

高铁开通与业绩预告准确性

宋云玲¹, 翟小芳¹, 黄晓蓓²

(1. 内蒙古大学 经济管理学院, 内蒙古 呼和浩特 010021;

2. 北方工业大学 经济管理学院, 北京 100041)

摘要: 以上市公司办公所在地是否经历高铁开通为外生冲击, 使用 A 股公司 2003~2017 年的业绩预告数据为基础, 采用双重差分法检验了高铁开通对业绩预告准确性的影响。结果表明, 相比于高铁开通前以及未开通高铁的样本, 高铁开通后样本的业绩预告准确性显著提高。而且, 高铁开通对业绩预告准确性的影响在监管的地理临近性比较低的样本中更加明显。进一步的分析显示, 高铁开通对业绩预告准确性的影响在只开通非城际高铁的样本中更加显著; 信息精确度在高铁开通与业绩预告准确性的关系中发挥了部分中介效应。最后, 从信息披露质量的视角提供了交通基础设施与资本市场关系的直接证据, 丰富了有关治理环境和地理临近性的研究。

关键词: 高铁开通; 业绩预告准确性; 信息不对称; 监管成本; 地理临近性

[中图分类号] F230 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034 (2019) 04-0143-14

引言

管理层业绩预告是上市公司信息披露的重要组成部分, 也是最容易被管理层操纵的信息渠道之一。比如, 管理层可以通过操纵业绩预告的披露时间 (张馨艺等, 2012)、精确度 (Li & Zhang, 2015) 以及准确性 (董南雁等, 2017; 张娆等, 2017) 进行预期管理或实现管理层自利目的。

现有文献指出, 信息不对称与监管政策是影响上市公司业绩预告质量的重要因素。监管政策虽然可以在一定程度上降低管理层业绩预告的操纵行为, 但是由于信

[收稿日期] 2018-08-16

[基金项目] 国家自然科学基金“会计师事务所合并对审计风格的影响机理和经济后果研究”(71762023); 国家自然科学基金“企业社会责任报告晕轮效应研究——基于业绩预告感知可信度的视角”(71602004)”; 国家自然科学基金“审计风格与会计信息可比性研究: 形成机理与经济后果”(71472165); 北方工业大学毓优人才项目(环境税制下京津冀企业绿色发展机制与对策研究”(107051360018XN012/033)。

[作者简介] 宋云玲(1978~), 女, 山东青岛人, 内蒙古大学经济管理学院副教授, 硕士生导师, 研究方向: 信息披露与监管、审计; 翟小芳(1995~), 女, 内蒙古包头人, 内蒙古大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向: 信息披露与监管; 黄晓蓓(1985~), 女, 安徽阜阳人, 北方工业大学经济管理学院讲师, 研究方向: 企业社会责任、业绩预告。

息不对称,管理层仍可以在满足监管最低要求的基础上实现机会主义披露(Hirst et al., 2008; Baginski et al., 2002; 黄晓蓓和李晓博, 2016; 张娆等, 2017)。但是,现有与业绩预告质量相关的文献大都基于横截面的差异分析,面临着一定的内生性问题。例如,信息不对称和业绩预告质量受共同因素的影响,一些同时影响信息不对称与业绩预告质量的重要因素难以准确观测。因此,如果可以通过信息不对称与监管政策的外生变化来识别二者对于业绩预告质量的影响,将有助于避免内生性问题,进一步考察信息不对称与监管政策对业绩预告质量的影响方式与程度。

现有文献发现,高铁的开通作为外生性事件,可以显著降低上市公司的信息不对称以及监管成本(赵静等, 2018),这为检验信息不对称和监管成本与业绩预告质量之间的关系提供了一个很好的准自然实验情景。笔者以2003~2017年A股公司为样本研究了高铁开通对上市公司业绩预告准确性的影响。根据上市公司办公所在地所属地级市在样本期间内是否开通高铁将样本分为实验组和控制组,采用双重差分法(Difference-in-Differences, DiD)进行准自然实验研究后发现,在控制了年度和行业固定效应后,相比于高铁开通前以及未开通高铁的样本,高铁开通后样本业绩预告的准确性上升了15.0%,且在统计上是显著的。同时,结果通过了安慰剂测试和平行趋势检验,排除了内生性问题对主要结论的影响。

高铁开通影响信息披露的机制之一是监管成本的下降(赵静等, 2018)。这意味着,监管的地理临近性比较低的样本受高铁开通的影响更大。通过三个角度直接考察监管的地理临近性:(1)上市公司与其所属交易所的直线距离;(2)上市公司与本地证监局的直线距离;(3)中西部地区和东部地区。另外,从城际高铁和非城际高铁的角度间接考察监管的地理临近性。结果表明,高铁开通对业绩预告准确性的影响主要发生在监管的地理临近性比较低的样本中。

另外,由于管理层可能通过盈余管理提高其已披露业绩预告的准确性(Kasznik, 1999)。因此,高铁开通后业绩预告准确性的提高也有可能是源于盈余管理程度的上升。为排除这一可能,笔者检验了高铁开通对盈余管理活动的影响。结果表明,高铁开通对基于应计和真实活动的盈余管理活动均无显著影响,排除了盈余管理对结论的干扰。

