非执行董事对股价同步性的影响研究

彭博 王满 朱安伦

摘要：股价同步性是衡量资本市场定价效率的重要指标，探寻降低股价同步性的办法也是我国资本市场建设工作的重点之一。本文选取2008~2017年我国沪深两市A股上市公司为研究对象，尝试检验非执行董事对股价同步性的影响。研究发现：非执行董事能够降低股价同步性；非执行董事的财务背景、制衡度较高的股权结构以及较低的分析师跟踪度会增强非执行董事对股价同步性的降低作用。进一步研究表明：会计稳健性在非执行董事与股价同步性之间起部分中介作用，并且在排除“噪音”影响后，非执行董事对股价同步性的降低作用依然成立。本文的研究有助于理解非执行董事在资本市场所发挥的作用，丰富非执行董事治理机制的相关文献。

关键词：股价同步性；非执行董事；股权制衡度；分析师跟踪

中图分类号：F275 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2020)03-0024-15

一、引言

股价同步性刻画的是个股股价波动受到市场平均股价波动影响的程度，代表个股收益与市场整体收益的关联性，关联性越高，反映出个股股价中融入的公司特有信息越少，反之则意味着股价中融入的公司特有信息越多。因此股价同步性是衡量上市公司在资本市场定价效率的重要指标(朱红军等, 2007)。资本市场通过资源配置为经济的高质量发展提供巨大帮助，然而只有在股票价格充分反映公司特质信息的前提下，金融市场才能发挥合理配置资源的能力，进而服务于实体经济(伊志宏等, 2019)。所以，如何降低股价同步性是实务界和学术界都迫切关注的热点问题。已有研究发现，企业内外部信息不对称问题加重是导致股价同步性上升的根本原因(Jin和Myers, 2006; Hutton等,

2009)，外部因素如政策扶持(陈冬华和姚振晔, 2018)、媒体报道(黄俊和郭照蕊, 2014)、分析师(朱红军等, 2007)、机构投资者(Piotroski和Roulstone, 2004)会影响股价同步性，内部因素如盈余质量(沈华玉等, 2017)、社会责任报告(王艳艳等, 2014)、内控审计报告(方红星和楚有为, 2018)、内部人交易(Piotroski和Roulstone, 2004)会影响股价同步性，以上研究对于理解股价同步性的形成机制具有一定参考意义。

董事会是现代公司治理中的重要组成部分。从组成结构上来看，可以将董事类别划分为执行董事、非执行董事和独立董事。由于执行董事同时也在管理层任职，仅靠自律难以杜绝委托代理问题的产生，所以独立董事和非执行董事是缓解委托代理问题的主力军。然而，独立董事一方面多由管理层提名，在实际监督时缺乏足够的独立性，另

收稿日期：2020-04-09

基金项目：国家社会科学基金项目(19BGL066)

作者简介：彭 博，东北财经大学会计学院博士生；

王 满，东北财经大学会计学院/中国内部控制研究中心教授，博士生导师；

朱安伦，东北财经大学会计学院硕士研究生。

一方面与管理层之间存在信息不对称,很难对管理层进行充分而全面的监督,所以独立董事的治理作用有一定的局限性(叶康涛等,2011;祝继高等,2015)。在这样的背景下,非执行董事能够产生怎样的治理效果则是一个值得讨论的问题。

既有的非执行董事研究已经从盈余管理(陆正飞和胡诗阳,2015)、投资效率(胡诗阳和陆正飞,2015)、企业技术创新(陈险峰等,2019)、高管薪酬(王敏等,2017;赵健梅等,2017)等非执行董事对企业自身行为影响的视角考察了非执行董事的监督治理作用,却鲜有文献从企业在资本市场表现的角度进行讨论。因此本文选取股价同步性这一资本市场表现的重要指标,考察非执行董事如何影响股价同步性。从信息披露质量角度而言,具有财务背景的非执行董事可以通过其专业优势,对管理层经营决策的事前和事中信息披露行为进行专业监督。从代理成本角度而言,制衡程度较高的股权机构可以督促非执行董事更加尽职尽责地进行监督。从信息传递角度而言,分析师是资本市场中重要的信息加工者和传递者,能够深入地收集和解读公司的特有信息,影响企业的信息环境。

基于上述分析,本文试图回答以下几个问题:第一,非执行董事是否会降低企业的股价同步性;第二,非执行董事是否具有财务背景,对股价同步性影响的差异;第三,不同股权结构下,非执行董事对股价同步性影响的差异;第四,不同分析师跟踪度下,非执行董事对股价同步性影响的差异。

本文可能的理论贡献有:(1)已有文献发现非执行董事能够提高公司信息披露质量,本文研究发现非执行董事也能够通过降低股价同步性的方式实现资本市场定价效率的提升,由此拓展了非执行董事对资本市场表现影响方面的研究;(2)本文以非执行董事为切入点,对股价同步性影响因素的相关文献进行了有益补充,并具体分析了非执行董事对股价同步性的作用路径,有助于深化理解二者关系的内在机理;(3)探讨不同情形下非执行董事对股价同步性降低作用存在的差异,可以为非执行董事对股价同步性作用效果的考察提供一定理论参考,同时也为具体环境下公司治理的改善提供思路。

二、理论分析与研究假设

(一)非执行董事与股价同步性

股价同步性体现了股价中融入公司特有信息的程度,是衡量上市公司在资本市场定价效率的重要指标(朱红军等,2008)。股价同步性越高,个股股价中融入的公司特有

信息越少,反之则意味个股股价中融入的公司特有信息越多。可见,企业内外部的信息不对称问题加重是导致股价同步性上升的根本原因(Jin和Myers,2006;Hutton等,2009)。出现信息不对称的一个重要原因是管理层与股东的利益目标不一致,管理层在自利动机下可能会对信息披露进行人为操纵,由此增加资本市场对公司特有信息的获取难度,从而导致股价中只能反映市场中的公有信息,产生较高的股价同步性。因此,加强对管理层信息披露行为的监督和约束可以缓解企业内外部信息不对称问题,从而降低股价同步性(Bushman等,2004;侯宇和叶冬艳,2008)。

董事会是股东与管理层连接交流的枢纽,是公司治理的核心机制。有效运转的董事会能够充分对管理层的日常经营活动进行监督,缓解信息不对称问题并减少代理成本(Fama和Jensen,1983)。我国的董事会通常由三部分组成,分别是执行董事、非执行董事和独立董事。执行董事在企业中担任管理者,是参与公司日常经营决策的董事,代表的是公司管理层的利益。独立董事既不代表股东也不在公司管理层任职,而且与公司管理层不存在重要业务往来,是对公司的重要事项作出独立判断的董事。非执行董事则由公司的大股东或重要股东委任,与管理层相互独立,代表的是背后股东的利益(陆正飞和胡诗阳,2015)。由于执行董事是在管理层任职的董事,如果仅靠自律难以杜绝代理问题的产生,所以独立董事和非执行董事是缓解委托代理问题的主力军。

我国现有的独立董事制度,实际治理效果还有待提升(辛清泉等,2013)。一方面独立董事多由管理层提名,为了争取连任或在其他董事会获取席位,通常不会以“挑事者”形象示人,导致实际监督时缺乏足够的独立性,另一方面由于其与管理层之间存在信息不对称,很难对管理层进行充分而全面的监督,所以独立董事的治理作用有一定的局限性(Hwang和Kim,2009;叶康涛等,2011;祝继高等,2015)。在这种情况下,非执行董事对管理层的监督效果就更加凸显。

根据Grossman和Stiglitz(1980)的模型预测,良好的公司治理有助于投资者更好地预测知情交易中成本收益权衡的结果,以此促使公司特有信息更多融入股价中。所以,非执行董事可以通过对公司治理优化边际作用,提升股价的信息效率,实现股价同步性的下降。首先,非执行董事可能是大股东或二股东等委派的全职监督人员,或者本身就是上市公司主要股东之一。因此,非执行董事接触公司时间更长,对于公司的具体情况也更了解,和管理层之

