

# 政商关系对企业信息环境的影响 ——基于分析师视角的经验研究\*

官峰<sup>1</sup>，王俊杰<sup>2</sup>，章贵桥<sup>3</sup>

(1.上海立信会计金融学院会计研究院，上海 201620；2.上海财经大学会计学院，上海 200433；3.上海财经大学工商管理博士后流动站 200433)

**摘要:**关系型交易会影分析师信息传递的效率进而对且信息环境产生影响。本文基于官员因腐败而落马这一准自然实验对上述假说进行检验。以 2005-2011 年间，与 24 位省部级以上落马高官关联的企业为样本，本文检验了政商关系对分析师行为以及企业信息环境产生的影响。本文预期，存在政商关联的企业对于信息传递更加谨慎，提高了分析师获取企业信息的门槛和成本，降低了分析师传递信息的效率，进而导致企业信息环境较差；一旦反腐导致政商关系断裂，企业公开披露信息的动机更强，成本降低，分析师能够以更低的门槛参与到企业信息传递的活动中，企业由此获得更好的信息环境。本文通过 DID 差分模型，实证分析发现，与配对企业相比，腐败官员落马后，与之关联企业的跟踪分析师数量显著增加，盈余预测分歧程度和企业股价同步性显著降低。由此可见，反腐影响了分析师行为，有助于企业信息环境的改善。

**关键词:** 政商关系；分析师跟踪；盈余预测分歧差异；股价同步

**中图分类号:** F271 **文献标识码:** A

---

\*本文是国家自然科学基金(批准号 71172141)“关系型交易与证券分析师行为研究——基于中国新兴资本市场的理论分析和经验证据”(主持人孙铮教授)的后续研究成果，也是国家自然科学基金(批准号 71672104)“交易机制、市场信息中介与资本市场定价效率研究—基于融资融券环境下空头交易的经验研究”(主持人孙铮教授)的阶段性研究成果。

## 一、引言

本文主要关注政商关系对分析师行为和企业信息环境的影响。以中国为代表的新兴经济体中，经济发展处于转轨阶段，政府不可避免地在经济活动中发挥一定的影响力，主导资源的配置甚至直接参与市场交易，因此政商关系成为企业的重要资产，能够帮助企业在竞争中获得更多优势和资源 (Faccio, 2006)，如市场准入 (杜兴强等, 2014)，再融资 (饶品贵等, 2013)，IPO 资格 (Piotroski 和 Zhang, 2014)，政府补贴 (余明桂等, 2010) 和税收优惠 (吴文锋等, 2009) 等。与此同时，政府也需要通过关联企业的经营活动实现特定的政治和社会目标 (Fan 等, 2007)。综上所述，政商关系是新兴经济体中企业获取竞争优势的重要资产。

与此同时，政商关系也增加了信息传递的难度。首先，政商关系信息难以被第三方所证实，目前的会计信息系统难以对与之相关的成本和收益进行准确可靠的计量和披露报告 (Fan 等, 2014)；同时，在官员的庇护之下，企业低质量的信息披露受到惩罚的概率显著降低 (Chaney 等, 2011)。因此，对于存在政商关系的企业而言，公开的财务报告难以提供有效的信息传递。其次，企业通过政商关系进行寻租的利益交换行为存在合法性问题，政商关系的公开披露会增加关联双方的政治成本。另外，披露政商关系会危及企业核心竞争优势，在建立政治关系过程中面临更多的竞争对手。因此，具有政商关系的企业会严格限制接触该类信息的人员，将其限定在一个可控的较小范围内。政治关联企业较低的公开信息披露动机，无疑提高了分析师获取和分析企业信息的难度和门槛 (Chen 等, 2010)，因而关注企业的分析师数量会相对更少，同时，由于涉及企业政商关系的核心信息只有特定人员能够接触到，增加了分析师之间所获取信息的差异，导致分析师盈余预测差异增大。而且，由于分析师的行为与企业信息环境高度相关 (Lang 和 Lundholm, 1996)，政商关系对于分析师跟踪数量和预测的影响，最终表现为对企业信息环境的影响。

然而，受困于内生性问题，难以通过实证研究直接构建政商关系影响分析师跟踪和盈余预测的差异，进而对企业信息环境产生影响的因果逻辑关系。本文使用政治反腐这一外生事件提供的准自然实验克服上述内生性问题。我们选取 2005-2011 年间，与省部级及以上落马官员相关联的企业为研究对象。选择省部级及以上级别的因腐败落马的官员，是因为该级别官员被查处，具有突然性，通常难以预测，且与关联企业的经营活动没有直接的联系 (Fan 等, 2008)。另外，基于产权经济学理论，政商关系的建立需要关联双方长期进行相互的专有性投资 (Williamson, 1983)，而官员落马后，关联企业难以在短时间内立即建立新的替代性政商关系。因此，反腐对关联企业政商关系的阻断是外生的。

本文通过 DID 模型研究发现，在官员因反腐败落马后，相对于配对样本，原具有政商关系的企业跟踪分析师数量显著增多，分析师之间盈余预测的分歧度显著下降。由此可见，反腐切断企业政商关系后，企业不再刻意隐藏与企业价值相关的重要信息，也不再因为要保护政商关系的保密性而对分析师个体进行差别对待，因而更多的分析师可以公平的获取企业信息并参与企业价值的分析和传递活动中，并最终改善了企业的信息环境质量，表现为企业股价同步性显著降低。进一步对研究对象按照一定标准分组后，本文发现，上述结果主要存在于企业高管社会关系较少和所在地区市场化程度较高的样本中。

本文研究在理论和实践两个方面具有一定的意义。

首先，在 Fan 等（2014）的研究中发现，对于政商关系，会计信息系统难以准确可靠的计量和披露，进而降低了财务报告传递此类信息的效率。本文研究进一步指出，政商关系不仅影响了财务报告这一公开信息渠道传递信息的效率，同时也影响了分析师作为企业信息传递使者发挥作用的效果，并且更深一步的指出这些影响最终导致的经济后果，即企业信息环境质量的下降。

其次，已有研究发现政商关系对于分析师分析预测企业价值造成了很大的困难（Chen 等，2010）。本文的研究发现，政商关联企业缺乏披露政商关系的动机，同时在传递相关信息时对于分析师个体存在差别对待，表现为分析师跟踪数量更少和预测分歧度更大。本文的研究揭示了 Chen 等（2010）研究发现的原因，并提供了经验证据，是对已有文献的补充和完善。

最后，已有文献研究发现政商关系与企业信息环境之间的负向关系（唐松等，2011）。而上述现象背后存在两个竞争性解释，即政商关系导致企业较差的信息环境，或者企业较差的信息环境增加了企业建立政商关系的可能。借助反腐背景下的官员落马作为外生事件，本文经验证据表明政商关系的是较差的企业信息环境的原因。同时，在实践层面，本文研究发现基于腐败的政商关系削弱了分析师作为信息中介的作用，限制了投资者的信息获取。因此，反腐改善了关联企业的信息环境，对资本市场具有积极的作用。本文研究结果为打击基于腐败的政商关系和构建积极合理的政商关系提供了理论依据和经验证据。

本文余下部分主要为：一、论文引言；二、文献综述与研究假说；三、研究设计；四、实证结果；五、研究结论。

## 二、文献综述与研究假说

以我国为代表的新兴经济体中，正式的法律和市场制度尚待完善，而且在经济转轨过程中，政府对资源配置和微观经济活动仍不可避免的具有一定的影响（Fan 等，2007）。新制度经济学指出非正式制度将自发形成并弥补正式制度的缺失。政商关系是在新兴市场存在制度缺失的情况下，对不完善的正式制度和政府影响力的一种替代和应对（Williamson，1979；Klein 和 Leffler，1981）。已有研究证据表明，在新兴经济体中，政商关系对于企业价值具有重要影响。一方面，企业可以通过政商关系获取更多的经济资源，诸如市场准入（杜兴强等，2014），再融资（饶品贵等，2013），IPO 资格（Piotroski 和 Zhang，2014），政府补贴（余明桂等，2010）和税收优惠（吴文锋等，2009）等。另一方面，政府也需要通过关联企业的经营活动实现政治目标（Fan 等，2007），如通过企业增加促进就业，保障地方 GDP 增长，维持市政建设等。由此可见，政商关系是政府官员与企业之间一种互惠共赢的资源交换，且交换过程很难被关系外的第三方所观察和验证。