进一步分析了高铁开通影响业绩预告准确性的可能路径,包括管理层的信息精度提高以及对管理层的信息偏差的改善。结果显示,在高铁开通对业绩预告准确性的影响中,信息精度发挥了部分中介效应。除此之外,管理层对业绩预告披露的自由裁量权还表现在是否披露业绩预告以及何时披露业绩预告上,笔者进一步分析了高铁开通对这两方面的影响,发现高铁开通对是否披露业绩预告以及业绩预告的披露时间无显著影响。

本文可能的研究贡献主要体现在三个方面:(1)丰富了治理环境与业绩预告质量关系的文献。信息不对称和监管成本是上市公司治理环境的重要组成部分,虽然有大量研究探讨内外部治理环境对业绩预告质量的影响(Baginski et al., 2002; Rogers, 2008),但这些研究基本为横截面分析,难以有效克服内生性问题。笔者通过DiD分析证实,外部治理环境的变化会显著影响强制预告的准确性,为相关

研究提供了进一步的证据。(2) 丰富了有关地理临近性的研究。现有研究发现,地理临近性会影响公司的股利政策(John et al., 2011)、资本成本(Ghoul et al., 2013)、审计质量(Choi et al., 2012; 刘文军, 2014)、投资者构成(Ivkovic & Weishbenner, 2005)以及分析师预测(Malloy, 2005; 陈胜蓝和李占婷, 2017),鲜有文献直接检验地理临近性对信息披露质量的影响^①。实践中,地理临近性是最重要、也是最直接地降低信息不对称性、提高信息质量的因素之一(龙玉等, 2017)。而在基于会计信息的各种披露中,业绩预告为资本市场所提供的信息占比超过50%(Beyer et al., 2010)。因此,探讨地理临近性对业绩预告质量的影响具有重要的实践意义。(3) 丰富了有关交通基础设施建设与资本市场关系的研究。现有研究主要探讨了交通基础设施建设对企业经营活动的影响(李涵和唐丽森, 2015; 李欣泽等, 2017)。部分研究以信息披露质量为机制,检验了交通基础设施建设对风险投资(龙玉等, 2017)和股价崩盘风险(赵静等, 2018)的影响,但他们多从信息环境改善后果的角度进行分析,未对高铁开通对企业信息披露决策产生的影响进行直接检验。笔者则直接考察了高铁开通对上市公司信息披露质量的影响,为交通基础设施建设与资本市场之间的研究提供了直接的路径分析。

一、制度背景、文献回顾与研究假说

现有文献主要从四个方面衡量业绩预告的质量:业绩预告的性质(强制或是自愿),业绩预告披露的及时性,业绩预告披露的精确度以及业绩预告的准确性。西方大量文献探讨了在自愿披露的制度背景下,上市公司业绩预告的披露质量及其经济后果。但在我国,由于强制性业绩预告制度的存在,上市公司在满足监管条件的基础上仅拥有部分决策权,并体现出较高的合规性。

首先,我国上市公司的业绩预告多为强制性披露,自愿披露的比例较低(宋云玲和吕佳宁, 2018)。第二,虽然业绩预告政策并未强制规定业绩预告的披露时间,上市公司在业绩预告披露时间方面具有一定的选择余地(高敬忠与周晓苏, 2013),但受监管政策的影响,披露时间的聚集现象比较明显。比如,中小板公司几乎全部在当年10月份(即披露三季报时)披露年度业绩预告(宋云玲与罗玫, 2017),而主板和创业板公司的披露时间则几乎均分在当年10月和次年1月(Huang et al., 2018)。第三,虽然我国上市公司在业绩预告披露的精确度方面具有一定的选择权(高敬忠和周晓苏, 2013; 操巍等, 2017),但其受监管政策的影响依旧明显。最后,相对于信息披露质量,上市公司在业绩预告准确性方面的决策余地较大,尽管监管部门强调业绩预告的准确性,但是由于缺乏有力的规制与惩罚措施,上市公司业绩预告准确性的差异也较为明显,在业绩预告的准确性上存在机会主义行为(张烧等, 2017; 董南雁等, 2017)。

因此,在综合考虑制度环境对我国上市公司业绩预告质量影响的基础上,笔者主要采用“业绩预告的准确性”来衡量业绩预告的质量,考察高铁开通这一外生冲

^①赵静等(2018)通过股价崩盘风险间接检验了地理临近性对信息披露质量的影响。

击对上市公司业绩预告准确性的影响。

自2008年京津城际高铁开通运营后,我国高铁建设进入快速发展期。截止到2017年底,我国高铁营业里程达到2.5万公里,占世界高铁总量的66.3%^①。根据国务院2016年通过的《中长期铁路网规划》,2020年我国高铁网络规模预计达到3万公里,覆盖80%以上的大城市。