间的信息不对称程度更低(陆正飞和胡诗阳, 2015), 其知情交易的信息含量也更大(Fishman和Hagerty, 1992)。其次, 非执行董事参与治理有助于否决董事会会议中不利于股东的信息披露决策, 从而对管理层的信息操纵行为施加约束, 以此优化公司治理水平, 提高私有信息的披露质量, 并且降低获取公司层面信息的难度和成本(Karamanouand和Vafeas, 2005)。最后, 由于非执行董事能够改善公司治理水平, 而公司治理水平越高的企业通常面临较为活跃的控制权市场, 所以更容易发生兼并收购事件(Ambrose和Megginson, 1992)。并购事件可能会给投资者带来丰富的套利机会, 所以此类公司会刺激投资者更加积极地收集特有信息(Ferreira和Matos, 2008)。基于上述分析, 本文认为非执行董事可以有效监督管理层的信息披露行为, 改善企业的信息环境, 促使公司股价中包含更多公司特有信息, 增强企业内外部的信息对称, 从而降低股价同步性。由此提出假设1。

H1: 非执行董事对股价同步性具有降低作用。

(二) 财务背景非执行董事对股价同步性的影响

非执行董事参与公司治理的效果不仅体现在其不受管理层约束的独立性方面, 还可能通过其专业性方面的能力来发挥高质量的信息监督作用。在实际运营中, 公司委任具有财务背景的非执行董事不仅仅是为了满足外部利益相关者的预期, 更多是由于具有改善公司治理的需要。盈余信息是财务报告公开披露信息中最受投资者关注的, 也是市场中资源配置的风向标(Ball和Brown, 1968)。盈余信息体现了企业近期的经营状况, 是股东衡量管理者尽职程度的重要考核标准, 也是投资者关注的最重要内容之一。管理者可能会自主选择在不同的会计年度进行盈余平滑, 或者通过控制真实业务, 采取更加隐蔽的真实盈余管理方式而隐藏不利信息, 这就导致普通人员很难通过财务报告察觉到管理者的信息操纵行为。只有具备较为专业的知识结构和较为丰富的经验技能, 能够充分了解会计的基本原则和要求, 熟悉编制财务报告的各个环节, 掌握会计处理的各种方式, 才有能力发现财务报告中的潜在问题。相比于其他专业背景的非执行董事, 具有财务背景的非执行董事则能够凭借其专业知识和经验识别出各种复杂的信息操纵手段。所以, 财务背景的非执行董事能够对管理层的信息生产和加工过程实施更有效的监督, 从而提升财务信息质量。

此外, 具有财务背景的非执行董事可以凭借自身专业优势拓宽财务信息的获取渠道, 从而发挥更强的监督作用。Tang等(2013)、吴溪等(2015)认为, 具有财务专长的非执

董事可以对企业内部人的违规行为进行长期监督, 而且可以与外部审计师形成良好的合作关系, 及时发现和制止有损企业价值的行为。

具有财务背景的非执行董事有利于强化对管理层的制约和监督, 保证公司的财务信息在适当的时间, 以正确的形式提供给信息使用者, 从而降低股价同步性。由此提出假设2。

H2: 非执行董事中具有财务背景的董事比例越高, 对股价同步性的降低作用越明显。

(三) 不同股权制衡度下非执行董事对股价同步性的影响

不同的股权结构会决定不同的治理结构, 并最终影响企业的经营管理、财务决策以及治理效果(姜付秀等, 2018; 杨兴全和尹兴强, 2018)。股权制衡度体现了公司的各大股东之间博弈的情况, 关系到大股东的权利分配以及董事会中非执行董事的话语权。所以, 在不同的股权制衡度情形下, 非执行董事的监督效果就会存在差异。高度集中的股权结构下, 大股东可能通过选取听话的管理层进而操纵信息披露, 损害中小股东利益, 在缓解第一类代理问题的同时加剧了第二类代理问题, 导致非执行董事依然无法提升企业信息披露质量。相反, 当股权结构较为分散时, 非执行董事作为大股东和重要股东的代理人, 其义务和权利也会受到其他中小股东的共同监督, 多重外部压力更能够激发非执行董事进行认真履职, 从而积极地监督管理层信息披露, 提升治理水平。Attig等(2008)发现如果股权制衡度较高, 中小股东的利益越有保障。陈德萍和陈永圣(2011)发现, 较高的股权制衡度能够提升公司治理水平, 当多数重要股东都能够参与到公司治理中时, 管理层将会受到多重监督。陆正飞和胡诗阳(2015)发现在股权制衡度较高的情形下, 非执行董事对盈余平滑的抑制作用更为明显。综上所述, 较高的股权制衡度有助于非执行董事更好地发挥信息治理作用, 改善企业信息环境, 促进股价中融入更多公司特有信息, 实现股价同步性的降低。由此提出假设3。

H3: 非执行董事对股价同步性的降低作用在股权制衡度较高的企业中更明显。

(四) 不同分析师跟踪度下非执行董事对股价同步性的影响

资本市场从本质上而言是信息的市场, 公司特有信息进入到股价中的过程可以分解为管理层披露信息、市场信息中介传递信息以及投资者依据信息进行反应三个步骤(李志生等, 2017)。管理层能够直接触发和披露公司特有

信息,并在一定程度上控制这些信息融入到股价中,通过这样的过程来实现管理层与投资者之间的信息传递。而分析师作为市场中重要的信息中介,可以通过自身的专业知识和信息解读能力来帮助投资者获得公司特有信息(Huang等,2017),在缓解公司内外部信息不对称的过程中,无形中也给企业管理层施加了压力。已有研究表明,较高的分析师跟踪度可以减少企业的盈余操控行为(Degeorge等,2013),抑制有可能损害价值的并购行为(Cheng等,2016)。此外,由于投资者趋利避害的天性,更倾向于对信息进行反复确认,相比于上市公司所披露信息中的自我评价,普通投资者认为分析师研报中的评价可信度更高,所以会更多以分析师研报为途径获取信息。因此可以预期,企业有较多的分析师跟踪时,非执行董事对信息披露的促进作用体现得不会很明显,如果跟踪企业的分析师较少,投资者通过分析师研报获取的信息较为有限,则非执行董事通过对管理层信息披露行为进行监督有利于释放更多公司特有信息,所以非执行董事对公司特有信息融入股价的促进作用更为显著。由此提出假设4。

H4:非执行董事对股价同步性的降低作用在分析师跟踪度较低的企业中更明显。

三、研究设计

(一)模型设定

参考已有文献的研究,设置模型(1)来对本文提出的假设进行多元回归检验:

$$Sync_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Ned_{i,t} + \sum Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中, $Sync_{i,t}$ 为被解释变量股价同步性; $Ned_{i,t}$ 为解释变量非执行董事比例; $\sum Controls$ 为控制变量,包括企业层面的控制变量以及年度和行业的固定效应。预期系数 α_1 显著为负,表明非执行董事比例越高,公司股价同步性越低。

(二)变量定义

1.股价同步性

股价同步性(Sync)为本文的被解释变量,参考Jin和Myers(2006)、Hutton等(2009)的方法,本文首先使用加入行业因素的资本资产定价模型计算拟合优度 $R_{i,t}^2$,然后进行对数转化以满足变量正态分布的要求。具体计算过程如模型(2)、(3)所示:

$$Ret_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ret_{M,t} + \beta_2 Ret_{I,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Sync_{i,t} = LN\left(\frac{1-R_{i,t}^2}{R_{i,t}^2}\right) \quad (3)$$

模型(2)中, $Ret_{i,t}$ 为个股i第t周的收益率; $Ret_{M,t}$ 为第

t周市场的综合收益率, $Ret_{I,t}$ 为个股所属行业第t周的行业加权平均收益率。模型所获得的拟合优度 $R_{i,t}^2$ 代表市场和行业收益对个股收益的解释能力,如果个股随市场和行业收益的联动效应越强,则 $R_{i,t}^2$ 取值越大。接下来按照模型(3)的方式进行对数转换可以得到股价同步性($Sync_{i,t}$),该变量取值越大代表个股的股价同步性越高。