政商关系为官员和企业之间的利益交换提供了便利，同时也使得分析师难以通过公开信息渠道获取相关信息。从信息披露的成本角度而言，企业缺乏公开披露涉及政商关系信息的动机。首先，官员与企业间的利益交换，往往存在合法性问题，公开披露会增加双方的政治成本，甚至会引起刑事诉讼；其次，政商关系于企业而言是一项重要的稀缺资源，公开披露将使企业在建立和维护政商关系时面临更多的竞争，从而危及其竞争优势；第三，在官员庇护之下，企业因提供低质量信息而遭到处罚的概率也更低，提高信息质量的压力较小（Chaney 等，2011）。此外，在现行会计准则体系实际中，企业难以通过财务报告的方

式将政商关系这类信息呈现给投资者 (Fan 等, 2014)。由此可见, 政商关系增加了分析师信息获取的门槛。

然而, 信息不对称会增加企业的融资成本 (Amihud, 2002; Healy 等, 1999; Leuz 和 Verrecchia, 2000)。在权衡融资成本和信息披露成本之后, 企业会通过嵌入式的信息中介传递政商关系等私有信息 (李增泉, 2017)。已有文献研究表明, 掌握企业私有信息的核心管理层并非公平地将这些信息提供给分析师。管理层会更多地将信息分配给那些能够迎合其需求, 发布更乐观盈余预测和投资评级的分析师 (宋乐和张然, 2010; 赵良玉等, 2013; Chen 和 Matsumoto, 2006; Mayew, 2008); 或者出于非财务的个人偏好, 在信息分配时更倾向于选择有同学关系的分析师 (Cohen 等, 2010)。总而言之, 跟踪同一企业不同分析师之间获取的信息渠道并不一致, 每个分析师所能获得的信息内容和质量, 都会因其个人特征以及企业管理层喜好而存在差异, 即分析师之间存在信息基础的差异。

综上所述, 拥有政商关系的企业其公开披露信息的质量较低, 且企业会刻意隐藏政商关系有关的信息, 提高了分析师跟踪分析企业的门槛和难度, 增加了分析师从事研究分析工作会得成本, 因此, 本文预期政商关联企业的跟踪分析师数量会相对更少; 与此同时, 分析师在获取政商关系相关信息时又面临管理层的差别对待, 因而分析师之间获取的信息基础存在差异, 最终体现为盈余预测的差异 (Clement, 1999), 由此, 本文预期政商关联企业分析师盈余预测的分歧程度更大。

腐败官员落马事件为我们检验上述预期提供了一个准自然试验。首先, 官员落马源于反腐败这一非经济事件, 事前难以被落马官员和关联企业所预料, 企业无法提前调整, 应对来自关联官员落马的影响; 其次, 基于产权理论, 政商关系的建立需要长期的相互之间的专有性投资 (Williamson, 1983), 在官员落马之后, 关联企业难以立即建立新的政商关系, 原有的基于政商关系的经营模式将难以维持。因此, 官员的落马意味着政商关系被外生终止, 企业之前面临的信息披露成本下降, 也更抵赖市场化的资源获取方式, 原有的融资成本与信息披露成本之间的平衡受到冲击, 企业有更强的公开信息披露动机, 最终降低了分析师参与企业价值分析的门槛, 提高了分析师获取企业相关信息的公平程度。结合前文分析, 本文预期官员落马后, 分析师跟踪人数显著提高, 原政商关联企业的分析师预测分歧程度显著降低。

**H1: 相对于对照组, 在官员落马后, 关联企业的分析师跟踪人数显著提高。**

**H2: 相对于对照组, 在官员落马后, 关联企业的分析师盈余预测分歧程度显著下降。**

已有文献研究指出, 企业公开披露的财务报告和财务分析师是传递企业价值相关信息, 缓解企业与外部投资者间信息不对称, 提高企业信息环境质量的重要渠道。然而, 如前所述, 政商关系的存在降低了财务报告信息传递的效用 (Fan 等, 2014), 并显著的增加了分析师分析企业价值的成本, 降低了分析师之间获取企业信息的公平性, 最终表现为分析师传递企业信息的难度增大 (Chen 等, 2010)。由此可见, 政商关系的存在降低财务报告和分析师两个主要渠道传递企业信息的效用, 势必导致企业信息环境质量下降, 而已有研究发现, 信息环境较差的企业表现为更高的股价同步性 (李增泉, 2005; 朱红军等, 2007; Morck 等, 2000); 而随着腐败官员的落马, 原政商关联企业财务报告信息含量增加, 且随着企业信息披露动机增强, 分析师跟踪分析企业价值的门槛降低, 更多的分析师能够公平获得企

业相关信息。根据文献的发现，更多的分析师跟踪有助于投资者的信息获取，增加公司股权流动性（Merton, 1987; Roulstone, 2003），且更多分析师的公平竞争有助于提高整体的企业信息传递效率。由此，企业信息环境将会得到明显改善。因此，本文预期官员落马后，政商关联企业的股价同步性将显著下降。

**H3: 相对于对照组，在官员落马后，关联企业的股价同步性显著下降。**

然而，政商关系只是企业获得资源的途径之一，企业可能同时拥有其他关系纽带，例如企业可以通过社会关系获得更多外部融资（Javakhadze 等, 2016）。那么，官员落马并不会显著提高社会关系较多企业的公开信息披露动机。同时，企业高管拥有的社会关系也是重要的信息传递渠道（Cai 和 Sevilir, 2012; El-Khatib 等, 2015）。对社会关系较多的企业而言，分析师的信息中介作用可能会被弱化。因此，本文预测当企业拥有的社会关系相对较少时，官员落马事件对关联企业分析师跟踪行为、预测分歧以及信息环境的影响更显著。

**H4: 相对而言，官员落马对社会关系较少的企业的分析师跟踪、预测分歧和信息环境的影响更显著。**

在经济体制转轨过程中，我国各地区的发展存在显著差异（樊纲等, 2011）。市场化程度的差异，导致地区间制度环境的不同。在市场化程度比较低的地区，法律的执行程度较低，企业也难以单纯依靠市场化方式获得竞争优势，企业交易更多依赖于各种“关系”。而关系型交易模式会削弱企业的信息披露动机。因此，本文预期，政商关系对企业分析师跟踪数量，盈余预测分歧程度以及企业信息环境的影响在位于市场化程度较高地区的企业中更显著。

**H5: 相对而言，官员落马对位于市场化程度较高地区的企业分析师跟踪预测和信息环境的影响更显著。**

### 三、研究设计

#### （一）样本选取和数据来源

本文选取省部级及以上官员的关联企业作为研究对象，原因在于：首先，官员级别决定了可供企业寻租的权力大小，以及政商关系对企业经营的影响程度；其次，这些官员位高权重，大量涉及政商关系的内幕信息会伴随落马事件同时曝光，企业难以在短时间内找到建立政商关系的替代官员。考虑到数据可得性，本文手工搜集了 2005 年至 2011 年的 24 位省部级及以上落马官员信息，并依据公开披露的法院判决书、媒体报道和落马官员管辖范围内的上市企业董事、监事、高管及其大股东的个人背景和简历确认 136 家受影响的政商关联上市公司，其中直接关联的 47 家，间接关联 89 家。

样本构建的具体步骤如下：（1）确定 2005-2011 年间省部级及以上落马官员的双规日期；（2）基于法院判决书、官方媒体新闻报道确定直接关联企业；（3）基于落马官员的简历背景信息确定间接关联企业，判断依据为落马官员所辖省份上市企业的董事、监事、高管或股东与落马官员在求学或者职业路径上有重叠，或是落马官员近亲在所辖省份上市企业中担任要职；（4）我们剔除了官员落马时还未 IPO 的关联上市企业，并保证与多名落马官员关联的上市企业，只在关联企业中出现一次；（5）我们按照企业所在地、行业类别、企业

所有权性质、财务年度、总资产规模标准在非关联上市企业中选取配对样本。<sup>1</sup>

表 1 详细列示了因腐败落马官员的名称、原因、双规日期，以及直接和间接关联的企业数量分布。

官员落马数据由手工收集整理完成，分析师预测、财务和资本市场数据来自 CSMAR 和 Wind 数据库。为了消除异常观测值对检验结果的影响，本文采用 Winsorize 的方法对所有的连续变量进行 1%缩尾处理，所有小于 1%分位数（大于 99%分位数）的变量，令其值等于 1%分位数（99%分位数）上的数值。此外，本文所报告的 t 值均修正了异方差，并参考 Petersen（2009）进行样本公司层面的聚群（Cluster）处理。

