

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20220508.203

国有企业聘用职业经理人能改善企业信息环境吗? ——来自分析师预测的证据

孙淑伟¹, 陆敏敏¹, 杨玉龙²

(1. 上海对外经贸大学 会计学院, 上海 201620; 2. 浙江工商大学 会计学院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 本文选取国有上市公司为样本, 构建多时点差分模型, 研究发现当国有企业聘用的总经理或财务总监为职业经理人时, 分析师对该企业预测的偏误和分歧度均显著更低, 即职业经理人能改善企业的信息环境。影响机制检验表明: 职业经理人通过提高国有企业与外部信息中介沟通效率和内部控制质量这两方面提高了分析师预测准确性。横截面差异分析表明: 无论是中央企业还是地方国企, 职业经理人均能够对分析师预测产生影响, 但是职业经理人能够提高分析师预测准确性的现象在基金持股比例较高的企业、市场化程度较高的省份或者成立时间较早的样本中表现得更加明显。研究结论不仅拓展了国有企业聘任职业经理人的经济后果领域的研究, 还能够帮助政府更好地推进国有企业人事制度改革这一重要任务。

关键词: 国有企业; 职业经理人; 分析师预测

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2023)02-0041-16

一、引言

一直以来, 国有企业改革是党和政府的重点工作之一。近期研究指出, 学术界对国企改革关注的焦点逐渐由股权结构层面转移到董事会治理层面(马新啸等, 2021; 李姝和李丹, 2022)。对于作为政府官员身份的高管而言, 传统的公司治理机制可能无法发挥有效治理和监督的作用(陈仕华等, 2014)。与学术研究领域的关注相呼应的是, 政府部门持续推出了深化国有企业内部用人制度的改革措施以增强国有企业内生活力。例如, 2015年中共中央、国务院要求建立国有企业领导人员分类分层管理制度, 推行职业经理人制度。2018年3月国资委推出了“国企改革双百行动”, 在混合所有制改革的基础上进一步扩围, 继续推进职业经理人试点。新制度逐步明确了市场化选聘、任期制管理、契约化管理等环节, 让职业经理人平稳有效地踏进国有企业经营管理人才队伍, 使其能够更有效地完善国有企业治理结构。那么, 国有企业聘用职业经理

收稿日期: 2021-11-28

基金项目: 国家自然科学基金项目(72172141, 71802128)。

作者简介: 孙淑伟(1986—), 男, 上海对外经贸大学会计学院副教授(通讯作者, sunkol@163.com);

陆敏敏(1997—), 男, 上海对外经贸大学硕士研究生;

杨玉龙(1986—), 男, 浙江工商大学会计学院教授。

人能否以及如何起到正面的作用?这一问题的答案对于理解国有企业人事制度改革的路径和经济后果都有着不容忽视的意义,文章选择从企业信息环境的角度对该问题进行考察。

然而,有关国有企业聘用职业经理人的相关问题的探讨主要集中在政府工作报告和媒体报道等领域。在学术研究领域,从大样本的角度考察该制度的经济后果的研究较为匮乏,主要原因是很难在大样本中准确界定国有企业是否聘用了职业经理人。已有研究从管理者的早期经历的角度对管理者的特征进行了多维度的划分(Daellenbach等,1999;Luo等,2017)。而且,张建琦和黄文锋(2003)将具有一定的工作经历、受过系统的专业训练并以企业经营管理为职业的专门人才界定为职业经理人。结合以上文献的结论,我们尝试从工作经历的角度界定总经理和财务总监是否为职业经理人。具体地,我们按照以下条件对总经理和财务总监的工作简历进行人工筛选:条件一,在进入国有上市公司之前,总经理或财务总监没有在其他国有企业的工作经历;条件二,在进入国有企业前,总经理或财务总监曾在外资企业担任中高层管理人员;条件三,在进入国有企业前,总经理或财务总监曾在民营企业担任过中高层管理人员,且该民营企业不具有任何国有股份。当同时满足条件一和条件二或者同时满足条件一和条件三时,我们将总经理或财务总监界定为职业经理人。

已有文献表明,信息环境对企业投融资等行为存在重要影响。例如,钱明等(2016)研究发现,国有企业对于社会责任信息披露不足,带来了更严重的融资约束。权小锋和吴世农(2010)研究发现,国有企业高管的权力强度对公司业绩波动性的影响较大,信息披露有助于减少业绩波动。在衡量信息环境的诸多指标中,证券分析师预测的准确性与市场信息总量水平有关系,所以分析师预测的准确性可以用来衡量企业的信息环境水平(林晚发等,2020)。具体地,我们以分析师预测的偏误和分歧度来衡量国有企业的信息环境,从而研究国有企业聘用职业经理人是否能改善企业的信息环境这一重要问题。

文章通过大样本实证研究发现:国有企业聘用职业经理人能够降低分析师预测的偏误和分歧度,在考虑混合所有制改革和其他随机干扰因素后该结论同样成立。接着,影响机制检验表明:职业经理人通过提高国有企业与外部信息中介沟通的效率和内部控制质量这两方面提高了分析师预测准确性。进一步检验发现:当基金持股比例较高、国有企业处于市场化程度较高的省份或者在成立时间较久的企业中,职业经理人能够更有效地提高分析师预测的准确度;中央企业和地方国企聘用职业经理人均能影响分析师预测。最后,我们通过PSM和去除北上广深四个城市的样本后进行稳健性检验,文章的结论仍然存在。

文章可能的研究贡献如下:(1)我们在如何量化国有企业市场化聘任职业经理人的方法这一方面进行了尝试,能够为后续研究提供借鉴和帮助,且丰富了国有企业聘用职业经理人的经济后果领域的文献。目前,较少有文章考察职业经理人制度在国有企业推行的效果如何。我们选取分析师预测作为研究视角,实证结果表明,国有企业聘用职业经理人能够提高分析师预测的准确度,是对该领域文献的有益补充。(2)信息环境对企业经营行为能够起到重要影响,而国有企业高管基于政治晋升等目标,更有动机隐瞒坏消息(Piotroski等,2015)。这也导致了相对于民营企业,国有企业的信息透明度较差的现象(黄超和黄俊,2016)。文章探索了能够改善国有企业信息环境的有效途径,可以为国有企业改革提供实务借鉴意义。(3)大多数国企的高管并非典型的职业经理人,他们同时具备经济人和公共人的特征(辛清泉和谭伟强,2009;徐细雄,2012)。文章的结论提供了职业经理人制度能够有效地在国有企业运行的有利证据,能够帮助政府更全面地评价国有企业人事制度改革的效果。

