

董事长-CEO 姓氏关系会抑制企业的费用粘性吗?

——基于国有企业的经验证据

杜兴强 殷敬伟

(厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005)

摘要: 姓氏关系属于非正式制度安排的分析范畴, 姓氏相同的两人往往会产生天然的亲近感和身份认同感, 姓氏纽带的存在导致他们在人际交往过程中更可能相互吸引, 并且通过频繁交往建立起关系型社会资本——一种互惠性的规范。这样一种互惠性的规范一方面增加了 CEO 对董事长的承诺, 它可以约束 CEO 打造商业帝国的机会主义行为, 有助于降低企业的费用粘性; 另一方面, 它也可能促使董事长与 CEO 合谋, 导致企业的费用粘性有所提高。基于 2001—2014 年期间沪深两市 A 股国有上市公司的数据, 针对该命题进行探究。结果发现, 董事长和 CEO 姓氏相同的企业费用粘性显著更低, 并且董事长-CEO 姓氏关系对费用粘性的抑制作用, 在第一大股东持股比例较低时更加突出。也就是说, 非正式的制度安排和正式的制度安排在抑制费用粘性方面是相互替代的。不仅拓宽了关于费用粘性影响因素的研究范围, 同时增进了理论界对姓氏关系经济后果的认识。

关键词: 非正式制度; 姓氏关系; 社会资本; 代理问题; 费用粘性; 国有企业

中图分类号: F272.3; F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)02-0116-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.02.009

一、引言

伴随着所有权和控制权的分离, 公司股东和管理层之间的矛盾冲突不断加剧, 由此产生的代理问题已经受到关注。在信息不对称与自身利益最大化目标的驱使下, 管理层存在机会主义动机, 他们往往会通过扩大企业规模(例如企业并购、投资设厂)、提高管理费用等途径来打造商业帝国, 从而满足自身对于权力地位的渴望^[1]。因此, 当企业的业务量上升时, 管理层通常会增加过多的投入以实现自身效用的最大化; 当企业的业务量下降时, 他们却不愿意及时地减少投入。在此情况下, 业务量上升时费用增加的速率, 将会大于业务量下降时费用减少的速率, 也就是存在费用粘性^[2]。

已有大量文献关注正式的制度安排是否能够降低股东与管理层之间的代理成本, 例如股权结构、董事会治理、审计师类型等^[3-5]。除此之外, 也有不少学者探讨亲缘关系作为一项非正式制度对代理成本的影响。Fama and Jensen^[6]指出, 家族企业大多由家族成员进行管理, 在相当大的程度上实现了所有权和经营权的重合, 所以它们几乎不存在代理问题, 即使存在也是微不足道的。Van Den Berghe and Carchon^[7]认为, 植根于亲缘关系的利他主义是家族企业区别于其他企业的本质特征。由

收稿日期: 2019-11-19; 修回日期: 2020-02-01

作者简介: 杜兴强(1974—), 男, 山西芮城人, 管理学博士, 厦门大学管理学院教授、博士生导师, 研究方向为非正式制度安排与会计审计行为; 殷敬伟(1992—), 男, 福建宁德人, 通讯作者, 厦门大学管理学院博士研究生, 研究方向为资本市场会计审计行为。

基金项目: 国家自然科学基金重大项目(71790602); 国家自然科学基金面上项目(71572162); 教育部人文社科基地重大项目(16JJD790032)

于亲缘关系的存在,家族管理者往往更倾向于为了群体的利益而放弃个人的私心,有效地缓解了家族企业内部的代理冲突^[8]。王明琳等^[9]基于差序格局的概念,将配偶关系引入 Hamilton 亲缘系数的计算范畴之中,不仅计算出了中国家族企业中亲缘利他行为的总体水平,还得到了亲缘利他行为的最大差序数。经过实证检验,以上两个变量都和代理成本显著负相关。中国人见面总是要问姓名,如果对方和自己姓氏相同就会倍感亲切,认为两人“五百年前是一家”。杜若甫和袁义达^[10]则发现,姓氏分布频率确实可以反映人群之间血缘的远近。既然亲缘关系能够降低股东与管理层之间的代理成本,拥有相同姓氏作为一种泛血缘关系是否会对代理成本产生影响?以往的研究指出,管理层的机会主义行为是公司费用粘性存在的重要原因,特别是在中国的资本市场之中^[4,11-12]。这意味着,费用粘性是代理问题的直接后果,也是代理成本的直观体现。实践中,费用粘性的存在会导致资源配置偏离最优状态,造成资源的大量浪费,对企业绩效产生不利影响。那么,姓氏关系能否抑制企业的费用粘性?如果能,姓氏关系与股权结构等正式的制度安排之间是相互补充,还是相互替代的?这些问题都值得深入研究。

本文以 2001—2014 年沪深两市 A 股国有上市公司为研究对象,考察了董事长-CEO 姓氏关系对费用粘性的影响。实证结果显示,董事长-CEO 姓氏关系显著降低了企业的费用粘性,并且该影响在第一大股东持股比例较低的情况下更加突出。本文可能的贡献如下:(1) 本文拓展了关于费用粘性影响因素的研究范围。孙铮和刘浩^[11]、Banker *et al.*^[12]都认为管理层建造个人帝国的机会主义行为(代理问题)是费用粘性的关键诱因。基于此,以往的研究主要关注了正式的制度安排对费用粘性的影响,本文则进一步拓展到了非正式的制度安排。此外,本文发现姓氏关系作用的发挥会随着诸如股权结构、审计师类型、外部制度环境等一系列正式制度的变化而变化,为费用粘性各影响因素相互之间如何发挥作用提供了一定的启示。(2) 本文的研究结论增进了理论界对姓氏关系经济后果的认识。以往的研究大多关注宏观层面,例如,Peng^[13]指出,村庄的宗族网络和当地民营企业的数量、规模都呈现出正相关关系;郭云南等^[14]还发现,宗族网络有助于缩小村庄内部的收入差距。关于微观企业行为,Du^[15]的研究结果显示,如果企业的 CEO 和审计师存在姓氏关系,财务重述的可能性更高。本文揭示了董事长-CEO 姓氏关系对费用粘性的抑制作用。同时,本文也为社会关系能够在企业决策中发挥积极作用提供了新的经验证据。

二、文献回顾与理论分析

(一) 文献回顾

大量与费用粘性相关的经验研究都侧重于探究费用粘性的成因。Banker *et al.*^[12]从调整成本、管理者乐观预期和代理问题三个方面归纳了费用粘性的成因。调整成本方面,Anderson *et al.*^[16]发现,相比于中间商(也就是购买产品然后直接销售的企业),制造业企业(也就是生产产品然后对外销售的企业)面临更高的调整成本。因此,制造业企业的费用粘性较高。Banker *et al.*^[17]针对经济合作与发展组织(OECD)成员国家的研究显示,工会的谈判能力对人力资源的调整成本有着重要的影响。换言之,工会的谈判能力越强,企业的费用粘性也相应越高。根据管理者乐观预期观点,管理者普遍认为企业的销售量将会不断增长,乐观预期会使他们在销售量下降的情况下,依旧不愿意减少生产能力,从而产生费用粘性。Anderson *et al.*^[16]的研究结果支持了上述观点。他们发现,当企业销售收入连续两年下滑时,管理者对销售收入变动趋势发生反转、实现增长的信心不足,企业的费用粘性有所降低;在宏观经济增长的年份,管理者对未来销售收入持续上升有着充足的信心,企业的费用粘性有所增加。

几方面的原因中,管理层打造商业帝国的机会主义行为(代理问题观点)往往被放在最为关键的位置^[4,11-12]。孙铮和刘浩^[11]发现,中国上市公司确实存在费用粘性。但是,在中国情境下,他们用来检验调整成本观点的变量——资本密集型、用来检验管理者乐观预期观点的变量——宏观经济增长

的回归结果都不显著。从这个角度出发,代理问题可能是中国上市公司存在费用粘性更好的解释。谢获宝和惠丽丽^[4]进一步发现,企业内部的代理问题越严重,企业的费用粘性也越高。该结论为理论界从代理问题的观点解释费用粘性现象提供了经验证据。考虑到完善的治理机制可以约束管理者的行为,已有学者从董事会规模、董事会独立性、董事长和 CEO 两职分离、大股东持股以及机构投资者持股等方面考察了企业的内部治理机制对于费用粘性的影响^[4-5]。此外,Calleja *et al.*^[18]通过比较四个发达国家(美国、英国、法国和德国)企业的费用粘性发现,美、英两国企业的费用粘性显著低于法、德两国,他们认为治理结构的差异是其重要原因。曹晓雪等^[19]发现针对央企负责人的任期考核显著降低了中央企业的费用粘性。梁上坤等^[3]则揭示了外部审计对费用粘性的抑制作用。