高铁开通对业绩预告质量的影响路径主要体现为两方面:(1)高铁开通有助于改善公司外部治理环境。现有研究发现,随着经济主体之间的地理临近性的增加,信息的流动与传播性得到改善,经济主体之间的信息不对称程度及代理冲突随之下降。一方面,本地信息优势的弱化,使得会计师事务所、机构投资者以及分析师产生的外部治理效应更强(Malloy, 2005; 刘文军, 2014)。龙玉等(2017)发现,高铁开通可以降低风险投资者获取企业“软信息”的搜集成本,为上市公司吸引更多的风险投资。赵静等(2018)发现,高铁开通后信息不对称与监管成本的下降可以遏制企业经理人隐藏坏消息的能力与动机,从而降低股价崩盘风险。同时,内外部治理环境是影响业绩预告质量的重要因素(Baginski et al., 2002; Rogers, 2008; Li & Zhang, 2015)。健全的公司治理机制与来自媒体、分析师的外部治理压力会促使企业发布更为准确的预测信息(郑建明等, 2015; 黄晓蓓等, 2016)。因此,高铁开通可以通过改善公司治理机制、降低信息不对称来提高业绩预告质量。另一方面,高铁开通缩短了监管部门与上市公司之间的时空距离,监管成本也随之下降,监管压力会迫使管理层提供更加准确的预测信息,以避免违规带来的监管处罚(Kedia & Rajgopal, 2011)。(2)高铁开通有助于改善上市公司的信息禀赋。上市公司与资本市场之间的信息流动并不是单向的(Zuo, 2016)。管理层在进行预测时,不仅需要依赖内部信息(Ittner & Michels, 2017),也需要考虑外部信息(Zuo, 2016)。高铁开通加快了信息的流动与传播,有助于管理层获取更多或更精确的信息,进而提高其业绩预告质量。另外,高铁开通能够扩大市场规模,进而增加企业的数量和规模,显著增强城市对高级人才的吸引力(杜兴强和彭妙薇, 2017),而员工质量是影响上市公司信息披露的重要因素(Call et al., 2017)。由此提出如下假设:

H1: 相对于所在地没有开通高铁的上市公司,高铁开通可以提高所在地上市公司业绩预告的准确性。

二、研究设计

(一) 样本及数据

笔者采用双重差分法研究高铁开通对上市公司业绩预告准确性的影响。根据上市公司办公所在地所属地级市在样本期间内是否开通高铁将样本分为实验组和控制组,样本期间为2003~2017年。以2003~2017年度发布业绩预告的A股公司为基

^①数据来自交通运输部2018年3月30日发布的《2017交通运输行业发展统计公报》。

础, 去掉金融业样本、业绩预告为定性估计或开区间估计的样本、自愿预告样本、分析所需数据不全的样本以及高铁开通当年的样本, 最终得到 11 386 个公司/年样本。为防止极端数据的影响, 对所有连续变量按 1% 和 99% 分位数进行缩尾处理。高铁线路、开通时间及所设站点来自国家铁路局网站, 上市公司办公所在地数据来自公司年报, 业绩预告数据来自 WIND 数据库并经手工整理, 实际控制人数据来自 CCER, 其他数据来自 CSMAR 数据库。

(二) 模型及变量

参照赵静等 (2018) 的研究, 以双重差分法检验高铁开通对业绩预告准确性的影响, 检验假说 H1 的模型如下:

$$MFE = \beta_0 + \beta_1 HSR + \beta_2 HSR_Post + \beta' X + \mu \quad (1)$$

式 (1) 中各变量的具体定义如表 1 所示。 HSR_Post 的估计系数, 根据假说 H1, 预期 β_2 为负, 意味着高铁开通降低了业绩预告的误差, 提高了业绩预告的准确性。 X 为控制变量, 其设置主要借鉴现有文献, 另外, 回归中控制了年度和行业固定效应。

表 1 变量定义

变量	定义
MFE	$ $ 管理层业绩预告中估计的净利润-实际净利润 $ $ / 年初总资产; 用于衡量预告的误差度, 越小即精确度越高
HSR	上市公司办公所在地在样本期间内开通了高铁, 则该公司样本为实验组, 取值为 1; 否则为控制组, 取值为 0
HSR_Post	上市公司办公所在地在高铁开通之后的第 1 年取值为 1, 否则取值为 0
$ ROA $	总资产收益率的绝对值, 用来衡量盈利水平
$StdNet$	过去 5 年净利润的标准差 / 过去 5 年净利润的平均值 $ $
$ACost1$	第一类代理成本, 等于管理费用 / 营业收入
$ACost2$	第二类代理成本, 等于其他应收款 / 总资产
M/B	权益的市场价值 / 账面价值
$Cover$	跟踪分析师的数量加 1 后取自然对数
INS	机构投资者持股比例
$State$	国有控股取值为 1, 其他取值为 0; 用于衡量产权性质
$Herf5$	前 5 大股东持股比例的平方和; 用于衡量股权集中度
SEO	如果次年有再融资取值为 1, 否则取值为 0; 用于衡量再融资需求
LEV	负债 / 总资产; 用于衡量资产负债率
$Size$	年初总资产 (百万元) 的自然对数; 用于衡量公司规模
$Horizon$	首先定义 $Gap =$ 会计年度结束日与业绩预告披露日之间的间隔天数, 如果业绩预告披露日在会计年度结束日之前, 则 $Horizon = Ln (Gap + 1)$; 如果业绩预告披露日在会计年度结束日之后, 则 $Horizon = -Ln (Gap + 1)$ 。因此, $Horizon$ 取值越大, 说明业绩预告的披露越及时