## （二）主要变量定义

为了检验假说 H1-H6 本文建立了下述三个模型。其中模型（1）至模型（3）分别用于检验假说 H1-H3。而假说 H4 是由模型（1）和（3）按照企业所处的社会关系网络中心度（SNA）位置分组进行检验。假说 H5 是由模型（1）至（3）按照企业所处地区的市场化程度（Market）分组进行检验。假说 H6 是由模型（1）至（3）按照企业最终控制权性质（Soe）分组进行检验。

$$pnum = a + b_1 Connected * Post + b_2 Post + b_3 Connected + \sum a_i Controls + e \quad (1)$$

$$disp = a + b_1 Connected * Post + b_2 Post + b_3 Connected + \sum a_i Controls + e \quad (2)$$

$$sync = a + b_1 Connected * Post + b_2 Post + b_3 Connected + \sum a_i Controls + e \quad (3)$$

### 1.被解释变量

（1）衡量分析师跟踪的指标：pnum

具体计算方法为：根据已有文献（储一昀，2008；徐欣，2010），pnum 为在 t 年跟踪企业 i 的活跃分析师数量的自然对数<sup>2</sup>。为了稳健期间，本文还采用分析师所在机构数量计算 bnum 作为模型（1）的稳健性检验。

（2）衡量分析师盈余预测分歧的指标：disp

具体计算方法为：根据已有文献（方军雄，2007；白晓宇，2009；王玉涛，2012），disp 为企业 i 第 t-1 年年报日后 30 天内所有跟踪分析师首次发布 EPS 盈余预测的标准差，

---

<sup>1</sup>在控制了企业所在地、行业类别、企业所有权性质、财务年度相同之后，我们选取落马当年资产总值最为相近的上市企业作为关联企业的对照组，最后得到 123 个对照企业。考虑到落马官员对其管辖的行政区域内的上市企业影响力大于相同行业的外省上市企业，我们选择放松行业类别进行匹配，最终 136 家样本企业均得到匹配。

<sup>2</sup>分析师当年发布盈余预测大于等于 3 次定义为活跃分析师。

并使用盈余预测均值进行标准化<sup>3</sup>。同时，本文将所有跟踪机构的年报日后 30 天内首次盈余预测的预测分歧 `disp_a` 作为稳健性检验。

### (3) 衡量股价同步性的指标: `sync`

本文将股价同步性 (`sync`) 作为假说 H3 的被解释变量。国内外文献提供了非常多的借鉴方式, 本文将参考比较经典的运用模型回归得出的拟合系数 `R2` 来估计股价的同步性的方法 (Morck, 2000; 李增泉, 2005; 朱红军, 2007) 的做法, 回归模型如下所述。

$$R_{i,t} = a + b_1 * R_{m,t} + b_1 * R_{m,t-1} + b_1 * R_{ind,t} + b_1 * R_{ind,t-1} + e_{i,t} \quad (4)$$

模型中, `Ri,t`, `Rm,t` 和 `Rind,t` 分别为 *i* 企业股票日收益率、市场日收益率以及 *i* 企业所在行业的日收益率。两者截取区间为每年 *t* 年 5 月 1 日至 *t+1* 年的 4 月 30 日。

上述模型回归所得出的拟合优度 `R2` 表示个股收益可被市场及行业收益所解释的程度。模型回归的 `R2` 越大, 表明股票价格中所蕴含的个股基本面信息越少。说明了个股拥有较高的同步性。由于 `R2` 取值区间的特殊性, 本文参照已有文献通过公式 (5) 的方式对 `R2` 进行正态转换:

$$\text{sync} = \text{Log} (R2 / (1 - R2)) \quad (5)$$

此外, 本文还采用月度个股及市场收益率计算得到 `sync_month` 变量作为稳健性检验。

## 2. 解释变量

### (1) 主要解释变量

本文将是否为政商关联企业 (`connected`) 作为模型的第一个解释变量, 落马官员关联企业时, `connected` 为 1; 对照组企业, `connected` 为 0。 `connected` 的系数代表官员落马前 (此时 `post=0`, `connected*post=0`, 回归模型的前三项只剩下 `connected`) 关联企业相对于对照企业在分析师跟踪人数、分析师盈余预测分歧和股价同步性方面的差异。如本文在假说推导中所述, 关联企业的信息披露动机较低, 且信息环境较差, 我们预测模型模型 (1) 的 `b3` 显著为负, (2) 和 (3) 的 `b3` 显著为正。

本文依据官员落马事件发生年度度量解释变量 (`post`)。官员落马事件前两年, `post` 为 0; 官员落马事件后两年, `post` 为 1。此处, 为了排除落马事件本身产生的增量公众关注对企业信息环境的影响, 研究设计中本文扣除了事件当年。 `post` 的系数符号表示对照组企业 (此时 `connected=0`, `connected*post=0`, 回归企业的前三项只剩下 `post`) 在官员落马前后的分析师跟踪人数、分析师盈余预测分歧和股价同步性方面的变化。官员落马事件对非关联无直接影响, 我们预计三个模型的 `b2` 均不显著。在补充检验中, 本文延长了观测窗口,

---

<sup>3</sup>随着时间推移分析师发布的盈余预测会受到其他分析师发布报告的影响, 进而趋同 (Barron,1998), 而本文中 `disp` 用于衡量分析师个体因为获取信息差异而产生的预测分歧, 因此选取财务报告日后 30 天首次发布的盈余预测。

以官员落马事件后三年，定义 post 为 1。

本文将前两项解释变量相乘 (connected\*post) 得到模型的第三个解释变量，也是本文重点关注的解释变量。官员落马后的关联企业，connected\*post 为 1，其他情况为 0。connected\*post 的系数 b1 表示落马之后的关联企业在分析师跟踪人数、分析师预测分歧和股价同步性方面的变化。按照假说 H1-H3，我们预测模型 (1) b1 显著为正，模型 (2) 和 (3) 的 b1 显著为负，表示官员落马之后，关联企业的分析师跟踪人数显著提高，分析师预测分歧和股价同步性显著下降。

## (2) 控制变量

本文参照已有文献在模型中控制了其他变量 Gul 等 (2010)、Piotroski 和 Roulstone (2004)。分析师跟踪和预测分歧的控制变量为企业所有权性质 (soe)，企业资产规模 (size)，第一大股东持股 (lshr1)，无形资产比例 (intangible)，资产负债率 (leverage)，企业成长性 (tobinq)，上市年数 (list)，以及行业和年度虚拟变量；股价同步性的控制变量有企业资产规模 (size)，第一大股东持股 (lshr1)，股票活跃程度 (turnover)，企业基本面 (roa)，以及行业和年度虚拟变量。

## 四、实证结果

### (一) 描述性统计

表 2 描述性统计中变量 connected 的均值为 0.54，表示在删除变量缺失样本后，研究样本中对照组的比例依然平衡。did 均值为 0.32，保证了主要解释变量不存在落马前后的关联企业和对照企业单方向的大量缺失的情况。股价同步性 (syn) 的均值为 -0.435，通过模型 (4) 得出 R2 约为 0.39，这和我 国已有的研究结果 0.41 相符 (王亚平等，2009)。这一 R2 要高于 Morck 等 (2000) 和 Jin 和 Myers (2006) 报告的绝大多数国家。第一大股东持股比例 lshr1 的均值在 39.84% 的高位，且标准差为 17%，这说明我国具有或有潜力具有政治关联的企业大多是一股独大或是股权集中度较高的企业。这符合我们的预期，基于政治联系的关系型交易需要交易双方有很强的信任，即交易只能在有特殊身份的小圈子里进行，并且需要参与者具有足够的履约能力。

另外，由于部分数据涉及年份较早，分析师盈余预测差异度 disp 数据缺失严重，增加了我们发现实证结果的难度。

### (二) 分析师跟踪

表 3 是根据模型 (1) 对假说 H1 进行的实证检验结果。可以看到，在采用 pnun、bnum 两个不同的分析师跟踪指标时，我们的主要分析变量 did: connected\*post 的系数均显著为正。这表明在控制其他变量之后，具有政商关系的企业在官员落马后的分析师跟踪数量、分析师机构数量均显著提高。同时，connected 的系数显著为负，表示官员落马前，关联企业的分析师跟踪数量、分析师机构数量均显著低于对照企业。