从上述文献可以看出,对费用粘性影响因素的探索已经全面展开。然而,学者们仍未充分关注非正式制度特别是董事长-CEO 姓氏关系对费用粘性的影响。

(二) 社会资本理论

社会资本是一个社会学概念,Fukuyama^[20]认为构成社会资本的规范应当与诚实守信、恪尽职责和互惠互利等传统美德紧密联系,只有这样才能促进合作。这些规范仅适用于特定的群体内部,例如宗教团体内复杂而精巧的教条、乡村邻里间普遍遵守的乡规民约、约束家族成员言行举止的家训家规等。缩小至两个人的范围,社会资本可以被认为他们共同遵循的互惠性的规范。所谓互惠性的规范,指的是缔结契约的双方都有明确的责任和义务。其中一方有恩于另一方,另一方就有责任在其他方面进行补偿或者回报,反过来也是如此。只有当互惠性的规范成为一种共识,群体成员才有可能为他人的利益作出牺牲,因为他预期群体内的其他成员也将作出类似的牺牲,相信自己的付出迟早会得到回报^[21]。

那么,这种规范(或社会资本)是如何形成的?其关键在于沟通和交往。陈健民和丘海雄^[22]认为,沟通可以使得个体更加深入地了解其他个体的想法和特定的情况下将会做出的选择,增强个体之间的信任。除此之外,沟通的过程还能够催生出朋友之间的情谊、团体身份的认同等情感,从而避免相互出卖。囚徒困境中,如果双方有机会进行沟通,或许就能够避免一次性博弈中的机会主义行为。Putnam *et al.*^[21]认为,工会、教堂以及社区团体等公民社会组织能够提供沟通的媒介和交往的契机,因而在社会资本的生产过程中起着非常重要的作用。邹宇春等^[23]则指出,中国人基于血缘的远近来划分关系的亲疏并依此确定圈内、圈外人员而形成的差序格局,同样离不开个体对他人熟悉和了解的程度。

(三) 研究假设

宗族观念在中国具有深厚的历史背景,乡土社会中人们聚族而居的特征直到现在依然普遍存在,具体表现在各个村庄都存在一个或者若干个大姓,这些姓氏的人口数往往占总人口的绝大部分^[24-25]。姓氏就像宗族的图腾,不同于印度通过种姓产生网络、美国基于俱乐部形成网络,中国社交网络的构建往往以姓氏为纽带,人们的活动自然也围绕以姓氏为基础的宗族而展开。例如,王铭铭^[26]通过实地走访发现,福建省的农村家庭对于其所属宗族举办的祭祀活动表现得十分积极,并且愿意和同一宗族的其他家庭分享其所拥有的大型生产农具;郭云南和姚洋^[24]则指出,宗族成员在交往过程中碰到喜庆的时节(诸如儿女婚嫁、乔迁新居等)常常会互送礼物和礼金,形成通常所说的人情,借以巩固他们之间的关系。不难看出,宗族成员之间的交往更加频繁、密切。尽管现代化城市中,由于人口流动性较高,也不像村庄中同宗族成员需要在农业生产中互帮互助,宗族关系远不如血缘关系那么紧密,然而,受宗族观念的影响,现代化城市的居民同样认为姓氏相同的两个人“五百年前是一家”。虽然他们较难追溯到明确的、共同的祖先,但是杜若甫和袁义达^[10]认为姓氏分布频率确实可以反映出人群之间血缘的远近,为相同姓氏的两人“五百年前是一家”的说法提供了佐证。当董事长和 CEO 姓氏相同时,他们很可能会通过姓氏纽带产生天然的亲近感或身份认同感,进而在人际

交往过程中相互吸引并且逐渐形成互惠性的规范,即关系型社会资本^①。Tan *et al.*^[28]指出,董事会成员之间的姓氏关系会使他们形成一个利益共同体,并且在董事会决策过程中保持一致而不是各抒己见,最终损害企业价值。Du^[15]研究发现,当审计师和 CEO 姓氏相同时,审计师更可能与 CEO 合谋、放任 CEO 针对财务报表进行利润操纵,使财务重述的可能性提高。换言之,姓氏关系虽然看似比较薄弱,却足以拉近个体之间的关系,进而影响经济代理人的行为。正因为如此,依托姓氏关系而形成的关系型社会资本(互惠性规范)在企业管理中的作用是不容忽视的。

根据社会资本理论,两个个体之间的社会资本可以促使他们做出更多的利他行为^[21]。从这个角度出发,当董事长和 CEO 姓氏相同时,CEO 更可能站在董事长的角度,考虑董事长的利益得失而不谋求个人私利。那么,董事长和 CEO 之间依托姓氏相同而形成的关系型社会资本,应当能够增加 CEO 对董事长的承诺,从而缓解企业的代理问题、降低企业的费用粘性。已有大量文献证实了内嵌在社会资本中的利他行为对代理问题的影响^[7-9, 29-31]。例如, Daily and Dollinger^[8]和 Van Den Berghe and Carchon^[7]指出,亲缘关系会导致人们做出更多的利他行为,正因为如此,相比于非家族企业,家族企业的代理成本普遍较低。王明琳等^[9]以中国家族企业为研究对象发现,实际控制人和管理层之间亲缘关系的总体水平越高,中国家族企业的代理成本越低。在家族企业以外,戴亦一等^[29]认为,社会资本会减轻私募股权基金投资者与管理者,以及私募股权基金管理者与被投资企业之间因不信任而引发的双重委托代理问题。他们的实证结果显示,某一地区的社会资本水平越高,当地私募股权基金能够融得的资金越多,同时私募股权基金对当地创业企业的投资金额也越多。张梁梁和杨俊^[30]发现,社会资本对经济增长有着显著的促进作用。Guiso *et al.*^[31]还发现,在社会资本水平较高的地区,投资者预期他们被公司管理层所蒙蔽或欺骗的可能性较小,投资股票等风险资产的意愿也较强。既然姓氏关系作为一种泛血缘关系,有助于董事长和 CEO 之间形成关系型社会资本,那么内嵌在其中的利他行为很可能进一步抑制 CEO 打造商业帝国的机会主义行为,从而降低企业的费用粘性。

除公司管理层与投资者潜在的利益冲突之外,公司管理层拥有天然的信息优势也被认为是代理问题的关键所在。已有文献普遍认为,外部审计通过审计鉴证程序,可以有效缓解缔约双方的信息不对称,降低代理成本^[3]。姓氏关系通过引发董事长和 CEO 之间频繁的沟通和交往,可以帮助董事长更加深入和全面地了解公司的经营状况,降低信息不对称,进而缓解代理冲突。不可否认,姓氏关系也可能降低董事长对 CEO 的监督效率。已有学者指出社会关系的存在会损害监督方的独立性,不利于监督职能的发挥,例如, Guan *et al.*^[32]发现关键高管和审计师之间的校友关系与审计质量显著负相关,表现为出具非标审计意见的概率下降、可操纵性应计盈余提高; Du^[33]关注 CEO 和审计师之间的方言一致性对审计质量的影响,也得出了类似结论。总体而言,姓氏关系对董事长发挥监督职能的影响是不确定的,存在着正反两个方面的影响。但是,它能够增加 CEO 对董事长的承诺,进而约束 CEO 打造个人帝国的机会主义行为。戴亦一等^[34]指出董事长和 CEO 的方言一致性能显著降低代理成本,关键原因就在于方言一致性敦促 CEO 做出了更多的利他行为,提高了他对董事长的忠诚度,而不是促进了董事长的监督效率。基于此,本文提出假设 1。

假设 1: 限定其他条件不变,当董事长和 CEO 姓氏相同时,企业的费用粘性较低。

虽然董事长与 CEO 之间的姓氏关系可能会通过降低代理成本来抑制费用粘性,但是一些正式的制度(例如股权结构、审计师类型、外部制度环境等)也会影响代理成本。如果正式的制度安排很好地控制了股东与管理层之间的代理问题,那么姓氏关系这一非正式制度安排发挥作用的余地相对较小。相反,姓氏关系则可能发挥更大的作用。第一大股东持股比例越高,他们的自身利益和公司价值将更加趋于一致,监督管理层的动机也就更强^[35]。Bennedsen and Wolfenzon^[36]也指出大股东能够对管理层实施更为有效的监督。依照上述逻辑,随着第一大股东持股比例的变动,他们对管理层

的监督力度和企业内部代理问题的严重程度也会有所不同。第一大股东持股比例较低时,股东与管理层之间的代理成本相对较高,此时董事长与 CEO 之间的姓氏关系可能会起到相对更强的作用,表现出对费用粘性更强的抑制。基于此,本文提出假设 2。