二、文献回顾与研究假设

(一) 国有企业信息环境领域的研究

长期以来,研究者们普遍认为相对于非国有控股企业,国有企业的信息透明度更低(刘立国和杜莹,2003;王化成和佟岩,2006)。该现象产生的部分原因在于:国有企业高管的身份具有双重性——经营管理人员和政府官员,政府官员身份往往更占主导,导致其行政能力要强于经营能力。虽然近期有文献指出,与政府的密切关系可能为国有企业带来信息优势,该优势会提高国有企业的所得税信息质量(刘行和赵晓阳,2021)。但是,控制权的集中会导致管理层在生成和对外报出财务报告过程中进行会计选择(Healy和Palepu,2001;Feng等,2010)。企业绩效会在一定程度上影响高管的政治晋升,所以在面临政治晋升等敏感时期时,他们更有动机隐瞒坏消息(Piotroski等,2015)。现有的治理机制对具有行政身份的国企高管发挥有效治理和监督的作用较弱(陈仕华等,2014)。特别是当总经理兼任董事长时,将会增大企业财务舞弊的风险(Dechow等,1996;Carcello和Nagy,2004;Farber,2005)。

监管层已经意识到该问题并逐步制定了改革措施。例如,中共中央、国务院于2015年印发的《关于深化国有企业改革的指导意见》推出了职业经理人制度,要求国有企业实行内部培养和外部引进相结合,畅通现有经营管理者与职业经理人身份转换通道,董事会按市场化方法选聘和管理职业经理人,合理增加市场化选聘比例。虽然内部晋升有能力的员工是提高国有企业高层管理人员的能力的一条有效渠道(张霖琳等,2015)。但国有企业仍面临着内部转化较难,花费时间也较多,同时内部转换仍可能存在权力集中的问题。要深入推进国有企业人事制度改革,外部招聘职业经理人便成了一项重要的专项行动。

影响企业信息环境的诸多因素可归因于管理层的能力和动机(Rose和Shepard,1997)。考虑到内部控制质量和外部沟通效率都与高管的管理能力和动机直接相关。而且,文章研究的主题是职业经理人这一特殊的高管群体与信息环境之间的关系。因此,我们分别对内部控制质量、外部沟通效率与企业信息环境领域的文献进行归纳分析。

1. 内部控制质量与企业信息环境

有文献指出内部控制质量直接决定了企业的会计信息的可靠性(Doyle等,2007;Ashbaugh-Skaife等,2008;Altamuro和Beatty,2010)。内部控制缺陷往往会导致较差的企业信息环境(Goh和Li,2011)。国内学者结合中国的资本市场对内部控制与企业信息环境的关系的研究也普遍支持内部控制质量能够影响企业信息环境的结论。具体地,高质量的内部控制能够有效提高企业盈余质量(董望和陈汉文,2011;方红星和金玉娜,2011),也能够提高企业信息披露的水平,从而在整体上改善企业的信息环境(杨有红和汪薇,2008)。同时,内部控制制度是由企业高管所制定、执行和监督。作为企业高管的职业经理人具有较强的经营管理能力,对于日常经营管理驾轻就熟(Hambrick等,2007)。从该逻辑出发,职业经理人可能会通过影响内部控制质量进而改善企业信息环境。

2. 外部沟通效率与企业信息环境

企业与外部信息中介沟通的方式有许多,现场调研是其中较为有效的一种。2003年推出的《深圳证券交易所上市公司投资者关系管理指引》中关于现场参观调研的部分明确指出,“上市公司可尽量安排投资者、分析师及基金经理等到公司或募集资金项目所在地进行现场参观。上市公司有必要在事前对相关的接待人员给予有关投资者关系及信息披露方面必要的培训和指导。”在有意愿参与现场调研的群体中,证券分析师是主要的调研群体之一。已有研究也支持了分析师参与现场调研的正面效果。例如,胡奕明等(2003)通过问卷调查研究发现,调研是证券

分析师获取非公开资料的主要渠道,分析师的实地调研有助于降低企业盈余管理行为(Jensen和Meckling, 1976; Yu, 2007; 李春涛等, 2016; 王珊, 2017),也能帮助分析师挖掘行业内有价值的股票(肖斌卿等, 2017)。

(二) 分析师预测与企业信息环境的相关文献

关于分析师预测的研究已较为成熟。会计信息持续稳健(吴锡皓和胡国柳, 2015)和高质量的信息披露(Byard和Shaw, 2003; 方军雄, 2007)均能够提高分析师预测的准确性。分析师的预测会受企业的信息环境的影响,进而形成一种信息传递观,当分析师从跟踪的企业获取的信息更多和更及时,他们做出预测的准确性将更高。根据信息传递观,分析师预测准确度能够衡量企业的信息环境(Lang等, 2003),具有更多准确预测的分析师则表明公司拥有更好的信息环境,即分析师预测被认为是信息环境的指示器。例如,Barry和Brown(1985)将分析师预测的分歧程度作为企业信息可获得量的代理变量之一。张纯和吕伟(2009)研究表明,更多的信息中介(分析师)参与公司的信息传递营造了较好的信息传播环境。在衡量信息环境的诸多指标中,证券分析师预测的准确性与市场信息总量水平有关系,所以分析师预测可以用来衡量企业的信息环境水平(林晚发等, 2020)。

通过以上理论分析,对现有研究的评述如下:首先,我国学者们普遍意识到国有企业的管理者能够对企业信息环境产生重要影响,但是关于国有企业聘用职业经理人的研究非常匮乏。其次,国企改革的重要措施之一是建立国有企业领导人员分类分层管理制度。国务院国有企业改革领导小组提出的操作指引明确国有企业可以通过“市场化选聘、任期制管理、契约化管理”等环节聘用职业经理人,让职业经理人平稳有效地踏进国有企业经营管理人才队伍。然而,这一制度实施的现状和经济后果的研究并不多见。最后,国有企业信息环境不佳也是学术界关注的重点问题。已有大量研究表明,企业的信息环境与分析师预测存在高度相关性。因此,我们从分析师预测准确性的视角分析国有上市公司聘用职业经理人与企业信息环境之间的关系能够拓展国有企业改革领域的研究视角。

(三) 研究假设

职业经理人的专业技能主要集中在管理能力而非行政能力。高管的管理能力与企业的信息环境息息相关(Aier等, 2005)。Geiger和North(2006)研究发现,相较于内部晋升,企业外聘财务负责人之后的应计质量更高。国有企业聘用外部职业经理人后,经理人有动机提高以分析师预测准确性为衡量标准的信息环境,以便向资本市场呈现关于该国有企业有利的信号。而且,奖金和与实现财务目标挂钩的薪酬也会促使职业经理人立即采取措施以完成他们的考核目标。已有研究表明,内部控制质量和外部沟通效率都与管理层的特征有关(廖明情等, 2021; 李瑞敬等, 2022)。一直以来,国有企业的内部控制质量相对较低(刘运国等, 2016),而且内部控制质量能够显著影响分析师预测。职业经理人相较于行政背景的管理者更熟悉资本市场运作的机制,同时也更注重、更了解如何与外部信息中介(例如分析师)沟通,进而提高分析师对该企业的预测准确性。综合以上方面,我们从职业经理人的能力和动机这两方面分析他们如何通过提高内部控制质量和外部沟通效率进而影响分析师预测。

从职业经理人具有的可以改善国有企业内部控制质量的能力来看。职业经理人在提升治理效率方面较原国有企业高管有着更丰富的经验。职业经理人注重的是经营能力而非行政能力,具备企业管理经验的管理者更有能力制定完善和高效的决策来提高上市公司的内部控制质量。这主要是因为:管理者的决策是建立在其知识体系和经验技能的基础上(Nicolosi和Yore, 2015),知识体系可以通过教育经历获取,也可以通过实践经历积累,而经验技能一般只能通过实践经历获取。Custodio等(2013)研究发现,管理者的工作经历能够为其积累管理技能