上述两个变量的结果符合假说 H1 的分析。在官员落马前，关联企业的公开信息披露动机较弱，更倾向于选择私有信息传递渠道。正如假说 H1 的论证过程所述，在官员落马前，关联企业的跟踪分析师面临较高的信息获取门槛，分析师在跟踪关联企业时将面对不公平



的信息环境。上述信息获取门槛和不公平信息环境限制了分析师的跟踪人数；在官员落马后，关联企业的公开信息披露动机增强，分析师的信息获取门槛下降，同时分析师也将面临更为公平的信息渠道，关联企业也将吸引更多分析师的跟踪。假说 H1 得到验证。

在控制变量方面，**size**、**tobinq**、**leverage** 都在不同的置信水平上显著。其中，**size** 的系数显著为正，规模越大的企业信息透明度越高，分析师跟踪人数也越多。**tobinq** 的系数显著为正，表示成长性越高的企业，分析师关注度越高。

### （三）分析师盈余预测分歧度

表 4 是根据模型（2）对假说 H2 进行的实证检验结果。结果显示，无论采用分析师每年首次盈余预测计算的预测分歧 **disp**，还是采用机构每年首次盈余预测计算的意见差异度指标 **disp\_a**，我们的主要分析变量 **did: connected\*post** 的变量前的系数在 5% 的水平上显著为负。这表明在官员落马后，具有政商关系的企业的分析师预测分歧显著下降。同时，**connected** 的系数显著为正，表示官员落马前，关联企业的分析师盈余预测差异比对照企业更高。

上述两个变量的结果支持假说 H2 的预测。在官员落马前，跟踪关联企业的分析师面临不同的信息来源，部分分析师会通过社会关系或利益交换方式与企业建立私有信息渠道，并反映到预测报告中，从而分析师盈余预测分歧较大。官员落马阻断了政商关系，企业改善信息环境的动机增强，分析师信息获取的门槛下降，关联企业的分析师盈余预测也更为一致。

官员落马事件前后哑变量（**post**）的系数显著为正，表示在官员落马之后，对照企业的分析师预测偏差显著提高。可能的解释是官员落马事件存在溢出效应。官员落马事件会引起公众对当地同类企业的关注，增加了对照组企业信息披露的政治成本，降低了对照组企业的信息披露动机。

在控制变量方面，**lshr1** 都在 5% 的置信水平上显著为负，表示企业的大股东持股比例与分析师盈余预测差异之间为负向关系。

### （四）企业信息环境——股价同步性

表 5 是对假说 H3 的检验，列示了模型（3）的实证结果。可以看出关联企业哑变量 **connected** 的系数显著为正，说明官员落马前，关联企业的股价同步性显著高于非关联企业，验证了本文假说的论证思路，即关联企业的信息环境更差。我们的主要分析变量 **did: connected\*post** 的系数为负，且至少在 5% 的置信水平上显著。该结果表示具有政商关系的关联企业在官员落马后的股价同步性显著下降。

综合以上实证结果，从企业信息披露的角度而言，拥有政治关联的企业凭借政商关系可以获取许多其他企业所无法触及的经济利益，而企业披露与政府之间的关系型交易信息需要承担很高的成本，企业会降低信息披露的动机，企业的信息环境较差。随着政商关系在官员落马事件中的断裂，关联企业会更依赖市场化的资源获取方式，企业将更注重自身的信息披露，关联企业的信息环境得到显著改善。假说 H3 得到验证。

在控制变量方面，变量 **lshr1** 显著为正说明企业的大股东持股比例越高的企业股价同步

性越高。资产规模对股价同步性两个方向的影响可能同时存在，因此 *size* 的系数不显著。一方面，资产规模大而更受关注的企业同时也易受宏观经济政策的影响，*size* 的系数应该为正；另一方面，资产规模越大的企业其利益相关方越多，企业的信息披露动机更强，*size* 的系数应该为负。

结合假说 H1-H3 的分析结果，我们发现官员落马事件确实会影响分析师参与关联企业信息传递的积极性和效果，以及改善企业的信息环境。

### （五）拓展检验

在此部分，本文从企业所处的正式和非正式制度环境角度对主假说进行拓展性检验。本文用企业拥有的社会关系和企业所处地区的市场化程度分别度量企业的非正式和正式制度环境。

已有大量研究表明，社会关系作为非正式制度，在中国商业社会中普遍存在。而企业的其他关系型交易同样会削弱企业的信息披露动机。同时，企业高管拥有的社会关系也是可供企业选择的潜在信息披露渠道。因为，企业的社会关系也会影响分析师的信息环境和中介角色。

参照和陈运森和谢德仁（2011）、申宇等（2016）等的研究，本文用企业高管在其校友网络中的中心度度量企业拥有的社会关系。企业高管的社会网络中心度越大，意味着企业高管在校友网络中的地位越高，企业的社会关系越强。具体而言，本文按照样本企业中心度指标的中位数将样本区分为社会关系较多的企业组（*sna*=1）和社会关系较少的企业组（*sna*=0）。按照假说 H4 的预测，官员落马对企业信息传递方式的影响应该在社会关系较少的企业组中更显著。

表 6 至表 8 列示了按照企业的社会网络中心度进行分组检验的结果。结果显示无论从股价同步性角度还是分析师盈余预测分歧的角度 *did:connected\*post* 的系数均仅在社会关系较少的企业组（*sna*=0）显著，且上述结果在不同的股价同步性和分析师盈余预测分歧度量指标下稳健，同时，分析师跟踪人数的分组检验结果并没有显著差异。上述结果意味着，高管的社会关系并不能替代分析师的信息传递作用，而高管的社会关系确实会增加企业参与关系型交易的可能性，增加分析师的信息获取门槛，降低企业的信息环境质量。因此，官员落马事件对高管社会关系较弱的企业的信息环境影响更大。假说 H4 得到验证。

中国地区间的发展不平衡，使得正式制度的完善程度在地区间存在差异。因此，在不同市场化程度下生存的企业对关系型交易模式的依赖程度也不同。参照已有文献，本文对企业所在地区按照樊纲和王小鲁（2011）<sup>4</sup>的市场化指数进行高低分组。表 9 至表 11 列示了分组回归的实证结果。

结果显示无论从股价同步性角度还是分析师盈余预测分歧角度 *did:connected\*post* 的

---

<sup>4</sup>由于樊纲和王小鲁（2011）中的市场化指数只更新到 2010 年，本文 2011 至 2013 年的 *market* 指标按照 2010 年市场化指数进行分组。

系数均仅在高市场化程度的企业组 (market=1) 下显著, 且上述结果在不同的股价同步性和分析师盈余预测分歧度量指标下稳健。同时, did:connected\*post 与跟踪上市公司的机构数量显著正相关。上述结果意味着, 制度环境能够显著影响企业的信息披露动机, 从而影响分析师的预测行为和企业的信息环境。在低市场化程度的地区, 企业会更更多地依赖关系型交易模式, 官员落马事件对分析师的信息来源差异和企业信息环境没有显著影响。假说 H5 得到验证。

此外, 本文在分析师分歧度的检验中加入分析师跟踪数量和财务报告质量 (big4, 四大审计取 1, 否则取 0) 作为控制变量, 检验结果仍然符合预期, 见表 12; 另外, 考虑到官员落马后社会公众和媒体的关注增加, 由此导致公司信息环境提升, 本文延长了观测窗口, 以官员落马事件后三年, 定义 post 为 1。表 13 和 14 的检验结果显示, 延长观测窗口, 结果仍然符合预期, 排除了社会公众媒体关注对本文的研究发现的影响。

## 五、研究结论

本文的结果帮助我们验证了企业政商关系和分析师活动以及企业信息环境之间的因果关系。由官员落马导致的企业信息披露动机的变化会显著改变分析师的跟踪和预测行为, 影响企业的信息环境。官员落马前, 关联企业的信息披露方式受制于政商关系的私密性, 会降低公开信息披露的动机, 提高分析师的信息获取门槛, 因此, 关联企业的分析师跟踪人数要显著低于对照企业, 而分析师预测偏差又显著高于对照企业, 最后表现为较差的信息环境; 官员落马后, 政商关系被切断, 企业的公开信息披露动机增强, 分析师获取关联企业信息的门槛降低, 分析师跟踪人数上升, 分析师预测分析下降, 企业信息环境得到改善。