假设 2: 限定其他条件不变,第一大股东持股比例较低时,董事长与 CEO 之间的姓氏关系对费用粘性的抑制作用更强。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文以 2001—2014 年期间沪深两市 A 股国有上市公司为研究对象。之所以选择国有上市公司,原因在于其董事长和 CEO 之间通常不存在亲缘关系。最初样本共为 12 889 个公司-年度观测值,在此基础上,本文剔除了以下观测值:(1) 金融保险行业的观测值(61 个公司-年度观测值);(2) 资不抵债的观测值(162 个公司-年度观测值);(3) 销售和管理费用或者营业收入变动幅度数据缺失的观测值(696 个公司-年度观测值);(4) 董事长和 CEO 两职合一的观测值(1 288 个公司-年度观测值);(5) 披露不止一名董事长或者 CEO 的观测值(1 279 个公司-年度观测值);(6) 聘请外籍董事长或者 CEO 的观测值(44 个公司-年度观测值);(7) 控制变量数据缺失的观测值(424 个公司-年度观测值),最终得到有效的公司-年度观测值 8 935 个。2001—2014 年各年的观测值分别为 587、643、662、649、670、688、648、701、695、628、670、650、594 和 450 个。本文的数据来自国泰安数据库(CSMAR)和中国经济数据库(CEIC)。此外,本文对连续变量按照 1%与 99%分位进行了缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 董事长-CEO 姓氏关系

本文利用国泰安数据库(CSMAR)披露的董监高个人特征数据,根据董事长和 CEO 的姓氏是否相同(SUR_CC)来衡量他们之间是否存在姓氏关系。人们常说姓氏相同的两个人“五百年前是一家”,如果董事长与 CEO 姓氏相同, SUR_CC 赋值为 1,否则,赋值为 0。此外,本文选取 CEO 与除 CEO 以外的董事会成员之间的姓氏关系(SUR_CB)进行敏感性测试。具体地,如果 CEO 与除 CEO 以外的至少一名董事会成员姓氏相同, SUR_CB 赋值为 1,否则,赋值为 0。

2. 其他变量

本文主要考察董事长-CEO 姓氏关系是否会抑制企业的费用粘性,被解释变量为销售和管理费用变动幅度的自然对数值($\ln(SG\&A_R)$);解释变量为营业收入变动幅度的自然对数值($\ln(SALE_R)$)。本文还定义了收入下降的虚拟变量(D),如果当前年度的营业收入相比上一年度有所下降,赋值为 1,否则,赋值为 0。

本文的控制变量如下:(1) 企业的营业收入是否连续两年发生下降(S_D),具体地,如果营业收入连续两年发生下降,赋值为 1,否则,赋值为 0。如果企业的营业收入连续两年发生下降,管理层更可能认为营业收入的下降不是一时的而及时缩减成本,此时企业的费用粘性将有所降低。(2) 地区经济增长率($GROWTH$),即企业所在省份的国民生产总值的增长率。如果企业所在省份的经济增长较快,管理者往往会对未来的营业收入持乐观态度,不愿意削减成本,因而会增加企业的费用粘性。(3) 人力资本密集程度(EL),即年末员工人数与当年营业收入(百万元)的比值。当企业的营业收入下降时,人力资本密集型企业需要通过裁员来减少成本,裁员补偿(裁员调整成本)将导致该类企业的费用粘性较高。(4) 资产密集程度(AI),即年末资产总额与当年营业收入的比值。与裁员调整成本类似,资产密集型企业需要通过变卖资产来减少成本,因而该类企业的费用粘性较高。(5) 行业($Industry$)和年份($Year$)。此外,本文还对第一大股东持股比例($FIRST$)的可能影响加以控制。国内学者在考察费用粘性的影响因素时,大部分也是选择上述的控制变量,例如梁上坤等^[3]、江伟等^[37]。总体而言,本文所选择的控制变量和以往研究保持一致。所有变量的符号和相关描述如表 1 所示。

表 1 变量说明

变量名称	说明
SG&A	销售和管理费用
SALE	营业收入
SG&A_R	销售和管理费用变动幅度,等于 $SG\&A_t/SG\&A_{t-1}$
SALE_R	营业收入变动幅度,等于 $SALE_t/SALE_{t-1}$
D	虚拟变量,如果 $SALE_t < SALE_{t-1}$,赋值为 1,否则,赋值为 0
SUR_CC	虚拟变量,如果 CEO 与董事长姓氏相同,赋值为 1,否则,赋值为 0
FIRST	第一大股东持股比例,等于第一大股东持有股份/总股份
S_D	虚拟变量,如果 $SALE_t < SALE_{t-1} < SALE_{t-2}$,赋值为 1,否则,赋值为 0
GROWTH	地区经济增长率,等于(当前年度的 GDP-上一年度的 GDP)/上一年度的 GDP
EI	人力资本密集程度,等于年末员工数量/当前年度的营业收入,营业收入以百万元为单位
AI	资产密集程度,等于年末总资产/当前年度的营业收入

(三) 研究模型

为了检验假设 1,即姓氏关系能否抑制费用粘性,本文构建了如下 OLS 模型(1):

$$\begin{aligned} \ln(SG\&A_R) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(SALE_R) + \alpha_2 \ln(SALE_R) \times D + \alpha_3 \ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC \\ & + \alpha_4 \ln(SALE_R) \times D \times FIRST + \alpha_5 \ln(SALE_R) \times D \times S_D \\ & + \alpha_6 \ln(SALE_R) \times D \times GROWTH + \alpha_7 \ln(SALE_R) \times D \times \ln(EI) \\ & + \alpha_8 \ln(SALE_R) \times D \times \ln(AI) + \alpha_9 SUR_CC + \alpha_{10} FIRST + \alpha_{11} S_D \\ & + \alpha_{12} GROWTH + \alpha_{13} \ln(EI) + \alpha_{14} \ln(AI) + \sum Year + \sum Industry + \delta \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)中,三重交互项的设定与 Anderson *et al.*^[16]、Banker *et al.*^[17]、孙铮和刘浩^[11]等研究保持一致,具备一定的合理性。具体地,当营业收入上升时 D 的取值为 0,此时营业收入每上升 1%,销售和管理费用随之上升 $\alpha_1\%$;当营业收入下降时 D 的取值为 1,此时营业收入每下降 1%,销售和管理费用随之下降 $(\alpha_1 + \alpha_2)\%$ 。如果 $\ln(SALE_R) \times D$ 的回归系数 α_2 显著为负,这意味着,销售和管理费用在营业收入上升时的增加量 $\alpha_1\%$ 显著大于其在营业收入下降时的减少量 $(\alpha_1 + \alpha_2)\%$,揭示了费用粘性的存在。不考虑其他因素的情况下,企业的费用粘性为 $|\alpha_2|$ 。进一步考虑三重交互项 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数 α_3 。当董事长和 CEO 姓氏相同时, SUR_CC 取值为 1,此时营业收入每下降 1%,销售和管理费用随之下降的幅度从 $(\alpha_1 + \alpha_2)\%$ 变为 $(\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3)\%$ 。不考虑其他因素的情况下,企业的费用粘性从 $|\alpha_2|$ 变为 $|\alpha_2 + \alpha_3|$ 。如果 α_2 显著为负, α_3 显著为正, $|\alpha_2 + \alpha_3|$ 应当小于 $|\alpha_2|$,假设 1 就为经验证据所支持,即董事长-CEO 姓氏关系抑制了费用粘性。

为了检验假设 2,即第一大股东持股比例的调节效应,本文构建如下 OLS 模型(2):

$$\begin{aligned} \ln(SG\&A_R) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(SALE_R) + \beta_2 \ln(SALE_R) \times D + \beta_3 \ln(SALE_R) \\ & \times D \times SUR_CC + \beta_4 \ln(SALE_R) \times D \times FIRST + \beta_5 \ln(SALE_R) \\ & \times D \times SUR_CC \times FIRST + \beta_6 \ln(SALE_R) \times D \times S_D + \beta_7 \ln(SALE_R) \\ & \times D \times GROWTH + \beta_8 \ln(SALE_R) \times D \times \ln(EI) + \beta_9 \ln(SALE_R) \\ & \times D \times \ln(AI) + \beta_{10} SUR_CC + \beta_{11} FIRST + \beta_{12} S_D + \beta_{13} GROWTH \\ & + \beta_{14} \ln(EI) + \beta_{15} \ln(AI) + \sum Year + \sum Industry + \delta \end{aligned} \quad (2)$$