三、实证分析结果

(一) 描述统计

表2给出了变量的描述统计。*HSR_Post*的均值为0.638,说明63.8%的样本属于高铁开通之后的区间,这比赵静等(2018)的数据要高,原因在于本文样本期向后延长了3年,该期间内开通了更多高铁线路。*State*的均值为0.326,即国有控股样本占比为32.6%。这一数字低于常见文献的原因在于发布业绩预告的公司以中小板和创业板为主,而这些公司国有控股的比例较低。

表2 变量的描述统计

变量	均值	中位数	标准差	Q1	Q3
<i>MFE</i>	1.184	0.482	2.196	0.183	1.175
<i>HSR</i>	0.844	1.000	0.363	1.000	1.000
<i>HSR_Post</i>	0.638	1.000	0.481	0.000	1.000
<i>ROA</i>	5.056	3.982	4.342	1.747	7.015
<i>StdNet</i>	1.513	0.905	1.449	0.468	2.015
<i>ACost1</i>	0.113	0.089	0.100	0.053	0.134
<i>ACost2</i>	0.020	0.008	0.036	0.004	0.020
<i>M/B</i>	4.380	3.182	4.111	2.058	5.107
<i>Cover</i>	1.360	1.386	1.029	0.693	2.197
<i>INS</i>	0.098	0.040	0.152	0.009	0.102
<i>State</i>	0.326	0.000	0.469	0.000	1.000
<i>Herf5</i>	0.155	0.127	0.111	0.070	0.214
<i>SEO</i>	0.144	0.000	0.351	0.000	0.000
<i>LEV</i>	0.426	0.419	0.213	0.251	0.590
<i>Size</i>	12.353	12.222	1.125	11.564	12.979
<i>Horizon</i>	2.266	7.874	6.459	-5.000	8.124

(二) 回归结果

表3报告了高铁开通对业绩预告准确性影响的最小二乘法(Ordinary Least Square, OLS)回归结果。不管是否控制年度固定效应,*HSR_Post*的估计系数均显著为负,证实了假说H1。即在其他条件相同时,高铁的开通显著地降低了业绩预告的误差,提高了业绩预告的准确性。

(三) 内生性检验

高铁开通与业绩预告准确性的关系可能不是由高铁开通导致,而是高铁开通样本与控制样本间的系统性差异引起。为缓解样本的选择性偏差对本文结论的干扰,借鉴陈胜蓝和马慧(2017)以及李欣泽等(2017)的研究,笔者采用安慰剂测试和平行趋势检验来解决该问题。

表3 高铁开通对业绩预告准确性影响的回归结果

变量	(1)	(2)
截距	2.170*** (4.69)	3.205*** (5.44)
<i>HSR</i>	0.054 (0.68)	0.066 (0.73)
<i>HSR_Post</i>	-0.121** (1.97)	-0.150* (1.85)
<i>ROA</i>	0.205*** (20.96)	0.207*** (21.01)
<i>StdNet</i>	0.274*** (14.26)	0.276*** (14.25)
<i>ACost1</i>	1.922*** (5.04)	1.938*** (5.07)
<i>ACost2</i>	2.491** (2.51)	2.538** (2.50)
<i>M/B</i>	-0.042*** (4.69)	-0.055*** (5.47)
<i>Cover</i>	-0.115*** (4.34)	-0.086*** (3.13)
<i>INS</i>	0.434*** (3.43)	0.046 (0.25)
<i>State</i>	-0.060 (1.10)	-0.026 (0.46)
<i>Herf5</i>	0.447** (2.07)	0.573** (2.57)
<i>SEO</i>	-0.114** (2.28)	-0.111** (2.13)
<i>LEV</i>	2.105*** (12.63)	2.246*** (12.93)
<i>Size</i>	-0.242*** (6.64)	-0.294*** (7.15)
<i>Horizon</i>	0.050*** (15.09)	0.050*** (15.08)
年度	N	Y
行业	Y	Y
<i>R</i> ²	0.223	0.227
<i>N</i>	11 386	11 386

注：回归中控制了公司层面的聚集效应。“***”“**”“*”代表的双尾显著性水平分别为1%、5%和10%。下表同。

在安慰剂测试中，将高铁开通时间前推3年或4年，定义虚拟的 *HSR_Post*。如果表3所发现的结果是由样本间的系统性差异引起的，那么，在安慰剂测试中，*HSR_Post* 的估计系

表4 安慰剂测试的回归结果

变量	前推3年	前推4年
截距	3.277*** (5.57)	3.230*** (5.42)
<i>HSR</i>	-0.002 (0.02)	0.047 (0.36)
<i>HSR_Post</i>	-0.046 (0.44)	-0.097 (0.80)
控制变量	Y	Y
年度 & 行业	Y	Y
<i>R</i> ²	0.227	0.227
<i>N</i>	11 386	11 386

数应该与表3中 *HSR_Post* 的估计系数一致，即显著为负。表4报告了安慰剂测试结果。可以看到，不管是前推3年，还是前推4年，*HSR_Post* 的估计系数均不显著区别于0。这表明，高铁开通样本和非开通样本之间的一些不可观测的固有差异不会影响本文的基本研究结论。