本文的研究表明反腐能提高分析师的信息中介作用, 并改善企业的信息环境, 进一步实证了“反腐有助于资源配置”这一命题。本文研究发现说明政商关系, 尤其是基于腐败的政商关系, 削弱了分析师作为信息中介的作用, 进而对资本市场运行效率产生负面影响。因此, 从发挥资本市场资源配置效率的角度出发, 政府的反腐政策也是十分必要的。

此外, 本文有助于解释 2015 年 7 月份我国 A 股反复出现的“千股跌停”现象。各类关系型交易模式降低了企业的信息披露动机, 从而使得中国上市企业股价表现出更高的同步性特征。

表1 24位落马官员的双规情况和关联公司数量

序号	落马官员	双规日期	直接关 联公司	间接关 联公司	搜集数据省	最后一任职位
1	王有杰	20050328	1	3	河南省	河南省委常委、郑州市委书记
2	荆福生	20051011	1	3	福建省	福建省委宣传部长
3	邱晓华	20061011	0	1	北京市/安徽省	国家统计局局长
4	刘志华	20060609	2	11	北京市	北京市副市长

5	郑筱萸	20061228	1	14	北京市/浙江省	国家食品药品监督管理局局长
6	陈良宇	20060924	11	17	上海市	中央政治局委员，上海市委书记
7	杜世成	20061222	0	5	山东省	青岛市委书记
8	王武龙	20060713	0	8	江苏省	南京市委书记
9	李宝金	20060612	1	4	天津市	天津市检察院检察长
10	孙瑜	20071130	0	1	广西壮族自治区	广西人民政府副主席
11	黄松有	20081015	2	0	全国	最高人民法院副院长、二级大法官
12	王益	20080610	3	14	全国	国家开发银行原副行长、证监会副主席
13	皮黔生	20081223	2	1	天津市	天津市委常委
14	米凤君	20090303	1	6	吉林省	吉林省人大第一副主任、吉林省委常委、 长春市委书记
15	康日新	20090805	2	0	全国	中国核工业集团党组书记总经理
16	王华元	20090416	3	0	广东省/浙江省	浙江省纪委书记
17	陈绍基	20090416	0	1	广东省	广东省政协主席、省委副书记
18	李堂堂	20091015	2	0	宁夏省/陕西省	宁夏回族自治区副主席
19	张宝山	20091228	3	0	全国	中煤能源集团公司副总经理
20	许宗衡	20090608	6	0	湖南省/深圳	深圳市市长
21	刘卓志	20101225	1	0	内蒙古/吉林省	内蒙古自治区副主席
22	张家盟	20100528	1	0	浙江省	浙江省人大常委会副主任
23	田学仁	20111105	1	0	吉林省	吉林省委常委、常务副省长
24	刘志军	20110212	3	0	全国	铁道部党组书记、部长
	合计		47	89		

表 2 描述性统计

Variable	N	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
Panel A: 分析师盈余预测分歧差异和跟踪人数的主要变量								
<i>pnum</i>	980	2.053	1.419	0	0.693	2.079	3.296	4.550
<i>bnum</i>	980	1.778	1.210	0	0.693	1.792	2.833	3.871
<i>disp</i>	450	0.202	0.184	0	0.0850	0.152	0.253	1.351
<i>disp_a</i>	440	0.207	0.195	0	0.0860	0.157	0.259	1.500
<i>did</i>	980	0.322	0.468	0	0	0	1	1
<i>post</i>	980	0.610	0.488	0	0	1	1	1
<i>connected</i>	980	0.540	0.499	0	0	1	1	1
<i>soe</i>	980	0.743	0.437	0	0	1	1	1
<i>size</i>	980	21.97	1.427	19.28	21.14	21.75	22.45	27.26
<i>lshr1</i>	980	39.84	17	8.844	25.58	38.66	52.08	80.14
<i>intangible</i>	980	0.0400	0.0530	0	0.00600	0.0230	0.0510	0.278
<i>leverage</i>	980	0.503	0.198	0.0780	0.365	0.505	0.646	1.115
<i>tobinq</i>	980	1.720	1.453	0.147	0.722	1.209	2.299	7.564
<i>list</i>	980	2.200	0.561	0	1.946	2.398	2.565	3.045
Panel B: 股价同步性的主要变量								
<i>sync</i>	1047	-0.384	0.765	-3.198	-0.756	-0.292	0.0950	1.401
<i>sync_month</i>	953	0.0120	1.112	-3.610	-0.628	0.106	0.771	2.745
<i>soe</i>	1047	0.705	0.456	0	0	1	1	1
<i>size</i>	1047	21.74	1.052	19.29	21.05	21.64	22.28	27.11
<i>lshr1</i>	1047	40.89	16.89	9.090	26.82	40.01	53.59	81.82
<i>turnover</i>	1047	0.441	0.336	0.0560	0.187	0.325	0.598	1.517
<i>tobinq</i>	1047	1.554	1.289	0.145	0.711	1.111	2.026	7.094
<i>roa</i>	1047	0.0570	0.0630	-0.245	0.0320	0.0540	0.0870	0.216

表 3 假说 H1 分析师跟踪的多元线性回归检验

VARIABLES	(1) <i>pnum</i>	(2) <i>bnum</i>
<i>did:connect*post</i>	0.181** (2.13)	0.199** (2.10)
<i>post</i>	-0.069 (-1.00)	-0.102 (-1.31)
<i>connect</i>	-0.234*** (-2.85)	-0.223** (-2.23)
<i>soe</i>	-0.050 (-0.67)	-0.075 (-0.86)
<i>size</i>	0.621*** (19.95)	0.699*** (19.49)
<i>lshr1</i>	-0.001 (-0.27)	0.001 (0.43)
<i>intangible</i>	0.884 (1.42)	0.852 (1.24)
<i>leverage</i>	-0.329** (-2.08)	-0.622*** (-3.31)
<i>tobinq</i>	0.263*** (8.93)	0.251*** (7.56)
<i>list</i>	-0.227*** (-3.55)	-0.216*** (-2.76)
<i>Constant</i>	-11.820*** (-15.22)	-13.051*** (-15.81)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	980	980
<i>Adj R-squared</i>	0.613	0.627

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01

表 4 假说 H2 分析师盈余预测分歧差异的多元线性回归检验

VARIABLES	(1) <i>disp</i>	(2) <i>disp_a</i>
<i>did:connect*post</i>	-0.072** (-2.02)	-0.075* (-1.80)
<i>post</i>	0.073** (2.25)	0.075** (2.04)
<i>connect</i>	0.057* (1.85)	0.056 (1.55)
<i>soe</i>	-0.022 (-0.68)	-0.000 (-0.00)
<i>size</i>	-0.013 (-1.42)	-0.008 (-1.00)
<i>lshr1</i>	-0.002*** (-2.84)	-0.002*** (-2.85)
<i>intangible</i>	-0.207 (-1.14)	-0.279* (-1.71)
<i>leverage</i>	0.148** (2.31)	0.194** (2.41)
<i>tobinq</i>	0.003 (0.37)	-0.017 (-1.29)
<i>list</i>	0.012 (0.54)	0.024 (1.02)
<i>Constant</i>	0.367* (1.89)	0.267 (1.56)
<i>Industry&amp;Year</i>	<i>Controlled</i>	<i>Controlled</i>
<i>Observations</i>	450	440
<i>Adj R-squared</i>	0.0991	0.121

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01

表 5 假说 H3 股价同步性的多元线性回归检验

VARIABLES	(1) <i>sync</i>	(2) <i>sync_month</i>
<i>did:connected*post</i>	-0.180** (-2.06)	-0.393*** (-2.73)
<i>post</i>	0.110 (1.58)	0.186 (1.58)
<i>connected</i>	0.090 (1.34)	0.249** (2.16)
<i>soe</i>	0.042 (0.80)	-0.043 (-0.50)
<i>size</i>	-0.017 (-0.69)	-0.050 (-1.18)
<i>lshr1</i>	0.001 (1.11)	0.004* (1.70)
<i>turnover</i>	-0.007 (-0.07)	0.013 (0.08)
<i>tobinq</i>	-0.015 (-0.60)	-0.050 (-1.26)
<i>roa</i>	0.159 (0.46)	0.486 (0.79)
<i>Constant</i>	-0.388 (-0.63)	1.124 (1.07)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	1,047	953
<i>Adj R-squared</i>	0.217	0.0872

