

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2023.02.008

社会资本的公司治理效应^①

——来自公司高管本土化与会计信息质量关系的经验证据

蓝紫文¹, 李增泉², 胡智渊³

(1. 上海对外经贸大学会计学院, 上海 200336;

2. 上海财经大学会计学院, 上海 200433; 3. 上海证券交易所, 上海 200120)

摘要: 在我国, 企业普遍采用关系型交易的商业模式, 不同于市场型交易, 关系型交易不依赖法律等公共治理机制, 而是依据交易特征来选择适宜的私人治理机制。本文分析认为, 高管的本地社会资本具有显著的私人治理效应: 本地高管为了维系和发展其社会资本, 会更加关注公司的长期收益, 进而制约自身的机会主义行为。本文预期, 当高管籍贯地与公司所在地一致时, 公司的会计信息质量更好。以我国资本市场1972家上市公司2000年—2015年数据作为样本进行检验, 结果表明, 相比于非本土高管, 本土高管所在的公司具有更少的非正常应计项目、更低的财务舞弊和报表重述概率; 进一步的分析表明, 当高管更加注重承担社会责任、公司所在地区的社会资本紧密度更高、公司具有更高比例的本地利益相关者、公司为非国有企业或家族企业时, 上述关系更为显著。本研究表明, 在关系型社会中, 高管的社会资本具有公司治理效应, 可提升公司的会计信息质量。

关键词: 关系型交易; 社会资本; 非正式治理; 会计信息质量

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)02-0130-29

0 引言

会计信息质量会对公司的经营活动产生重要影响, 在獐子岛^②、康美药业^③等财务造假事件中, 财务舞弊等会计信息失实行为导致的监管处罚和声誉损失给公司的经营带来了很大的负面影响, 损害了公司利益及相关者的利益。其中, 相较非本地投资者而言, 本地利益相关者(例如, 员工、客户、供应商和当地政府部门等)通常在公司中有更多的专有投资, 当公司陷入困境时, 会蒙受更大的损失^[1]。人与人之间的信任是通过社会关系网络建立、巩固和发展的^[2-4], 当上市公司高管来自本地时, 他们与本地的利益相关者具有更紧密的社会关系网络。高管是公司行为的主体, 对会计信

息质量具有重要影响, 本研究即是探究本土高管的这种社会资本是否具有治理效应, 是否会提高公司的会计信息质量?

高管“本土化”问题已经引起了一些学者的关注。如 Younker^[5]基于地域依恋的心理学理论发现, 公司高管偏爱雇佣本地的员工, 并且与公司其他员工相比, 与高管来自同一家乡的员工被解雇的可能性更小。这为高管的特殊社会属性会影响公司的雇佣决策提供了直接证据。Lai等^[6]学者研究发现, 相比于非本土高管, 本土高管做出短视投资决策的可能性更低; 且在任职的最后一年, 本土高管削减研发支出的可能性更小。这些研究表明, 高管“本土化”社会属性确实会对高管的行为产生影响。

我国独特的政治与文化因素, 塑造出了与西

① 收稿日期: 2020-02-17; 修订日期: 2021-09-02。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71972124; 72172078)。

作者简介: 蓝紫文(1993—), 女, 广东韶关人, 博士, 讲师。Email: lzwclaire@163.com

② “证监会对獐子岛公司案做出行政处罚及市场禁入决定”, 中国证券监督管理委员会 2020-06-24。

③ “证监会对康美药业做出处罚及禁入决定”, 中国证券监督管理委员会 2020-06-01。

方企业迥异的“中国式治理”模式。已有研究从集中的股权结构、普遍的政商关系、关联交易和集中的客户供应商维度,刻画了我国上市公司普遍存在的关系型商业模式^[7]。区别于依赖法律的契约型社会,“中国式治理”往往借助私人关系和道德风俗等非正式手段,并且具有多维度和长期性等特点^[8]。一些独特的行为法则,包括脸面、命运和人情等^[9]。统领着人们在社会与市场上的行为决策。特别是,作为典型的“乡土性”社会,人们在长期交往中所衍生出的地域关系与血缘关系一同构成公民之间相互交往的契约基础^[10],因此,上市公司高管个人在其成长过程中累积的社会资本具有很强的地域属性。