2.非执行董事

非执行董事是本文的解释变量,作为董事会中的重要力量,非执行董事在董事会中的占比可以直接体现其在董事会中的地位,从而影响其所发挥的监督作用。借鉴陆正飞和胡诗阳(2015)的方法,本文以非执行董事人数占董事会总人数之比($Ned_{i,t}$)进行度量。以国泰安CSMAR数据库中“董监高个人特征文件”为基础,通过分析和识别提取出非执行董事人数。

3.调节变量

本文分别选取非执行董事中是否具有财务背景、公司股权制衡度以及分析师跟踪度作为调节变量。其中,非执行董事的财务背景(Ne_Fin)用曾经从事过财务工作的非执行董事人数占非执行董事总人数之比来衡量;公司股权制衡度(Ec)用公司第二到第十位股东持股比例总和与第一大股东持股比例来衡量;分析师跟踪度($Analyst$)用对第i家公司第t期进行关注和发布业绩预测的证券分析师人数取对数来表示。

4.控制变量

根据已有文献,本文控制了企业规模(Size,期初总资产的自然对数);财务杠杆(Lev,期初总负债/期初总资产);上市年龄(Age,公司上市年限的自然对数);企业成长性(Growth,当期营业收入增量除以上期营业收入);盈利能力(Roa,净利润/期初总资产);两职合一(Dual,董事长和总经理为同一人取1,否则为0);第一大股东持股比例(Largest,第一大股东持股数量占总股本的百分比);股票换手率(Turnover,月换手率的年平均值);审计师性质(Big4,审计师若是“四大”取1,否则取0);产权性质(Soe,国有企业为1,否则为0)等变量。另外还控制了行业(Ind)和年度(Year)的固定效应。

主要变量定义详见表1。

(三)数据来源与样本选择

考虑到国泰安CSMAR数据库中自2008年开始较为系统地披露非执行董事相关数据,本文的样本采集期间为2008~2017年。在得到初始样本后,本文对其进行了如下整理:(1)剔除金融业上市公司样本;(2)剔除数据采集期间ST或*ST的上市公司样本;(3)剔除IPO当年的公司

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量解释
被解释变量	股价同步性	Sync	对个股R ² 指标进行对数化处理
解释变量	非执行董事比例	Ned	取自国泰安CSMAR数据库中“董监高个人特征文件”
调节变量	非执行董事中财务董事比例	Ne_Fin	非执行董事中财务董事人数除以非执行董事人数
	股权制衡度	Ec	第二至第十大股东持股比例之和与第一大股东持股比例之比
	分析师跟踪度	Analyst	ln(1+发布业绩预测的证券分析师人数总和)
控制变量	企业规模	Size	ln(期初总资产)
	财务杠杆	Lev	期初总负债/期初总资产
	上市年龄	Age	ln(当年年份-上市年份)
	企业成长性	Growth	当期营业收入增量/上期营业收入
	盈利能力	Roa	净利润/期初总资产
	董事会规模	Board	董事会总人数
	两职合一	Dual	若董事长和总经理为同一人取1, 否则为0
	第一大股东持股比例	Largest	第一大股东持股数量/总股本
	股票换手率	Turnover	月换手率的年平均均值
	审计师性质	Big4	审计师若是“四大”取1, 否则取0
	产权性质	Soe	国有企业为1, 否则为0
	年度虚拟变量	Year	控制年度宏观环境影响
	行业虚拟变量	Ind	根据证监会2012年行业分类标准设定, 控制行业影响

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
Sync	17 311	-0.801	-8.462	-0.577	1.653	1.287
Ned	17 311	0.329	0.000	0.344	0.689	0.171
Size	17 311	22.140	18.780	22.000	26.270	1.306
Lev	17 311	0.475	0.047	0.474	0.897	0.216
Age	17 311	2.281	0.693	2.485	3.258	0.683
Growth	17 311	0.212	-0.685	0.107	6.946	0.645
Roa	17 311	0.036	-0.318	0.033	0.236	0.056
Board	17 311	8.897	5.000	9.000	15.000	1.747
Dual	17 311	0.205	0.000	0.000	1.000	0.404
Largest	17 311	0.361	0.089	0.343	0.770	0.153
Turnover	17 311	3.704	0.475	3.103	13.580	2.306
Big4	17 311	0.064	0.000	0.000	1.000	0.245
Soe	17 311	0.497	0.000	0.000	1.000	0.500

样本；(4)剔除年交易周数少于30周的样本；(5)对所有连续变量在上下1%水平上进行了Winsorize处理。经过上述处理, 最终共得到了17 311个公司一年度观测值。本文的财务数据、公司治理数据来自于国泰安CSMAR数据库。此外, 本文通过手工搜集上市公司的年度财务报告的方式

对非执行董事的数据进行了一定的补充。

四、实证检验结果

(一)描述性统计

表2是实证检验中各主要变量的描述性统计结果。股

表3 相关性分析

	Sync	Ned	Size	Lev	Age	Growth	Roa	Board	Dual	largest	Turnover	Big4	Soe
Sync	1												
Ned	-0.037 ^{***}	1											
Size	0.030 ^{***}	0.087 ^{***}	1										
Lev	0.002	0.112 ^{***}	0.341 ^{***}	1									
Age	-0.083 ^{***}	0.220 ^{***}	0.211 ^{***}	0.303 ^{***}	1								
Growth	-0.070 ^{***}	0.019 ^{***}	0.051 ^{***}	0.058 ^{***}	0.020 ^{***}	1							
Roa	-0.049 ^{***}	-0.079 ^{***}	0.056 ^{***}	-0.394 ^{***}	0.162 ^{***}	0.007	1						
Board	0.061 ^{***}	0.187 ^{***}	0.248 ^{***}	0.129 ^{***}	0.050 ^{***}	0.007	0.005	1					
Dual	-0.024 ^{**}	-0.256 ^{***}	-0.128 ^{***}	-0.107 ^{***}	-0.170 ^{***}	0.032	-0.167 ^{***}	0.039 ^{***}	1				
Largest	0.008	0.044 ^{***}	0.256 ^{***}	0.032 ^{***}	0.025 ^{***}	0.109 ^{***}	0.039 ^{***}	-0.074 ^{***}	0.047 ^{***}	1			
Turnover	-0.022 ^{**}	-0.028 ^{***}	-0.239 ^{***}	-0.063 ^{***}	-0.004 ^{***}	-0.099 ^{***}	-0.116 ^{***}	0.047 ^{***}	-0.058 ^{***}	-0.006	1		
Big4	0.027 ^{***}	0.049 ^{***}	0.368 ^{***}	0.077 ^{***}	0.031 ^{***}	0.045 ^{***}	0.113 ^{***}	0.113 ^{***}	-0.058 ^{***}	0.148 ^{***}	-0.124 ^{***}	1	
Soe	0.071 ^{***}	0.292 ^{***}	0.268 ^{***}	0.234 ^{***}	0.344 ^{***}	-0.060 ^{***}	-0.116 ^{***}	0.259 ^{***}	-0.264 ^{***}	0.201 ^{***}	-0.088 ^{***}	0.123 ^{***}	1

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著

价同步性 (Sync) 均值为 -0.801, 标准差为 1.287, 可以看出不同企业的股价同步性具有较大差异。非执行董事变量 (Ned) 平均值为 0.329, 中位数为 0.344, 总体而言, 非执行董事基本上占董事会总人数的三分之一, 然而, 最小值为 0.000, 最大值为 0.689, 表明不同公司之间的非执行董事比例相差较大。控制变量部分, 公司规模 (Size) 的均值为 22.140, 中位数为 22.000, 与现有研究结果基本一致。财务杠杆水平 (Lev) 的均值为 0.475, 表明样本公司平均的负债比率为 47.5%, 财务状况处于合理水平。公司成长性 (Growth) 的均值为 0.212, 表明我国上市公司总体而言具有较好的成长性。换手率 (Turnover) 的均值为 3.704, 最小值为 0.475, 最大值为 13.580, 表明我国上市公司个股股票短期交易比较活跃, 但是不同公司股票之间的换手率相差较大。其他控制变量都与已有文献结果接近, 此处不再赘述。