在平行趋势检验中，设置虚拟变量 *Bef3*、*Bef2* 和 *Bef1*，分别代表高铁开通前3年、2年和1年；以虚拟变量 *Post1*、*Post2* 和 *Post3*，分别代表高铁开通后1年、2年和3年。以这些虚拟变量取代 *HSR_Post*，重复模型(1)的回归。表5报告了平行趋势检验结果，从中可以看到，*Bef3*、*Bef2* 和 *Bef1* 在回归中的估计系数均不显著区别于0，说明高铁开通前，处理组和控制组样本满足平行趋势假设，内生性问题不会显著影响本文的结果。

表5 平行趋势检验结果

变量	回归 1		回归 2	
截距	3.223***	(5.47)	3.277***	(5.62)
<i>HSR</i>	0.060	(0.48)		
<i>Bef3</i>	0.171	(1.13)	0.206	(1.51)
<i>Bef2</i>	0.033	(0.25)	0.073	(0.64)
<i>Bef1</i>	-0.114	(0.92)	-0.072	(0.74)
<i>Post1</i>	-0.257**	(2.00)	-0.209***	(2.63)
<i>Post2</i>	-0.092	(0.70)	-0.042	(0.54)
<i>Post3</i>	-0.132	(1.04)	-0.080	(1.25)
控制变量	Y		Y	
年度 & 行业	Y		Y	
R^2	0.228		0.228	
N	11386		11386	

四、进一步的分析

(一) 监管的地理临近性

1. 直接视角：地理距离的远近

赵静等(2018)认为,高铁开通影响信息披露的机制之一是监管成本的下降。这意味着,监管的地理临近性比较低的样本受高铁开通的影响更大。对监管的地理临近性,可以从三个方面进行直接度量。

(1) 相比于证监会,上市后的公司监管更多地由交易所直接管辖。因此,以上市公司与其所属交易所的直线距离是否高于样本中位数将样本划分为两组,分别按模型(1)进行回归。从表6可以看到,在距离交易所比较远的样本中,*HSR_Post*的估计系数为-0.257,在5%的水平上显著为负;而在距离交易所比较近的样本中,*HSR_Post*的估计系数为-0.048,不显著区别于0。

(2) 中国证监会在不同地区设立了证监局,负责辖区内上市公司的日常监管工作。因此,借鉴Kedia和Rajgopal(2011)的研究,以100公里为临界点将样本划分为两组。在与本地证监局距离超过100公里的样本中,*HSR_Post*的估计系数为-0.254,在10%的水平上显著为负;而在与本地证监局距离100公里以内的样本中,*HSR_Post*的估计系数为-0.067,不显著区别于0。

(3) 中西部地区交通基础设施的发达程度要低于东部地区,高铁开通的边际影响可能更显著。因此,将中西部地区的样本划分为一组,东部地区样本划分为一组,按模型(1)进行回归。在中西部地区的样本中,*HSR_Post*的估计系数为-0.213,在10%的水平上显著为负;而在东部地区的样本中,*HSR_Post*的估计系数为-0.166,不显著区别于0。

从以上分析可知,高铁开通对业绩预告准确性的影响在监管的地理临近性比较低的样本中更加显著,验证了监管成本下降这一影响机制。

表6 监管的地理临近性与业绩预告质量的回归结果

变量	与交易所距离		与证监局距离		地域分布	
	远	近	>100KM	≤100KM	中西部地区	东部地区
截距	2.760*** (3.45)	3.696*** (4.34)	3.053** (2.55)	3.327*** (5.05)	4.371*** (4.37)	2.933*** (3.97)
HSR	0.163 (1.19)	-0.004 (0.04)	0.126 (0.91)	0.102 (0.73)	0.076 (0.56)	0.102 (0.90)
HSR_Post	-0.257** (2.06)	-0.048 (0.47)	-0.254* (1.78)	-0.067 (0.70)	-0.213* (1.68)	-0.166 (1.51)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业 & 年度	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R ²	0.233	0.223	0.256	0.214	0.232	0.229
N	5654	5732	3628	7758	3680	7706

2. 间接视角：城际高铁和非城际高铁的区别

城际高铁是相邻城市之间专门开行城际列车、运输城际旅客的铁路。这些相邻城市的地理临近性本就比较高。因此，相比于非城际高铁，城际高铁开通对地理临近性的实质性影响可能就比较低。赵静等（2018）也发现，城际高铁的开通对信息不对称的降低效果不如非城际高铁。借鉴赵静等（2018）的研究，把高铁开通之后的年度分为只开通城际高铁、只开通非城际高铁、同时开通城际和非城际高铁的年度，分别对应虚拟变量 *Chengji*、*National* 和 *Twotrain*，并用这3个虚拟变量替代 *HSR_Post*。具体模型如下：

$$MFE = \beta_0 + \beta_1 HSR + \beta_2 Chengji + \beta_3 National + \beta_4 Twotrain + \beta' X + \mu \quad (2)$$

表7报告了模型(2)

表7 高铁类型与业绩预告质量的回归结果

的回归结果。与赵静等（2018）一致的是，*National* 的估计系数显著为负，即相对于城际高铁，非城际高铁的开通对业绩预告准确性的影响更显著。与赵静等（2018）不一致的是，*Twotrain* 的估计系数并不显著区别于0。可能的原因是