另一方面,基于我国的财政管理体制,各级地方政府都被赋予了统筹配置地区内各类公共资源和推动地方经济与社会发展的权利与职责,因此,上市公司的各类利益相关者,包括大股东、客户、供应商、员工、银行和政府等,也具有很强的地域集中度。当高管籍贯地与公司所在地一致时,高管与本地利益相关者之间的强社会关系网络会促使高管更加关注公司的长期收益,从而制约公司的机会主义行为。同时,公司的各类本地利益相关者也会更关注公司的持续发展。高质量的会计信息,不仅是公司高管高质量履职的反映,也便于各类利益相关者对通过社会关系网络获取的私有信息进行相互印证,有助于提升公司高管与各类利益相关者间的相互信任。为此,本研究预期,相比于其他公司,高管来自本地的上市公司的会计信息质量更高。

以我国1972家上市公司2000年—2015年数据为样本进行分析,发现了与预期一致的实证结果:当高管籍贯地与公司所在地一致时,公司的会计信息质量更高,具体表现为更低的非正常应计项目、更少的报表重述和更少的财务舞弊。例如,控制其他因素在均值水平上,本土高管公司相比于非本土高管公司的非正常应计项目少9.1%;报表重述的概率从9.5%下降到7.3%;财务舞弊的概率从16.3%下降到14.7%。进一步,还发现,当高管更加注重承担社会责任、公司所在地区的社会资本紧密度更高、公司具有更高比例的本地利益相关者、公司是非国有企业或家族企业时,上述关系更为显著。最后,采用工具变量法

和高管换届事件对内生性问题进行了分析,一定程度上排除了其他的替代性解释。

研究的学术意义主要体现在以下几个方面:首先,基于我国“关系型社会”制度特色,提供了非正式治理机制影响会计信息质量的经验证据,拓展了公司治理的研究视角。已有文献发现了影响公司会计信息质量的多种因素,包括宏观经济及法治环境^[11]、公司性质及内部控制^[12,13]、行业市场竞争程度^[14]及分析师的监督^[15]等。本研究则表明,一些非正式的治理机制也具有重要影响。由于一些经济行为无法完全用正式制度进行解释,学者们呼吁学术界更多地关注非正式制度(如文化)在塑造经济行为中的作用^[16],本研究即是对会计现象从非正式制度视角进行的一种解读。其次,拓展了社会关系如何影响经济行为的文献。区别于有关高管个人特征对其行为影响的研究,不再将高管视为孤立的个体,而是将高管的社会关系网络与公司的行为决策相结合。近期有许多文献基于我国资本市场数据,从多个维度提供了社会关系嵌入经济行为的经验证据^[17-21]。但与已有文献关注网络中点对点的两个行为人之间的相互关系不同,研究探究了本地关系网络结构对行为人的影响。最后,将会计研究与空间经济学相结合,并且在地理距离的基础上增添了制度、习俗、社会资本等一同作为研究的基本对象,强调了高管社会关系网络在空间地理上的综合性与社会资本治理效应的地域性。

此外,研究亦具有一定的实践价值。结合文章的研究结论,提出了以下相关政策建议:由于企业的行为受限于高管的社会关系,并受到当地社会结构的影响,所以,首先,对公司而言,在发展公司分支机构时,应充分考量高管的地域嵌入性,雇佣了解当地地域信息的管理者,发挥本土高管的地域专长。其次,对监管部门而言,应考虑下沉式的监管模式。地区制度差异化使得各地区的公司对交易契约的治理方式不尽相同,应充分考虑地区的社会发展状况,嵌入地区经济市场,使监管更具地区针对性。再次,对中介机构而言,建立不同地域的机构分所来处理当地事务会是长期收益更大的选择。因为嵌入当地社会网络的中介会与本地公司建立长期的社会往来关系,中介机构与公司往来所累积的社会资本会让其更熟悉公司的发展