(二) 相关性分析

表3是对各主要变量相关性结果的列示, 其中左下方是 Pearson 相关系数矩阵, 右上方为 Spearman 相关系数矩阵。可以看到无论是在 Pearson 相关系数矩阵, 还是在 Spearman 相关系数矩阵中, 股价同步性 (Sync) 和非执行董事比例 (Ned) 的相关系数均为负, 分别在 1% 和 5% 的水平上显著, 此结果可以为非执行董事能够降低股价同步性的假设提供初步证据。其他变量之间的相关系数均小于 0.5, 表明各变量之间不存在严重的多种共线性问题。

(三) 单变量检验

表4列示了单变量分组检验结果。按照同年同行业非执行董事比例的中位数进行分组, 对比不同组间股价同步性以及各控制变量的均值差异。检验结果显示, 第(1)列(非执行董事比例较低组)的股价同步性显著高于第(2)列(非执行董事比例高组), (1)-(2)的均值差异t值为3.064, 在1%的水平上显著, 这可以作为支持本文H1的初步证据。除了公司成长性 (Growth) 和第一大股东持股比例 (Largest) 以外, 其他控制变量都具有显著的组间差异。另外, 非执行董事比例较低组样本数为 7 809, 非执行董事比例较高组样本数为 9 502, 两组样本的观测值数量具有可比性。

(四) 多元线性回归

1. 非执行董事与股价同步性

采用模型(1)检验非执行董事对股价同步性的

表4 单变量分组检验

	(1) 非执行董事 比例低 (N=7 809)	(2) 非执行董事 比例高 (N=9 502)	(1)-(2)
	均值		均值T检验
Synch	-0.764	-0.823	3.064***
Size	22.095	22.177	-4.084***
Lev	0.455	0.487	-10.172***
Age	2.162	2.378	-20.915***
Growth	0.205	0.210	-0.546
Roa	0.039	0.033	6.728***
Board	8.568	9.166	-22.748***
Dual	0.299	0.127	28.596***
Largest	0.359	0.362	-1.431
Turnover	3.740	3.671	1.987*
Big4	0.057	0.069	-3.367***
Soe	0.382	0.589	-27.722***

表5 非执行董事与股价同步性回归结果

	(1) Sync	(2) Sync	(3) Sync
Ned	-0.289*** (-5.583)		-0.251*** (-4.592)
Size		0.112*** (11.748)	0.110*** (11.441)
Lev		-0.609*** (-11.480)	-0.606*** (-11.423)
Age		-0.160*** (-11.166)	-0.153*** (-10.613)
Growth		-0.104*** (-7.540)	-0.101*** (-7.333)
Roa		-1.560*** (-8.738)	-1.582*** (-8.853)
Board		-0.008 (-1.541)	-0.005 (-0.934)
Dual		0.025 (1.199)	0.006 (0.293)
Largest		-0.262*** (-4.520)	-0.258*** (-4.444)
Turnover		-0.097*** (-19.229)	-0.097*** (-19.213)
Big4		-0.148*** (-4.260)	-0.144*** (-4.145)
Soe		0.085*** (4.285)	0.101*** (4.976)
cons	0.300*** (4.751)	-1.065*** (-5.247)	-0.941*** (-4.609)
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
N	17 311	17 311	17 311
Adj.R ²	0.307	0.347	0.348

影响,回归结果如表5所示。第(1)列为只加入解释变量非执行董事比例(Ned)的回归结果,可以看到非执行董事比例(Ned)的系数显著为负。第(2)列为只加入控制变量的回归结果。第(3)列为加入所有变量的回归结果,可以看到在控制了可能影响股价同步性的其他因素之后,非执行董事比例(Ned)的系数为-0.251,且在1%的水平上显著,可以说明董事会中的非执行董事比例越高,越能够促使更多公司私有的特质信息反映在股价中,降低股价同步性,从而提升公司在资本市场的定价效率。由此H1得到验证。

关于控制变量方面,企业规模(Size)的系数显著为正,表明规模较大的企业的股价同步性普遍较高;上市年龄(Age)、企业成长性(Growth)、盈利能力(Roa)、股票换手率(Turnover)以及审计师质量(Big4)的系数都显著为负,表明上市时间长、企业成长性好、盈利水平高、股票流动性强、审计师质量高,能够促使股价同步性降低,提升公司的资本市场定价效率。

2. 非执行董事财务背景的调节作用

为了检验H2,本文以非执行董事中具有财务工作背景人数占比的同行业同年份中位数为依据进行分组检验,回归结果如表6的(1)、(2)列所示。非执行董事比例(Ned)与股价同步性(Synch)的回归系数在第(1)列非执行董事财务背景比例较高组中为-0.267,在1%的水平上显著,而在第(2)列非执行董事财务背景比例较低组中系数为负但是

不显著。可见,当非执行董事中具有财务背景的人数较多时,非执行董事能够更好地发挥监督和治理作用,促使股价中包含更多的公司特有信息,降低股价同步性,提升资本市场定价效率。由此验证H2。

3. 股权制衡度的调节作用

为了检验H3,本文以股权制衡度的同行业同年份中位数为依据进行分组检验,回归结果如表6的(3)、(4)列所示。非执行董事比例(Ned)与股价同步性(Synch)的回归系

数在第(3)列股权制衡度较高组为-0.341,在1%的水平上显著,而在第(4)列股权制衡度较低组中系数为-0.232,在10%的水平上显著。对两组系数进行组间系数差异检验,通过Bootstrap的方法检验结果为(3)-(4)的组间系数差异为-0.103($p=0.010$),在10%水平上显著。可见,股权较为集中的公司中控股股东对企业的信息披露决策会产生较大影响,进而会削弱非执行董事对股价同步性的降低作用,即当股权制衡度较高时,非执行董事更能够有效地

监督私有信息传递并融入到股价中,降低股价同步性,提升资本市场定价效率。由此验证了H3。

4. 分析师的调节作用

为了检验H4,本文以分析师跟踪度的同行业同年份中位数进行分组检验,回归结果如表6的(5)、(6)列所示。非执行董事比例(Ned)与股价同步性(Sync)的回归系数在第(5)列分析师跟踪度较高组为负但是不显著,而在第(6)列分析师跟踪度较低组中系数为-0.358,在1%的水平