模型(2)中,四重交互项的设定主要借鉴江伟等^[37]并与之保持一致,具备一定的合理性。如果 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC \times FIRST$ 的系数 (β_5) 显著为负,假设 2 就为经验证据所支持。此外,本文预测 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的系数 (β_3) 与 $\ln(SALE_R) \times D \times FIRST$ 的系数 (β_4) 都显著为正。

四、实证结果

(一) 描述性统计

表 2 为本文主要变量的描述性统计。国有上市公司销售和管理费用(*SG&A*)的均值为 525.365 百万元(中位数为 161.088 百万元),营业收入(*SALE*)的均值为 6 232.034 百万元(中位数为 1 491.312 百万元)略高于江伟等^[37]报告的销售和管理费用与营业收入。造成以上差异的原因可能是国有上市公司的规模普遍较大,或样本观测期不同,本文的样本观测期间为 2001—2014 年,而江伟等^[37]的样本观测期为 2001—2010 年。销售和管理费用变动比率(*SG&A_R*)、营业收入变动比率(*SALE_R*)的均值分别为 1.207、1.212,表明费用和收入普遍呈正向增长,且费用的平均增长率低于收入的平均增长率。然而上述二者的 1/4 分位数分别为 0.994、0.989,也就是说,仍有大约 25% 国有上市公司的费用和收入相较于上年呈负向增长。具体而言,收入下降的虚拟变量(*D*)的均值为 0.266,说明大约有 26.6% 国有上市公司的营业收入发生下降。

SUR_CC 的描述性统计揭示,大约 2.9% 的国有上市公司中董事长与 CEO 姓氏相同,即他们之间存在姓氏关系。*FIRST* 的结果显示,国有上市公司的第一大股东持股比例普遍较高,均值达到 41.5%,但是同时第一大股东持股比例差异巨大,最高和最低持股比例相差大约 72.2%。*S_D* 的结果显示,国有上市公司中仅有 9.1% 存在营业收入连续两年下降的情况。*GROWTH* 的均值为 0.150,说明国有上市公司所在省份经济增长率的平均值为 15.0%。与此同时,*EI*、*AI* 的均值分别为 2.410、2.435,与梁上坤等^[3]的结果类似。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值
<i>SG&A</i>	8 935	525.365	1 502.618	11.027	77.756	161.088	375.709	16 211.636
<i>SALE</i>	8 935	6 232.034	18 579.599	32.869	625.111	1 491.312	3 946.507	191 273.000
<i>SG&A_R</i>	8 935	1.207	0.471	0.278	0.994	1.126	1.294	4.541
<i>SALE_R</i>	8 935	1.212	0.560	0.302	0.989	1.129	1.303	6.162
<i>D</i>	8 935	0.266	0.442	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>SUR_CC</i>	8 935	0.029	0.167	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>FIRST</i>	8 935	0.415	0.162	0.099	0.287	0.408	0.537	0.821
<i>S_D</i>	8 935	0.091	0.287	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>GROWTH</i>	8 935	0.150	0.052	0.022	0.105	0.148	0.192	0.278
<i>EI</i>	8 935	2.410	3.071	0.019	0.694	1.490	2.866	23.234
<i>AI</i>	8 935	2.435	2.411	0.281	1.129	1.728	2.803	19.390

(二) 多元回归

假设 1 和假设 2 的回归结果列示在表 3 的第 (1) 至 (4) 列。第 (1) 列是仅仅控制 *S_D*、*GROWTH*、 $\ln(EI)$ 、 $\ln(AI)$ 以及上述变量与 $\ln(SALE_R) \times D$ 交乘项的回归结果。在此基础上,第 (2) 列增加了 *SUR_CC*、*SUR_CC* 与 $\ln(SALE_R) \times D$ 的交乘项。第 (3) 列列示本文构建的 OLS 模型 (1) 的回归结果,OLS 模型 (1) 进一步添加 *FIRST*、*FIRST* 与 $\ln(SALE_R) \times D$ 的交乘项,用以检验假设 1,即董事长-CEO 姓氏关系会抑制企业的费用粘性。第 (4) 列列示本文构建的 OLS 模型 (2) 的回归结果,OLS 模型 (2) 中加入 *SUR_CC* × *FIRST* 与 $\ln(SALE_R) \times D$ 的交乘项,用以检验假设 2,即第一大股东持股比例较低时,董事长-CEO 姓氏关系对费用粘性的抑制作用更强。

根据表 3 的第 (1) 列, $\ln(SALE_R)$ 的回归系数在 1% 的统计水平下显著为正 (0.456 $t=12.51$), $\ln(SALE_R) \times D$ 的回归系数在 5% 的统计水平下显著为负 (-0.400 $t=-2.02$)。换言之,国有上市公司存在着比较大的费用粘性,该结果与梁上坤等^[3]、江伟等^[37]、孙铮和刘浩^[11]的研究相一致。

根据表 3 的第 (2) 列, $\ln(SALE_R) \times D$ 的回归系数仍然在 5% 的统计水平下显著为负 (-0.404 $t=-2.09$)。 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在 1% 的统计水平下显著为正 (0.341 $t=2.95$)。这意味着,国有上市公司的营业收入每下降 1%,如果董事长和 CEO 之间不存在姓氏关系,销售和管理费用大约只下

降 0.052%; 如果董事长和 CEO 之间存在姓氏关系, 销售和管理费用大约将下降 0.393%。对比第 (1) 列和第 (2) 列调整后的 R^2 不难看出, 考虑董事长-CEO 姓氏关系 (SUR_CC) 对费用粘性的可能影响之后, 模型的解释力度在 1% 的统计水平下显著提高。本文的假设 1 得到初步支持。

表 3 董事长-CEO 姓氏关系与费用粘性的回归结果

变量	被解释变量: $\ln(SG\&A_R)$							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
$\ln(SALE_R)$	0.456***	12.51	0.456***	12.48	0.456***	12.39	0.456***	12.36
$\ln(SALE_R) \times D$	-0.400**	-2.02	-0.404**	-2.09	-0.596***	-2.84	-0.602***	-2.81
交互项 ($\ln(SALE_R) \times D \times Variable$):								
SUR_CC			0.341***	2.95	0.384***	3.34	1.148***	5.90
$FIRST$					0.445**	2.45	0.489***	2.76
$SUR_CC \times FIRST$							-2.803***	-4.18
S_D	0.118	1.05	0.114	1.06	0.114	1.11	0.105	1.06
$GROWTH$	0.846	1.43	0.818	1.42	0.802	1.37	0.758	1.28
$\ln(EI)$	-0.057*	-1.88	-0.056*	-1.86	-0.055*	-1.67	-0.056*	-1.66
$\ln(AI)$	-0.104**	-2.22	-0.104**	-2.20	-0.087*	-1.84	-0.089*	-1.88
单变量:								
SUR_CC			-0.003	-0.27	-0.002	-0.15	-0.014	-1.00
$FIRST$					0.061**	2.40	0.061**	2.41
S_D	-0.002	-0.09	-0.002	-0.09	-0.001	-0.08	-0.003	-0.20
$GROWTH$	0.132	1.42	0.127	1.36	0.136	1.43	0.132	1.40
$\ln(EI)$	0.001	0.14	0.001	0.15	0.002	0.32	0.002	0.34
$\ln(AI)$	-0.001	-0.16	-0.001	-0.17	-0.001	-0.07	-0.001	-0.09
cons	0.125***	7.07	0.126***	7.25	0.097***	3.70	0.097***	3.71
行业、年度	控制		控制		控制		控制	
Adjusted R^2	18.35%		18.45%		18.57%		18.66%	
观测值	8 935		8 935		8 935		8 935	
F 值	60.06***		57.13***		54.63***		53.54***	
Δ Adjusted R^2			10.91***		13.11***		9.84***	

注: ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著; t 值根据行业层面聚类调整之后的稳健标准差计算。

根据表 3 的第 (3) 列, 控制第一大股东持股比例 ($FIRST$) 对费用粘性的可能影响之后, $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数依然在 1% 的统计水平下显著为正 (0.384 $t=3.34$), 该结果再次支持了本文的假设 1。本文还注意到 $\ln(SALE_R) \times D \times FIRST$ 的回归系数在 5% 的统计水平下显著为正 (0.445 $t=2.45$), 这意味着, 第一大股东持股比例越高, 国有上市公司的销售和管理费用粘性越低, 与本文的理论预期相一致。进一步, 第 (3) 列的解释力度在 1% 的统计水平下显著高于第 (2) 列。因此, 本文考察第一大股东持股比例与董事长-CEO 姓氏关系的交互作用是恰当的。