状况。最后,对投资者的启示是,在对公司进行分析时,应对公司的当地社会环境、公司高管的背景等给予特别关注。

1 文献综述与理论分析

1.1 文献综述

已有文献研究了高管个人特征对公司行为的影响,发现高管的性别^[22]、年龄和任期^[23]等与公司的会计信息质量具有相关性。高管是公司治理结构与盈余管理行为的主体,然而高管不是孤立的行动个体,而是与经济领域各方面发生关联的企业网络上的纽带^[24]。企业经营者的社会交往和关系网络虽不严格隶属于企业范畴,却是企业发展所必要的资源^[25]④。因为管理者这种非经济的社会联系往往是企业与外界沟通信息的桥梁和建立信任的通道,是汲取稀缺资源的重要非正式机制。陆续有研究表明,高管的校友关系等由某团体或组织所建立起来的稳定联系会影响高管的经营行为^[26,27]。但是,高管某特定方面的社会属性(校友、社团、组织等)又与公司发生的实际交易决策行为不具备直接相关性,即高管的此类关系社群并不一定与公司的利益相关者相重合。所以针对公司交易多发生在本地的实践特征,逐渐有学者关注到高管“本土化”问题,如已有关于对高管地域关系网络的研究发现,本土高管偏爱雇佣本地的员工^[5],为高管特殊社会属性会影响公司的雇佣决策提供了直接证据;还有研究发现,相比于非本土高管,本土高管不仅承担了更多的社会责任,做出短视投资决策的可能性也更低^[6]。以上研究证明,高管“本土化”确实会对公司的经营决策产生影响,从本土化角度来探究高管的社会关系网络产生的非正式治理作用具有实际意义。

1.2 理论分析与研究假说

为适应不尽完善的市场环境,我国上市公司普遍存在关系型商业模式^[7],包括公司员工、大客户和供应商、债权人、大股东等在内的各类利益相关者通常与公司保持着长期稳定的合作关系。与市场化交易模式不同,关系型模式下的各类利益相关者受公司经营状况的影响更大,因为这些利益相关者为了构建信任关系而对公司进行的各类专门投入会因公司陷入困境而无法回收^[28,29]。例如,公司技术工人会针对公司特定生产特点进行长期训练,掌握仅适用于该公司的专门技术,当公司陷入经营困境或破产而被迫裁员时,这些员工在长期工作中所积累的专门技术价值就会大幅下降^[30,31];也有文献指出,当公司产品质量无法在交易时被直接鉴定而需依赖公司信誉进行担保时,客户将会因公司陷入困境而利益受损^[1,4]。改革开放以来,为了有效利用地方政府的当地信息优势和激发他们的积极性,我国在财政管理体制上采用了分权制模式,这不仅拉大了各地市场化程度的差异,也形成了我国经济结构上显著的地域性特征,再加上各地有着不尽相同的风俗习惯,人们在经济交往中的信任关系也不同^[32]。该现象在商业模式上的一个重要表现就是,公司各类利益相关者在当地的高集中度。例如,企业的借款一般来自本地银行^[33];一些劳动密集型企业是当地政府解决就业问题的重要抓手^[34];地方政府的财政收入也主要来自当地企业的利税贡献。对我国上市公司2000年—2016年的统计表明,在披露客户及供应商具体名称的企业中,分别有71.4%和75.9%的公司的前五大客户和供应商中有本地组织,他们的交易金额占比分别为38.4%和59.6%^⑤。据此不难看出,在我国现行的制度背景下,上市公司的稳定发展与当地政府和

④ 边燕杰和丘海雄^[24]在研究中为企业社会资本的测量设计了3个指标:第一个指标是企业法人代表是否在上级领导机关任过职,设定企业法人代表曾在上级领导机关任职意味着企业的纵向联系有优势,反之则不占优势;第二个指标是企业法人代表是否在其他任何企业工作过及出任过管理、经营等领导职务,使用这一指标的假设是,企业法人代表若有上述经历,表明该企业的横向联系占优势,反之则不占优势;第三个指标是企业法人代表的社会交往和联系是否广泛,这是一个定序的主观评价指标,广泛者的企业则在社会联系上占优势,不广泛者的企业则处于劣势。一一对应于企业社会资本中的纵向联系、横向联系与社会联系。该测度方法也印证了企业的社会资本的核心对象即是管理者的社会资本,即管理者的社会资本是企业发展所必要的资源,会直接影响企业的行为与决策。

⑤ 本文对上市公司明确披露具体名称的前五大客户和供应商所在地进行了手工检索,并根据中国省级行政区划为单位与上市公司所在地进行匹配(23个省、5个自治区、4个直辖市、2个特别行政区)。前五大客户及供应商等相关数据来源于国泰安金融数据库(CSMAR)和上交所与深交所上市公司发布的定期及临时公告。

各类利益相关者的利益更为攸关。

会计信息反映了公司财务状况和经营成果,是投资者、债权人等各类利益相关者评价公司经营发展状况的重要依据。失实的会计信息会误导信息使用者,使其做出错误的判断与决策。已有众多研究提供了各类利益相关者(包括股东、债权人、客户、供应商、员工等)因公司财务舞弊而发生重大损失的经验证据^[35-37]⑥。当公司高管来自本地时,公司的会计信息质量会受到本地利益相关者的更多影响。