表6 非执行董事与股价同步性的分组回归结果

	(1) 财务背景比例高	(2) 财务背景比例低	(3) 股权制衡度高	(4) 股权制衡度低	(5) 分析师跟踪度高	(6) 分析师跟踪度低
Ned	-0.267*** (-2.856)	-0.136 (-1.523)	-0.341*** (-5.193)	-0.232* (-1.922)	-0.266 (-1.383)	-0.358*** (-5.050)
Size	0.137*** (8.930)	0.092*** (5.864)	0.117*** (5.349)	0.429*** (5.921)	0.129*** (5.921)	0.194*** (13.736)
Lev	-0.627*** (-7.611)	-0.617*** (-7.203)	-0.569*** (-4.704)	-0.617*** (-4.763)	-0.617*** (-4.763)	-0.607*** (-9.522)
Age	-0.153*** (-6.069)	-0.139*** (-5.527)	-0.133*** (-3.971)	-0.267*** (-6.257)	-0.267*** (-6.257)	-0.186*** (-8.941)
Growth	-0.091*** (-4.332)	-0.118*** (-5.000)	-0.121*** (-4.166)	-0.093*** (-3.064)	-0.093*** (-3.064)	-0.116*** (-6.440)
Roa	-1.359*** (-4.825)	-1.900*** (-6.221)	-0.491 (-1.234)	-1.765*** (-4.305)	-1.765*** (-4.305)	0.018 (0.079)
Board	-0.005 (-0.579)	-0.013 (-1.465)	-0.002 (-0.214)	0.001 (0.096)	0.001 (0.096)	-0.005 (-0.723)
Dual	-0.027 (-0.725)	0.063* (1.872)	0.018 (0.390)	0.043 (0.796)	0.043 (0.796)	0.039 (1.285)
Largest	-0.402*** (-3.877)	-0.162 (-1.639)	-0.295 (-1.433)	-0.995*** (-6.554)	-0.995*** (-6.554)	-0.211*** (-2.650)
Turnover	-0.085*** (-10.417)	-0.109*** (-14.242)	-0.063*** (-5.963)	-0.124*** (-11.596)	-0.124*** (-11.596)	-0.122*** (-19.034)
Big4	-0.218*** (-3.574)	-0.131* (-1.911)	-0.138** (-2.052)	-0.049 (-0.654)	-0.049 (-0.654)	-0.044 (-0.737)
Soe	0.137*** (3.865)	0.037 (1.041)	0.191*** (4.151)	0.109** (2.399)	0.109** (2.399)	0.083*** (3.082)
cons	-1.565*** (-4.554)	-0.465 (-1.383)	-1.453*** (-3.112)	-0.547 (-1.154)	-0.547 (-1.154)	-2.384*** (-8.138)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	7 728	9 583	8 767	8 544	7 995	9 316
Adj.R ²	0.343	0.348	0.316	0.391	0.398	0.366

上显著。可见,在分析师外部监督不足的情况下,非执行董事能够有效降低股价同步性,提升资本市场定价效率。

(五)进一步检验

1. 中介效应检验

前文的分析和检验表明,非执行董事能够有效降低企业的股价同步性。进一步地,本文对非执行董事对股价同

步性影响的具体路径进行讨论。

根据信息效率观,股价同步性的形成源自于企业内外部存在较为严重的信息不对称问题。如果资本市场不能有效反映或接受来自于企业内部的私有信息,就会导致市场参与者只能依靠市场和行业的公有信息作为股票买卖的依据,从而形成股价的同涨同跌。所以,如果非执行董事可以有效发挥监督治理作用,降低股价同步性,本文预期非执行董事比例的提升可以通过提升企业信息质量的路径,促使信息及时、有效地融入到股价中。

会计稳健性是企业会计信息确认、计量、记录的关键性原则,也是财务信息质量的重要衡量指标。较高的会计稳健性可以对企业利空方面的“坏消息”进行更及时的确认和披露,而对于企业利得方面的“好消息”采取更为谨慎的原则,因而良好的会计稳健性能够使企业披露的财务信息更加准确和可靠,减少管理者的选择性披露或信息隐藏行为,有效解决企业在资本市场中的信息不对称问题,降低股价同步性(于忠泊等,2013)。基于以上分析,本文认为非执行董事可以通过会计稳健性为作用路径进而影响股价同步性。为了检验这一作用路径,本文借鉴温忠麟等(2004)的研究方法,设定中介效应模型如下所示:

$$C_Score_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Ned_{i,t} + \sum Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Sync_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 C_Score_{i,t} + \mu_2 Ned_{i,t} + \sum Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

前文已经通过模型(1)证实较高的非执行董事比例(Ned)可以降低股价同步性(Sync)。此处,模型(4)是检验非执行董事比例(Ned)与中介变量会计稳健性(C_Score)的关系,模型(5)是将非执行董事(Ned)以及模型(4)中会计稳健性(C_Score)的拟合值变量同时加入模型中的检验。需要关注的是模型(4)中系数 γ_1 、模型(5)中系数 μ_1 、 μ_2 的符号及显著性。预期 γ_1 显著为正,可以代表非执行董事能够提升会计稳健性,此时若 μ_1 显著为负,而 μ_2 不显著,则表明会计稳健性发挥了完全中介效应,若 μ_1 、 μ_2 都显著为负,则表明会计稳健性发挥了部分中介效应。其中模型(4)中的 $C_Score_{i,t}$ 是中介变量会计稳健性的度量指标,具体计算方式如下所示:

$$Eps_{i,t} / P_{i,t-1} = \delta_1 + \delta_2 D_{i,t} + \delta_3 Ret_{i,t} + \delta_4 D_{i,t} \times Ret_{i,t} + \varepsilon \quad (6)$$

$$G_Score_{i,t} = \delta_3 = \lambda_1 + \lambda_2 Size_{i,t} + \lambda_3 MB_{i,t} + \lambda_4 Lev_{i,t} \quad (7)$$

$$C_Score_{i,t} = \delta_4 = \varphi_1 + \varphi_2 Size_{i,t} + \varphi_3 MB_{i,t} + \varphi_4 Lev_{i,t} \quad (8)$$

表7 路径检验回归结果

	(1) Sync	(2) C_Score	(3) Sync
Ned	-0.251*** (-4.592)	0.472*** (3.178)	-0.214** (-2.530)
C_Score			-0.039*** (-12.744)
Size	0.110*** (11.441)	-0.558*** (-24.384)	0.061*** (6.493)
Lev	-0.606*** (-11.423)	2.268*** (16.381)	-0.215*** (-3.854)
Age	-0.153*** (-10.613)	-0.137*** (-3.458)	-0.229*** (-14.417)
Growth	-0.101*** (-7.333)	-0.219*** (-5.317)	-0.107*** (-6.490)
Roa	-1.582*** (-8.853)	4.289*** (8.546)	-1.590*** (-7.896)
Board	-0.005 (-0.934)	0.087*** (6.006)	0.025*** (4.384)
Dual	0.006 (0.293)	-0.157** (-2.535)	-0.066*** (-2.675)
Largest	-0.258*** (-4.444)	0.031 (0.184)	-0.264*** (-3.939)
Turnover	-0.097*** (-19.213)	0.284*** (26.600)	-0.027*** (-6.244)
Big4	-0.144*** (-4.145)	0.536*** (5.197)	0.004 (0.095)
Soe	0.101*** (4.976)	0.577*** (10.352)	0.227*** (10.138)
cons	-0.941*** (-4.609)	10.507*** (21.835)	-1.415*** (-7.244)
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
N	17 311	17 311	17 311
Adj.R ²	0.348	0.296	0.166

$$Eps_{i,t} / P_{i,t-1} = \delta_1 + \delta_2 D_{i,t} + (\lambda_1 + \lambda_2 Size_{i,t} + \lambda_3 MB_{i,t} + \lambda_4 Lev_{i,t}) \times Ret_{i,t} + (\varphi_1 + \varphi_2 Size_{i,t} + \varphi_3 MB_{i,t} + \varphi_4 Lev_{i,t}) \times D_{i,t} \times Ret_{i,t} + \varepsilon \quad (9)$$

其中,在式(6)中 $Eps_{i,t}/P_{i,t-1}$ 表示i公司第t年的每股盈余除以滞后一期的股价, $Ret_{i,t}$ 表示i公司第t年的股票回报率。 $D_{i,t}$ 是虚拟变量,当 $Ret_{i,t}$ 小于0时,取1,否则取0。系数 δ_3 为会计盈余对好消息的敏感度, $\delta_3 + \delta_4$ 为会计盈余对坏消息的敏感性,如果 $\delta_4 > 0$,则存在会计稳健性。在模型(7)和(8)中, $G_score_{i,t}$ 为对好消息确认的及时性, $C_Score_{i,t}$ 为对坏消息比好消息确认及时性的增量,将模型(7)和模型(8)代入模型(6)中,可得到用于估算公司层面会计稳健性模型(9),并进行分年度回归可以估算出 λ_1 、 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 和 φ_1 、 φ_2 、 φ_3 、 φ_4 ,再将估算出的系数 φ_1 、 φ_2 、 φ_3 、 φ_4 代入模型(8)中,从而得到公司层面的会计稳健性指标 $C_Score_{i,t}$ 。

