除新增变量 *IM* 外,其他变量的定义和衡量方法均与模型(1)完全相同。新增变量 *IM* 表示公司的信息环境,采用以下 5 个变量来刻画:1) 分析师跟随 (*Analyst*), 以公司年度分析师跟随人数加 1 的自然对数来衡量。2) 机构投资者持股比例 (*IHolding*)。3) 按 *Kothari*^[51] 的方法所估计的公司盈余管理程度的相反数 (*EMON*)。4) 深沪证券交

易所公布的上市公司年度信息披露评级 (*DRating*), 若为 A 级取值为 1 否则为 0.5) 按 *Amihud*^[52] 的方法所估计的公司股价信息含量 (*Amihud*)^①.

在估计模型 (2) 时, 文章最关心的是交互项 $D \times R \times HSR \times IM$ 的估计系数 α_{15} 的符号和统计显著性. 由于以上刻画 *IM* 的变量取值越大均表示公司信息环境越好, 所以应能观测到所有回归中的 α_{15} 均显著大于零. 表 7 报告了该项测试的结果. 同样的, 表 7 的所有回归均包含模型 (2) 所示的全部控制变量以及年度、行业和城市的固定效应, 但基于简化表格的目的, 仅列示了主要解释变

量的估计结果. 可以看到, 在 Panel A ~ Panel E 的五个回归中, $D \times R \times HSR \times IM$ 的估计系数 α_{15} 均显著大于零. 并且, 除 Panel D 以交易所信息披露评级 *DRating* 刻画公司信息环境时 α_{15} 在 10% 的水平上统计显著外, 其余四个回归中 α_{15} 均在 5% 的水平显著. 这与文章的猜想一致, 说明当信息环境较好时, 高铁开通对公司财务报告稳健性的负面影响较小, 而当信息环境较差时, 高铁开通对公司财务报告稳健性的负面影响则更加明显. 总结起来, 表 7 的结果意味着高铁开通后软信息激增所导致的公司信息环境变化的确构成驱动其财务报告稳健性显著下降的重要机制.

表 7 机制：公司信息环境的调节效应

Table 7 Mechanism: Moderating effect of company information environment

Panel A: <i>IM = Analyst</i> (N = 11 940)		
	Dependent variable = <i>E/P</i>	
	Coefficients	<i>t</i> -statistics
<i>Analyst</i>	0.019 ***	(7.43)
$D \times Analyst$	-0.008	(-1.55)
$R \times Analyst$	-0.005 ***	(-3.48)
$D \times R \times Analyst$	-0.029 **	(-2.32)
$HSR \times Analyst$	-0.007 ***	(-2.72)
$HSR \times D \times Analyst$	0.015 ***	(2.60)
$HSR \times R \times Analyst$	0.001	(0.30)
$HSR \times D \times R \times Analyst$	0.032 **	(1.97)
Panel B: <i>IM = I Holding</i> (N = 11 865)		
	Dependent variable = <i>E/P</i>	
	Coefficients	<i>t</i> -statistics
<i>I Holding</i>	-0.064 ***	(-5.69)
$D \times I Holding$	-0.103 ***	(-4.54)
$R \times I Holding$	0.006	(0.88)
$D \times R \times I Holding$	-0.272 ***	(-4.39)
$HSR \times I Holding$	0.005	(0.46)
$HSR \times D \times I Holding$	0.043 *	(1.79)
$HSR \times R \times I Holding$	-0.010	(-1.23)
$HSR \times D \times R \times I Holding$	0.153 **	(2.04)
Panel C: <i>IM = EMOP</i> (N = 11 654)		
	Dependent variable = <i>E/P</i>	
	Coefficients	<i>t</i> -statistics
<i>EMOP</i>	-0.175 ***	(-4.03)
$D \times EMOP$	0.112 *	(1.67)
$R \times EMOP$	0.067 ***	(3.25)
$D \times R \times EMOP$	-0.255 *	(-1.78)
$HSR \times EMOP$	0.194 ***	(4.00)
$HSR \times D \times EMOP$	-0.051	(-0.59)
$HSR \times R \times EMOP$	-0.052 *	(-1.71)
$HSR \times D \times R \times EMOP$	0.472 **	(2.23)

① 关于使用 *Kothari*^[51] 模型估计公司盈余管理程度及使用 *Amihud*^[52] 的方法计算公司股价信息含量的更多细节请详见附录 1.

续表7

Table 7 Continues

Panel D: $IM = DRating$ ($N = 11\ 940$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
$DRating$	0.018 **	(2.50)
$D \times DRating$	-0.024	(-1.47)
$R \times DRating$	-0.003	(-0.66)
$D \times R \times DRating$	-0.090 **	(-2.23)
$HSR \times DRating$	-0.014 *	(-1.81)
$HSR \times D \times DRating$	0.028 *	(1.67)
$HSR \times R \times DRating$	-0.001	(-0.25)
$HSR \times D \times R \times DRating$	0.089 *	(1.94)
Panel E: $IM = Amihud$ ($N = 10\ 044$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
$Amihud$	-4.217	(-1.37)
$D \times Amihud$	1.403	(0.37)
$R \times Amihud$	3.795 **	(2.29)
$D \times R \times Amihud$	-6.522	(-1.07)
$HSR \times Amihud$	12.193 ***	(3.12)
$HSR \times D \times Amihud$	4.171	(0.69)
$HSR \times R \times Amihud$	-5.953 ***	(-3.58)
$HSR \times D \times R \times Amihud$	39.248 **	(2.03)

4.2 途径：高铁开通对软信息数量和传播的影响

接下来,讨论高铁开通影响公司财务报告稳健性的途径.如前所述,高铁开通改变硬信息即公司财务报告的稳健性特征,是通过大量增加软信息供给来实现的.因此,建立以下回归模型(3)以考察高铁开通对于公司层面软信息数量及传播的影响

$$SoftInformation = \alpha_0 + \alpha_1 \times HSR + \alpha_2 \times Control_i + \alpha_j \times \sum Year + \alpha_k \times \sum Industry + \alpha_l \times \sum City + \xi \quad (3)$$

模型(3)的估计依然是在多期双重差分的识别框架下进行,核心解释变量 HSR 的定义也与之相同.回归中同时纳入了年度、行业和城市的固定效应,使用公司层面的聚类标准误,并控制了一系列可能影响公司软信息数量及传播的因素,用向量 $Control$ 来表示,主要包括公司权益市值、带息负债与权益市值之比、权益市值与账面净资产之比、净资产收益率、第一大股东持股比例、第二至第十大股东持股比例和与第一大股东持股比例之比、国有股比例以及董事长与总经理是否两职合一等