变量	(1)	(2)
截距	2.238*** (4.84)	3.251*** (5.52)
HSR	0.020 (0.28)	0.035 (0.45)
Chengji	0.021 (0.30)	-0.016 (0.22)
National	-0.093* (1.73)	-0.125* (1.94)
Twotrain	0.009 (0.11)	-0.013 (0.16)
控制变量	Y	Y
年度	N	Y
行业	Y	Y
R ²	0.223	0.227
N	11386	11386

同时开通城际高铁和非城际高铁的城市主要为中心城市，其交通基础设施本来就比较发达，人才聚集度也比较高（龙玉等，2017），因此，高铁开通对位于这些城市的公司所披露业绩预告准确性的边际影响有限。

(二) 排除盈余管理的可能性

现有研究发现，管理层可能通过盈余管理提高其已披露业绩预告的准确性 (Kasznik, 1999)。因此，高铁开通后业绩预告准确性的提高也有可能是源于盈余管理程度的提升。为排除这一可能，在此检验了高铁开通对两种盈余管理活动的影响：可操纵应计和真实活动的盈余管理。具体而言，根据修正的 Jones 模型 (Dechow et al., 1995) 估计可操纵应计，取其绝对值为 *Abs_DA*；根据 Roychowdhury (2006) 的模型估计真实活动的盈余管理的三个子项，并根据刘宝华等 (2016) 计算综合指标，取其绝对值为 *Abs_REM*。然后以 *Abs_DA* 和 *Abs_REM* 为因变量进行回归。

表 8 高铁开通对盈余管理影响的检验结果

变量	<i>Abs_DA</i>	<i>Abs_REM</i>
截距	0.118*** (7.66)	0.174*** (5.15)
<i>HSR</i>	0.000 (0.06)	0.002 (0.30)
<i>HSR_Post</i>	-0.000 (0.05)	-0.006 (1.11)
控制变量	Y	Y
年度 & 行业	Y	Y
<i>R</i> ²	0.137	0.188
<i>N</i>	11 083	10 304

表 8 报告了回归结果。在以 *Abs_DA* 衡量盈余管理活动时，*HSR_Post* 的估计系数为 -0.000，对应 *t* 值为 0.05，不显著区别于 0；在以 *Abs_REM* 衡量盈余管理活动时，

HSR_Post 的估计系数为 -0.006，对应 *t* 值为 1.11，也不显著区别于 0。整体而言，实证的结果排除了盈余管理的影响。

(三) 路径分析

改善上市公司的信息禀赋也是高铁开通影响业绩预告准确性的机制之一，而信息禀赋会直接影响个体预测时的认知误差。心理学研究认为，个体进行预测时的认知误差分为两类。第一，信息精度，也称校准误差 (miscalibration)，即低估或高估分布的方差。第二，信息偏差 (bias)，即低估或高估分布的均值。Hilary 和 Hsu (2011) 认为，这两种认知误差都会影响到业绩预告的准确性。那么，高铁开通对业绩预告准确性的影响是通过哪种认知误差实现的呢？为此，笔者按如下模型进行路径分析。

$$Width = \alpha_0 + \alpha_1 HSR + \alpha_2 HSR_Post + \beta' X + \varepsilon \tag{3}$$

$$MFE = \beta_0 + \beta_1 HSR + \beta_2 HSR_Post + \beta_3 Width + \beta' X + \mu \tag{4}$$

$$Bias = \alpha_0 + \alpha_1 HSR + \alpha_2 HSR_Post + \beta' X + \varepsilon \tag{5}$$

$$MFE = \beta_0 + \beta_1 HSR + \beta_2 HSR_Post + \beta_3 Bias + \beta' X + \mu \tag{6}$$

模型 (3) 和模型 (4) 用于对信息精度的路径分析，模型 (5) 和模型 (6) 用于对信息偏差的路径分析。参考 Hilary 和 Hsu (2011) 以及 Hribar 和 Yang (2016) 的研究，在此以业绩预告的宽度 (*Width*) 作为信息精度的代理变量，以业绩预告的乐观偏差 (*Bias*) 作为信息偏差的代理变量。其中，*Width* 等于业绩预告中估计净利润的上限与下限的差异除以上年净利润的绝对值，*Bias* 等于业绩预告中估计净利润的均值除以上年总资产，为与 *MFE* 的量纲一致，再乘以 100。其他变量的定义同模型 (1)。

根据路径分析的逐步检验法，如果在模型 (3) 或模型 (5) 的回归中， α_2 的

估计系数显著区别于0,则说明可能存在中介效应。此时,需要对模型(4)或模型(6)进行回归。在模型(4)或模型(6)的回归中,如果 β_3 的估计系数显著区别于0,则说明存在中介效应;如果 β_3 的估计系数不显著区别于0,则说明无中介效应。当 β_3 的估计系数显著区别于0时,如果 β_2 的估计系数不显著区别于0,则说明存在完全中介效应;反之,则存在部分中介效应。

在模型(3)或模型(5)的回归中,如果 α_2 的估计系数不显著区别于0,则说明不存在中介效应。此时,不需要对模型(4)或模型(6)进行回归。

表9报告了路径分析的回归结果。分析结果显示,在模型(3)的回归中, HSR_Post 的估计系数为-0.055,在5%的水平下显著为负。这说明,高铁开通显著降低了业绩预告宽度,提高了业绩预告精度。在模型(4)的回归中, $Width$ 的估计系数为0.215,在1%的水平下显著为正; HSR_Post 的估计系数为-0.139,在10%的水平下显著为负。这说明, $Width$ 发挥了部分中介效应。在模