根据表 3 的第 (4) 列, $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 、 $\ln(SALE_R) \times D \times FIRST$ 的回归系数都在 1% 的统计水平下显著为正 (1.148 $t=5.90$; 0.489 $t=2.76$), 与第 (3) 列的结果保持一致。更重要的是, 本文发现 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC \times FIRST$ 的回归系数在 1% 的统计水平下显著为负 (-2.803 $t=-4.18$), 这意味着, 第一大股东持股比例越低, 国有上市公司董事长-CEO 姓氏关系对费用粘性的抑制作用越强。进一步, 第 (4) 列的解释力度在 1% 的统计水平下显著高于第 (3) 列。这些结果支持了本文的假设 2^②。

关于控制变量的回归结果, $\ln(SALE_R) \times D \times \ln(EI)$ 的回归系数在表 3 的第 (1) ~ (4) 列显著为负。在一定程度上, 人力资本密集型企业费用粘性较高, 该结果和 Banker *et al.*^[17] 的发现保持一致。 $\ln(SALE_R) \times D \times \ln(AI)$ 的回归系数在表 3 的第 (1) ~ (4) 列显著为负。换言之, 资产密集型企业费用粘性较高, 该结果和 Anderson *et al.*^[16] 的发现保持一致。除此以外, $\ln(SALE_R) \times D \times S_D$ 、

$\ln(\text{SALE_R}) \times D \times \text{GROWTH}$ 的回归系数在表 3 的第 (1) ~ (4) 列都不显著,即管理者乐观预期并不是导致中国国有企业费用粘性的主要原因,印证了孙铮和刘浩^[11]的发现。

根据孙铮和刘浩^[11]在中国情境下,管理层建造个人帝国的机会主义行为是引起费用粘性的关键因素。已有研究已经指出,正式的制度安排通过缓解代理冲突,可以降低企业的费用粘性。例如,谢获宝和惠丽丽^[4]发现,在良好的内部治理环境下,代理问题对费用粘性的影响较弱。梁上坤等^[3]发现,国际四大会计师事务所审计的上市公司费用粘性显著更低。与已有研究不同,本文的研究结果揭示了董事长-CEO 姓氏关系作为一项非正式制度对费用粘性有抑制作用。

(三) 敏感性测试

1. 董事会-CEO 姓氏关系

本文用董事会-CEO 姓氏关系(*SUR_CB*)替代董事长-CEO 姓氏关系(*SUR_CC*)进行一项敏感性测试^③。具体地,如果 CEO 与除 CEO 以外的至少一名董事会成员姓氏相同,则 *SUR_CB* 赋值为 1,否则赋值为 0。根据表 4,改用董事会-CEO 姓氏关系(*SUR_CB*)对 OLS 模型(1)、(2)进行重新回归以后,本文的假设 1、假设 2 依然成立。

2. 控制同乡关系

为了排除同乡关系对研究结论的干扰,基于国泰安数据库(CSMAR)披露的高管人物特征数据,本文构建了同乡关系的替代变量 *COUNTY* 进行分析。具体地,*COUNTY* 是虚拟变量,如果董事长和 CEO 的籍贯地为同一个县级市,赋值为 1,否则赋值为 0。根据表 5,控制同乡关系之后,本文的假设 1、假设 2 依然成立^④。

表 4 敏感性测试
——董事会-CEO 姓氏关系与费用粘性

变量	被解释变量: $\ln(\text{SG\&A_R})$			
	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
$\ln(\text{SALE_R})$	0.456***	12.40	0.455***	12.35
$\ln(\text{SALE_R}) \times D$	-0.643***	-2.93	-0.679***	-3.18
交互项($\ln(\text{SALE_R}) \times D \times \text{Variable}$):				
<i>SUR_CB</i>	0.183**	2.10	0.983***	4.47
<i>FIRST</i>	0.456**	2.39	0.745***	3.68
<i>SUR_CB \times FIRST</i>			-2.382***	-5.15
<i>S_D</i>	0.121	1.15	0.094	1.03
<i>GROWTH</i>	0.885	1.56	0.763	1.45
$\ln(EI)$	-0.057*	-1.84	-0.051*	-1.85
$\ln(AI)$	-0.085*	-1.83	-0.104**	-2.34
单变量:				
<i>SUR_CB</i>	-0.004	-0.62	-0.008	-1.21
<i>FIRST</i>	0.060**	2.37	0.058**	2.30
<i>S_D</i>	-0.001	-0.03	-0.005	-0.32
<i>GROWTH</i>	0.141	1.47	0.138	1.41
$\ln(EI)$	0.002	0.29	0.002	0.34
$\ln(AI)$	-0.001	-0.04	-0.001	-0.13
cons	0.097***	3.65	0.100***	3.65
行业、年度	控制		控制	
Adjusted R ²	18.59%		19.02%	
观测值	8 935		8 935	
F 值	54.68***		54.79***	

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平下显著;t 值根据行业层面聚类调整之后的稳健标准差计算。

表 5 敏感性测试——控制同乡关系

变量	被解释变量: $\ln(\text{SG\&A_R})$			
	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
$\ln(\text{SALE_R})$	0.456***	12.34	0.456***	12.31
$\ln(\text{SALE_R}) \times D$	-0.594***	-2.83	-0.600***	-2.80
交互项($\ln(\text{SALE_R}) \times D \times \text{Variable}$):				
<i>SUR_CC</i>	0.385***	3.28	1.150***	5.88
<i>FIRST</i>	0.452**	2.49	0.496***	2.79
<i>SUR_CC \times FIRST</i>			-2.809***	-4.17
<i>COUNTY</i>	0.180	0.82	0.180	0.82
<i>S_D</i>	0.115	1.14	0.106	1.08
<i>GROWTH</i>	0.775	1.39	0.732	1.30
$\ln(EI)$	-0.054	-1.60	-0.054	-1.59
$\ln(AI)$	-0.086*	-1.82	-0.089*	-1.86
单变量:				
<i>SUR_CC</i>	-0.003	-0.19	-0.015	-1.02
<i>FIRST</i>	0.061**	2.40	0.061**	2.41
<i>COUNTY</i>	0.018	0.72	0.020	0.81
<i>S_D</i>	-0.001	-0.07	-0.003	-0.19
<i>GROWTH</i>	0.136	1.43	0.133	1.41
$\ln(EI)$	0.002	0.32	0.002	0.34
$\ln(AI)$	-0.001	-0.07	-0.001	-0.08
cons	0.096***	3.71	0.096***	3.72
行业、年度	控制		控制	
Adjusted R ²	18.57%		18.65%	
观测值	8 935		8 935	
F 值	51.92***		50.96***	

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平下显著;t 值根据行业层面聚类调整之后的稳健标准差计算。

3. 控制董事长和 CEO 特征

考虑到董事长和 CEO 特征可能会影响企业的费用粘性,本文控制董事长和 CEO 特征进行了敏感性测试。 $CHAIR_GENDER$ (CEO_GENDER)是虚拟变量,如果董事长(CEO)为女性,赋值为1,否则为0; $CHAIR_AGE$ (CEO_AGE)是董事长(CEO)年龄的自然对数值; $CHAIR_DEGREE$ (CEO_DEGREE)是虚拟变量,如果董事长(CEO)拥有硕士及其以上学历,赋值为1,否则为0; $CHAIR_SHR$ (CEO_SHR)是董事长(CEO)的持股比例; $CHAIR_SALARY$ (CEO_SALARY)是董事长(CEO)薪酬总数加1后的自然对数值。根据表6,控制董事长和 CEO 特征以后,本文的假设1、假设2依然成立。

4. 控制可操纵性应计盈余

组织部门可能会考虑在财务管理较为混乱的国有企业选派特定的姓氏组合。根据江伟等^[37],管理层向上的盈余管理行为会降低费用粘性。因此,国有企业的财务管理混乱程度很可能同时影响董事长-CEO 姓氏关系和费用粘性。为了排除该因素对估计结果的干扰,本文控制可操纵性应计盈余(DA)进行一项敏感性测试。根据表7,控制了可操作性应计盈余(DA)以后,本文的假设1、假设2依然成立。

5. 不剔除董事长和 CEO 两职合一的观测值

本文还在不剔除董事长和 CEO 两职合一的观测值情况下进行了敏感性测试。根据表8,不剔除该类观测值时,本文的假设1、假设2依然成立。

(四) 内生性测试

反向因果和遗漏变量是导致内生性问题的两个主要原因。根据前文,如果组织部门为国有企业选派姓氏相同的董事长和 CEO,就有可能抑制国有企业的费用粘性。但是,低水平的费用粘性不大可能导致组织部门为国有企业选派姓氏相同的董事长和 CEO,至少相关的理论依据是不充分的。因此,董事长-CEO 姓氏关系和费用粘性之间