公司层面的特征变量.因变量 $SoftInformation$ 表示公司层面软信息的数量及其传播幅度.为此,文章引入了 $Visit$ 、 $Visit_n$ 、 $Media$ 、 BBS 、 $Media_P$ 、 $Media_N$ 、 $Media_S$ 、 $Media_{SP}$ 、 $Media_{SN}$ 等一系列新变量.概括起来,对 $SoftInformation$ 的刻画可以划分为以下三大类别:1)软信息提供者的行为.其中, $Analyst$ 和 $Visit_n$ 分别是公司年度分析师跟随人数和被机构投资者实地调研总次数加1的自然对数. $Visit$ 是虚拟变量,如果公司当年存在被机构投资者实地调研的情形取值为1,否则为0.2)软信息的数量.其中, $Media$ 是年度内报刊及网络财经新闻中与公司相关的原创新闻总数, BBS 是年度内股吧中与公司相关帖子的日均评论数.文章还进一步将报刊及网络财经新闻区分为正面信息和负面信息两类,分别用 $Media_P$ 和 $Media_N$ 来表示其各自的原创新闻总数.3)软信息的传播幅度.其中, $Media_S$ 、 $Media_{SP}$ 、 $Media_{SN}$ 分别表示年度内与公司相关的报刊及网络原创财经新闻被转载的次数以及正面信息和负面信息各自被转载的次数.

表8报告了模型(3)的回归结果.同前,所有

回归均包含全部控制变量以及年度、行业和城市的固定效应,但基于简化表格的目的,仅列示了核心解释变量 *HSR* 的估计结果。可以看到,在 Panel A 的三个回归中,*HSR* 的估计系数均显著大于零,说明高铁开通确实影响了软信息提供者的行为,高铁开通后分析师跟随人数、机构投资者实地调研的可能性和次数都明显增加。同样的,*HSR* 在 Panel B 四个回归中的估计系数也全部显著大于零,说明作为软信息提供者行为变化的结果,高铁开通后公司层面的软信息数量也明显增加。无论媒体报导或股吧讨论皆更频繁,且好消息和坏消息的数量都在增加。最后,Panel C 考察了高铁开

通对于公司层面软信息传播的影响。可以看到,在以 *Media_S* 为因变量的回归中 *HSR* 的估计系数显著大于零,说明总体而言高铁开通后不仅原创信息增加,二手信息数量即软信息的传播也变得更加广泛。从区别好消息和坏消息后的两个回归中可以看到,坏消息受到的影响较小,高铁开通主要是增加了好消息的传播幅度。概括起来,表 8 的结果证实了文章的理论逻辑,高铁开通增加了软信息提供者的搜寻和生产活动,显著提高了公司层面原创软信息的数量及其传播幅度,从而改变了作为典型硬信息的公司财务报告的稳健性特征。

表 8 途径: 高铁开通对软信息数量和传播的影响

Table 8 Channel: Impact of the opening of high-speed rail on the disseminate of soft information

Panel A: 高铁开通对软信息提供者行为的影响		
Dependent variable = <i>Analyst</i> (N = 10 289)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	0.062 *	(1.76)
Dependent variable = <i>Visit</i> (N = 10 290)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	0.025 *	(1.76)
Dependent variable = <i>Visit_n</i> (N = 10 290)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	0.052 **	(2.25)
Panel B: 高铁开通对软信息数量的影响		
Dependent variable = <i>Media</i> (N = 10 290)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	15.849 **	(2.19)
Dependent variable = <i>BBS</i> (N = 8 811)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	0.122 *	(1.66)
Dependent variable = <i>Media_P</i> (N = 10 290)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	7.933 **	(2.42)
Dependent variable = <i>Media_N</i> (N = 10 290)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	3.253 *	(1.92)
Panel C: 高铁开通对软信息传播的影响		
Dependent variable = <i>Media_S</i> (N = 10 290)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	4.663 *	(1.87)
Dependent variable = <i>Media_SP</i> (N = 10 290)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	6.502 **	(2.15)
Dependent variable = <i>Media_SN</i> (N = 10 290)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	3.684	(1.61)

4.3 渠道：受影响的具体会计科目

进一步的,讨论高铁开通影响公司财务报告稳健性的渠道,即高铁开通究竟影响了哪些会计科目的确认过程而引起财务报告稳健性的下降. 尽管高铁开通带来大量新增软信息,从而大幅减少了公司财务报告加速吸收坏消息和延迟确认好消息的必要性,但由于这些新增软信息基本来自实地考察、访谈等简单观察的方式,所以应该主要是通过改变能够以“眼见为实”的方式做出大致判断的有形资产科目会计确认过程的渠道影响公司财务报告稳健性. 为了证实上述猜想,也为了进一步佐证文章的理论逻辑,参考 Aghamolla 和 Li^[53] 的做法,以资产减值为切入点,建立以下回归模型(4)以考察高铁开通对于公司具体会计科目确认过程的影响

$$Item = \alpha_0 + \alpha_1 \times HSR + \alpha_2 \times Control_i + \alpha_j \times \sum Year + \alpha_k \times \sum Industry + \alpha_l \times \sum City + \xi \quad (4)$$

其中因变量 *Item* 表征公司不同类型资产的减值处理,可分为两类:1) 无实物形态资产科目的减值处理,具体包括商誉减值损失 (*Goodwill*) 和坏

账准备 (*Receivable*),二者在衡量时分别以非流动资产和营业收入进行平滑以消除规模的影响. 2) 有实物形态资产科目的减值处理,具体包括存货跌价准备 (*Inventory*) 和固定资产减值准备 (*Fixedasset*),二者在衡量时均以营业成本进行平滑以消除规模的影响. 模型(4) 的其他设定与模型(3) 完全相同.

表9 报告了模型(4) 的回归结果. 同样的,所有回归均包含全部控制变量以及年度、行业和城市的固定效应,但基于简化表格的目的,仅列示了核心解释变量 *HSR* 的结果. 可以看到,*HSR* 在 Panel A 两个回归中的估计系数均不显著,说明对于商誉和应收款项这种无实物形态从而无法通过简单观察获取足够信息的项目,高铁开通对其会计确认过程的影响不大. 而 *HSR* 在 Panel B 两个回归中的估计系数均显著小于零,说明对于存货和固定资产等有实物形态从而能够以眼见为实的方式大致判断其真伪及质量的项目,高铁开通影响了其会计确认过程,财务报告对与存货和固定资产相关坏消息的吸收速度明显放缓. 综合起来,表 9 的结果与预期相符,高铁开通的确是通过影响那些有实物形态的有形资产项目这一渠道降低公司财务报告的稳健性.