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01



表 6 分析师跟踪按照社会关系网络中心度的分组回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>pnum</i>	<i>bnum</i>	<i>pnum</i>	<i>bnum</i>
	<i>SNA=1</i>		<i>SNA=0</i>	
<i>did:connected*post</i>	-0.015 (-0.11)	0.007 (0.04)	0.266* (1.90)	0.278 (1.58)
<i>post</i>	0.037 (0.30)	0.001 (0.01)	-0.145 (-1.33)	-0.137 (-0.97)
<i>connected</i>	-0.426*** (-3.13)	-0.394** (-2.50)	-0.160 (-1.55)	-0.182 (-1.26)
<i>soe</i>	0.142 (1.09)	0.141 (1.02)	-0.192 (-1.64)	-0.273* (-1.87)
<i>size</i>	0.565*** (9.82)	0.605*** (8.87)	0.662*** (11.53)	0.770*** (9.66)
<i>lshr1</i>	-0.001 (-0.18)	0.002 (0.55)	-0.002 (-0.61)	0.001 (0.22)
<i>intangible</i>	1.650* (1.89)	2.819*** (2.89)	1.677* (1.79)	1.210 (1.11)
<i>leverage</i>	-0.317 (-1.24)	-0.539* (-1.89)	-0.496** (-2.02)	-0.749*** (-2.92)
<i>tobinq</i>	0.275*** (6.54)	0.269*** (5.28)	0.241*** (6.61)	0.253*** (5.45)
<i>list</i>	-0.100 (-1.31)	-0.043 (-0.44)	-0.373*** (-4.58)	-0.418*** (-4.38)
<i>Constant</i>	-11.627*** (-8.84)	-12.276*** (-7.68)	-12.203*** (-9.23)	-14.320*** (-8.21)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	466	466	437	437
<i>Adj R-squared</i>	0.65	0.63	0.61	0.60

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01

表 7 分析师盈余预测分歧差异按照社会关系网络中心度的分组回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>disp</i>	<i>disp_a</i>	<i>disp</i>	<i>disp_a</i>
	<i>SNA=1</i>		<i>SNA=0</i>	
<i>did:connected*post</i>	0.045 (0.37)	0.075 (0.57)	-0.158** (-2.40)	-0.181** (-2.60)
<i>post</i>	-0.045 (-0.54)	-0.055 (-0.63)	0.149** (2.39)	0.164** (2.64)
<i>connected</i>	0.030 (0.37)	0.014 (0.16)	0.114** (2.27)	0.145** (2.60)
<i>soe</i>	0.067 (0.50)	0.080 (0.57)	0.059 (1.36)	0.065 (1.51)
<i>size</i>	-0.043 (-0.95)	-0.054 (-1.15)	-0.028 (-1.10)	-0.038 (-1.58)
<i>lshr1</i>	-0.005** (-2.01)	-0.005* (-1.91)	-0.001 (-0.87)	-0.001 (-0.48)
<i>intangible</i>	-0.926 (-1.03)	-1.132 (-1.24)	-0.143 (-0.44)	-0.096 (-0.29)
<i>leverage</i>	0.343 (1.63)	0.378* (1.76)	0.220* (1.75)	0.321** (2.47)
<i>tobinq</i>	0.048 (0.77)	0.041 (0.64)	0.008 (0.40)	0.013 (0.63)
<i>list</i>	-0.077 (-0.99)	-0.076 (-0.94)	0.012 (0.32)	0.010 (0.26)
<i>Constant</i>	1.385 (1.22)	1.243 (1.36)	0.566 (1.09)	0.642 (1.29)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	210	205	163	158
<i>Adj R-squared</i>	0.0626	0.0689	0.125	0.152

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

表 8 股价同步性按照社会关系网络中心度的分组回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>sync</i>	<i>sync_month</i>	<i>sync</i>	<i>sync_month</i>
	<i>SNA=1</i>		<i>SNA=0</i>	
<i>did:connected*post</i>	-0.047 (-0.31)	0.023 (0.09)	-0.308** (-2.12)	-0.464* (-1.88)
<i>post</i>	0.059 (0.50)	-0.038 (-0.19)	0.217* (1.82)	0.228 (1.12)
<i>connected</i>	-0.182 (-1.28)	-0.065 (-0.32)	0.184 (1.40)	0.278 (1.39)
<i>soe</i>	0.039 (0.36)	-0.061 (-0.42)	0.025 (0.29)	-0.172 (-1.33)
<i>size</i>	0.004 (0.08)	-0.023 (-0.31)	-0.045 (-0.87)	-0.015 (-0.18)
<i>lshr1</i>	0.000 (0.08)	0.006* (1.68)	-0.002 (-0.56)	0.003 (0.60)
<i>turnover</i>	-0.225 (-1.15)	0.211 (0.74)	0.012 (0.08)	0.014 (0.06)
<i>tobinq</i>	-0.032 (-0.72)	-0.120 (-1.53)	-0.041 (-0.98)	-0.040 (-0.68)
<i>roaw</i>	-1.119** (-2.11)	-0.164 (-0.15)	0.697 (1.22)	0.313 (0.29)
<i>Constant</i>	0.956 (0.97)	-0.010 (-0.01)	0.398 (0.33)	0.955 (0.52)
<i>Industry&amp;Year</i>	<i>Controlled</i>	<i>Controlled</i>	<i>Controlled</i>	<i>Controlled</i>
<i>Observations</i>	332	303	393	365
<i>Adj R-squared</i>	0.271	0.0307	0.235	0.0513

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

表 9 分析师跟踪按照市场化程度的分组回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>pnum</i>	<i>bnum</i>	<i>pnum</i>	<i>bnum</i>
	<i>Market=1</i>		<i>Market=0</i>	
<i>did:connected*post</i>	0.267*	0.221	0.031	0.002
	(1.68)	(1.57)	(0.24)	(0.02)
<i>post</i>	-0.127	-0.102	0.048	0.003
	(-1.00)	(-0.95)	(0.39)	(0.02)
<i>connected</i>	-0.103	-0.076	-0.358***	-0.334***
	(-0.64)	(-0.55)	(-3.45)	(-2.70)
<i>soe</i>	-0.111	-0.089	0.027	0.059
	(-0.91)	(-0.85)	(0.29)	(0.48)
<i>size</i>	0.598***	0.521***	0.603***	0.672***
	(10.06)	(10.00)	(12.05)	(11.18)
<i>lshr1</i>	0.005	0.004	-0.003	-0.004
	(1.36)	(1.30)	(-1.02)	(-1.27)
<i>intangible</i>	0.636	0.622	0.895	1.252
	(0.73)	(0.82)	(0.78)	(1.07)
<i>leverage</i>	-0.796***	-0.656***	-0.232	-0.728***
	(-2.79)	(-2.74)	(-0.93)	(-2.66)
<i>tobinq</i>	0.227***	0.196***	0.247***	0.214***
	(5.06)	(5.24)	(5.80)	(4.83)
<i>list</i>	-0.185	-0.169*	-0.254***	-0.263**
	(-1.65)	(-1.77)	(-3.07)	(-2.56)
<i>Constant</i>	-10.850***	-9.602***	-11.305***	-12.256***
	(-7.85)	(-8.04)	(-9.49)	(-8.27)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	492	492	488	488
<i>Adj R-squared</i>	0.615	0.593	0.585	0.569