表9 路径分析的检验结果

变量	校准误差		乐观偏差	
	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
截距	0.696*** (6.04)	3.055*** (5.22)	-2.083*** (3.43)	3.257*** (5.59)
HSR	0.023 (0.98)	0.061 (0.68)	-0.007 (0.07)	0.066 (0.73)
HSR_Post	-0.055** (2.44)	-0.139* (1.71)	0.086 (0.99)	-0.153* (1.87)
$Width$		0.215*** (3.24)		
$Bias$				0.025 (0.76)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年度 & 行业	Y	Y	Y	Y
R^2	0.051	0.230	0.069	0.228
N	11 386	11 386	11 386	11 386

型(5)的回归中, HSR_Post 的估计系数为0.086,不显著区别于0,说明高铁开通对业绩预告乐观偏差的影响不显著;理论上不必再对模型(6)进行回归。实际的回归结果也显示, $Bias$ 的估计系数为0.025,不显著区别于0,即 $Bias$ 并未发挥中介效应。综合表9的结果可知,高铁开通影响业绩预告准确性的部分路径是信息精度。

(四) 对业绩预告其他质量特征的影响

本文主要检验了高铁开通对业绩预告准确性的影响。但是,高铁开通也可能会影响业绩预告质量的其他维度。从表9可以看到,高铁开通会提高闭区间业绩预告的精度,但并不影响其偏差方向。表10对业绩预告质量的其他维度进行了检验。首先考察了高铁开通是否影响业绩预告的披露概率。在回归(1)中, HSR_Post 的估计系数为0.080,不显著区别于0,

表10 高铁开通对业绩预告其他特征影响的检验结果

变量	是否披露	披露时间	
	回归(1)	回归(2)	回归(3)
HSR	-0.026 (0.25)	0.169 (0.56)	0.386 (1.03)
HSR_Post	0.080 (0.76)	-0.164 (0.62)	-0.374 (1.23)
控制变量	Y	Y	Y
年度 & 行业	Y	Y	Y
R^2 或伪 R^2	0.652	0.067	0.105
N	23 712	14 048	11 386

说明高铁开通不会显著影响业绩预告的披露概率。第二个检验的是对披露时间的影响。在采用全部样本的回归(2)中, HSR_Post 的估计系数为-0.164, 不显著区别于0; 在闭区间和点估计样本的回归(3)中, HSR_Post 的估计系数为-0.374, 也不显著区别于0。因此, 高铁开通并不显著影响业绩预告的披露概率以及披露的及时性。

五、结论

本文以A股公司2003~2017年的业绩预告数据为基础, 以上市公司办公所在地是否经历高铁开通为外生冲击, 采用双重差分法检验了高铁开通对业绩预告准确性的影响。结果表明, 相比于高铁开通前以及未开通高铁的样本, 高铁开通后样本的业绩预告准确性显著提高。而且, 高铁开通对业绩预告准确性的影响在监管的地理临近性比较低的样本中更加明显, 表明监管成本的降低是高铁开通对业绩预告准确性提高的影响机制之一。进一步的分析显示, 高铁开通对业绩预告准确性的影响在只开通非城际高铁的样本中更加显著。而且业绩预告准确性的提高并非管理层操纵实现。另外, 从管理层的角度来看, 高铁开通帮助管理层提高了信息精度, 进而提高了其业绩预告的准确性。信息精度从信息披露质量的视角提供了交通基础设施与资本市场关系的直接证据, 丰富了有关治理环境和地理临近性的研究, 也为高铁开通对企业信息环境的影响提供了更为直接的经验证据。

[参考文献]

- [1] 操巍, 谭怡, 邓伟. 管理者过度自信对自愿性盈利预测披露质量的影响[J]. 财经问题研究, 2017(1): 55-61.
- [2] 陈胜蓝, 李占婷. 经济政策不确定性与分析师盈余预测修正[J]. 世界经济, 2017, 40(7): 169-192.
- [3] 陈胜蓝, 马慧. 卖空压力与公司并购——来自卖空管制放松的准自然实验证据[J]. 管理世界, 2017(7): 142-156.
- [4] 董南雁, 梁巧妮, 林青. 管理层业绩预告策略与隐含资本成本[J]. 南开管理评论, 2017, 20(2): 45-57.
- [5] 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.
- [6] 高敬忠, 周晓苏. 管理层持股能减轻自愿性披露中的代理冲突吗? ——以我国A股上市公司业绩预告数据为例[J]. 财经研究, 2013(11): 123-133.
- [7] 黄晓蓓, 李晓博. 产品市场竞争、分析师跟进与自愿性披露[J]. 财经问题研究, 2016(11): 90-96.
- [8] 李涵, 唐丽森. 交通基础设施投资、空间溢出效应与企业库存[J]. 管理世界, 2015(4): 126-136.
- [9] 李欣泽, 纪小乐, 周灵儿. 高铁能改善企业资源配置吗? ——来自中国工业企业数据库和高铁地理数据的微观证据[J]. 经济评论, 2017(6): 3-21.
- [10] 刘宝华, 罗宏, 周微. 股权激励行权限制与盈余管理优序选择[J]. 管理世界, 2016(11): 141-155.
- [11] 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(4): 195-208.
- [12] 宋云玲, 罗玫. 中小板公司的业绩预告质量问题[J]. 会计研究, 2017(6): 24-30.
- [13] 宋云玲, 吕佳宁. 中国股市的业绩预告: 制度、执行和经济后果[M]. 北京: 经济科学出版社, 2018.
- [14] 张娆, 薛翰玉, 赵健宏. 管理层自利、外部监督与盈利预测偏差[J]. 会计研究, 2017(1): 32-38.
- [15] 张馨艺, 张海燕, 夏冬林. 高管持股、择时披露与市场反应[J]. 会计研究, 2012(6): 54-60.
- [16] 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.
- [17] 郑建明, 黄晓蓓, 张新民. 管理层业绩预告违规与分析师监管[J]. 会计研究, 2015(3): 50-56.
- [18] BAGINSKI S P, HASSELL J M, KIMBROUGH M D. The effect of legal environment on voluntary disclosure: evi-