表 9 渠道：受影响的具体会计科目

Table 9 Specific accounting items affected

Panel A: 无实物形态资产科目的减值处理		
Dependent variable = <i>Goodwill</i> (N = 10 210)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	-0.000	(-0.76)
Dependent variable = <i>Receivable</i> (N = 10 210)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	-0.006	(-0.80)
Panel B: 有实物形态资产科目的减值处理		
Dependent variable = <i>Inventory</i> (N = 10 210)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	-0.004 **	(-2.30)
Dependent variable = <i>Fixedasset</i> (N = 10 210)		
	Coefficients	t-statistics
<i>HSR</i>	-0.004 *	(-1.67)

4.4 财务报告信息含量的变化

最后,文章讨论高铁开通前后公司财务报告信息含量的变化. 如果高铁开通后公司所处软信息环境的变化确实会促使其降低财务报告稳健性从而增加会计信息的决策有用性,那么应该能够观测到以下两方面的结果:其一,高铁开通后公司

财务报告的信息含量明显增加;其二,高铁开通前公司财务报告稳健性越高的公司,高铁开通后其财务报告信息含量的增加越明显. 显然,对此的检验将有助于进一步佐证文章的理论逻辑. 所以,参考 Fan 和 Wong^[54] 及姜付秀等^[55] 的做法,建立以下回归模型(5)以考察高铁开通对于公司财务报

告信息含量的影响

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \times E_t + \alpha_2 \times HSR_t + \alpha_3 \times E_t \times HSR_t + \alpha_4 \times E_t \times Size_{t-1} + \alpha_5 \times E_t \times MB_{t-1} + \alpha_6 \times E_t \times Leverage_{t-1} + \alpha_j \times \sum Year + \alpha_k \times \sum Industry + \alpha_l \times \sum City + \xi$$

模型(5)所涉及变量的定义均与之前相同. 表 10 的 Panel A 报告了其测试结果. 需要说明的是, 所有回归均包含全部控制变量以及年度、行业和城市的固定效应, 但基于简化表格的目的, 未列示年度、行业和城市的固定效应. 此处最重要的是 $E \times$

HSR 估计系数 α_3 的符号及统计显著性. 可以看到, 与前文预期一致的是, α_3 显著大于零, 说明高铁开通后公司的财务报告信息含量确有明显提升. 表 10 的 Panel B 进一步报告了按高铁开通前公司财务报告稳健性高低分组的测试结果. 可以看到, 仍然与前文预期一致的是, 对于高铁开通前公司财务报告稳健性较高的样本组, α_3 显著大于零; 而对于高铁开通前公司财务报告稳健性较低的样本组, α_3 则并不显著. 综合起来, 表 10 的结果再一次验证了文章的理论逻辑, 说明高铁开通的确促使公司为提高财务报告信息含量而降低了其财务报告的稳健性.

表 10 财务报告信息含量的变化
Table 10 The change of earnings informativeness

Panel A: 高铁开通后公司财务报告信息含量的变化(N = 10 100)					
		Dependent variable = R_t			
		Coefficients	t-statistics		
E_t		3.335 ***	(4.33)		
HSR_t		-0.020	(-0.91)		
$E_t \times HSR_t$		0.213 **	(1.99)		
$E_t \times Size_{t-1}$		-0.170 ***	(-4.93)		
$E_t \times MB_{t-1}$		0.003	(0.45)		
$E_t \times Leverage_{t-1}$		0.607 ***	(2.86)		
Panel B: 财务报告稳健性的影响					
		高铁开通前财务报告稳健性较高的样本		高铁开通前财务报告稳健性较低的样本	
		Dependent variable = R_t		Dependent variable = R_t	
		Coefficients	t-statistics	Coefficients	t-statistics
E_t		3.691 ***	(3.42)	3.203	(1.44)
HSR_t		-0.056 *	(-1.84)	0.009	(0.26)
$E_t \times HSR_t$		0.337 **	(2.54)	-0.086	(-0.35)
$E_t \times Size_{t-1}$		-0.171 ***	(-3.87)	-0.175	(-1.64)
$E_t \times MB_{t-1}$		0.011	(1.19)	-0.018	(-0.97)
$E_t \times Leverage_{t-1}$		0.132	(0.45)	1.354 **	(2.47)

5 结束语

文章首次探讨了高铁开通对于公司财务报告稳健性的影响, 验证了其作用机制、途径和渠道, 并藉此揭示出公司层面软信息与硬信息之间的互动关系. 具体而言, 以 2003 年 ~ 2016 年间我国 A 股上市公司为样本, 以高铁交错开通为自然实验, 使用多期双重差分法, 研究表明, 高铁开通后其所在地上市公司的财务报告稳健性明显下降. 并且,

由高铁开通所导致公司财务报告稳健性的下降幅度占样本期内公司财务报告稳健性总变化幅度的比例高达 40.31%. 在采用多种估计和推断方法、控制可能的遗漏变量和反向因果问题后, 上述发现依然稳健. 进一步的研究表明: 第一, 公司信息环境越差, 例如分析师跟随较少、机构投资者持股比例较低、盈余管理程度较高以及信息披露评级和公司股价信息含量较低等情形, 高铁开通后公司财务报告稳健性下降程度越高. 这说明高铁开通对公司信息环境的影响是驱动其与财务报

告稳健性之间负向关系的重要机制。第二,高铁开通既影响了软信息提供者的行为,引致分析师跟随和机构实地调研都变得更加频密,也使得公司层面媒体报导、股吧讨论等软信息数量明显增加,传播更为广泛。第三,由于高铁开通所带来的新增软信息基本来自实地考察、访谈等简单观察的方式,所以高铁开通对诸如商誉、应收款项等无实物形态的会计科目无明显作用,而主要通过改变诸如存货、固定资产等能够以“眼见为实”的方式做出大致判断的有形资产科目会计确认过程的渠道,影响公司的财务报告稳健性。

研究结论具有重要的政策涵义:

第一,文章发现高铁开通改善了软信息提供者的行为,增加了软信息的供给和传播。由于信息是资本市场及其中所有交易的重要组成部分,这

意味着我国的高铁建设与资本市场发展之间实际存在着良性的互动关系,按照国家《中长期铁路网规划》(2016~2030)建成以八纵八横主通道为骨架的高速铁路网将有助于我国资本市场的进一步发展。

第二,文章发现由高铁开通所引致的软信息环境变化降低了公司财务报告的稳健性。这对于工业4.0时代的会计行业发展有重要启示。一方面,会计应努力适应新时代的需求,在确认和报告环节更加重视价值相关性,大力发展和广泛运用公允价值等能够更加及时恰当反映公司权益价值的计量手段。另一方面,在软信息激增的新时代,财务报告也应充分意识到其作为硬信息的稀缺性和重要性,不妄自菲薄,而在最大限度硬化软信息并减少转化过程中的信息损耗方面锐意进取,为社会和经济发展做出更大的贡献。

参 考 文 献:

- [1] Hayek F A. The use of knowledge in society[J]. *The American Economic Review*, 1945, 35(4): 519-530.
- [2] Stigler G J. The economics of information[J]. *Journal of Political Economy*, 1961, 69(3): 213-225.
- [3] Akerlof G A. The market for “Lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1970, 84(3): 488-500.
- [4] Liberti J M, Petersen M A. Information: Hard and soft[J]. *Review of Corporate Finance Studies*, 2019, 8(1): 1-41.
- [5] Acemoglu D, Aghion P, Lelarge C, et al. Technology, information, and the decentralization of the firm[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(4): 1759-1799.
- [6] Bloom N, Sadun R, Van Reenen J. The organization of firms across countries[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(4): 1663-1705.
- [7] Giroud X. Proximity and investment: Evidence from plant-level data[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128(2): 861-915.
- [8] Huang Z, Li L, Ma G, et al. Hayek, local information, and commanding heights: Decentralizing state-owned enterprises in China[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(8): 2455-2478.
- [9] Campbell D, Loumioni M, Wittenberg M R. Making sense of soft information: Interpretation bias and loan quality[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019, 68(2-3): 1-38.
- [10] Christensen P O, Frimor H, Florin S. Real incentive effects of soft information[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2020, 37(1): 514-541.
- [11] Basu S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1997, 24(1): 215-241.
- [12] Lafond R, Watts R L. The information role of conservatism[J]. *The Accounting Review*, 2008, 83(2): 447-478.
- [13] Wittenberg Moerman R. The role of information asymmetry and financial reporting quality in debt trading: Evidence from the secondary loan market[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46(2-3): 240-260.
- [14] Ramalingegowda S, Yu Y. Institutional ownership and conservatism[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 53(1-2): 98-114.
- [15] 董艳梅, 朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J].

- 中国工业经济, 2016, (10): 92 - 108.
- Dong Yanmei, Zhu Yingming. Can high-speed rail construction reshape the layout of china's economic space; Based on the perspective of regional heterogeneity of employment, wage and economic growth[J]. China Industrial Economics, 2016, (10): 92 - 108. (in Chinese)
- [16] 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, (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, (10): 127 - 149. (in Chinese)
- [17] 杜兴强, 彭妙薇. 高铁开通会促进企业高级人才的流动吗?[J]. 经济管理, 2017, 39(12): 89 - 107.
- Du Xingqiang, Peng Miaowei. Do high-speed trains motivate the flow of corporate highly educated talents? [J]. Economic Management Journal, 2017, 39(12): 89 - 107. (in Chinese)
- [18] 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.
- Liu Yongzheng, Li Yan. High-speed rails and city economic growth in China[J]. Journal of Financial Research, 2017, (11): 18 - 33. (in Chinese)
- [19] 张俊. 高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(4): 1533 - 1562.
- Zhang Jun. High-speed railway construction and county economic development; Based on the research of satellite lighting data[J]. China Economic Quarterly, 2017, 16(4): 1533 - 1562. (in Chinese)
- [20] 赵静, 黄敬昌, 刘峰. 高铁开通与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2018, (1): 157 - 168.
- Zhao Jing, Huang Jingchang, Liu Feng. China high-speed railways and stock price crash risk[J]. Management World, 2018, (1): 157 - 168. (in Chinese)
- [21] 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, 54(3): 135 - 149.
- Sun Puyang, Zhang Tiantian, Yao Shujie. Tariff transmission, domestic transport costs and retail prices[J]. Economic Research Journal, 2019, 54(3): 135 - 149. (in Chinese)
- [22] 唐宜红, 俞峰, 林发勤, 等. 中国高铁、贸易成本与企业出口研究[J]. 经济研究, 2019, (7): 158 - 173.
- Tang Yihong, Yu Feng, Lin Faqin, et al. China's high-speed railway, trade cost and firm export[J]. Economic Research Journal, 2019, (7): 158 - 173. (in Chinese)
- [23] 周华, 戴德明, 刘俊海, 等. 国际会计准则的困境与财务报表的改进——马克思虚拟资本理论的视角[J]. 中国社会科学, 2017, (3): 4 - 25.
- Zhou Hua, Dai Deming, Liu Junhai, et al. The dilemma of international accounting standards and improvements to financial statements; From the perspective of Marx's fictitious capital theory[J]. Social Sciences in China, 2017, (3): 4 - 25. (in Chinese)
- [24] Petersen M A, Rajan R G. Does distance still matter the information revolution in small business lending[J]. The Journal of Finance, 2002, 57(6): 2533 - 2570.
- [25] 邓路, 刘瑞琪, 廖明情. 盈余管理、金融市场化与公司超额银行借款[J]. 管理科学学报, 2019, 22(2): 27 - 40.
- Deng Lu, Liu Ruiqi, Liao Mingqing. Earnings management, financial marketization and excess bank loans[J]. Journal of Management Sciences in China, 2019, 22(2): 27 - 40. (in Chinese)
- [26] Ahmed A S, Billings B K, Morton R M, et al. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs[J]. The Accounting Review, 2002, 77(4): 867 - 890.
- [27] Zhang J. The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers[J]. Journal of Accounting and Economics, 2008, 45(1): 27 - 54.
- [28] 魏明海, 陶晓慧. 会计稳健性的债务契约解释——来自中国上市公司的经验证据[J]. 中国会计与财务研究, 2007, (4): 81 - 135.
- Wei Minghai, Tao Xiaohui. Accounting conservatism and debt contract explanation; Empirical evidence from Chinese listed companies[J]. China Accounting and Financial Research, 2007, (4): 81 - 135. (in Chinese)
- [29] 李沁洋, 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据[J]. 管理科学学报, 2019, 22(8): 108 - 126.