一方面,本地高管通过低质量会计信息隐藏机会主义行为的动机较弱。这是因为,人们通常对家乡具有较为深厚的感情,想在家乡建立并保持良好的声誉^[38,39],所以更倾向于维护家乡人民的福祉^[40]。公司承担社会责任信息的统计表明,相比于非本地高管,本地高管会承担更多的社会责任、更顾虑利益相关者的利益^⑦。因此,本地高管为了短期利益而损害公司的长期发展时,将比非本地高管付出更高的声誉代价与情感成本,这在一定程度上会抑制管理层的机会主义行为。另外,本地利益相关者的社会资本也是构成本地高管关系网络价值的重要组成部分,因为这些直接或间接与高管有联系的成员的财富、地位、权利以及社会关系都是其社会资源^[41]。已有研究证实^[42],本地利益相关者可以成为本地高管连结本地其他人际关系网络的结构洞结点,即成为公司高管与潜在交易者建立联系的中间方。当公司的利益相关者更集中在本地时,高管从事机会主义行为损害的公司价值将会由更多本地利益相关者承担,这就同时损害高管自己的社会资本,所以本地高管更不会倾向于为了短期利益而损害长远发展。既有的研究表明,低质量的财务信息或财务舞弊多是源于公司高管隐藏其机会主义行为的需要,当本地高管出于家乡情感或对本地社会资本的考

量而减少损害公司长期发展的机会主义行为时,也自然减少了降低会计信息质量的需求。

另一方面,本地高管通过高质量会计信息维护利益相关者的需求更高。这是因为,会计信息质量会对公司的经营活动产生重要影响,由于财务舞弊等导致的监管处罚和声誉损失会给公司的经营带来极大的负面影响,进而影响利益相关者的利益^[43]。另外,公司会计信息的经济后果也具有传染效应^[44],即当公司发生不良事件时,其关联公司也会被市场惩罚^[45]。已有研究表明,会计信息的传染效应存在于同行业^[46]、供应链^[47]、相同的审计机构^[48]和同地区^[49]等。当上市公司向外部发布了失实的财务信息后,对于外部掌握不充分信息的相关者而言,会由于公司的失信行为而对公司的利益相关者也失去信任,即社会关系网络中的一个“结点”声誉受损,会对公司关系网络之中的所有“结点”都产生影响。因此,公司利益相关者为了保护其在公司的利益,不仅需要了解公司财务状况以决定其在公司的专有投资,也会对公司的舞弊行为进行监督以防止溢出效应对自身价值的不利影响。当高管来自本地时,公司大量的本地利益相关者与高管本地关系网络的相互嵌入程度更高,即高管与利益相关者相互认识或有共同朋友的概率更高,客观上促进了公司利益相关者与高管网络结构的闭环性(Closer)。已有学者分析指出^[50],在闭环性的关系网络结构中,人们之间的相互信任程度更高、信息传递更便利、规范和惩罚机制更有效,进而创造出社会资本价值。因此,给定公司利益相关者的本地化倾向,本土高管会更在意利益相关者对高质量会计信息的需求。另外,本地利益相关者与本土高管更为封闭的关系网络,也为其对本土高管行为的监督提供了便利。

⑥ 本文回顾了截至2020年我国上市公司违规导致各方利益相关者受损的案例,其中,公司的本地利益相关者通常受到更为严重的损失。例如,獐子岛(002069)财务造假事件使当地的社保基金等机构投资者受到沉重压力,且獐子岛巨额的市值蒸发导致其产生严重偿债风险,公司长期借款金额位居前五名的银行中有四家与獐子岛股份有限公司同处一地;新纶科技(002341)虚增利润,隐瞒关联交易及违规担保,股价腰斩使得公司员工因内部持股计划损失惨重而深套;辉丰股份(002496)环境违法问题严重,为应对生态环境部组成的督察组的现场检查还临时编造危险废物管理台账,并提供虚假报表。生态环境部因此致函江苏省政府并约谈盐城市政府,盐城市政府也因此受到中央点名批评。从2013年起,辉丰股份共计获得500余万元政府专项资金等支持。