表7列示了以会计稳健性为路径的检验结果。第(1)列为模型(1)的回归结果;第(2)列为模型(4)的回归结果,

考察的是非执行董事如何影响会计稳健性,可以看到非执行董事比例(Ned)的系数为0.472,在1%的水平上显著,表明较高的非执行董事比例可以提升企业的会计稳健性,改善企业的信息披露质量。第(3)列为模型(5)的回归结果,可以看到会计稳健性 C_Score 的系数为-0.039,在1%的水平上显著,而非执行董事比例(Ned)的系数为-0.214,依然显著为负,由此可以说明会计稳健性在非执行董事影响股价同步性的过程中发挥了部分中介效应。

2. 排除由股价“噪音”产生的替代性解释

虽然多数现有文献均已证明 R^2 可以反映股价中包含的公司私有信息(Jin和Myers,2006),然而也有证据表明, R^2 还会受到股价中噪音的影响(Ayers和Freeman,2003)。如果按照噪音假说来看,前文的结果也可以解释为非执行董事增加了股价中的噪音。为了排除这一替代性解释,本文借鉴Ayers和Freeman(2003)、朱红军等(2007)的方法,利用模型(10)进一步分析非执行董事是否以及如何提高公司股价中的信息含量。

$$CAR_t = \alpha + \sum_{i=1}^t (\lambda_i \Delta UE_i) + \alpha_1 Ned + \sum_{i=1}^t (\beta_i Ned \times \Delta UE_i) + \alpha_2 Size + \alpha_3 CAR_{t+1} + \varepsilon \quad (10)$$

其中, CAR_t 代表样本公司第t年经市场调整的月超额收益率的累计值; ΔUE_t 表示公司在第t年的未预期收益,为了控制市场层面因素的影响,采用公司第t年的盈余增量除以公司t年的期初权益市值,再减去市场上所有公司该变量的平均值进行衡量; Ned 为非执行董事人数占董事会总人数之比; $Ned \times \Delta UE_t$ 表示非执行董事与未预期盈余的交乘项; $Size$ 与模型(4)中的定义一致,用来控制公司规模对超额累积回报率的影响, CAR_{t+1} 用来控制未来累积超额回报率对当期累积超额回报率的影响。由于此部分需要考察年报披露后的市场反应,而我国上市公司需要在4月末之前进行年报披露,所以计算 CAR 时以当年5月份到次年4月份为一个年度期间。

首先,证券市场中存在盈余漂移现象(Ball和Brown,1968),当年的 CAR 应该与上年的 ΔUE 存在正相关关系;其次,在弱式有效市场中,本期的 CAR 应该和本期的 ΔUE 存在着正相关关系;最后,由于存在价格引导盈余现象(Price Leading),股价也能在一定程度上反映未来盈余信息,当期的 CAR 还应该与未来的 ΔUE 正相关。因此,模型(10)中如果不考虑非执行董事的影响, ΔUE_{t-1} 、 ΔUE_t 和 ΔUE_{t+1} 的系数 λ_{t-1} 、 λ_t 和 λ_{t+1} 都应该为正。

如果公司股价同步性的下降是由于非执行董事改善信息环境,促使股价中融入了更多公司特有信息,那么股价

表8 排除股价“噪音”影响的稳健性检验

	系数	(1)	(2)
ΔUE_{t-1}	λ_{-1}	3.180*** (3.528)	3.251*** (3.892)
ΔUE_0	λ_0	5.619*** (5.103)	8.110*** (6.441)
ΔUE_t	λ_t	2.014*** (3.713)	3.606*** (3.423)
$Ned \times \Delta UE_{t-1}$	β_{-1}		-2.153*** (-3.613)
$Ned \times \Delta UE_0$	β_0		-0.101 (-0.333)
$Ned \times \Delta UE_t$	β_t		1.582*** (4.853)
Ned	α_1		2.135*** (3.934)
Size	α_2		-2.006** (-2.293)
CAR_{t+1}	α_3		-0.058** (-2.444)
cons		-11.065*** (-5.237)	22.941*** (4.689)
N		13 564	13 564
Adj.R ²		0.147	0.348

表9 替换股价同步性度量方式的稳健性检验结果

	(1) 全样本	(2) 财务背景比例高	(3) 财务背景比例低	(4) 股权制衡度高	(5) 股权制衡度低	(6) 分析师跟踪度高	(7) 分析师跟踪度低
Ned	-0.261*** (-4.142)	-0.308*** (-2.895)	-0.148 (-1.439)	-0.212* (-1.888)	-0.225 (-1.537)	-0.173 (-1.505)	-0.365*** (-2.845)
cons	-1.011*** (-4.495)	-1.562*** (-4.005)	-0.394 (-1.014)	-0.141 (-0.337)	-1.793*** (-3.661)	0.623 (1.364)	-3.199*** (-7.241)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	17 311	7 728	9 583	8 767	8 544	7 995	9 316
Adj.R ²	0.305	0.318	0.323	0.250	0.373	0.333	0.296

中的信息含量将会提升。反之，如果公司股价同步性的下降是由于股价中包含了更多“噪音”，那么股价信息含量就会下降。也就是说，如果非执行董事能够提升股价信息含量，则应该使本期CAR与上期ΔUE相关性下降，即降低盈余漂移现象，此时Ned × ΔUE_t的系数β₁为负；或者使得本期CAR与未来ΔUE的相关性增强，即使股价中反映出更多未来盈余信息，此时Ned × ΔUE_t的系数β₁为正；而本期CAR与本期ΔUE的相关性不作为影响股价信息含量的依据(朱红军等, 2007)。此部分回归结果如表8所示。

表8的第(1)列为不考虑非执行董事监督下，本期CAR与前期ΔUE、本期ΔUE以及未来ΔUE之间关系的回归结果。系数λ₋₁、λ₀和λ₁都显著为正，符合本文的预期。第(2)列列示了非执行董事对股价信息含量的影响，可以看到Ned × ΔUE_t的系数β₁显著为负，Ned × ΔUE_{t+1}的系数β₁显著为正，表明非执行董事减少了盈余漂移现象，使股价中反映出更多未来盈余信息，提升了股价中的信息含量。综合表8的结果可以得出结论：非执行董事降低股价同步性不是通过增加股价中的“噪音”而实现的，而是通过他们的监督作用提升了公司信息的披露质量，使得股价中融入了更多公司层面的特有信息。

(六) 稳健性检验

1. 替换股价同步性度量方式

借鉴Gul等(2010)、伊志宏等(2018)的研究方法，在计算股价同步性的模型(2)中，加入滞后一期的市场因素和行业因素，以衡量滞后一期的市场回报率 and 行业回报率对个股回报率的影响，具体方法为通过构建模型(11)来重新计算拟合优度R²，其中，Ret_{M,t-1}为滞后一期的沪深两市加权平均回报率；Ret_{i,t-1}为i公司所属行业滞后一期的行业加权平均收益率，其他变量定义同上。

$$Ret_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ret_{M,t} + \beta_2 Ret_{i,t} + \beta_3 Ret_{M,t-1} + \beta_4 Ret_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

表9列示的是替换股价同步性度量方式后的稳健性检验结果。第(1)列为全样本回归结果，非执行董事比例(Ned)的系数为-0.261，依然在1%的水平上显著。在分组检验中，可以看到在第(2)列非执行董事财务背景比例较高组、第(4)列股权制衡度较高组以及第(7)列分析师跟踪度较低组中，非执行董事(Ned)对股价同步性(Sync)的降低作用更明显。以上结果再次验证了本文所提出的假设。