- Li Qinyang, Xu Nianhang. Capital market liberalization and stock price crash risk: Evidence from Shanghai-Hong Kong Stock connect[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(8): 108 – 126. (in Chinese)
- [30] 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): 27 – 40.
- 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): 27 – 40. (in Chinese)
- [31] Cassar G, Ittner C D, Cavalluzzo K S. Alternative information sources and information asymmetry reduction: Evidence from small business debt[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2015, 59(2 – 3): 242 – 263.
- [32] Rozin P, Royzman E B. Negativity bias, negativity dominance, and contagion[J]. *Personality and Social Psychology Review*, 2001, 5(4): 296 – 320.
- [33] Kleemans M, Vettehen P G J H, Beentjes J W J, et al. The influence of age and gender on preferences for negative content and tabloid packaging in television news stories[J]. *Communication Research*, 2012, 39(5): 679 – 697.
- [34] McCluskey J J, Swinnen J, Vandemoortele T. You get what you want: A note on the economics of bad news[J]. *Information Economics and Policy*, 2015, (30): 1 – 5.
- [35] Penman S H, Zhang X. Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(2): 237 – 264.
- [36] Lev B, Sarath B. R&D reporting biases and their consequences[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2005, 2(4): 977 – 1026.
- [37] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the united states[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637 – 1667.
- [38] Cornaggia J, Mao Y, Tian X, et al. Does banking competition affect innovation? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(1): 189 – 209.
- [39] Francis J R, Martin X. Acquisition profitability and timely loss recognition[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 49(1 – 2): 161 – 178.
- [40] Ettredge M, Huang Y, Zhang W. Earnings restatements and differential timeliness of accounting conservatism[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 53(3): 489 – 503.
- [41] Kravet T D. Accounting conservatism and managerial risk-taking: Corporate acquisitions[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 57(2 – 3): 218 – 240.
- [42] Kim J, Zhang L. Accounting conservatism and stock price crash risk: Firm-level evidence[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(1): 412 – 441.
- [43] Wang C, Xie F, Xin X. CEO inside debt and accounting conservatism[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35(4): 2131 – 2159.
- [44] Ball R, Shivakumar L. Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 83 – 128.
- [45] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life corporate governance and managerial preferences[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043 – 1075.
- [46] Chen Y, Hung M, Wang Y. The effect of mandatory csr disclosure on firm profitability and social externalities: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 65(1): 169 – 190.
- [47] Dietrich J R, Muller K A, Riedl E J. Asymmetric timeliness tests of accounting conservatism[J]. *Review of Accounting Studies*, 2007, 12(1): 95 – 124.
- [48] Givoly D, Hayn C K, Natarajan A. Measuring reporting conservatism[J]. *The Accounting Review*, 2007, 82(1): 65 – 106.
- [49] Patatoukas P N, Thomas J K. More evidence of bias in the differential timeliness measure of conditional conservatism[J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(5): 1765 – 1793.
- [50] Piotroski J D, Wong T J, Zhang T. Political incentives to suppress negative information: Evidence from Chinese listed firms [J]. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(2): 405 – 459.
- [51] Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures[J]. *Journal of Accounting and*

- Economics, 2005, 39(1): 163 – 197.
- [52] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5(1): 31 – 56.
- [53] Aghamolla C, Li N. Debt contract enforcement and conservatism: Evidence from a natural experiment[J]. Journal of Accounting Research, 2018, 56(5): 1383 – 1416.
- [54] Fan J P H, Wong T J. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia[J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33(3): 401 – 425.
- [55] 姜付秀, 石贝贝, 马云飙. 董秘财务经历与盈余信息含量[J]. 管理世界, 2016, (9): 161 – 173.
Jiang fuxiu, Shi Beibei, Ma Yunbiao. Board Secretary's financial experience and earnings informativeness[J]. Management World, 2016, (9): 161 – 173. (in Chinese)
- [56] Zheng S, Kahn M E. China's bullet trains facilitate market integration and mitigate the cost of mega city growth[J]. Science Foundation in China, 2013, 110(1): 1248 – 1253.
- [57] Dong X, Zheng S, Kahn M E. The Role of Transportation Speed in Facilitating High Skilled Teamwork[R]. Cambridge: NBER, Working Paper, 2018.
- [58] 饶品贵, 姜国华. 货币政策波动、银行信贷与会计稳健性[J]. 金融研究, 2011, (3): 51 – 71.
Rao Pingui, Jiang Guohua. Monetary policy fluctuations, debt contracts and accounting robustness[J]. Journal of Financial Research, 2011, (3): 51 – 71. (in Chinese)

The impact of soft information on hard information: Evidence from China's high-speed rail and financial reporting conservatism

SUN Liang¹, LIU Chun^{1*}, ZHENG Guo-jian², CHEN Yi-yan^{1, 3}

1. International School of Business & Finance, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;
2. School of Business, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;
3. Huawei Technologies Co., Ltd, Shenzhen 518129, China

Abstract: This paper is the first paper that explores the interaction between soft information and hard information at firm level. Using the opening of China's high-speed rail as a natural experiment and a dynamic difference in difference approach, based on panel data of China A-share listed companies in 2003 – 2016, the paper investigates the conservatism characteristic of financial reporting, which is the most typical hard information of the firm. Our paper finds that the opening of China's high-speed rail decreases the conservatism of firms' financial reporting, and the negative relation is more pronounced when the firm is in a worse corporate information environment. Further research also finds that the opening of high-speed rail changes the behavior of soft information suppliers and increases the supply and dissemination of soft information, which directly affects the accounting recognition process of tangible items whose judgement is in the form of “seeing is believing”, and finally leads to the decline of financial reporting conservatism. The results are robust to the use of several alternative estimation and inference methods and the control of some potential endogeneity issues including omitted variables and reverse causality. This paper not only breaks through the assumption that type of information is static in extant literatures, but also helps to clarify the relation between financial reporting conservatism and information asymmetry. Our finding enriches the economic outcomes of the construction of China's high-speed rail at corporate level and in accounting field, shedding light on the positive effects of infrastructure construction in our country from micro-economic level.

Key words: soft information; hard information; high-speed rail; financial reporting conservatism

附录 1

A1.1 使用 Ball 和 Shivakumar^[44]模型衡量财务报告稳健性

$$\begin{aligned}
 ACC = & \alpha_0 + \alpha_1 \times DCFO + \alpha_2 \times CFO + \alpha_3 \times DCFO \times CFO + \alpha_4 \times HSR + \alpha_5 \times DCFO \times HSR + \\
 & \alpha_6 \times CFO \times HSR + \alpha_7 \times DCFO \times CFO \times HSR + \alpha_8 \times X_i + \alpha_9 \times DCFO \times X_i + \alpha_{10} \times CFO \times X_i + \\
 & \alpha_{11} \times DCFO \times CFO \times X_i + \alpha_j \times \sum Year + \alpha_k \times \sum Industry + \alpha_l \times \sum City + \xi
 \end{aligned} \quad (A1)$$

其中 ACC 是公司当年的经营性应计项目总额, $ACC = [(\Delta \text{流动资产} - \Delta \text{货币资金}) - (\Delta \text{流动负债} - \Delta \text{短期借款}) - \text{当期折旧} - \text{当期摊销}] / \text{年末总资产}$. CFO 是经年末总资产平滑的经营活动现金净流量. $DCFO$ 是虚拟变量, 若 CFO 小于零取值为 1, 否则为 0. X_i 是表示全部控制变量的向量, 其定义及衡量方式与模型(1)完全相同. $DCFO \times CFO$ 的估计系数 α_3 应大于零, 且取值越大表示公司财务报告的稳健性程度越高. 模型(A1)中, 最关心的是 $DCFO \times CFO \times HSR$ 的估计系数 α_7 . 根据文章的基本研究假说, α_7 应显著小于零.