⑦ 本文通过实证检验发现,本土高管所在公司会显著进行更多的社会捐赠,在日常的生产和经营活动中更加注重本地环境可持续发展和社会责任制度的建设及改善措施的完善;同时,也会更加注重公司股东、债权人、客户供应商、消费者及公司员工的权益保护。由于篇幅有限,具体结果不在文中展示。相关数据来源于国泰安金融数据库(CSMAR)和上交所与深交所上市公司发布的定期及临时公告。

需要说明的是,虽然本地利益相关者会有更多的机会与公司进行私下交流以获取公司的财务状况和生产经营等信息,但公开的会计信息与私有渠道获得的信息是互补的印证关系。例如,已有研究发现^[51],当公司会计信息质量更高时,投资者会更相信公司自愿提供的前瞻性私有信息,这是因为高质量的会计信息可以为公司自愿提供的私有信息进行验证,从而抑制公司在提供私有信息时的舞弊行为。所以本地利益相关者也有强烈动机去关注公司的会计信息质量以鉴证私有信息的可靠与否。

综合以上分析,提出以下研究假说:

H1 相比于非本土高管,本土高管所在公司的会计信息质量更高。

然而,也意识到本地高管的社会关系网络亦可能为其与利益相关者的合谋提供便利,从而减少了利益相关者的监督,导致低质量的会计信息。

已有关于公司高管裙带关系的研究表明,当公司聘用与高管具有校友关系、过往同事关系或同社团成员关系的董事时,这种社会关系会削弱董事会的监督强度并使公司价值降低^[52]、财务欺诈倾向增强^[53];审计师对与其存在社会关系的高管会采用较为宽松的财务报告标准,即审计独立性降低^[18,54];基金经理与分析师也会通过社会关系网络串谋,表现为分析师对与其有关联的基金经理重仓的股票提供更乐观的评级意见^[20],即分析师的信息价值会因其社会关系而减弱^[55]。由此观之,同一社群内(如学校、工作单位、社团等)的成员相互连结所形成的社会关系会为合谋提供便利。

一方面,本地高管与本地利益相关者具有更为一致的利益目标。现阶段,我国仍处于经济转型期,政府往往是地区政策的制定者与指挥者,对资源具有主导权^[56]。地方政府出于政治目标及地区经济发展等因素,更可能推动本地企业建立联盟以谋求地区内企业向着一致的目标发展^[57];另外,企业也可能因资源驱动、寻求风险分担等原因与本地利益相关者在横向或纵向上建立战略联盟^[58,59],更为一致的联盟利益会使高管与本地利益相关者更可能合谋欺骗关系网络之外的公司投资者。因此,公司实施的会计造假行为对关系网络成员整体而言可能是有利可图的。例如,公司借助

盈余管理通过资本市场进行融资,不仅有助于资本向该企业的流入,也会通过企业生产规模的扩大而提升该企业客户或供应商的价值。当公司高管来自本土时,本地利益相关者与高管源于紧密本地关系网络的信任更有助于这种合谋行为的进行。

另一方面,本地利益相关者即便不会因公司的财务舞弊而获利,甚至会利益受损,也可能出于对关系网络这一社会资本的维系而默认舞弊行为的发生。这是因为,社会资本是长期交往的资产^[60],代表了已有累积的投入与未来交易的预期,故关系网络中成员会接受短期的利益受损以追求社会资本所能实现的未来长期利益补偿。当高管来自本地时,本地利益相关者与高管紧密的关系网络可为这种长期的利益交换提供保障,因此,本土高管所在公司的财务舞弊行为更容易被利益相关者所容忍。

综合以上分析,提出备择假说:

H2 相比于非本土高管,本土高管所在公司的会计信息质量更低。

2 研究设计

2.1 模型设计和变量定义

基于已有文献对会计信息质量的研究设计^[61],建立如下模型检验高管本土化对公司会计信息质量的影响

$$AIQ_{i,t} = \alpha + \theta LOC_{i,t} + \delta Controls_{i,t} + \mu_{year} + \mu_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中被解释变量 $AIQ_{i,t}$ 为公司 i 在 t 年度的会计信息质量,从 3 个维度对其进行衡量。首先,是公司的盈余管理程度。Dechow 和 Dichev^[62] 最早运用营运资本应计对滞后一期、本期和未来一期的经营活动现金流进行线性回归,以衡量应计利润与经营现金流量实现的配比程度。而后, Ball 和 Shivakumar^[63] 在此基础上加入了变量 $DCFO$ 以及 $DCFO \times CFO$ 的交叉项来反映会计应计程序的非线性属性,演变为修正 DD 模型。已有大量研究采用这种方法来衡量公司的盈余操纵与盈余质量^[64,65],具体做法为