以及获取某一领域的专业技能。Hambrick等(2007)也发现高管的不同经历和特质能够影响企业的治理效率。除此之外,已有大量文献考察了企业管理者的早期经历对其决策的影响。例如,技术相关工作经历(Daellenbach等,1999)和军队经历(Luo等,2017)等。如果上市公司的管理者为职业经理人,那么他们的早期工作经历能够为其积累内部控制的经验和专业技能。同时,该类管理者对国有企业和非国有企业的内部控制制度都有一定程度的了解,他们可以从多种产权性质的治理方式中取长补短,然后将更专业和高效的方式用到国有上市公司的治理中,进而提高国有企业的内部控制质量。从职业经理人可以改善国有企业的内部控制质量的动机来看。根据政府提出的针对职业经理人采用以聘任合同和业绩合同为基础的契约化的管理方式。职业经理人的薪酬与企业业绩挂钩是市场化选聘职业经理人制度的核心内容之一。职业经理人在动机上会更倾向于提高公司内部控制质量,帮助他们完成考核任务。这主要是较好的内部控制质量能够提升企业的业绩(张川等,2009)。因此,我们认为职业经理人有能力也有动机改善内部控制质量。如前面的文献综述所言,高质量的内部控制能够有效提高企业盈余质量(董望和陈汉文,2011;方红星和金玉娜,2011),也能够提高企业信息披露的水平,从而在整体上提高分析师预测的准确性(董望等,2017;王迪等,2019),最终能够改善企业信息环境。

从职业经理人具有的能够提高国有企业与外部信息中介沟通效率的能力来看。职业经理人在熟悉资本市场运作机制的方面比传统国企高管更具有优势。柯江林等(2007)研究发现,国有背景的总经理其实是一种行政岗位,其政治能力更出众,但其与资本市场信息中介沟通的能力不足。遵循该逻辑,相较于原有的具有行政能力的国有企业高管,职业经理人的能力更集中在熟知资本市场运作机制,更能有效地与资本市场中的信息中介(包括分析师)进行沟通,从而降低两者间的信息不对称,最终提高分析师对该企业的预测准确性。从职业经理人可以提高国有企业与外部信息中介沟通效率的动机来看。国有企业市值是对管理层的重要考核目标,职业经理人可以通过与外部信息中介积极沟通来降低公司股价被低估的风险,进行市值管理从而实现考核目标。国资委曾下发《关于做好央企控股上市公司2021年投资者沟通工作有关事项的通知》,该通知提出中央企业要全面梳理上市公司投资者沟通工作情况,指导境内上市公司在年度报告披露后及时召开业绩说明会,帮助投资者更好了解上市公司情况。该通知意味着国有企业的监管机构已经非常重视与资本市场投资者的沟通。综上所述,上市公司与资本市场信息中介的有效沟通是企业管理者的职责之一,职业经理人为实现考核目标更有动机与外部信息中介进行更加充分的沟通以降低国有企业与外部信息中介之间的信息不对称,最终能够提高分析师预测的准确性。

总体上,职业经理人有足够的能力和充分的动机提高企业与外部信息中介沟通效率和内部控制质量,进而提高分析师对国有企业盈余预测的准确性。根据以上推断,我们提出文章的研究假设:

研究假设:在其他条件相同的情况下,国有企业聘用职业经理人能够提高分析师预测的准确性。

三、研究设计

(一)样本来源

文章以2007—2018年的国有上市公司为样本。我们将上市公司的实际控制人属性为国资委、地方政府、地方国有企业、中央国家机关、中央国家企业的情形界定为国有企业。实际控制人属性数据来自WIND数据库。进一步,我们剔除了金融行业和ST的样本。分析师预测数据、公

司财务数据、总经理和财务总监的简历数据均来自CSMAR数据库。为了防止极端值对结论的影响,我们对所有的连续型变量进行了1%和99%水平上的缩尾处理。

(二) 分析师预测偏误和分析师预测分歧度

借鉴Dhaliwal等(2011)、王玉涛和王彦超(2012)的研究,我们以分析师预测的EPS(earnings per share)与EPS实际值的误差表示分析师预测的平均偏误,即为FE,来衡量企业的信息环境。具体见模型(1):

$$FE_{i,t} = \frac{Mean[Abs(FEPS_{i,t} - EPS_{i,t})]}{Abs(EPS_{i,t})} \quad (1)$$

在模型(1)中,变量FEPS表示分析师对每股盈余的预测值。EPS为上市公司实际的每股盈余。FE的值越大,分析师预测偏误越大,即跟踪该公司的所有分析师预测的准确性普遍较低。同时,文章以分析师预测偏误的标准差度量预测分歧度(FD)。FE和FD为被解释变量,用以衡量企业的信息环境。当分析师盈余预测误差(FE)越低或者预测分歧度(FD)越低时,公司的信息环境就越好。

(三) 职业经理人的界定标准

Manager为虚拟变量,表示上市公司*i*在年度*t*的总经理或财务总监是否为职业经理人^①。文章采用人工识别总经理和财务总监的工作经历来界定其是否为职业经理人。对职业经理人的界定条件为:条件一,在进入国有上市公司之前,总经理或财务总监没有在其他国有企业的工作经历;条件二,在进入国有企业前曾在外资企业担任中高层管理人员;条件三,在进入国有企业前曾在民营企业担任过中高层管理人员,且该民营企业不具有任何国有股份。当同时满足条件一和条件二或者同时满足条件一和条件三时,我们将该总经理或财务总监界定为职业经理人。

(四) 内部控制质量和外部沟通效率

文章采用迪博数据库提供的内部控制指数来表示企业的内部控制质量。INTER_{*i,t*}为迪博数据库提供的公司*i*在年度*t*的内部控制指数的自然对数。该指标的值越高,意味着公司的内部控制机制越完善。我们采用分析师实地调研次数作为公司与外部信息中介(分析师)沟通效率的代理变量,Visit_{*i,t*}为分析师实地调研次数之和的自然对数。Visit的值越高,公司与外部信息中介(分析师)的沟通效率越高。分析师调研数据来自CSMAR数据库。

(五) 变量定义及模型设计

$$\begin{aligned} ANA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Manager_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Roa_{i,t} + \beta_4 Leverage_{i,t} + \beta_5 OCF_{i,t} \\ & + \beta_6 Dbt_{i,t} + \beta_7 Meeting_{i,t} + \beta_8 Four_{i,t} + \beta_9 Big10_{i,t} + \beta_{10} Hold_{i,t} \\ & + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

文章以模型(2)验证研究假设。被解释变量为ANA,在回归模型中以FE和FD表示。解释变量为Manager,该变量为虚拟变量,当国有企业的总经理或财务总监为职业经理人时,Manager取值为1,否则取值为0。CEO表示国有企业的总经理是否为职业经理人,是则为1,否则为0。CFO表示国有企业的财务总监是否为职业经理人,是则为1,否则为0。