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01

表 10 分析师盈余预测分歧差异按照市场化程度的分组回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>disp</i>	<i>disp_a</i>	<i>disp</i>	<i>disp_a</i>
	<i>Market=1</i>		<i>Market=0</i>	
<i>did:connected*post</i>	-0.122**	-0.125**	-0.081	-0.046
	(-2.16)	(-2.15)	(-0.55)	(-0.30)
<i>post</i>	0.093	0.103	0.041	0.022
	(1.51)	(1.57)	(0.69)	(0.34)
<i>connected</i>	0.074*	0.072	0.004	-0.023
	(1.69)	(1.59)	(0.05)	(-0.23)
<i>soe</i>	-0.064	-0.055	0.219*	0.232*
	(-1.30)	(-1.16)	(1.80)	(1.71)
<i>size</i>	-0.006	-0.016	-0.009	-0.015
	(-0.46)	(-1.10)	(-0.39)	(-0.66)
<i>lshr1</i>	-0.002*	-0.002*	-0.002	-0.002
	(-1.96)	(-1.85)	(-0.57)	(-0.60)
<i>intangible</i>	-0.104	-0.134	-0.444	-0.591
	(-0.30)	(-0.36)	(-0.79)	(-1.07)
<i>leverage</i>	0.202**	0.224**	0.251	0.286
	(2.14)	(2.24)	(1.27)	(1.38)
<i>tobinq</i>	-0.005	-0.002	-0.122	-0.118
	(-0.25)	(-0.09)	(-1.27)	(-1.24)
<i>list</i>	0.027	0.024	-0.077	-0.082
	(0.81)	(0.65)	(-0.82)	(-0.78)
<i>Constant</i>	0.200	0.390	0.467	0.617
	(0.80)	(1.52)	(0.88)	(1.08)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	211	207	239	233
<i>Adj R-squared</i>	0.121	0.144	0.0864	0.0856

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01

表 11 股价同步性按照市场化程度的分组回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>sync</i>	<i>sync_month</i>	<i>sync</i>	<i>sync_month</i>
	<i>Market=1</i>		<i>Market=0</i>	
<i>did:connected*post</i>	-0.198*	-0.470**	-0.181	-0.300
	(-1.70)	(-2.08)	(-1.23)	(-1.55)
<i>post</i>	0.036	0.216	0.157	0.206
	(0.38)	(1.29)	(1.42)	(1.18)
<i>connected</i>	0.159	0.409**	0.055	0.077
	(1.52)	(2.45)	(0.43)	(0.44)
<i>soe</i>	0.100	-0.007	-0.038	-0.074
	(1.30)	(-0.06)	(-0.37)	(-0.60)
<i>size</i>	-0.005	-0.058	-0.048	-0.044
	(-0.10)	(-0.79)	(-1.02)	(-0.66)
<i>lshr1</i>	0.000	0.002	0.003	0.007*
	(0.04)	(0.58)	(1.04)	(1.85)
<i>turnover</i>	-0.053	-0.356	0.044	0.307
	(-0.35)	(-1.28)	(0.24)	(1.47)
<i>tobinq</i>	-0.063	-0.070	-0.001	-0.047
	(-1.55)	(-0.89)	(-0.02)	(-0.91)
<i>roa</i>	-0.182	-0.098	0.444	0.566
	(-0.34)	(-0.09)	(0.77)	(0.66)
<i>Constant</i>	0.457	2.897	0.717	1.120
	(0.36)	(1.38)	(0.66)	(0.74)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	499	456	548	497
<i>Adj R-squared</i>	0.281	0.0691	0.167	0.104

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01

表 12 补充检验一

VARIABLES	(1) disp	(2) disp_a
<i>did:connect*post</i>	-0.062* (-1.76)	-0.063* (-1.68)
<i>post</i>	0.068** (2.16)	0.078** (2.15)
<i>connect</i>	0.047 (1.54)	0.049 (1.36)
<i>soe</i>	-0.022 (-0.67)	0.003 (0.09)
<i>size</i>	0.013 (1.22)	0.018* (1.85)
<i>lshr1</i>	-0.002*** (-3.10)	-0.003*** (-3.34)
<i>intangible</i>	-0.142 (-0.78)	-0.208 (-1.24)
<i>leverage</i>	0.113* (1.72)	0.166** (2.13)
<i>tobinq</i>	0.011 (1.51)	-0.063*** (-3.69)
<i>pnum</i>	-0.041*** (-2.94)	-0.032** (-2.29)
<i>big4</i>	-0.045 (-1.60)	-0.019 (-0.81)
<i>list</i>	0.010 (0.50)	0.015 (0.65)
<i>Constant</i>	-0.112 (-0.48)	-0.033 (-0.18)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	450	440
<i>Adj R-squared</i>	0.118	0.0987

注：回归系数下的括号内是经过异方差调整和落马官员层面聚类处理的 t 值；多元线性回归时已经控制了行业和年份的影响；\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01

表 13 补充检验二

VARIABLES	(1) disp	(2) disp_a	(3) pnum	(4) bnum
<i>did:connect*post</i>	-0.074** (-2.15)	-0.063* (-1.71)	0.129* (1.67)	0.147* (1.67)
<i>post</i>	0.078** (2.35)	0.073* (1.94)	-0.019 (-0.29)	-0.034 (-0.46)
<i>connect</i>	0.058** (2.05)	0.054* (1.76)	-0.183** (-2.45)	-0.171* (-1.87)
<i>soe</i>	-0.021 (-0.62)	-0.019 (-0.53)	-0.060 (-0.85)	-0.073 (-0.91)
<i>size</i>	-0.014 (-1.56)	-0.020** (-2.00)	0.603*** (20.51)	0.674*** (20.29)
<i>lshr1</i>	-0.002** (-2.58)	-0.002** (-2.49)	-0.000 (-0.18)	0.002 (0.73)
<i>intangible</i>	-0.206 (-1.23)	-0.263 (-1.40)	0.828 (1.49)	0.870 (1.45)
<i>leverage</i>	0.159** (2.39)	0.214*** (2.86)	-0.371** (-2.54)	-0.627*** (-3.65)
<i>tobinq</i>	0.004 (0.34)	0.006 (0.53)	0.258*** (9.29)	0.245*** (7.75)
<i>list</i>	0.011 (0.52)	0.013 (0.56)	-0.242*** (-4.23)	-0.239*** (-3.48)
<i>Constant</i>	0.410** (1.99)	0.500** (2.27)	-11.901*** (-15.57)	-13.031*** (-15.34)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	531	523	1288	1288
<i>Adj R-squared</i>	0.118	0.154	0.606	0.637



表 14 补充检验三

VARIABLES	(1) sync	(2) sync_month
<i>did:connect*post</i>	-0.129 (-1.57)	-0.230* (-1.74)
<i>post</i>	0.097 (1.51)	0.128 (1.20)
<i>connect</i>	0.059 (0.82)	0.165* (1.69)
<i>soe</i>	-0.005 (-0.09)	0.014 (0.17)
<i>size</i>	0.099*** (2.85)	0.005 (0.13)
<i>lshr1</i>	-0.000 (-0.03)	0.002 (1.10)
<i>turnover</i>	-0.023 (-0.24)	-0.183 (-1.15)
<i>tobinq</i>	-0.042 (-1.31)	0.038 (0.79)
<i>roaw</i>	-0.116 (-0.35)	-0.054 (-0.10)
<i>Constant</i>	-1.990*** (-2.73)	-0.401 (-0.46)
<i>Industry&amp;Year</i>	Controlled	Controlled
<i>Observations</i>	1336	1327
<i>Adj R-squared</i>	0.212	0.0860

附录 1：变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量		
分析师跟踪	<i>pnum</i>	当期跟踪的分析师数量自然对数
	<i>bnum</i>	当期跟踪的机构数量自然对数
分析师预测分歧	<i>disp</i>	年报日后 30 天内企业所有跟踪分析师首次预测的离散度
	<i>disp_a</i>	年报日后 30 天内企业所有跟踪事务所首次预测的离散度
股价同步性	<i>sync</i>	根据当年日收益率计算的股价同步性
	<i>sync_month</i>	根据当年月收益率计算的股价同步性
主要解释变量		
关联企业	<i>connected</i>	政商关联哑变量，关联企业取 1，对照企业取 0
官员落马	<i>post</i>	官员落马哑变量，落马前两年取 0，落马后两年取 1
双重差分	<i>did</i>	交乘项 <i>connected* post</i>
控制变量		
企业性质	<i>soe</i>	虚拟变量，最终控制权为国有企业为 1，否则为 0
企业资产规模	<i>size</i>	总资产的自然对数
大股东持股比例	<i>lshr1</i>	第一大股东的持股比例
无形资产比例	<i>intangible</i>	当期无形资产占总资产的比例
财务杠杆	<i>leverage</i>	当期企业负债除以总资产
账面市值比	<i>tobinq</i>	当期总市值除以总资产
上市时间	<i>list</i>	已上市年数的自然对数
股票活跃度	<i>turnover</i>	股票的年平均换手率
盈利能力	<i>ROA</i>	息税前利润 ( <i>EBIT</i> ) 除以期末总资产
行业虚拟变量	<i>Industry</i>	按照 2012 年中国证监会的行业分类标准
年度虚拟变量	<i>Year</i>	
分组变量		
社会关系	<i>SNA</i>	根据高管之间同学关系构建的社会网络计算程度中心度 ( <i>Degree Centrality</i> )、中介中心度 ( <i>Betweenness Centrality</i> )、接近中心度 ( <i>Closeness Centrality</i> ) 和特征向量 ( <i>Eigenvector</i> ) 四个指标的百分位排序均值进行分组，高于均值取 1，否则为 1.
市场化程度	<i>Market</i>	基于樊纲、王小鲁和朱恒鹏 <sup>[27]</sup> 提供了 2011 年以前的各省份市场化指数，如果企业所在省份的市场化指数高于年度均值取 1，否则取 0。由于 2011 年-2013 年的数据缺失，本文参照罗党论等 (2016)，李慧云和刘镡 (2016) 的做法用 2010 年的市场化指数计算 2011 年及以后年度的 <i>Market</i> 哑变量。