A1.2 使用 Basu^[11] 盈余时间序列模型衡量财务报告稳健性

$$\begin{aligned}
 \Delta NI_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \times D \Delta NI_{t-1} + \alpha_2 \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_3 \times D \Delta NI_{t-1} \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_4 \times HSR + \alpha_5 \times D \Delta NI_{t-1} \times \\
 & HSR + \alpha_6 \times \Delta NI_{t-1} \times HSR + \alpha_7 \times D \Delta NI_{t-1} \times \Delta NI_{t-1} \times HSR + \alpha_8 \times X_i + \alpha_9 \times D \Delta NI_{t-1} \times X_i + \alpha_{10} \times \\
 & \Delta NI_{t-1} \times X_i + \alpha_{11} \times D \Delta NI_{t-1} \times \Delta NI_{t-1} \times X_i + \alpha_j \times \sum Year + \alpha_k \times \sum Industry + \alpha_l \times \sum City + \xi
 \end{aligned} \quad (A2)$$

其中 ΔNI_t 和 ΔNI_{t-1} 分别表示 t 和 $t-1$ 年公司当年与上年净利润之间的差额, 用年初总资产进行平滑. $D \Delta NI_{t-1}$ 是虚拟变量, 若 ΔNI_{t-1} 小于零取值为 1, 否则为 0. X_i 是表示全部控制变量的向量, 其定义及衡量方式与模型(1)完全相同. $D \Delta NI_{t-1} \times \Delta NI_{t-1}$ 的估计系数 α_3 应小于零, 且取值越小表示公司财务报告的稳健性程度越高. 在模型 A2 中, 最关心的是 $D \Delta NI_{t-1} \times \Delta NI_{t-1} \times HSR$ 的估计系数 α_7 . 根据文章的基本研究假说, α_7 应显著大于零.

A1.3 使用 Kothari^[51] 模型估计公司的盈余管理程度

$$\frac{TA}{Ass_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \times \left(\frac{1}{Ass_{t-1}} \right) + \alpha_2 \times \left(\frac{\Delta Rev - \Delta Rec}{Ass_{t-1}} \right) + \alpha_3 \times \frac{PPE}{Ass_{t-1}} + \alpha_4 \times \frac{NI}{Ass_{t-1}} + \varepsilon \quad (A3)$$

其中 TA 表示公司的总应计, 数量上等于公司年度净利润与经营活动现金净流量之间的差额. ΔRev 和 ΔRec 分别表示公司当年营业收入和应收账款账面价值与上年营业收入和应收账款账面价值之间的差额. PPE 是公司固定资产原值, NI 是公司的年度净利润, Ass_{t-1} 表示年初总资产, 用于平滑规模的影响. 分行业分年度拟合模型(A3)后所得到的残差即为所需估计的公司盈余管理程度.

A1.4 使用 Amihud^[52] 模型估计公司的股价信息含量

$$Amihud = 10^6 \times 1/D \times \sum_{t=1}^D |R|/V \quad (A4)$$

其中 R 和 V 分别是公司股票的日回报率和日交易额, D 是公司股票年度内的有效交易天数. 由此所计算出的变量 $Amihud$ 取值越大表示公司股价信息含量越高.

附录 2

A2.1 城市层面的遗漏变量问题

由于文章已经对公司层面影响财务报告稳健性的因素进行了控制, 所以遗漏变量问题主要可能存在于城市层面. 对此, 文章采用了三种办法解决. 其一是鉴于未开通高铁与实际开通高铁的城市在许多方面可能存在着重大差异, 所以参照 Beck 等^[37] 及 Cornaggia 等^[38] 的做法, 仅使用了那些实际开通高铁的城市作为样本. 其二是文章已经在基准回归中控制了城市的固定效应. 这可以部分解决与高铁开通及公司财务报告稳健性同时相关的不可观测变量问题. 例如, 风险偏好的文化积淀可能会正向影响高铁开通和负面影响公司的财务报告稳健性, 而控制城市固定效应可以消除诸如此类各城市之间任何的持续性差异. 其三是在追加控制了一系列城市层面的特征变量后对模型(1)进行了重估. 具体的, 这些城市层面的特征变量包括各城市各年度的 GDP 总量 (LnGDP)、人均财政收入 ($Fiscal$)、失业率 ($Unemployment$) 以及是否拥有有机场 ($Airport$). 另外, 由于城市层面的数据不可得, 还控制了省级层面的网络普及程度 ($Internet$) 即各省各年度互联网上网人数与其总人口数之比. 附表 A1 的 Panel A 报告了该项测试的结果. 可以看到, 在追加控制了上述一系列城市及省级层面的特征变量后, $D \times R \times HSR$ 的估计系数依然显著为负, 说明城市层面可能的遗漏变量问题并不会影响文章的研究结论.

A2.2 公司层面的遗漏变量问题

虽然文章已经按既有文献的常规做法在回归中控制了公司规模 (*Size*)、*M/B* 比率 (*MB*) 和资产负债率 (*Leverage*) 以及它们分别与 *D*、*R* 和 *D × R* 的交互项, 但为了获得更稳健的研究结论, 还在追加控制了一系列公司层面的特征变量后对模型(1)进行了重估。这些新增控制变量主要包括公司绩效和公司治理两个方面。其中, 公司绩效分别从资产净利率 (*ROA*) 和自由现金流 (*CFO*) 两个方面进行衡量, 公司治理则从第一大股东持股比例 (*TOP*), 独立董事规模 (*Idirector*)、高管持股比例 (*Mshare*)、董事长与总经理是否两职合一 (*Dual*) 以及董事会规模 (*Bsize*) 五个方面进行刻画。附表 A1 的 Panel B 报告了该项测试的结果。可以看到, 在追加控制了上述一系列公司层面的特征变量及其分别与 *D*、*R* 和 *D × R* 的交互项之后, *D × R × HSR* 的估计系数依然显著为负, 说明公司层面可能的遗漏变量问题也不会对文章的研究结论产生实质性的影响。

A2.3 工具变量法

为了进一步缓解城市是否高铁开通并非随机事件的担忧, 文章还使用了基于工具变量的两阶段最小二乘法。具体的, 参考 Zheng 和 Kahn^[56] 以及 Dong 等^[57] 的做法, 同时以各城市在 1961 年是否拥有火车站 (*Railway1961*) 和各城市在 2005 年是否拥有驻军 (*Military2005*) 为工具变量。一方面, 历史铁路网络和紧急情形下运送军队的需求都会影响城市是否高铁开通的概率。另一方面, 1961 年的铁路网络和 2005 年的驻军分布也不太可能通过高铁开通之外的渠道影响今日上市公司的财务报告行为。换言之, *Railway1961* 和 *Military2005* 在理论上应满足作为工具变量的相关性和外生性要求。表 A1 的 Panel D 报告了使用工具变量法的结果。第一, CD 统计量为 117.705, KP rk LM 统计量为 125.876, 而 Hansen J 检验的 *P* 值为 0.41, 说明 *Railway1961* 和 *Military2005* 既非弱工具变量, 也满足相关性的要求, 还不能拒绝至少有一个满足外生性要求的零假设。第二, *D × R × HSR* 的估计系数依然显著小于零。这说明文章的研究结论是比较稳健的, 并未受到潜在内生性问题的实质性影响。