模型(2)为多时点差分模型。我们借鉴Qiu和Fan(2009)、何贤杰等(2014)以及刘馨茗等(2021)的文章的做法构建了多时点差分模型。具体地,该模型主要由三个变量构成:年份固定效应(Year)、公司固定效应(Firm)、是否聘用职业经理人的虚拟变量(Manager)。Manager相当

^①文章选择总经理和财务总监这两个职位的原因是:已有文献表明,总经理和财务总监都能够对企业的信息质量产生影响(许楠等,2016;汪芸倩和王永海,2019)。国有企业的董事长需要上级组织委派,不是职业经理人制度试点的对象。

于横截面上的公司类型与时间序列上的聘用年度的交乘项,也被称作difference-in-difference的估计量。

控制变量如下:*Size*为公司年末总资产的自然对数;*Roa*为年度净利润/(期初总资产与期末总资产均值);*Leverage*为年末总负债/年末总资产;*OCF*为年末经营活动现金净流量/年末总资产;*Db1*为当年度独立董事比例;*Meeting*为公司当年度召开董事会会议次数的自然对数;*Four*表示会计师事务所是否为国际四大所,是为1,不是为0;*Big10*表示会计师事务所是否为国内前十大所,是为1,不是为0;*Hold*表示基金公司在*t*年末持有国有企业的股权比例之和;*Year*表示年度虚拟变量;*Firm*表示公司固定效应变量。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表1列示了变量的描述性统计。*FE*和*FD*的均值分别为2.354和1.456。*FE*和*FD*的标准差分别为5.656和3.578。根据分位数可以得出,分析师预测偏误和分歧存在较大差异,且存在上偏的现象。解释变量*CEO*的均值为0.024,意味着样本中存在2.4%的国有企业的总经理为职业经理人;*CFO*的均值为0.077,意味着样本中存在7.7%的国有企业的财务总监为职业经理人;*Manager*的均值为0.095,意味着样本中存在9.5%的国有企业的总经理或财务总监为职业经理人。

表1 变量的描述性统计

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 一分位数 | 中位数 | 三分位数 |
|-----------------|------|--------|-------|--------|--------|--------|
| <i>FE</i> | 6850 | 2.354 | 5.656 | 0.254 | 0.610 | 1.707 |
| <i>FD</i> | 6850 | 1.456 | 3.578 | 0.166 | 0.377 | 1.017 |
| <i>CEO</i> | 6850 | 0.024 | 0.154 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| <i>CFO</i> | 6850 | 0.077 | 0.267 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| <i>Manager</i> | 6850 | 0.095 | 0.294 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| <i>Size</i> | 6850 | 22.670 | 1.281 | 21.740 | 22.540 | 23.500 |
| <i>Roa</i> | 6850 | 0.042 | 0.051 | 0.015 | 0.035 | 0.065 |
| <i>Leverage</i> | 6850 | 0.509 | 0.195 | 0.361 | 0.519 | 0.661 |
| <i>OCF</i> | 6850 | 0.053 | 0.071 | 0.013 | 0.052 | 0.095 |
| <i>Db1</i> | 6850 | 0.367 | 0.054 | 0.333 | 0.333 | 0.375 |
| <i>Meeting</i> | 6850 | 2.168 | 0.372 | 1.946 | 2.197 | 2.398 |
| <i>Four</i> | 6850 | 0.091 | 0.288 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| <i>Big10</i> | 6850 | 0.516 | 0.500 | 0.000 | 1.000 | 1.000 |
| <i>Hold</i> | 6850 | 4.786 | 6.713 | 0.460 | 2.052 | 6.234 |
| <i>INTER</i> | 6662 | 6.515 | 0.138 | 6.463 | 6.531 | 6.580 |
| <i>Visit</i> | 4226 | 0.445 | 0.827 | 0.000 | 0.000 | 0.693 |

表2列示了国有企业的职业经理人在样本年度的分布情况。*Manager*=1的样本量基本上呈现出随时间推移逐步增加的趋势。2007年*Manager*=1的样本量为25,占职业经理人样本总量的比例为3.82%。2018年共有80家国有企业聘用了职业经理人,是样本期间内最多的年份。2018年较2007年,聘用职业经理人的国有企业增加了55家,涨幅为220%,该趋势意味着职业经理人制度在国有企业中越来越普遍,是一个值得研究的领域。未列示的表格显示聘用职业经理人的现象在各个行业均存在,意味着文章的发现并不集中在某些行业,是一个较为普遍的现象。^①

^①限于篇幅,此处以及后文中的多处未列示相关表格,仅报告了主要结果。文章中的所有表格留存备案。

表2 样本年度分布的描述性统计

| Year | Manager=1 | | CEO=1 | | CFO=1 | | Year | Manager=1 | | CEO=1 | | CFO=1 | |
|------|-----------|------|-------|------|-------|-------|------|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | n | % | n | % | n | % | | n | % | n | % | n | % |
| 2007 | 25 | 3.82 | 8 | 4.83 | 17 | 3.21 | 2013 | 50 | 7.65 | 8 | 4.83 | 43 | 8.11 |
| 2008 | 37 | 5.66 | 10 | 6.02 | 29 | 5.47 | 2014 | 51 | 7.80 | 10 | 6.02 | 45 | 8.49 |
| 2009 | 46 | 7.03 | 10 | 6.02 | 38 | 7.17 | 2015 | 64 | 9.79 | 18 | 10.84 | 49 | 9.25 |
| 2010 | 51 | 7.80 | 9 | 5.42 | 45 | 8.49 | 2016 | 64 | 9.79 | 18 | 10.84 | 50 | 9.43 |
| 2011 | 60 | 9.17 | 9 | 5.42 | 54 | 10.19 | 2017 | 66 | 10.09 | 24 | 14.46 | 49 | 9.25 |
| 2012 | 60 | 9.17 | 10 | 6.02 | 53 | 10.00 | 2018 | 80 | 12.23 | 32 | 19.28 | 58 | 10.94 |

(二)假设检验的回归结果

为检验文章的研究假设,表3采用多时点差分模型,该模型能够展示剔除时间趋势等因素后国有企业聘用职业经理人影响分析师预测准确性的净效应。第(1)至(3)列回归的因变量为分析师预测偏误(FE)。 $Manager$ 、 CEO 、 CFO 的回归系数至少在5%的水平上显著为负,反映出国有企业聘用职业经理人能够显著提高分析师预测准确度,从而验证了文章的研究假设。第(4)至(6)列的因变量为分析师预测分歧度(FD)。 $Manager$ 、 CEO 、 CFO 的回归系数同样至少在5%的水平上显著为负。