$$TA_{i,t} = a_0 + a_{1i,t} CFO_{i,t-1} + a_2 CFO_{i,t} + a_3 CFO_{i,t+1} + a_4 DCFO_{i,t} + a_5 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中 $TA_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 期的总应计利润； $CFO_{i,t-1}$ 、 $CFO_{i,t}$ 、 $CFO_{i,t+1}$ 分别为公司 i 在 $t-1$ 期、 t 期和 $t+1$ 期的经营性现金流量； $DCFO_{i,t}$ 为虚拟变量，当 $CFO_{i,t}$ 小于 $CFO_{i,t-1}$ 时，其值为 1，否则为 0。以上所有变量均已消除了规模效应，即用 $t-1$ 期的期末总资产进行了标准化。

采用模型 (2) 对 2000 年—2015 年 A 股上市公司进行分行业、分年度的 OLS 回归，其中行业分类参考证监会 2012 版行业分类标准。最终模型 (2) 所得残差即为操控性应计利润 $DD_{i,t}$ ，用其绝对值来衡量企业的盈余质量^⑧。

其次，用财务重述来衡量会计信息质量。借鉴 Desai 等的研究^[66]，选取是否发生财务重述作为衡量公司会计信息质量的指标之一。定义若公司 i 在 t 期发生财务重述，则变量 $Restate_{i,t}$ 取值为 1，否则为 0。其中，由于本研究问题是针对高管为自身利益而实施的不当行为，故选取财务重述类型不包括由于政策的变更而发生的情况。

最后，用财务舞弊来衡量会计信息质量。根据 Watts 和 Zimmerman^[67] 的研究发现，财务舞弊是公司高管利用欺诈等违规手段来谋取自利而使组织利益受损的短期不当行为，许多文献将是否发生财务舞弊作为公司会计信息质量高低的代理变量^[68]。所以，借鉴杨清香等^[69] 定义若公司违反《公司法》、《证券法》、证监会的有关规定、沪深两交易所的交易规则而受到财政部、中国证监会、上交

所和深交所等机构公开处罚的，即若公司 i 在 t 期发生舞弊，则变量 $Fraud_{i,t}$ 取值为 1，否则为 0。

自变量 $LOC_{i,t}$ 是衡量公司高管本土化的虚拟变量，以董事长和总经理的籍贯所在地进行判断。通过 3 种途径搜集上市公司的高管籍贯数据，分别是国泰安金融数据库披露的高管信息、使用爬虫技术在各金融数据库提取高管简历中关于籍贯地的介绍信息以及通过网络搜索工具对上市公司相关高管进行籍贯地信息的手工搜集。而后，根据工商登记信息及交易所披露信息确定公司所在地数据。最后，将公司高管籍贯地数据与公司所在地数据根据中国省级行政区划为单位进行匹配（23 个省、5 个自治区、4 个直辖市、2 个特别行政区），当公司 i 在 t 期的董事长或总经理任意一人籍贯地与公司所在地一致时，变量 $LOC_{i,t}$ 定义为 1，否则为 0。

参照已有文献^[70,71]，选取以下控制变量：公司董事长与总经理是否兼任（Both）、独立董事比例（Independent Director）、监事规模（Supervisor）、是否由国际四大审计（Top4）、Z 指数（Z）、公司规模（Size）、公司年龄（Age）、无形资产比率（Intangible Assets）、现金比率（Cash）、行业竞争赫芬达尔指数（HHI）、行业集中度（Concentration）、公司多元化程度（Diversification）、分析师关注度（Attention）与年度人均 GDP 增长率（GDP）。另外，在所有回归分析中，控制了年份和行业固定效应，并对公司聚类（Clustering）进行异方差调整，其中行业分类参考证监会 2012 版行业分类标准。具体变量定义详见表 1。