---

## 参考文献

- [1]Williamson O E. Transaction-cost economics: the governance of contractual relations[J]. The Journal of Law & Economics, 1979,2:233-261.
- [2]陈运森, 谢德仁. 网络位置、独立董事治理与投资效率[J]. 管理世界, 2011(07):113-127.
- [3]杜兴强, 曾泉, 杜颖洁. 政治联系的独立董事有助于中国民营上市公司涉入高壁垒行业吗? [J]. 中国会计与财务研究, 2014,16(4):90-146.
- [4]饶品贵, 岳衡, 罗炜. 投资银行政治联系与公司增发[J]. 金融研究, 2013(8):165-179.
- [5]申宇, 赵静梅, 何欣. 校友关系网络、基金投资业绩与“小圈子”效应[J]. 经济学(季刊), 2016(01):403-428.
- [6]吴文锋, 吴冲锋, 芮萌. 中国上市公司高管的政府背景与税收优惠[J]. 管理世界, 2009(03):134-142.
- [7]余明桂, 回雅甫, 潘红波. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J]. 经济研究, 2010(03):65-77.
- [8]樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 经济科学出版社, 2011: 427.
- [9]李慧云, 刘颖. 市场化进程、自愿性信息披露和权益资本成本[J]. 会计研究, 2016(01):71-78.
- [10]李增泉. 所有权结构与股票价格的同步性——来自中国股票市场的证据[J]. 中国会计与财务研究, 2005,7(3):57-100.
- [11]罗党论, 廖俊平, 王珏. 地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2016(05):130-142.
- [12]宋乐, 张然. 上市公司高管证券背景影响分析师预测吗?[J]. 金融研究, 2010(06):112-123.
- [13]唐松, 胡威, 孙铮. 政治关系、制度环境与股票价格的信息含量——来自我国民营上市公司股价同步性的经验证据[J]. 金融研究, 2011(07):182-195.
- [14]王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性[J]. 金融研究, 2009(12):162-174.
- [15]赵良玉, 李增泉, 刘军霞. 管理层偏好、投资评级乐观性与私有信息获取[J]. 管理世界, 2013(04):33-45.
- [16]朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究, 2007(02A):110-121.
- [17]Amihud Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002,1:31-56.
- [18]Cai Y, Sevilir M. Board connections and M&A transactions[J]. Journal of Financial Economics, 2012,2:327-349.

- 
- [19]Chaney P K, Faccio M, Parsley D. The quality of accounting information in politically connected firms[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011,1:58-76.
- [20]Chen S, Matsumoto D A. Favorable versus unfavorable recommendations: The impact on analyst access to management-provided information[J]. *Journal of Accounting Research*, 2006,4:657-689.
- [21]Chen C J P, Ding Y, Kim C F. High-level politically connected firms, corruption, and analyst forecast accuracy around the world[J]. *Journal of International Business Studies*, 2010, 41(9): 1505-1524.
- [22]Clement M B. Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1999,3:285-303.
- [23]Cohen L, Frazzini A, Malloy C. Sell-side school ties[J]. *The Journal of Finance*, 2010,4:1409-1437.
- [24]El-Khatib R, Fogel K, Jandik T. CEO network centrality and merger performance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015,2:349-382.
- [25]Faccio M. Politically connected firms[J]. *The American Economic Review*, 2006,1:369-386.
- [26]Fan J P, Wong T J, Zhang T. Politically connected CEOs, corporate governance, and Post-IPO performance of China's newly partially privatized firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007,2:330-357.
- [27]Fan J P, Rui O M, Zhao M. Public governance and corporate finance: Evidence from corruption cases[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2008,3:343-364.
- [28]Fan J P H, Guan F, Li Z, Yang Y G. Relationship Networks and Earnings Informativeness: Evidence from Corruption Cases[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2014,7-8:831-866.
- [29]Gul F A, Kim J, Qiu A A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010,3:425-442.
- [30]Healy P M, Hutton A P, Palepu K G. Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure\*[J]. *Contemporary Accounting Research*, 1999,3:485-520.
- [31]Javakhadze D, Ferris S P, French D W. Social capital, investments, and external financing[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016:38-55.
- [32]Jin L, Myers S C. R<sup>2</sup> around the world: New theory and new tests[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006,2:257-292.
- [33]Klein B, Leffler K. Non-governmental enforcement of contracts: the role of market forces in assuring quality[J]. *Journal of Political Economy*, 1981,4:615-641.
- [34]Lang M H, Lundholm R J. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior[J]. *The Accounting Review*, 1996,4:467-492.
- [35]Leuz C, Verrecchia R E. The economic consequences of increased disclosure (digest summary)[J]. *Journal of Accounting Research*, 2000:91-124.

- 
- [36]Mayew W J. Evidence of management discrimination among analysts during earnings conference calls[J]. *Journal of Accounting Research*, 2008,3:627-659.
- [37]Merton R C. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information[J]. *The Journal of Finance*, 1987,3:483-510.
- [38]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*, 2000,1:215-260.
- [39]Petersen M A. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. *Review of Financial Studies*, 2009,1:435-480.
- [40]Piotroski J D, Zhang T. Politicians and the IPO decision: The impact of impending political promotions on IPO activity in China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014,1:111-136.
- [41]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]. *Accounting Review*, 2004,4:1119-1151.
- [42]Roulstone D T. Analyst following and market liquidity\*[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2003,3:552-578.
- [43]Williamson O E. Credible Commitments: Using Hostages to Support Exchange[J]. *The American Economic Review*, 1983,4:519-540.

## **Political Connection and the Information Environment: Evidence from China**

GUAN feng<sup>1</sup>, WANG Jun-jie<sup>2</sup>, ZHANG Gui-qiao<sup>3</sup>

(1. Institute of Accounting, Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, Shanghai 201620; 2. School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433; 3. Business Administration Postdoctoral Station, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433)

**Abstract:** This paper examines the casual effect of political connection on information environment with a quasi-natural experiment. Using a sample of firms that were connected with high-level Chinese bureaucrats involved in corruption scandals between 2005 and 2011, compared with their unconnected matching firms, we examine the patterns in the dispersion in analysts' earnings forecasts, the number of analyst coverage and the stock price synchronicity of these firms before and after the exogenous break of the networks. Empirical results show that the number of analyst coverage increase after the business-politics relationships break, the dispersion in analysts' earnings forecasts decrease, and stock price synchronicity also decrease for connected firms compared to matching firms after

---

breaking the political relationship. This paper's opinion is that political connection causes high information disclosure cost, connected firms may disclose information through a related analyst, analysts face an unfair information environment which makes a firm's information environment worse. The effect of external shock may be influenced by a firm's formal and informal institutional environment. Additional tests show that the results above are mainly in firms with less social ties and firms located in more marketized district. Also, these results are robust when using different measure. This paper contributes to the literature by figure out causal relationship between firm's political connection and information environment.

**Key words:** business-politics relationship; dispersion in analysts' earnings forecasts; stock price synchronicity

**作者简介:** 官峰 (1982-), 男, 上海立信会计金融学院会计研究院讲师, 管理学博士;

王俊杰 (1987-), 男, 上海财经大学会计学院博士研究生 (通讯作者);

章贵桥 (1976-), 男, 上海财经大学工商管理博士后流动工作站, 管理学博士.