不大可能存在反向因果导致的内生性问题。不可否认,本文的估计结果可能受到遗漏变量的影响,即未知的第三方因素可能同时影响董事长-CEO 姓氏关系和费用粘性。受其影响,董事长-CEO 姓氏关系可能并不是随机分布的,而是存在内生性的。针对遗漏变量可能导致的内生性问题,本文拟采用公司层面固定效应以及董事长或 CEO 变更的事件加以控制。以上两种方法可以有效地消除不随时间变化的第三方因素对估计结果的干扰,缓解遗漏变量可能导致的内生性问题。

表6 敏感性测试——控制董事长和 CEO 特征

变量	被解释变量: $\ln(SG\&A_R)$			
	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
$\ln(SALE_R)$	0.456***	12.51	0.456***	12.47
$\ln(SALE_R) \times D$	-0.609**	-2.38	-0.618**	-2.38
交互项($\ln(SALE_R) \times D \times Variable$):				
SUR_CC	0.432***	3.52	1.096***	5.87
$FIRST$	0.536***	2.68	0.571***	2.85
$SUR_CC \times FIRST$			-2.448***	-3.60
$CHAIR_GENDER$	0.152	0.75	0.154	0.75
$CHAIR_AGE$	-0.026	-0.25	-0.028	-0.27
$CHAIR_DEGREE$	0.140	1.00	0.141	1.01
$CHAIR_SHR$	0.063***	2.80	0.062***	2.84
$CHAIR_SALARY$	-0.004	-0.84	-0.004	-0.84
CEO_GENDER	-0.158	-0.96	-0.150	-0.92
CEO_AGE	-0.043	-0.49	-0.035	-0.39
CEO_DEGREE	-0.083	-1.20	-0.078	-1.09
CEO_SHR	9.553***	2.86	9.562***	2.86
CEO_SALARY	0.012*	1.81	0.012*	1.76
S_D	0.102	0.96	0.095	0.92
$GROWTH$	0.574	1.13	0.543	1.05
$\ln(EI)$	-0.042	-1.16	-0.043	-1.18
$\ln(AI)$	-0.076	-1.34	-0.077	-1.36
单变量:				
SUR_CC	-0.001	-0.01	-0.011	-0.70
$FIRST$	0.068***	2.78	0.068***	2.78
$CHAIR_GENDER$	0.016	1.09	0.016	1.12
$CHAIR_AGE$	0.020*	1.78	0.019*	1.76
$CHAIR_DEGREE$	0.003	0.37	0.003	0.37
$CHAIR_SHR$	0.002	1.18	0.002	1.28
$CHAIR_SALARY$	0.001	0.24	0.001	0.18
CEO_GENDER	0.002	0.26	0.002	0.24
CEO_AGE	0.001	0.26	0.001	0.27
CEO_DEGREE	0.003	0.45	0.003	0.45
CEO_SHR	1.736***	4.37	1.734***	4.35
CEO_SALARY	0.002*	1.82	0.002*	1.84
S_D	-0.002	-0.13	-0.004	-0.24
$GROWTH$	0.140	1.27	0.138	1.25
$\ln(EI)$	0.003	0.53	0.003	0.53
$\ln(AI)$	0.001	0.07	0.001	0.06
$cons$	0.065**	1.99	0.066**	2.00
行业、年度	控制		控制	
Adjusted R ²	18.78%		18.84%	
观测值	8 916		8 916	
F 值	36.53***		36.07***	

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; t 值根据行业层面聚类调整之后的稳健标准差计算。

表 7 敏感性测试
——控制可操作应计盈余

变量	被解释变量: $\ln(SG\&A_R)$			
	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
$\ln(SALE_R)$	0.462***	12.86	0.462***	12.83
$\ln(SALE_R) \times D$	-0.405*	-1.84	-0.411*	-1.84
交互项($\ln(SALE_R) \times D \times Variable$):				
<i>SUR_CC</i>	0.289**	2.56	1.080**	2.41
<i>FIRST</i>	0.329	1.45	0.348	1.53
<i>SUR_CC \times FIRST</i>			-2.553*	-1.83
<i>DA</i>	0.870***	2.86	0.871***	2.88
<i>S_D</i>	0.076	0.71	0.077	0.73
<i>GROWTH</i>	0.727	1.41	0.693	1.37
$\ln(EI)$	-0.031	-0.71	-0.032	-0.73
$\ln(AI)$	-0.111**	-2.27	-0.112**	-2.26
单变量:				
<i>SUR_CC</i>	-0.005	-0.39	-0.013	-0.89
<i>FIRST</i>	0.058**	2.24	0.057**	2.19
<i>DA</i>	-0.050	-1.52	-0.050	-1.51
<i>S_D</i>	-0.007	-0.39	-0.007	-0.41
<i>GROWTH</i>	0.119	1.18	0.120	1.19
$\ln(EI)$	0.003	0.57	0.003	0.57
$\ln(AI)$	0.001	0.05	0.001	0.05
<i>cons</i>	0.097***	3.47	0.098***	3.49
行业、年度	控制		控制	
Adjusted R ²	18.84%		18.87%	
观测值	8 904		8 904	
F 值	52.67***		51.52***	

注: ***, **, * 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著; t 值根据行业层面聚类调整之后的稳健标准差计算。

1. 公司层面固定效应

本文在回归模型中加入了公司层面固定效应,以缓解公司层面不可观测因素对估计结果造成的影响。具体的回归结果如表 9 所示:第(1)列中 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在 5% 的统计水平下显著为正;第(2)列中 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC \times FIRST$ 的回归系数在 1% 的统计水平下显著为负。换言之,采用公司层面固定效应控制内生性问题以后,本文的假设 1、假设 2 依然成立。

2. 董事长或 CEO 变更的事件

本文针对性地考察了董事长或 CEO 变更导致姓氏关系从“无”变“有”以后企业的费用粘性是否会降低。经过手工筛选,本文得到的变更样本共包含 313 家公司-年度观测值(涉及 52 家国有企业)。在此基础上, *SUR_INCREASE*(虚拟变量)的定义为:董事长或 CEO 变更导致姓氏关系从“无”变“有”以后的年度赋值为 1,以前的年度赋值为 0。表 10 报告了变更样本的回归结果。根据表 10 第(1)列 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_INCREASE$ 的回归系数在 5% 的统计水平下显著为正。换言之,董事长或 CEO 变更导致二者之间建立起姓氏关系以后,企业的费用粘性显著下降,再次支持了本文的假设 1。根据表 10 第(2)列 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_INCREASE \times FIRST$ 的回归系数在 10% 的统计水平上显著为负,与本文的假设 2 保持一致。

(五) 进一步测试

1. 大姓和小姓的分组检验

相比于大姓,小姓可能使董事长和 CEO 的关系更加紧密。根据徐铁生^[38]的统计,中国的前十大姓氏为李、王、张、刘、陈、杨、黄、赵、周、吴,合计占总人口的 42.99%。基于此,本文根据董事长的姓氏

表 8 敏感性测试
——不剔除董事长和 CEO 两职合一的观测值

变量	被解释变量: $\ln(SG\&A_R)$			
	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
$\ln(SALE_R)$	0.456***	10.58	0.457***	10.55
$\ln(SALE_R) \times D$	-0.445**	-2.16	-0.480**	-2.34
交互项($\ln(SALE_R) \times D \times Variable$):				
<i>SUR_CC</i>	0.455***	3.84	1.016***	3.50
<i>FIRST</i>	0.436**	2.00	0.524**	2.43
<i>SUR_CC \times FIRST</i>			-2.059*	-1.85
<i>S_D</i>	0.285***	3.14	0.278***	3.11
<i>GROWTH</i>	1.137	1.64	1.172	1.66
$\ln(EI)$	-0.063*	-1.76	-0.062*	-1.70
$\ln(AI)$	-0.070*	-1.67	-0.069	-1.65
单变量:				
<i>SUR_CC</i>	0.001	0.07	-0.008	-0.50
<i>FIRST</i>	0.064**	2.29	0.064**	2.32
<i>S_D</i>	0.023	1.29	0.021	1.25
<i>GROWTH</i>	0.164**	2.00	0.162**	1.99
$\ln(EI)$	0.001	0.17	0.001	0.19
$\ln(AI)$	0.001	0.10	0.001	0.09
<i>cons</i>	0.090***	3.18	0.090***	3.17
行业、年度	控制		控制	
Adjusted R ²	18.23%		18.28%	
观测值	9 970		9 970	
F 值	59.49***		58.19***	

注: ***, **, * 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著; t 值根据行业层面聚类调整之后的稳健标准差计算。