表 1 变量名称及定义

Table 1 Variable names and definitions

| 变量符号 | 变量名称 | 变量定义 |
|------------------------|-------------|---|
| LOC | 公司高管本土化 | 如果公司当期董事长或总经理任意一人籍贯地与公司所在地是同一省级行政区，则定义变量为 1，否则为 0。 |
| DD | 随意性应计项目 | Dechow 和 Dichev ^[62] 、Ball 和 Shivakuma ^[63] 模型中回归残差的绝对值，该绝对值越大说明公司盈余管理空间越大。 |
| $Restate$ | 财务重述 | 如果公司当期发生财务重述违规现象，则定义变量为 1，否则为 0。 |
| $Fraud$ | 财务舞弊 | 如果公司当期发生财务舞弊违规现象，则定义变量为 1，否则为 0。 |
| $Both$ | 董事长与总经理是否兼任 | 如果公司当期董事长与总理由一人兼任，则定义变量为 1，否则为 0。 |
| $Independent Director$ | 独立董事比例 | 公司当期期末在任独立董事数目占公司董事总数目的比值 |

⑧ 本文还采用了修正的 Jones 模型衡量随意性应计项目，用盈余反应系数（ERC）等来测度公司会计信息质量等，所得结论不变。

续表 1

Table 1 Continues

| 变量符号 | 变量名称 | 变量定义 |
|--------------------------|------------------|--|
| <i>Supervisor</i> | 监事规模 | 公司当期期末在任监事(含监事主席)数目加1取自然对数 |
| <i>Top 4</i> | 是否由国际四大审计 | 如果公司当期由国际四大会计师事务所审计,则定义变量为1,否则为0. |
| <i>Z</i> | Z 指数 | 公司当期第一大股东与第二大股东持股比例的比值 |
| <i>Size</i> | 公司规模 | 公司当期总资产取自然对数 |
| <i>Age</i> | 公司年龄 | 至当期公司成立年限取自然对数 |
| <i>Intangible Assets</i> | 无形资产比率 | 公司当期无形资产占公司总资产的比值 |
| <i>Cash</i> | 现金比率 | 公司当期现金及现金等价物的期末余额与流动负债的比值 |
| <i>HHI</i> | 行业竞争赫芬达尔指数 | $HHI = \sum [(X_i/X)^2]$. 其中 X_i 为单个公司 i 的主营业务收入, X 为该公司所属行业的主营业务收入合计 (X_i/X 即为该公司所占据的行业市场份额), 即变量为行业内每家公司的主营业务收入与行业主营业务收入合计比值的平方累加. |
| <i>Concentration</i> | 行业集中度 | $Concentration = [\sum(X_i)]/X$. 其中 X_i 为行业内前四家公司各自的主营业务收入, X 为该公司所属行业的主营业务收入合计, 即变量为行业内前四家公司的主营业务收入占全行业主营业务收入的比值. |
| <i>Diversification</i> | 公司多元化程度 | $Diversification = \sum p_i \ln(1/p_i)$. 其中 p_i 为公司第 i 个行业占公司当年总收入的比值, 该变量越大, 公司多元化程度越高. |
| <i>Attention</i> | 分析师关注度 | 当期跟踪公司的分析师(团队)数目加1取自然对数(一个团队数量为1, 不单独列出其成员数目) |
| <i>GDP</i> | 人均 GDP 增长率 | 按不变价本币计算的我国人均国内生产总值增长率 |
| <i>CSRex</i> | 企业社会责任(对当地社会) | 如果公司当期参照全球报告倡议组织(GRI)的可持续发展报告指南进行生产经营; 或公司当期明确披露了社会责任制度建设及改善措施; 或公司当期的社会捐赠额占营业利润的比值高于当期同行业中位数, 则定义变量为1, 否则为0. |
| <i>CSRin</i> | 企业社会责任(对公司利益相关者) | 如果公司当期披露了股东权益保护; 或债权人权益保护; 或客户供应商及消费者权益保护; 或员工权益保护的, 则定义变量1, 否则为0. |
| <i>Trust</i> | 地区信任度 | 根据中国调查与数据中心(NSRC)发布的中国综合社会调查(CGSS)2000年—2016年度问卷中“社会态度”相关板块的问卷结果, 以省份为单位将问卷中的结果进行汇总整理并标准化处理. 其中, 问卷内容例为“总的来说, 您同不同意在这个社会上, 绝大多数人都是可以信任的? 非常不同意 1 比较不同意 2 说不上同意不同意 3 比较同意 4 非常同意 5”等. |
| <i>Dialect</i> | 地区方言片区分化指数 | 根据徐现祥等(2015)中的划分规则, 以地级及以上城市为分析单元, 定义指数为 $Dialect = 1 - \sum_{j=1}^N S_{ij}^2$, 其中 S_{ij} 表示在城市 i 使用方言 j 的人口比重, N 表示城市 i 中所使用的汉语次方言的数量. |
| <i>Stakeholder</i> | 公司本地利益相关者比例 | 当期期末与公司所在同省级行政区的机构持股数占公司全部机构持股数的比例或与公司所在同省级行政区的客户供应商交易份额占公司全部交易的比例, 高于同行业中位数时, 定义变量为1, 否则为0. |
| <i>Property</i> | 公司是否国有企业 | 若当期公司股权性质为国有企业, 则变量为1, 否则为0. |
| <i>Family</i> | 公司是否家族企业 | 若当期公司为家族企业(董事长或总理由家族成员担任), 则变量为1, 否则为0. |