表3 假设检验的回归结果

| | Y=FE | | | Y=FD | | |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) X=Manager | (2) X=CEO | (3) X=CFO | (4) X=Manager | (5) X=CEO | (6) X=CFO |
| Constant | 0.351 (0.08) | 0.255 (0.06) | 0.268 (0.06) | -1.339 (-0.46) | -1.392 (-0.48) | -1.399 (-0.48) |
| X | -1.002*** (-2.84) | -1.890*** (-2.98) | -0.822** (-2.08) | -0.665*** (-2.96) | -1.092*** (-2.70) | -0.580** (-2.30) |
| Size | 0.221 (1.05) | 0.224 (1.07) | 0.224 (1.07) | 0.193 (1.45) | 0.195 (1.46) | 0.196 (1.46) |
| Roa | -25.901*** (-12.97) | -25.799*** (-12.92) | -25.885*** (-12.96) | -12.475*** (-9.81) | -12.407*** (-9.76) | -12.467*** (-9.80) |
| Leverage | -4.385*** (-5.40) | -4.388*** (-5.41) | -4.373*** (-5.39) | -2.034*** (-3.94) | -2.033*** (-3.93) | -2.027*** (-3.92) |
| OCF | -3.492*** (-2.89) | -3.539*** (-2.93) | -3.494*** (-2.89) | -2.183*** (-2.84) | -2.214*** (-2.88) | -2.183*** (-2.84) |
| Dbl | 0.311 (0.16) | 0.210 (0.11) | 0.265 (0.14) | -0.811 (-0.67) | -0.888 (-0.73) | -0.834 (-0.69) |
| Meeting | -0.139 (-0.55) | -0.141 (-0.56) | -0.144 (-0.57) | -0.083 (-0.51) | -0.085 (-0.53) | -0.086 (-0.53) |
| Four | 0.412 (0.74) | 0.471 (0.85) | 0.392 (0.71) | 0.516 (1.46) | 0.547 (1.55) | 0.504 (1.43) |
| Big10 | -0.097 (-0.48) | -0.112 (-0.56) | -0.085 (-0.42) | -0.056 (-0.44) | -0.065 (-0.51) | -0.048 (-0.38) |
| Hold | -0.049*** (-3.45) | -0.048*** (-3.35) | -0.049*** (-3.45) | -0.025*** (-2.76) | -0.024*** (-2.67) | -0.025*** (-2.77) |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| FIRM | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 6850 | 6850 | 6850 | 6850 | 6850 | 6850 |
| Adj.R ² | 0.158 | 0.158 | 0.158 | 0.147 | 0.147 | 0.147 |

注:括号内数值为t值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,以下同。

表3的结果也具有相当的经济含义,以第(1)列和第(4)列为例,聘用职业经理人的国有企业的 FE 和 FD 的取值比未聘用职业经理人的样本平均低42.57%(1.002/2.354)和45.67%

(0.665/1.456),该结果具有相当显著的经济意义。此外,*Roa*、*OCF*、*Leverage*和*Hold*都与*FD*和*FE*在1%上显著负相关,符合已有研究的发现。需要说明的是,由于总经理和财务总监为职业经理人的情况均能对分析师预测产生影响,在后文的分析中我们只选用*Manager*为自变量。

(三)内生性问题

1.混合所有制改革的影响

在国有企业的众多改革措施中,混合所有制改革也会对国有企业行为产生重大影响(杨娜等,2020;马新啸等,2021)。所以职业经理人与分析师预测的关系可能是一种伪关系,即文章的结果其实是混合所有制改革带来的。为了缓解这一内生性问题对文章结论的影响,该部分将按照国有企业是否进行了混合所有制改革将样本分为两类进行分组检验。我们借鉴马新啸等(2021)的文章对国有企业是否发生混改进行衡量,具体地,如果国有企业的董事会、监事会和高管团队中存在非国有股东委派的董事、监事和高管,则认为该国有企业发生了混改,即*D_DUM*取值为1;否则认为没有发生混改,*D_DUM*取值为0。在CSMAR数据库提供的中国上市公司股东关系和高管特征数据基础上,我们识别和整理出与国有股东不存在托管经营、授权经营、一致行动人等关系的非国有股东,以及后者向国有上市公司委派的董事、监事和高管人员。表4的回归结果表明,无论国有企业是否发生混改,*Manager*与*FE*(*FD*)都存在显著负相关关系。该结果具有两层含义:一是在进行混合所有制改革的国有企业样本内部,即当样本企业都进行了混改时,职业经理人仍能起作用。二是无论国企是否进行混改,职业经理人都能对分析师预测产生影响。表4的结果能够在一定程度上排除混合所有制改革这一共同事件带来的内生性问题。

表4 内生性分析:混合所有制改革

| | Y=FE | | Y=FD | |
|--------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | D_DUM=1 | D_DUM=0 | D_DUM=1 | D_DUM=0 |
| <i>Constant</i> | -8.651 (-0.59) | 0.042 (0.01) | -6.029 (-0.69) | -1.542 (-0.33) |
| <i>Manager</i> | -1.349* (-1.85) | -0.947** (-2.25) | -0.865** (-1.99) | -0.537** (-1.98) |
| <i>Size</i> | 0.496 (0.79) | 0.259 (1.11) | 0.318 (0.85) | 0.205 (1.36) |
| <i>Roa</i> | -28.549*** (-5.72) | -24.035*** (-10.75) | -14.527*** (-4.88) | -11.237*** (-7.79) |
| <i>Leverage</i> | -1.845 (-0.83) | -4.690*** (-5.08) | -0.629 (-0.47) | -2.070*** (-3.48) |
| <i>OCF</i> | -3.857 (-1.38) | -3.929*** (-2.90) | -1.553 (-0.93) | -2.677*** (-3.06) |
| <i>Dbl</i> | 2.222 (0.44) | -0.998 (-0.47) | 2.055 (0.68) | -1.558 (-1.14) |
| <i>Meeting</i> | 0.218 (0.36) | -0.343 (-1.21) | 0.040 (0.11) | -0.170 (-0.93) |
| <i>Four</i> | 0.088 (0.05) | 0.594 (0.96) | 0.540 (0.56) | 0.431 (1.08) |
| <i>Big10</i> | -0.910** (-1.99) | 0.057 (0.25) | -0.641** (-2.36) | 0.043 (0.29) |
| <i>Hold</i> | -0.068* (-1.84) | -0.050*** (-3.16) | -0.018 (-0.82) | -0.028*** (-2.71) |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>FIRM</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 1228 | 5622 | 1228 | 5622 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.324 | 0.149 | 0.288 | 0.140 |

2. 安慰剂检验缓解随机因素的干扰

为了缓解随机因素的干扰,我们借鉴周茂等(2019)和黄冠华等(2021)随机指派处理组的方法进行安慰剂检验。具体步骤为:(1)从样本中随机指派虚拟 $Manager$ 变量,即不论国有企业是否聘用了职业经理人,当随机指派该国有企业为处理组时,虚拟 $Manager$ 赋值为1,否则为0。(2)以虚拟处理组按照模型(2)进行回归,获取回归结果。我们重复了随机指派处理组的步骤500次,图1为伪回归的系数分布,曲线为拟合的伪系数,点代表了500个随机组的P值,横轴为估计系数,纵轴为P值。图1中,伪系数拟合曲线和P值分布都接近均值为0的正态分布,同时P值多大于0.1,意味着在随机指派处理组的方法下,虚拟 $Manager$ 变量对 FE 和 FD 的影响并不显著。此外,根据表3的真实主回归系数-1.002和-0.665,也即图1中的垂直虚线,离两条伪系数的拟合曲线的集中区域较远,进而得出国有企业聘用职业经理人对分析师盈余预测准确度的影响不受随机因素的干扰。