表9 采用公司层面固定效应控制内生性的回归结果

变量	被解释变量: $\ln(SG\&A_R)$			
	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
$\ln(SALE_R)$	0.455***	16.40	0.455***	16.41
$\ln(SALE_R) \times D$	-0.694***	-2.67	-0.704***	-2.70
交互项($\ln(SALE_R) \times D \times Variable$):				
SUR_CC	0.426**	2.48	1.165***	3.59
$FIRST$	0.652**	2.06	0.699**	2.19
$SUR_CC \times FIRST$			-2.651***	-3.02
S_D	0.058	0.53	0.052	0.47
$GROWTH$	0.812	1.05	0.772	1.00
$\ln(EI)$	-0.042	-1.34	-0.042	-1.35
$\ln(AI)$	-0.063	-1.34	-0.065	-1.38
单变量:				
SUR_CC	0.001	0.02	-0.013	-0.57
$FIRST$	0.155***	2.89	0.153***	2.86
S_D	0.013	0.63	0.012	0.56
$GROWTH$	0.086	0.75	0.082	0.71
$\ln(EI)$	0.017**	2.09	0.017**	2.10
$\ln(AI)$	-0.004	-0.31	-0.004	-0.28
cons	0.161	1.27	0.162	1.28
公司、年度	控制		控制	
Adjusted R ²	16.66%		16.74%	
观测值	8 935		8 935	
F 值	23.08***		22.66***	

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平下显著; t 值根据行业层面聚类调整之后的稳健标准差计算。

表10 采用董事长/CEO 变更的事件控制内生性的回归结果

变量	被解释变量: $\ln(SG\&A_R)$			
	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
$\ln(SALE_R)$	0.631***	7.01	0.639***	7.52
$\ln(SALE_R) \times D$	-2.681***	-4.30	-2.890***	-5.04
交互项($\ln(SALE_R) \times D \times Variable$):				
$SUR_INCREASE$	0.450**	1.98	2.549**	2.28
$FIRST$	2.471***	3.12	3.994***	3.21
$SUR_INCREASE \times FIRST$			-4.382*	-1.78
S_D	-0.208	-0.61	-0.400	-1.08
$GROWTH$	4.753**	2.29	0.889	0.58
$\ln(EI)$	-0.144	-1.28	-0.128	-1.50
$\ln(AI)$	-0.044	-0.45	-0.216	-1.27
单变量:				
$SUR_INCREASE$	-0.049*	-1.70	-0.040	-1.23
$FIRST$	-0.052	-0.52	-0.089	-1.06
S_D	0.022	0.31	0.016	0.22
$GROWTH$	0.681**	2.17	0.618**	2.09
$\ln(EI)$	-0.006	-0.45	-0.006	-0.51
$\ln(AI)$	-0.034	-1.17	-0.037	-1.27
cons	0.172***	2.63	0.200***	3.35
行业、年度	控制		控制	
Adjusted R ²	33.03%		33.31%	
观测值	313		313	
F 值	5.16***		5.10***	

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平下显著; t 值根据行业层面聚类调整之后的稳健标准差计算。

是否为前十大姓氏进行了分组检验。根据分组结果:大姓组 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数不显著;小姓组 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在 5%的统计水平下显著为正。以上结果和理论预期相一致。限于篇幅,本文未报告详细的回归结果(留存备索)。

2. 北方和南方的分组检验

考虑到南方人比北方人更加重视宗族关系,董事长-CEO 姓氏关系在南方省份的作用可能更大。本文以长江为分界线划分南方和北方,长江流经以及长江以南的省份为南方,长江以北的省份为北方。基于此,本文进行了分组测试。根据分组结果:北方组 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数不显著;南方组 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在 5%的统计水平下显著为正。该结果和理论预期相一致。限于篇幅,本文未报告详细的回归结果(留存备索)。

3. 审计师类型的分组检验

高质量外部审计有助于抑制费用粘性^[3],因此,本文根据是否聘请国际四大会计师事务所将全样本分为国际四大组($BIG4=1$)与非国际四大组($BIG4=0$)。根据分组结果:国际四大组 $\ln(SALE_R) \times D$ 、 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数均不显著;非国际四大组 $\ln(SALE_R) \times D$ 的回归系数在 5%的统计水平下显著为负, $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在 1%的统计水平下显著为正。这意味着,聘请国际四大会计师事务所的国有上市公司不存在费用粘性,而姓氏关系仅在聘请非国际四大会计师事务所、潜在代理成本较高的国有上市公司中发挥了积极作用。限于篇幅,本文未报告详细的回归结果(留存备索)。

4. 要素市场竞争程度与产品市场竞争程度的分组检验

梁上坤等^[3]认为,市场化水平较低时,股东和管理层之间的代理成本相对较高。本文根据要素市场竞争程度($FACTOR$)的中位数将全样本分为要素市场竞争程度高组与要素市场竞争程度低组。根据分组检验结果:要素市场竞争程度高组 $\ln(SALE_R) \times D$ 、 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数均

不显著;要素市场竞争程度低组 $\ln(SALE_R) \times D$ 的回归系数在 1% 的统计水平下显著为负, $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在 1% 的统计水平下显著为正。当要素市场竞争程度较高时, 国有上市公司不存在费用粘性, 而姓氏关系仅在要素市场竞争程度较低、潜在代理成本较高的情况下发挥了积极作用。此外, 根据产品市场竞争程度(*PRODUCT*) 的中位数分组进行检验也得到了类似结论。限于篇幅, 本文未报告详细的回归结果(留存备案)。

五、总结及政策启示

(一) 研究结论

受中国文化的影响, 人们往往非常重视人情关系, 企业经营管理的过程自然也不例外。本文以 2001—2014 年沪深两市 A 股国有上市公司为样本, 考察了董事长-CEO 姓氏关系如何影响企业费用粘性。实证结果显示: (1) 董事长和 CEO 姓氏相同的国有上市公司费用粘性显著更低; (2) 董事长-CEO 姓氏关系在第一大股东持股比例较低、非国际四大会计师事务所审计、市场化水平较低时发挥的作用更加明显, 这意味着, 非正式制度和正式制度在抑制费用粘性方面是相互替代的。以上结论在敏感性测试和内生性测试以后依然成立。

(二) 政策启示

本文研究的政策启示可能在于: (1) 费用粘性是反映企业经营管理效率的一项重要指标, 本文发现董事长-CEO 姓氏关系对国有企业费用粘性有着显著的抑制作用。为了解决国有企业“内部人控制”的问题, 早在 2004 年, 国务院国有资产监督管理委员会就开始在国有企业建立规范的董事会, 但是由于种种原因, 中国董事常常被称为“花瓶”不能起到实际监督作用。本文的研究结论对各级政府或国务院国有资产监督管理委员会选派国有企业的董事长和 CEO 具有一定启示。(2) 本文注意到, 大股东和国际四大会计师事务所有助于降低企业的费用粘性。该结论可以为监管机构进一步采取措施强化大股东的积极作用、提高国内会计师事务所的审计质量提供理论依据。(3) 本文还发现, 在市场化水平较高的情况下, 国有企业的费用粘性较低, 甚至消失不见。中国资本市场起步较晚, 正式制度还未臻完善。监管机构仍然需要不断建立健全相关的法律法规, 才能富有成效地解决股东和管理层之间的代理冲突。除此之外, 中国幅员辽阔, 各个地区市场化水平参差不齐, 监管机构还应当特别关注市场化水平较低的地区, 适当加强对当地企业的监管。(4) 本文揭示, 董事长-CEO 姓氏关系这一非正式制度可以作为正式制度的替代, 具体体现在当第一大股东持股比例较低、非国际四大会计师事务所审计、市场化水平较低时, 董事长-CEO 姓氏关系对费用粘性的抑制作用更加突出。该结论有助于监管部门立足于中国独特的制度背景对资本市场进行完善, 也能够为投资者提供额外的信息, 帮助他们做出更加合理的投资决策。

注释:

- ① Krishna^[27] 曾将社会资本划分为制度型和关系型两类, 制度型社会资本指的是基于制度而产生的相互信任, 关系型社会资本则是依托于关系而形成的互惠性规范, 这也是本文所关注的重点。
- ② 本文也按照第一大股东持股比例进行了分组检验, 分组回归结果同样支持了假设 2。具体地, 第一大股东持股比例高组 $\ln(SALE_R) \times D$ 、 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数均不显著; 第一大股东持股比例低组 $\ln(SALE_R) \times D$ 的回归系数在 5% 的统计水平下显著为负, $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在 1% 的统计水平下显著为正。限于篇幅, 本文未报告详细的回归结果(留存备案)。
- ③ 为了检验“相比于其他董事会成员-CEO 姓氏关系, 董事长-CEO 姓氏关系在抑制费用粘性方面是否起到了关键作用”, 本文将董事长-CEO 姓氏关系(*SUR_CC*)、其他董事会成员-CEO 姓氏关系(*SUR_XCHAIR*) 两个变量同时放入回归模型。根据回归结果, $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在 1% 的统计水平下显著为正, $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_XCHAIR$ 的回归系数不显著。更重要的是, $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在 10% 的统计水平下显著大于 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_XCHAIR$ 的回归系数。以上结果符合本文的理论预期。限于篇幅, 本文未报告详细的回归结果。