A2.4 反向因果关系

如果财务报告稳健性较低的公司将其注册地主动搬迁至开通高铁的城市, 也可能会导致观测到文章的实证结果, 从而构成典型的反向因果关系。为了解决这一问题, 先从 CCER 数据库获得全部上市公司分年度的注册地址, 然后手工整理出所有经历过注册地跨市变迁的样本, 通过交叉比对剔除文章研究样本中 193 个发生过注册地跨市变迁的观测值, 再重新估计模型(1)。表 A1 的 Panel D 报告了该项测试的结果。可以看到, 此时回归中仅包括从未发生过注册地跨市变迁的 11 833 个观测值, 而 *D × R × HSR* 的估计系数依然在 1% 的统计水平上显著为负, 说明可能的反向因果问题也不会影响文章的研究结论。

表 A1 考虑可能的内生性问题

Attached Table A1 Endogeneity

Panel A: 考虑城市层面可能的遗漏变量问题		
Dependent variable = <i>E/P</i> (<i>N</i> = 10 421)		
	Coefficients	<i>t</i> -statistics
<i>D</i>	0.053	(0.58)
<i>R</i>	0.029	(0.99)
<i>D × R</i>	0.578 **	(2.31)
<i>HSR</i>	0.009 *	(1.72)
<i>D × HSR</i>	-0.029 ***	(-3.89)
<i>R × HSR</i>	0.005	(1.46)
<i>D × R × HSR</i>	-0.063 **	(-2.51)
<i>Size</i>	0.023 ***	(10.83)
<i>MB</i>	0.001	(0.89)
<i>Leverage</i>	-0.126 ***	(-9.86)
<i>D × Size</i>	-0.001	(-0.40)
<i>R × Size</i>	-0.001	(-0.98)
<i>D × R × Size</i>	-0.015	(-1.52)
<i>D × MBt</i>	0.001	(0.38)
<i>R × MB</i>	-0.000	(-1.21)
<i>D × R × MB</i>	0.003	(0.83)

续表 A1
Attached Table A1 Continues

$D \times Leverage$	0.016	(0.69)
$R \times Leverage$	0.035 ***	(4.49)
$D \times R \times Leverage$	0.151 **	(2.34)
$LnGDP$	0.009	(0.49)
$Fiscal$	-0.001	(-0.12)
$Unemployment$	0.401	(0.56)
$Airport$	-342.829	(-0.00)
$Internet$	-0.001	(-1.51)
$D \times LnGDP$	0.001	(0.13)
$R \times LnGDP$	-0.002	(-1.37)
$D \times R \times LnGDP$	-0.019	(-1.02)
$D \times Fiscal$	0.018	(1.46)
$R \times Fiscal$	0.011 ***	(2.73)
$D \times R \times Fiscal$	0.078 **	(2.09)
$D \times Unemployment$	-1.608 *	(-1.71)
$R \times Unemployment$	-0.004	(-0.01)
$D \times R \times Unemployment$	-0.524	(-0.19)
$D \times Airport$	0.002	(0.20)
$R \times Airport$	0.004	(1.50)
$D \times R \times Airport$	-0.045 *	(-1.67)
$D \times Internet$	-0.000	(-0.99)
$R \times Internet$	-0.000	(-1.34)
$D \times R \times Internet$	-0.001	(-1.23)
Panel B: 考虑公司层面可能的遗漏变量问题		
Dependent variable = $E/P(N = 11\ 831)$		
	<i>Coefficients</i>	<i>t-statistics</i>
D	-0.081	(-1.2)
R	0.030	(1.2)
$D \times R$	-0.262	(-1.3)
HSR	-0.001	(-0.3)
$D \times HSR$	-0.027 ***	(-4.1)
$R \times HSR$	0.004	(1.6)
$D \times R \times HSR$	-0.077 ***	(-4.0)
$Size$	0.021 ***	(10.6)
MB	0.000	(0.6)
$Leverage$	-0.111 ***	(-8.6)
$D \times Size$	0.007 **	(2.0)
$R \times Size$	-0.001	(-1.2)
$D \times R \times Size$	0.015	(1.4)
$D \times MBt$	0.000	(0.1)
$R \times MB$	-0.000	(-0.6)
$D \times R \times MB$	0.005	(1.4)
$D \times Leverage$	-0.033	(-1.3)
$R \times Leverage$	0.029 ***	(4.3)
$D \times R \times Leverage$	-0.119	(-1.3)
ROA	0.011	(1.1)
CFO	0.032	(0.8)
TOP	0.049 ***	(5.2)
$Idirector$	-0.006	(-0.6)

续表 A1
Attached Table A1 Continues

<i>Mshare</i>	0.051 ***	(6.0)
<i>Dual</i>	0.006 *	(1.9)
<i>Bsize</i>	0.003	(0.3)
<i>D × ROA</i>	-0.114 *	(-1.8)
<i>R × ROA</i>	0.007	(0.9)
<i>D × R × ROA</i>	-1.144 ***	(-3.1)
<i>D × CFO</i>	-0.051	(-1.1)
<i>R × CFO</i>	0.012	(0.7)
<i>D × R × CFO</i>	-0.074	(-0.9)
<i>D × TOP</i>	-0.017	(-1.0)
<i>R × TOP</i>	-0.004	(-0.6)
<i>D × R × TOP</i>	-0.083	(-1.5)
<i>D × Idirector</i>	0.003	(0.2)
<i>R × Idirector</i>	-0.003	(-0.5)
<i>D × R × Idirector</i>	-0.009	(-0.2)
<i>D × Mshare</i>	0.021	(1.2)
<i>R × Mshare</i>	-0.013 **	(-2.3)
<i>D × R × Mshare</i>	0.088	(1.4)
<i>D × Dual</i>	0.007	(1.0)
<i>R × Dual</i>	-0.003	(-1.1)
<i>D × R × Dual</i>	0.023	(1.3)
<i>D × Bsize</i>	-0.010	(-0.6)
<i>R × Bsize</i>	-0.003	(-0.5)
<i>D × R × Bsize</i>	0.066	(1.3)
Panel C: 工具变量法		
Dependent variable = <i>E/P</i> (<i>N</i> = 11 923)		
	Coefficients	<i>t</i> -statistics
<i>D</i>	-0.009	(-0.23)
<i>R</i>	0.043	(0.62)
<i>D × R</i>	0.013	(0.54)
<i>HSR</i>	0.392 **	(2.05)
<i>D × HSR</i>	-0.022	(-1.05)
<i>R × HSR</i>	0.008	(0.85)
<i>D × R × HSR</i>	-0.091 **	(-2.33)
<i>Cragg-Donald Wald F statistic</i>	117.705	
<i>Kleibergen - Paap rk LM statistic</i>	125.876 ***	
<i>Hansen J statistic</i>	1.826 (<i>P</i> -value = 0.41)	
Panel D: 考虑可能的反向因果关系		
Dependent variable = <i>E/P</i> (<i>N</i> = 11 833)		
	Coefficients	<i>t</i> -statistics
<i>D</i>	0.031	(0.45)
<i>R</i>	0.020	(0.86)
<i>D × R</i>	0.341 *	(1.82)
<i>HSR</i>	0.001	(0.23)
<i>D × HSR</i>	-0.029 ***	(-4.10)
<i>R × HSR</i>	0.005 **	(2.22)
<i>D × R × HSR</i>	-0.082 ***	(-3.53)