- dence from management earnings forecasts issued in U. S. and Canadian markets [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(1):25-50.
- [19] BAGINSKI S P, HASSELL J M, KIMBROUGH M D. The effect of legal environment on voluntary disclosure: evidence from management earnings forecasts issued in U.S. and Canadian markets [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(1):25-50.
- [20] BEYER A, COHEN D A, LYS T Z. The financial reporting environment: review of the recent literature [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2010, 50(2-3):296-343.
- [21] CALL A C, CAMPBELL J L, DAN S D. Employee quality and financial reporting outcomes [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2017, 64(1):123-149.
- [22] CHOI J H, KIM J B, QIU A A. Geographic proximity between auditor and client: how does it impact audit quality? [J]. *Auditing: a Journal of Practice & Theory*, 2012, 31(2):43-72.
- [23] DECHOW P M, SLOAN R G, SWEENEY A P. Detecting earnings management [J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(2):193-225.
- [24] GHOUL S E, GUEDHAMI O, NI Y. Does information asymmetry matter to equity pricing? evidence from firms' geographic location [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30(1):140-181.
- [25] HILARY G, HSU C. Endogenous overconfidence in managerial forecasts [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2011, 51(3):300-313.
- [26] HIRST D E, KOONCE L, VENKATARAMAN S. Management earnings forecasts: a review and framework [J]. *Accounting Horizon*, 2008, 22(3):315-338.
- [27] HRIBAR P, YANG H. CEO overconfidence and management forecasting [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(1):204-227.
- [28] HUANG X, Li X, Tse S, et al. The effects of a mixed approach toward management earnings forecasts: evidence from China [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2018, 45(3-4):319-351.
- [29] ITTNER C D, MICHELS J. Risk-based forecasting and planning and management earnings forecasts [J]. *Review of Accounting Studies*, 2017, 22:1005-1047.
- [30] IVKOVIC Z, WEISBENNER S. Local does as local is: information content of the geography of individual investors' common stock investments [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60(1):267-306.
- [31] 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.
- [32] KASZNIK R. On the association between voluntary disclosure and earnings management [J]. *Journal of Accounting Research*, 1999, 37(1):57-81.
- [33] KEDIA S, RAJGOPAL S. Do the SEC's enforcement preferences affect corporate misconduct? [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2011, 51(3):259-278.
- [34] LI Y, ZHANG L. Short selling pressure, stock price behavior, and management forecast precision: evidence from a natural experiment [J]. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(1):79-117.
- [35] MALLOY C J. The geography of equity analysis [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60(2):719-755.
- [36] ROGERS J L. Disclosure quality and management trading incentives [J]. *Journal of Accounting Research*, 2008, 46(5):1265-1296.
- [37] ROYCHOWDHURY S. Earnings management through real activities manipulation [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2006, 42(3):335-370.
- [38] ZUO L. The informational feedback effect of stock prices on management forecasts [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2016, 61(2-3):391-413.

(责任编辑 范红波)

The Entry of High-speed Railway and the Accuracy of Management Earnings Forecast

SONG Yunling¹, ZHAI Xiaofang¹, HUANG Xiaobei²

(1. School of Economics and Management, Inner Mongolia University, Hohhot Inner Mongolia 010021;

2. School of Economics and Management, North China University of Technology, Beijing 100041)

Abstract: Based on management earnings forecasts issued by A-share companies during 2003–2017, we examined the association between the entry of high-speed railway (HSR) and the accuracy of management earnings forecast by applying the difference-in-differences (DID) approach with the entry of HSR as an exogenous shock. The results indicate that, compared to observations before the initial operation of HSR and those without HSR, the accuracy of management earnings forecasts issued after the entry of HSR are higher. What's more, the relationship between the entry of HSR and the accuracy of management earnings forecast are most pronounced for firms with lower geographic proximity of regulations. Further analysis shows that the relationship is only significant for firms located at cities with the entry of national HSR. Path analysis shows that information precision partly moderate the relationship. We provide direct evidence on the association between constructions of transport infrastructure and capital market from the perspective of information disclosure, and contribute to the literature on governance environment and geographic proximity.

Keywords: Entry of High-speed Railway; Accuracy of Management Earnings Forecast; Information Asymmetry; Regulation Cost; Geographic Proximity