(留存备索)。

- ④考虑到董事长和 CEO 同姓且同乡的情况下两者关系可能更加亲密,本文以董事长和 CEO 是否存在同乡关系进行了分组检验。根据分组结果 $\ln(SALE_R) \times D \times SUR_CC$ 的回归系数在同乡关系组显著为正,在非同乡关系组不显著,与理论预期相一致。限于篇幅,本文未报告详细的回归结果(留存备索)。

参考文献:

- [1] MASULIS R W, WANG C, XIE F. Corporate governance and acquirer returns [J]. *Journal of finance* 2007, 62(4): 1851-1889.
- [2] 江伟, 胡玉明. 企业成本费用粘性: 文献回顾与展望 [J]. *会计研究* 2011(9): 74-79.
- [3] 梁上坤, 陈冬, 胡晓莉. 外部审计师类型与上市公司费用粘性 [J]. *会计研究* 2015(2): 79-86.
- [4] 谢获宝, 惠丽丽. 代理问题、公司治理与企业成本粘性——来自我国制造业企业的经验证据 [J]. *管理评论* 2014(12): 142-158.
- [5] CHEN C X, LU H, SOUGIANNIS T. The agency problem, corporate governance, and the asymmetrical behavior of selling, general and administrative costs [J]. *Contemporary accounting research* 2012, 29(1): 252-282.
- [6] FAMA E F, JENSEN M C. Separation of ownership and control [J]. *Journal of law and economics* 1983, 26(3): 301-325.
- [7] VAN DEN BERGHE L A A, CARCHON S W M. Agency relations within the family business system: an exploratory approach [J]. *Corporate governance: an international review* 2003, 11(3): 171-179.
- [8] DAILY C M, DOLLINGER M J. An empirical examination of ownership structure in family and professionally managed firms [J]. *Family business review* 1992, 5(2): 117-136.
- [9] 王明琳, 徐萌娜, 王河森. 利他行为能够降低代理成本吗? ——基于家族企业中亲缘利他行为的实证研究 [J]. *经济研究* 2014(3): 144-157.
- [10] 杜若甫, 袁义达. 中国姓氏的进化及不同方言区的姓氏频率 [J]. *中国社会科学* 1993(4): 177-190.
- [11] 孙铮, 刘浩. 中国上市公司费用“粘性”行为研究 [J]. *经济研究* 2004(12): 26-34.
- [12] BANKER R D, BYZALOV D, PLEHN-DUJOWICH J M. Sticky cost behavior: theory and evidence [R]. Working paper 2011.
- [13] PENG Y. Kinship networks and entrepreneurs in China's transitional economy [J]. *American journal of sociology* 2004, 109(5): 1045-1074.
- [14] 郭云南, 姚洋, FOLTZ J. 宗族网络与村庄收入分配 [J]. *管理世界* 2014(1): 73-89.
- [15] DU X. What's in a surname? The effect of auditor-CEO surname sharing on financial misstatement [J]. *Journal of business ethics* 2019, 158: 849-874.
- [16] ANDERSON M, BANKER R, JANAKIRAMAN S. Are selling, general, and administrative costs “sticky”? [J]. *The accounting review* 2003, 41(1): 47-63.
- [17] BANKER R D, BYZALOV D, CHEN L. Employment protection legislation, adjustment costs and cross-country differences in cost behavior [J]. *Journal of accounting and economics* 2013, 55(1): 111-127.
- [18] CALLEJA K, STELIAROS M, THOMAS D. A note on cost stickiness: some international companies [J]. *Management accounting research* 2006, 17(2): 127-140.
- [19] 曹晓雪, 于长春, 周泽将. 费用“粘性”研究: 来自中央企业的经验证据 [J]. *产业经济研究* 2009(1): 40-46.
- [20] FUKUYAMA F. Social capital, civil society and development [J]. *Third world quarterly* 2001, 22(1): 7-20.
- [21] PUTNAM R D, LEONARDI R, NANETTI R Y. Making democracy work: civic traditions in modern Italy [M]. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- [22] 陈健民, 丘海雄. 社团、社会资本与政经发展 [J]. *社会学研究* 1999(4): 64-74.
- [23] 邹宇春, 敖丹, 李建栋. 中国城市居民的信任格局及社会资本影响——以广州为例 [J]. *中国社会科学* 2012(5): 131-148.
- [24] 郭云南, 姚洋. 宗族网络与农村劳动力流动 [J]. *管理世界* 2013(3): 69-81.
- [25] 周群力, 丁骋骋. 姓氏与信用: 农户信用评级中的宗族网络 [J]. *世界经济* 2013(8): 125-144.
- [26] 王铭铭. 社会人类学与中国研究 [M]. 北京: 三联书店, 1997.
- [27] KRISHNA A. Creating and harnessing social capital [C]// DASGUPTA P, SERAGELDIN I. Social capital: a multifaceted

- perspective. Washington DC: The World Bank 2000: 71-93.
- [28] TAN Y ,XIAO J Z ,ZENG C ,et al. What 's in a name? The valuation effect of directors ' sharing of surnames [R]. Working paper 2018.
- [29] 戴亦一 潘越 刘新宇. 社会资本、政治关系与我国私募股权基金投融资行为 [J]. 南开管理评论 2014(4) : 88-97.
- [30] 张梁梁 杨俊. 社会资本、政府治理与经济增长 [J]. 产业经济研究 2018(2) : 91-102.
- [31] GUIO L ,SAPIENZA P ,ZINGALES L. Trusting the stock market [J]. Journal of finance 2008 63(6) : 2557-2660.
- [32] GUAN Y ,SU L ,WU D ,et al. Do school ties between auditors and client executives influence audit outcomes? [J]. Journal of accounting and economics 2016 61(2-3) : 506-525.
- [33] DU X. Does CEO-auditor dialect sharing impair pre-IPO audit quality? Evidence from China [J]. Journal of business ethics 2019 ,156(3) : 699-735.
- [34] 戴亦一 肖金利 潘越. “乡音”能否降低公司代理成本? ——基于方言视角的研究 [J]. 经济研究 2016(12) : 147-160.
- [35] SHLEIFER A ,VISHNY R. Large shareholders and corporate control [J]. Journal of political economy 1986 94(3) : 461-488.
- [36] BENNEDSEN M ,WOLFENZON D. The balance of power in closely held corporations [J]. Journal of financial economics 2000 58(1-2) : 113-139.
- [37] 江伟 胡玉明 吕喆. 应计盈余管理影响企业的成本粘性吗? [J]. 南开管理评论 2015(2) : 83-92.
- [38] 徐铁生. 中华姓氏源流大辞典 [M]. 北京: 中华书局 2014.

(责任编辑: 雨 珊)

Will the chairman-CEO surname relationship inhibit enterprises' cost stickiness?

Based on empirical evidence from state-owned enterprises

DU Xingqiang , YIN Jingwei

(School of Management , Xiamen University , Xiamen 361005 , China)

Abstract: Surname relationship belongs to the analytical category of informal institution arrangement. Two persons with the same surname tend to generate natural sense of friendliness and personal identification. Due to the existence of surname bond , they are more likely to attract each other in interpersonal communication , and establish relationship-type social capital through frequent contacts—a reciprocal norm. Such a reciprocal norm , on the one hand , enhances CEO ' s commitment to the chairman , which can restrain CEO ' s opportunistic behavior of creating a business empire and contribute to lowering enterprises' cost stickiness; on the other hand , it may also prompt the chairman to conspire with CEO , leading to the increase of enterprises' cost stickiness. Based on the data of state-owned A share listed companies in the stock markets of Shanghai and Shenzhen from 2001 to 2014 , this paper explores this topic. The results show that the enterprise whose chairman and CEO have the same surname has lower cost stickiness , and the inhibiting effect of surname relationship between chairman and CEO on cost stickiness is more prominent when the shareholding ratio of the largest shareholder is low. In other words , informal institution arrangement and formal institution arrangement can replace each other in terms of inhibiting cost stickiness. This paper not merely expands the research scope of factors influencing cost stickiness , but also facilitates the cognition for economic consequences brought by surname relationship in the theoretical cycle.

Key words: informal institution; surname relationship; social capital; agent problem; cost stickiness; state-owned enterprise