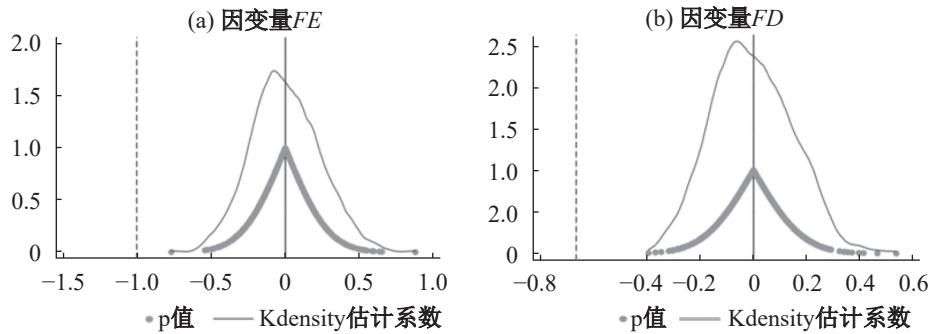


图1 安慰剂检验

(四)影响机制的检验

文章借鉴Baron和Kenny(1986)、温忠麟等(2005)以及权小锋等(2015)的Sobel中介因子检验方法,采用三阶段回归模型对影响机制进行检验。表5对国有企业聘用职业经理人影响分析师预测是否存在内部控制质量的中介效应进行检验。从实证结果来看,无论因变量是 FE 还是 FD ,在加入中介效应变量($INTER$)后, $Manager$ 的系数的绝对值和显著性都出现了降低,且 FE 组和 FD 组的Sobel值分别为-2.588和-2.424,均在5%的水平下显著。根据中介效应的判断标准,国有企业聘用职业经理人影响分析师预测存在部分的内部控制的中介效应。

表5 影响机制的检验结果:内部控制质量

| 因变量 | FE | | | FD | | |
|--------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | Path a FE | Path b $INTER$ | Path c FE | Path a FD | Path b $INTER$ | Path c FD |
| Constant | 1.554 (0.28) | 5.424*** (47.76) | 21.360*** (3.24) | 0.216 (0.06) | 5.424*** (47.76) | 9.971** (2.38) |
| Manager | -0.924*** (-2.61) | 0.021*** (2.91) | -0.848** (-2.40) | -0.601*** (-2.68) | 0.021*** (2.91) | -0.564** (-2.51) |
| INTER | | | -3.651*** (-5.65) | | | -1.798*** (-4.38) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Sobel Z | | | -2.588** | | | -2.424** |
| Sobel Z对应的P值 | | | (0.01) | | | (0.02) |
| N | 6662 | 6662 | 6662 | 6662 | 6662 | 6662 |
| Adj.R ² | 0.168 | 0.428 | 0.172 | 0.159 | 0.428 | 0.161 |

表6对国有企业聘用职业经理人影响分析师预测是否存在外部沟通效率的中介效应进行检验。无论因变量是FE还是FD,在加入中介效应变量(Visit)后,Manager的系数的绝对值和显著性均出现了降低,且FE组和FD组的Sobel值分别为-1.959和-1.773,均在10%的水平下显著。根据中介效应是否存在的判断标准,国有企业聘用职业经理人影响分析师预测存在部分的外部沟通效率的中介效应。

表6 影响机制的检验结果:外部沟通效率

| | Path_a | Path_b | Path_c | Path_a | Path_b | Path_c |
|--------------------|----------------------|--------------------|----------------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| | FE | Visit | FE | FD | Visit | FD |
| Constant | -17.631* (-1.79) | -0.290 (-0.39) | -17.825* (-1.81) | -13.471** (-2.22) | -0.290 (-0.39) | -13.568** (-2.23) |
| Manager | -1.502*** (-2.96) | 0.101*** (2.61) | -1.435*** (-2.82) | -0.811*** (-2.59) | 0.101*** (2.61) | -0.777** (-2.48) |
| Visit | | | -0.666*** (-2.97) | | | -0.335** (-2.42) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Sobel Z | | | -1.959* | | | -1.773* |
| Sobel Z对应的P值 | | | (0.05) | | | (0.08) |
| N | 4226 | 4226 | 4226 | 4226 | 4226 | 4226 |
| Adj.R ² | 0.202 | 0.764 | 0.204 | 0.193 | 0.764 | 0.194 |

表5和表6的回归结果在总体上表明,职业经理人提高了企业的内部控制质量和与外部信息中介(分析师)沟通效率进而提高了分析师预测的准确性。

(五)稳健性分析

1.倾向得分匹配(PSM)样本的回归结果

我们也采用了倾向评分匹配(PSM)的方法,进行1比1的样本匹配后重新对假设进行检验。具体地,文章将聘用职业经理人的国有企业设为实验组,将没有聘用职业经理人的国有企业设为对照组。再按企业的资产收益率,资产规模,资产负债率,经营活动现金净流量,独立董事比例,年度董事会会议次数,会计师事务所是否是国际四大以及是否为本土十大,基金持股比例,行业以及年度虚拟变量进行第一阶段回归,进而选择匹配样本。

图2列示了匹配前后的核密度函数图。由匹配前的核密度函数图(图a)可以看出,实验组和对照组都向左偏,但对对照组更为集中,两组样本的倾向得分值的概率密度分布存在一定程度上的差异。匹配后的核密度函数图(图b)可以看出,匹配后的两组剩余样本的概率密度分布趋于

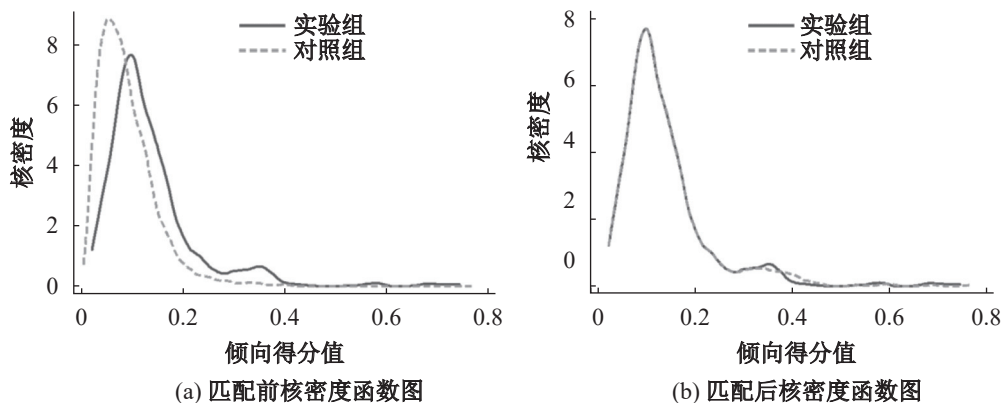


图2 核密度函数图

一致,表明样本的选择性偏差基本消除。未列示的平衡性检验的结果显示,实验组和对照组样本之间的数据特征趋于一致,即匹配后两组样本的控制变量不存在显著差异,符合可比性要求。采用倾向评分匹配(PSM)的方法,进行1比1的匹配效果良好。