附录 3

A3.1 会计准则变更的影响

对于文章的实证发现,还有一些可能的替代性解释.其中之一是,我国于 2007 年开始执行的新会计准则对于部分资产减值准备的转回进行了限制,因此会削弱上市公司计提资产减值准备的激励,从而导致其财务报告的稳健性下降.为了缓解该替代性解释影响文章研究结论可靠性的担忧,参考饶品贵和姜国华^[58]的做法,引入并控制了表征新会计准则实施的虚拟变量 $Y2007$ 及其分别与 D 、 R 和 $D \times R$ 的交互项.附表 A2 的 Panel A 报告了该项测试的结果.可以看到的是,在控制 $Y2007$ 及其分别与 D 、 R 和 $D \times R$ 之间交互项的影响后, $D \times R \times HSR$ 依然显著为负,这说明文章的研究结论并不会受到新旧会计准则变更这一事项的实质性影响.

A3.2 公司绩效变化的影响

另一个可能的替代性解释是,高铁开通压缩了城市之间的空间距离,使人员、资本和技术等生产要素的跨区域流动更加便利,而资源的大量涌入将有助于提高企业绩效,从而降低了公司的财务报告稳健性.为了缓解该替代性解释影响文章研究结论可靠性的担忧,引入并控制了表征高铁开通前后公司业绩变化程度的变量 ΔROA 及其分别与 D 、 R 和 $D \times R$ 的交互项.附表 A2 的 Panel B 报告了该项测试的结果.可以看到,在控制 ΔROA 及其分别与 D 、 R 和 $D \times R$ 之间交互项的影响后, $D \times R \times HSR$ 依然显著为负,这说明文章的研究结论并不会受到公司绩效变化这一事项的实质性影响.

A3.3 房价上涨的影响

文章考虑的最后一个替代性解释与房价上涨有关.鉴于高铁开通激发了区域内的要素活力,将带动房地产等固定资产的升值,所以也可能显著降低公司资产减值准备的金额,从而使其财务报告稳健性明显下降.为了缓解该替代性解释影响文章研究结论可靠性的担忧,引入并控制了表征高铁开通前后城市商品房房价变化程度的变量 $\Delta HousePrice$ 及其分别与 D 、 R 和 $D \times R$ 的交互项.表 A2 的 Panel C 报告了该项测试的结果.可以看到,在控制 $\Delta HousePrice$ 及其分别与 D 、 R 和 $D \times R$ 之间交互项的影响后, $D \times R \times HSR$ 估计系数依然显著为负,这说明文章的研究结论并不会受到公司所在城市房价上涨这一事项的实质性影响.

表 A2 考虑其他替代性解释

Attached Table A2 Other alternative explanations

Panel A: 会计准则变更的影响 ($N = 11\ 940$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
D	0.051	(0.73)
R	0.022	(0.88)
$D \times R$	0.633 ***	(3.05)
HSR	0.008 *	(1.67)
$D \times HSR$	-0.029 ***	(-4.60)
$R \times HSR$	0.007 ***	(2.75)
$D \times R \times HSR$	-0.053 **	(-2.38)
$Y2007$	-0.111 ***	(-4.87)
$D \times Y2007$	-0.011	(-0.40)
$R \times Y2007$	-0.012 *	(-1.79)
$D \times R \times Y2007$	-0.337 ***	(-3.49)
Panel B: 公司绩效变化的影响 ($N = 11\ 940$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
D	0.001	(0.0)
R	0.018	(0.7)
$D \times R$	0.320	(1.6)
HSR	-0.001	(-0.1)
$D \times HSR$	-0.033 ***	(-4.5)
$R \times HSR$	0.005 **	(2.1)
$D \times R \times HSR$	-0.083 ***	(-3.3)
ΔROA	-0.003	(-0.4)
$D \times \Delta ROA$	0.030 **	(2.2)
$R \times \Delta ROA$	0.001	(0.1)
$D \times R \times \Delta ROA$	0.023	(0.3)

(下转第 91 页)

spatial Dubin model to study the influence and the transmission mechanism of electric power saving innovation on Chinese urban electricity consumption on the basis of manual collection and sorting of Chinese urban electricity saving patents from 2007 to 2016. The results show that: At the national and regional levels, electricity saving innovation not only promotes gross power consumption of cities, but also stimulates the industrial and household electricity consumption. Power saving innovation has a significant spatial spillover effect in both the whole country and the eastern cities. After replacing the space weight matrix, changing the measurement method of power saving innovation and eliminating provincial capitals or municipalities directly under the central government, the empirical results are still robust, indicating that there is a “Jevons’ paradox” between energy saving innovation and energy consumption in China. Further mechanism test shows that energy-saving innovation can effectively reduce regional energy consumption by affecting the industrial structure and energy price. Therefore, in the process of the application and promotion of the energy-saving innovation, China could give full play to the energy-saving effect of energy-saving innovation and break the “Jevons’ paradox” through the upgrading of supporting industrial structure and the marketization of energy price.

Key words: energy-saving innovation; energy consumption; Jevons’ paradox; spatial Dubin model

(上接第 44 页)

续表 A2

Attached Table A2 Continues

Panel C: 房价上涨的影响 ($N = 11\ 940$)		
	Dependent variable = E/P	
	Coefficients	t -statistics
D	0.055	(0.7)
R	0.019	(0.7)
$D \times R$	0.358 *	(1.7)
HSR	-0.005	(-0.9)
$D \times HSR$	-0.038 ***	(-4.6)
$R \times HSR$	0.005	(1.5)
$D \times R \times HSR$	-0.104 ***	(-3.6)
$\Delta HousePrice$	0.004	(0.3)
$D \times \Delta HousePrice$	0.002	(0.1)
$R \times \Delta HousePrice$	0.005	(0.7)
$D \times R \times \Delta HousePrice$	0.030	(0.5)