2. 两阶段工具变量检验

由于本文在检验非执行董事与股价同步性关系的过程中可能会遗漏某些因素从而导致严重的内生性问题，本文借鉴胡诗阳和陆正飞(2015)的方法，通过工具变量法来缓解这一潜在问题。工具变量采用同年同行业剔除自身的非执行董事比例均值(IV_Ne_ind)来度量，因为此变量会与该公司的非执行董事存在一定关联，但又不会直接影响到个股的股价同步性，所以符合工具变量的相关性和外生性要求。

表10列示了采用工具变量法检验各个假设的第二阶段回归结果，在略去第一阶段回归结果的情况下仅汇报第一阶段工具变量的结果。可以看到无论是在全样本还是各分组子样本中，第一阶段检验的工具变量系数均显著为正，并且F统计量均大于10，说明工具变量具有较好的解释力度，基本可以缓解存在弱工具变量的问题。而在第二阶段的检验结果中，第(1)列全样本中的非执行董事比例(Ned)系数显著为负，分组检验的第(2)列非执行董事财务背景比例较高组、第(4)列股权制衡度较高组以及第(7)列分析师跟踪度较低组中，非执行董事比例(Ned)系数显著更高，与主检验中的回归结果基本保持一致。以上结果表明，在控制了潜在的内生性问题后，本文的假设依然得到了验证。

表 10 工具变量法的稳健性检验结果

	(1) 全样本	(2) 财务背景比例高	(3) 财务背景比例低	(4) 股权制衡度高	(5) 股权制衡度低	(6) 分析师跟踪度高	(7) 分析师跟踪度低
Ned	-0.831** (-2.082)	-1.412** (-2.446)	0.742 (0.929)	-1.135* (-1.816)	-0.650 (-0.882)	-0.730 (-1.248)	-0.943* (-1.758)
Size	0.103*** (10.005)	0.086*** (5.043)	0.148*** (7.809)	0.091*** (4.095)	0.116*** (6.527)	0.018 (1.186)	0.184*** (12.034)
Lev	-0.617*** (-11.579)	-0.619*** (-6.664)	-0.648*** (-6.991)	-0.623*** (-5.644)	-0.612*** (-5.918)	-0.557*** (-6.280)	-0.639*** (-9.792)
Age	-0.131*** (-7.132)	-0.108*** (-3.846)	-0.176*** (-5.150)	-0.106*** (-2.725)	-0.230*** (-5.494)	-0.078*** (-3.004)	-0.164*** (-6.483)
Growth	-0.105*** (-6.550)	-0.130*** (-4.064)	-0.102*** (-4.067)	-0.108*** (-3.425)	-0.099*** (-3.426)	-0.107*** (-4.348)	-0.115*** (-5.582)
Roa	-1.714*** (-9.179)	-1.964*** (-5.454)	-1.349*** (-4.361)	-0.774** (-2.094)	-1.905*** (-5.198)	-3.471*** (-11.750)	-0.055 (-0.228)
Board	0.004 (0.629)	0.006 (0.559)	-0.014 (-1.133)	0.017 (1.324)	0.004 (0.343)	0.005 (0.662)	0.007 (0.725)
Dual	-0.043 (-1.206)	-0.036 (-0.652)	0.032 (0.463)	0.019 (0.355)	-0.048 (-0.608)	-0.047 (-0.969)	-0.019 (-0.366)
Largest	-0.237*** (-4.179)	-0.103 (-1.009)	-0.351*** (-3.473)	-0.084 (-0.473)	-0.895*** (-6.239)	-0.237*** (-2.838)	-0.210*** (-2.676)
Turnover	-0.096*** (-19.570)	-0.104*** (-12.660)	-0.086*** (-9.729)	-0.074*** (-7.480)	-0.126*** (-13.450)	-0.090*** (-11.200)	-0.121*** (-19.290)
Big4	-0.136*** (-3.855)	-0.132* (-2.076)	-0.259*** (-3.751)	-0.172** (-2.764)	-0.042 (-0.668)	-0.050 (-1.177)	-0.041 (-0.639)
Soe	0.132*** (4.219)	0.110*** (2.323)	0.068 (1.192)	0.214*** (3.788)	0.127** (2.338)	0.141*** (2.756)	0.083*** (2.621)
IV_Ne_ind	0.933*** (16.900)	0.826*** (8.540)	1.023*** (12.170)	0.900*** (8.600)	1.093*** (11.510)	0.949*** (13.020)	0.911*** (10.840)
Cons	-0.694** (-2.513)	-0.119 (-0.301)	-2.163*** (-3.858)	-0.765 (-1.330)	-0.226 (-0.521)	0.900** (2.379)	-2.066*** (-5.108)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F-value	62.940	20.650	31.420	20.020	24.540	42.860	24.150
N	17 311	7 728	9 583	8 767	8 544	7 995	9 316
Adj.R ²	0.341	0.327	0.324	0.390	0.308	0.362	0.360

3. 倾向得分匹配法检验

为进一步证明本文结果是由于非执行董事比例升高而导致股价同步性降低,而不是反向因果才导致二者的相关性,本文使用倾向得分匹配法(PSM)来缓解内生性。设置处理组为非执行董事比例较高企业,对照组为非执行董事

比例较低企业,然后按照控制变量中的企业特征在两组之间进行近邻匹配、半径匹配和核匹配并检验。结果如表 11 所示,三种方式匹配后的平均处理效应(ATT)均显著为负,表明处理组(非执行董事比例较高企业)的股价同步性要明显低于对照组(非执行董事比例较低企业),由此证明在

表 11 倾向得分匹配法稳健性检验

	样本匹配		处理组	对照组	平均处理效应(ATT)	标准误	T 值
SYNC	匹配前		-0.8232	-0.7646	-0.0585	0.0191	-3.06***
	匹配后	近邻匹配	-0.8231	-0.7413	-0.0818	0.0227	-3.60***
		半径匹配	-0.8231	-0.7334	-0.0897	0.0209	-4.28***
		核匹配	-0.8231	-0.7346	-0.0885	0.0208	-4.25***

控制内生性问题后非执行董事对股价同步性依然存在显著降低作用。

五、结论与建议

本文选取股价同步性作为资本市场定价效率的衡量标准,以2008~2017年我国沪深两市A股上市公司为研究对象,检验了非执行董事与股价同步性的关系,以及在不同的财务背景非执行董事比例、股权制衡度和分析师跟踪度情形下,非执行董事与股价同步性关系的差异。研究发现:(1)非执行董事能够降低股价同步性,这种关系可以通过提升会计稳健性而实现,说明非执行董事能够发挥良好的治理监督作用,提升公开披露的信息质量,有助于公司特有信息及时准确地反映在股价中。(2)非执行董事的财务背景会强化非执行董事对股价同步性的降低作用,表明具有财务背景的非执行董事可以利用行业专长优化企业的信息环境。(3)制衡度较高的股权结构会促进非执行董事对股价同步性的降低作用,表明相互制衡的股权结构下更有利于非执行董事积极参与到公司治理工作中,有效监督管理者的信息披露质量。(4)较少的分析师跟踪度会促进非执行董事对股价同步性的降低作用,表明当企业受到较少的分析师跟踪时,非执行董事的信息监督作用更明显。

基于以上研究发现,本文提出三方面建议:(1)以完善非执行董事制度为切入点改善企业信息监管环境。非执行董事的存在有效地缓解了委托代理问题,因此上市公司应当建立健全符合本公司治理特点的非执行董事制度,保证其职责的独立性,并且要确保非执行董事中有足够比例的财务背景董事,以此更好地发挥该类非执行董事的专长,促进信息监督和信息流动。(2)以优化股权结构为方向健全公司治理。集中的股权会导致一股独大的现象出现,大股东可能会直接干预企业的信息披露行为,影响非执行董事的监督效果,因此,要从静态和动态的双重角度优化股权的配置比例,建立股权结构的预警机制,从而保证非执行董事的监督积极性和有效性。(3)以加强分析师队伍建设为手段提升股价信息含量。分析师可以为市场参与者提