表7列示了以匹配后的样本进行回归的结果。*Manager*和*FE*、*FD*均在5%的水平上显著为负。说明进行1比1的样本匹配后,国有企业聘用职业经理人同样能够显著降低分析师预测偏误和预测分歧度,验证了文章的研究假设。

表7 采用PSM的样本对假设进行验证的回归结果

| | (1) | (2) |
|---------------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>FE</i> | <i>FD</i> |
| <i>Constant</i> | 17.541 (1.28) | 7.285 (0.93) |
| <i>Manager</i> | -1.225** (-2.27) | -0.726** (-2.33) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 1308 | 1308 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.259 | 0.280 |

2.剔除北上广深地区样本后的结果

分析师的工作地点多集中在北上广深这四个城市,以往研究已经发现地理距离能够影响分析师的预测(Cavezzali等,2014)。因此,我们将注册地为这四个城市的样本删除后进行稳健性检验。检验剩余省份中*Manager*对分析师预测准确度的影响。文章发现,在去除北上广深四个城市后,未列示的回归结果表明,*Manager*与*FE*仍能在5%的水平上显著负相关,*Manager*与*FD*在1%的水平上显著负相关。

五、进一步检验

(一)中央企业和地方国企的影响

无论从国企级别还是基于《中央企业负责人经营业绩考核办法》,中央企业和地方国企在推进领导人员分类分层管理方面可能存在差异。文章按照国有企业是否为中央企业进行划分。具体地,我们将实际控制人性质为中央国有企业和国务院国有资产监督管理委员会的企业界定为中央企业;将实际控制人性质为:中央国家机关、地方政府、地方国有企业、地方国资委的企业界定为地方国有企业。表8的结果表明,当考察对象为中央企业时,*Manager*与*FE*在1%的水平上显著负相关,与*FD*在5%的水平上显著负相关。当考察对象为地方国有企业时,*Manager*与*FE*负相关,边际显著(T值为1.62)。*Manager*与*FD*在5%的水平上显著负相关。总体上,职业经理人在中央企业和地方国有企业中均能提高分析师预测的准确性。

表8 按照公司是否为央企分组的回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------|----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| 被解释变量 | <i>FE</i> (中央企业) | <i>FE</i> (地方国企) | <i>FD</i> (中央企业) | <i>FD</i> (地方国企) |
| <i>Constant</i> | -0.905 (-0.09) | -3.078 (-0.48) | -1.136 (-0.18) | -4.028 (-0.99) |
| <i>Manager</i> | -2.120*** (-2.77) | -0.635 (-1.62) | -0.999** (-2.04) | -0.612** (-2.46) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 2 162 | 4 688 | 2 162 | 4 688 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.123 | 0.181 | 0.120 | 0.168 |

(二)基金持股的影响

基金公司作为重要的机构投资者对分析师预测的作用程度不可忽视(张超等,2021)。那么基金持股比例的不同是否会对国有企业聘用职业经理人与分析师预测之间的关系产生影响呢?文章按基金公司在年末的持股比例之和的中位数将样本分为两个样本组。表9的回归结果表明,在基金持股比例高的样本中,*Manager*与*FE*在5%的水平上显著负相关,然而在基金持股比例低的企业,*Manager*与*FE*之间的关系并不显著相关。同样,在基金持股比例高的样本中,*Manager*与*FD*在5%的水平上显著负相关,在基金持股比例低的样本中,*Manager*与*FD*不显著相关。表9的结果表明,职业经理人能够提高分析师预测准确度的结果仅存在于基金持股比例较高的样本组。

表 9 按照基金持股比例分组的回归结果

| | (1) <i>FE</i> (基金持股比例 高的样本组) | (2) <i>FE</i> (基金持股比例 低的样本组) | (3) <i>FD</i> (基金持股比例 高的样本组) | (4) <i>FD</i> (基金持股比例 低的样本组) |
|---------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| <i>Constant</i> | 3.139 (0.46) | -5.049 (-0.56) | 2.222 (0.50) | -1.657 (-0.29) |
| <i>Manager</i> | -1.127** (-2.41) | -0.392 (-0.67) | -0.786** (-2.56) | -0.428 (-1.18) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 3 425 | 3 425 | 3 425 | 3 425 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.182 | 0.167 | 0.199 | 0.151 |

(三)地区市场化的影响

职业经理人对资本市场的运作机制较为了解,当国有企业所处地区的市场环境越完善,国有企业的职业经理人就越能通过市场机制提高内部控制质量,也能与分析师进行良好的沟通。文章按照国有企业注册地的地区市场化指数的中位数进行分组。表10的结果表明,在市场化指数高的样本中,*Manager*与*FE*在1%的水平上显著负相关,然而在市场化指数较低的样本组中,*Manager*与*FE*之间的关系并不显著相关。第(3)列的结果表明,*Manager*与*FD*在5%上显著负相关。第(4)列的结果表明,*Manager*与*FD*之间的关系并不显著相关。表10的结果表明,职业经理人能够提高分析师预测准确度的结果仅存在于市场化程度较高的样本组。

表 10 按照地区市场化指数分组的回归结果

| | (1) <i>FE</i> (市场化程度 高的样本组) | (2) <i>FE</i> (市场化程度 低的样本组) | (3) <i>FD</i> (市场化程度 高的样本组) | (4) <i>FD</i> (市场化程度 低的样本组) |
|---------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| <i>Constant</i> | 13.341* (1.96) | -9.616 (-0.88) | 8.676** (2.05) | -5.848 (-0.83) |
| <i>Manager</i> | -1.199*** (-2.88) | -0.840 (-1.25) | -0.664** (-2.57) | -0.566 (-1.30) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 3 448 | 3 402 | 3 448 | 3 402 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.190 | 0.127 | 0.166 | 0.120 |

(四)上市公司成立时间的影响

已有研究表明,成立时间晚的公司会面临更严重的信息不对称(Ritter,1991)。如果公司本身的信息不对称程度较高的话,职业经理人对分析师预测准确性的影响程度可能会更低。文章

按照国有企业成立时间中位数进行分组。未列示的结果表明,职业经理人能够提高分析师预测准确度的结果仅存在于成立时间较早的样本中。

六、研究结论与启示

做强国有资本是加快国有经济发展快捷有效的途径,能够为共同富裕提供坚实的物质基础。国有企业在此过程中有着至关重要的地位。国有企业经过了政企分离、所有权经营权分离、改组等方式逐步实现市场化改革,现在正处于进一步改革的阶段。目前,部分国有企业采取了聘用职业经理人的方法来改善企业的信息环境和经营效率。文章以2007—2018年的数据,运用多时点差分模型,检验国有企业聘用职业经理人能否以及如何改善企业的信息环境这一重要问题。文章以分析师预测的准确性作为信息环境的衡量指标,具体地,以分析师预测偏误和分歧度作为具体度量。实证结果表明,职业经理人能够减少分析师预测偏误和分歧度,且在考虑内生性问题和多种稳健性检验后该结论仍然成立。影响机制检验表明:职业经理人通过提高企业与外部信息中介沟通的效率和内部控制质量进而提高了分析师预测的准确度。横截面差异分析表明:无论是中央企业还是地方国企,职业经理人均能发挥作用。但是,职业经理人能够提高分析师预测准确度的现象在基金持股比例较高,国有企业处于市场化程度较高的省份或者国有企业成立时间较早的样本中表现得更加明显。

文章丰富了国有企业聘用职业经理人的经济后果领域的研究。目前,较少有研究考察职业经理人制度在国有企业推行的现状和效果如何,我们以分析师预测作为研究视角是对该领域文献的有益补充。2021年国资委下发《关于做好央企控股上市公司2021年投资者沟通工作有关事项的通知》,该规定也许是源于国有企业的信息透明度较差的现象(黄超和黄俊,2016)。文章的结论表明,无论是中央企业还是地方国企,聘用职业经理人都能够显著降低以分析师为代表的资本市场参与者与国有企业之间的信息不对称。

需要说明的是,在衡量总经理或财务总监是否为职业经理人的方法上,文章也存在一定的局限性。考虑到部分国有企业并不是采取市场化外聘职业经理人的方式,而是通过内部“旋转门”取消总经理或财务总监的编制身份,即采用合同制使体制内的管理者变身为“职业经理人”。但是限于数据的可获得性,目前无法从大样本的角度对该情况进行量化。从实证的角度来看,这一现象其实是会加强文章的实证结果,即将通过内部“旋转门”的方式成为职业经理人的情况考虑进来后,文章的结果应该会更加显著。

主要参考文献

- [1]陈仕华,姜广省,李维安,等.国有企业纪委的治理参与能否抑制高管私有收益?[J].经济研究,2014,49(10):139-151.
- [2]何贤杰,孙淑伟,朱红军,等.证券背景独立董事、信息优势与券商持股[J].管理世界,2014,(3):148-162.
- [3]胡奕明,林文雄,王玮璐.证券分析师的信息来源、关注域与分析工具[J].金融研究,2003,(12):52-63.
- [4]黄冠华,叶志伟,夏誉凤.博士后工作站如何影响企业人力资本升级?[J].外国经济与管理,2021,43(11):122-139.
- [5]李春涛,赵一,徐欣,等.按下葫芦浮起瓢:分析师跟踪与盈余管理途径选择[J].金融研究,2016,(4):144-157.
- [6]李姝,李丹.非国有股东董事会权力能促进国企创新吗?[J].外国经济与管理,2022,44(4):65-80.
- [7]林晚发,赵仲匡,刘颖斐,等.债券市场的评级信息能改善股票市场信息环境吗?——来自分析师预测的证据[J].金融研究,2020,(4):166-185.
- [8]刘馨茗,吴浩翔,胡锋,等.中小投资者行权会影响审计费用吗?——基于多时点双重差分模型的实证研究[J].审计研究,2021,(6):80-89.
- [9]马新啸,汤泰劼,郑国坚.非国有股东治理与国有企业的税收规避和纳税贡献——基于混合所有制改革的视角[J].管理世界,2021,37(6):128-141.

- [10]权小锋, 吴世农, 尹洪英. 企业社会责任与股价崩盘风险: “价值利器”或“自利工具”?[J]. 经济研究, 2015, 50(11): 49-64.
- [11]王玉涛, 王彦超. 业绩预告信息对分析师预测行为有影响吗[J]. 金融研究, 2012, (6): 193-206.
- [12]温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005, 37(2): 268-274.
- [13]杨娜, 黄凌云, 王珏. 混合所有制企业的跨国投资等待时间研究——基于资源依赖理论视角[J]. 外国经济与管理, 2020, 42(3): 92-103.
- [14]张建琦, 黄文锋. 职业经理人进入民营企业影响因素的实证研究[J]. 经济研究, 2003, (10): 25-31, 85.
- [15]Aier J K, Comprix J, Gunlock M T, et al. The financial expertise of CFOs and accounting restatements[J]. *Accounting Horizons*, 2005, 19(3): 123-135.
- [16]Dhaliwal D S, Li O Z, Tsang A, et al. Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting[J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(1): 59-100.
- [17]Geiger M A, North D S. Does hiring a new CFO change things? An investigation of changes in discretionary accruals[J]. *The Accounting Review*, 2006, 81(4): 781-809.
- [18]Luo J H, Xiang Y G, Zhu R C. Military top executives and corporate philanthropy: Evidence from China[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2017, 34(3): 725-755.
- [19]Nicolosi G, Yore A S. “I Do”: Does marital status affect how much CEOs “Do”?[J]. *Financial Review*, 2015, 50(1): 57-88.
- [20]Yu F. Analyst coverage and earnings management[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 88(2): 245-271.

Can the Employment of Professional Executives Improve the Information Quality of SOEs? Evidence from Analyst Forecasts

Sun Shuwei¹, Lu Minmin¹, Yang Yulong²

(1. *School of Accountancy, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China*; 2. *School of Accountancy, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China*)

Summary: In recent years, government departments have continued to launch reform measures to deepen the internal employment system of SOEs. The relevant institutions have gradually made it clear that SOEs can allow professional executives to step smoothly and effectively into the management talent teams through market-based selection and employment, tenure-based management, contractual management and other sessions. Then, whether and in what ways the employment of professional executives in SOEs can have a positive effect cannot be overlooked for understanding the path and economic consequences of personnel system reform in SOEs. This paper chooses to research this issue from the perspective of corporate information quality. Specifically, it measures the information quality of SOEs in terms of the error and divergence of analyst forecasts, defines whether the CEO and the CFO are professional executives in terms of their work experience, selects state-owned listed companies as a sample, and constructs a staggered DID model. Then, the study finds that analysts have significantly lower error and divergence in their forecasts for the SOE when the CEO or the CFO employed is a professional executive. So, professional executives can improve the information quality of SOEs. This finding also holds after considering endogeneity such as mixed-ownership reform and various robust tests. The influence mechanism test shows that professional executives improve analyst forecast accuracy by improving both the efficiency of communication between SOEs and external information

intermediaries and the quality of internal controls. Cross-section variance analyses show that professional executives influence analyst forecast accuracy in both central and local SOEs, but the phenomenon that professional executives can improve analyst forecast accuracy is more evident in samples with higher fund holdings, located in provinces with a higher degree of marketization or established earlier.

The possible contributions of this paper are as follows: First, it is the first attempt to quantify whether a SOE employs professional executives in a market-based format, which provides reference for subsequent studies. This paper also enriches the literature in the field of economic consequences of the employment of professional executives in SOEs. Second, information quality plays an important role in influencing the business behavior of enterprises. However, the information transparency of SOEs is poorer compared to that of private enterprises. This paper explores effective ways that can improve the information quality of SOEs, which provides practical implications for the reform of SOEs. Third, most executives in SOEs are not typical professional executives who possess both economic and public person characteristics. The findings provide favorable evidence that the professional executive institution can operate effectively in SOEs, which helps the government evaluate more comprehensively the effectiveness of promoting the personnel system reform in SOEs.

Key words: SOEs; professional executives; analyst forecasts

(责任编辑:王 孜)