供具有增量价值的信息,监管机构应该建立切实可行的分析师执业能力管理办法,实行激励与监督并行的管理机制。分析师个体也要加强与上市企业的信息沟通,以保证分析师所发布的研究报告蕴含充分的公司特有信息。

主要参考文献:

- [1] 陈德萍,陈永圣.股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究——2007~2009年中小企业板块的实证检验[J].会计研究,2011,(1):38-43.
- [2] 陈冬华,姚振晔.政府行为必然会提高股价同步性吗?——基于我国产业政策的实证研究[J].经济研究,2018,53(12):112-128.
- [3] 陈险峰,陈志强,李佳宾,胡珺.非执行董事对企业技术创新的影响研究[J].管理学报,2019,16(8):1188-1196.
- [4] 方红星,楚有为.自愿披露、强制披露与资本市场定价效率[J].经济管理,2019,41(1):156-173.
- [5] 侯宇,叶冬艳.机构投资者、知情人交易和市场效率——来自中国资本市场的实证证据[J].金融研究,2008,(4):131-145.
- [6] 胡诗阳,陆正飞.非执行董事对过度投资的抑制作用研究——来自中国A股上市公司的经验证据[J].会计研究,2015,(11):41-48+96.
- [7] 黄俊,郭照蕊.新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J].管理世界,2014,(5):121-130.
- [8] 姜付秀,蔡欣妮,朱冰.多个大股东与股价崩盘风险[J].会计研究,2018,(1):68-74.
- [9] 李志生,李好,马伟力,林秉旋.融资融券交易的信息治理效应[J].经济研究,2017,52(11):150-164.
- [10] 陆正飞,胡诗阳.股东—经理代理冲突与非执行董事的治理作用——来自中国A股市场的经验证据[J].管理世界,2015,(1):129-138.
- [11] 沈华玉,郭晓冬,吴晓晖.会计稳健性、信息透明度与股价同步性[J].山西财经大学学报,2017,39(12):114-124.

- [12] 王敏, 黄新莹, 黄超. 非执行董事影响高管薪酬激励契约的选择吗?——来自国有上市公司的经验证据[J]. 经济与管理评论, 2017, 33(4): 38-47.
- [13] 王艳艳, 于李胜, 安然. 非财务信息披露是否能够改善资本市场信息环境?——基于社会责任报告披露的研究[J]. 金融研究, 2014, (8): 178-191.
- [14] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5): 614-620.
- [15] 吴溪, 王春飞, 陆正飞. 独立董事与审计师出自同门是“祸”还是“福”?——独立性与竞争—合作关系之公司治理效应研究[J]. 管理世界, 2015, (9): 137-146.
- [16] 辛清泉, 黄曼丽, 易浩然. 上市公司虚假陈述与独立董事监管处罚——基于独立董事个体视角的分析[J]. 管理世界, 2013, (5): 131-143+175.
- [17] 杨兴全, 尹兴强. 国企混改如何影响公司现金持有?[J]. 管理世界, 2018, 34(11): 93-107.
- [18] 叶康涛, 祝继高, 陆正飞, 张然. 独立董事的独立性: 基于董事会投票的证据[J]. 经济研究, 2011, 46(1): 126-139.
- [19] 伊志宏, 杨圣之, 陈钦源. 分析师能降低股价同步性吗——基于研究报告文本分析的实证研究[J]. 中国工业经济, 2019, (1): 156-173.
- [20] 于忠泊, 田高良, 张咏梅, 曾振. 会计稳健性与投资者保护: 基于股价信息含量视角的考察[J]. 管理评论, 2013, 25(3): 146-158.
- [21] 赵健梅, 王晶, 张雪. 非执行董事对超额薪酬影响研究——来自中国民营上市公司的证据[J]. 证券市场导报, 2017, (10): 20-25+59.
- [22] 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, (2): 110-121.
- [23] 祝继高, 叶康涛, 陆正飞. 谁是更积极的监督者: 非控股股东董事还是独立董事?[J]. 经济研究, 2015, 50(9): 170-184.
- [24] Ambrose, B.W., Megginson, W.L. The role of asset structure, ownership structure, and takeover defenses in determining acquisition likelihood[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1992, 27(4): 575-589.
- [25] Attig, N., Guedhami, O., Mishra, D. Multiple large shareholders, control contests, and implied cost of equity[J]. Journal of Corporate Finance, 2008, 14(5): 721-737.
- [26] Ayers, B.C., Freeman, R.N. Evidence that analyst following and institutional ownership accelerate the pricing of future earnings[J]. Review of Accounting Studies, 2003, 8(1): 47-67.
- [27] Ball, R., Brown, P. An empirical evaluation of accounting income numbers[J]. Journal of Accounting Research, 1968, 6(2): 159-178.
- [28] Bushman, R.M., Piotroski, J.D., Smith, A.J. What determines corporate transparency?[J]. Journal of Accounting Research, 2004, 42(2): 207-252.
- [29] Cheng, Q., Du, F., Wang, X., Wang, Y. Seeing is believing: Analysts' corporate site visits[J]. Review of Accounting Studies, 2016, 21(4): 1245-1286.
- [30] Degeorge, F., Ding, Y., Jeanjean, T., Stolowy, H. Analyst coverage, earnings management and financial development: An international study[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2013, 32(1): 1-25.
- [31] Fama, E.F., Jensen, M.C. Separation of ownership and control[J]. The Journal of Law and Economics, 1983, 26(2): 301-325.
- [32] Ferreira, M.A., Matos, P. The colors of investors' money: The role of institutional investors around the world[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88(3): 499-533.
- [33] Fishman, M.J., Hagerty, K.M. Insider trading and the efficiency of stock prices[J]. The RAND Journal of Economics, 1992, 23(1): 106-122.
- [34] Grossman, S.J., Stiglitz, J.E. On the impossibility of informationally efficient markets[J]. The American Economic Review, 1980, 70(3): 393-408.
- [35] Gul, F.A., Kim, J.B., Qiu, A.A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(3): 425-442.
- [36] Huang, A.H., Lehav, R., Zang, A.Y., Zheng, R. Analyst information discovery and interpretation roles: A topic modeling approach[J]. Management Science, 2017, 64(6): 2833-2855.
- [37] Hutton, A.P., Marcus, A.J., Tehranian, H. Opaque financial reports, R^2 , and crash risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1): 67-86.
- [38] Hwang, B.H., Kim, S. It pays to have friends[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 93(1): 138-158.
- [39] Jin, L., Myers, S.C. R^2 around the world: New theory and new tests[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 257-292.
- [40] Karamanou, I., Vafeas, N. The association between corporate boards, audit committees, and management earnings forecasts: An empirical analysis[J]. Journal of Accounting Research, 2005, 43(3): 453-486.

[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, 79(4):1119-1151.

[42] Tang, X., Du, J., Hou, Q. The effectiveness of the mandatory disclosure of independent directors' opinions: Empirical evidence from China[J]. *Journal of Accounting & Public Policy*, 2013, 32(3):89-125.

Study on the Influence of Non-Executive Directors on Stock Price Synchronicity

PENG Bo, WANG Man, ZHU An-lun

Abstract: Stock price synchronicity is an important indicator to measure the efficiency of capital market pricing, exploring ways to reduce stock price synchronism is one of the key points of China's capital market construction. This paper selects listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2008 to 2017 as the research objects, and tries to test the influence of non-executive directors on stock price synchronicity. The study found that non-executive directors can reduce stock price synchronicity; the financial background of non-executive directors, the equity structure with higher checks and balances, and less analyst coverage can enhance the non-executive directors' ability to reduce share price synchronicity. Further research shows that accounting conservatism plays a part of intermediary role between non-executive directors and stock price synchronism, and after excluding the influence of "noise", the effect of non-executive directors on stock price synchronism is still valid. This study is helpful to understand the role played by non-executive directors in the capital market and enriches the relevant literature on the governance mechanism of non-executive directors.

Key words: stock price synchronicity; non-executive directors; equity restriction ratio; analyst coverage

(责任编辑 周愈博)