2.2 样本分析和描述性统计

以 2000 年—2015 年沪深两市 A 股上市公司作为研究样本,在剔除 ST 和* ST 类公司以及财务数据缺失样本后,得到 1 972 家样本公司 2000 年—2015 年共计 17 560 条有效观测,整体覆盖率为 61.5%。其中,董事长籍贯信息数据量为 15 675,缺失率为 45.1%;总经理籍贯信息数据量为 10 754,缺失率为 62.3%。衡量会计信息质量的财务重述与财务舞弊变量数据来源于国泰安金融数据库、公司财务报表附注和临时公告以及证监会网站、上交所网站和深交所网站对上市公司的处罚公告等,其他相关变量数据来自国泰安

金融数据库、Wind 数据库。

表 2 和图 1 分年度列示了公司高管籍贯披露信息及高管本土化情况。从中看出,随着时间的发展,披露高管籍贯地信息的上市公司比例从 2000 年的 32.7% 提高至 2009 年的 72.8%,之后有少许下降,到 2015 年的 54.8%,反映出我国上市公司高管信息披露趋于逐渐完善。在披露高管籍贯信息的公司中,本土高管平均占比为 72.1%,其中,本土董事长平均占比为 68.3%,本土总经理平均占比为 65.9%,且随着时间的发展,公司高管本土化的比例呈现出降低的趋势。

表 2 公司高管籍贯信息及高管本土化数据分年份统计结果

Table 2 Distribution of managerial hometown and localization data by year

| 年份 | (1) 有董事长籍贯信息公司数 | (2) 有总经理籍贯信息公司数 | (3) 有董事长或总经理任一籍贯信息公司数 | (4) 公司所在地信息公司数 | (5) 有高管籍贯信息公司数占比 = (3) / (4) | (6) 本土高管公司数 | (7) 本土高管公司占比 = (6) / (3) |
|------|-----------------|-----------------|-----------------------|----------------|------------------------------|-------------|--------------------------|
| 2000 | 248 | 197 | 345 | 1 055 | 0.327 | 268 | 0.777 |
| 2001 | 330 | 260 | 450 | 1 135 | 0.396 | 343 | 0.762 |
| 2002 | 424 | 291 | 553 | 1 205 | 0.459 | 420 | 0.759 |
| 2003 | 542 | 347 | 676 | 1 264 | 0.535 | 514 | 0.760 |
| 2004 | 653 | 406 | 788 | 1 357 | 0.581 | 608 | 0.772 |
| 2005 | 700 | 443 | 830 | 1 357 | 0.612 | 633 | 0.763 |
| 2006 | 812 | 519 | 947 | 1 433 | 0.661 | 707 | 0.747 |
| 2007 | 949 | 618 | 1 070 | 1 548 | 0.691 | 775 | 0.724 |
| 2008 | 1 045 | 676 | 1 154 | 1 596 | 0.723 | 825 | 0.715 |
| 2009 | 1 167 | 775 | 1 276 | 1 752 | 0.728 | 899 | 0.705 |
| 2010 | 1 356 | 983 | 1 469 | 2 100 | 0.700 | 1 049 | 0.714 |
| 2011 | 1 470 | 1 083 | 1 576 | 2 335 | 0.675 | 1 137 | 0.721 |
| 2012 | 1 539 | 1 097 | 1 645 | 2 463 | 0.668 | 1 176 | 0.715 |
| 2013 | 1 538 | 1 088 | 1 648 | 2 508 | 0.657 | 1 159 | 0.703 |
| 2014 | 1 479 | 1 030 | 1 593 | 2 623 | 0.607 | 1 106 | 0.694 |
| 2015 | 1 423 | 941 | 1 540 | 2 812 | 0.548 | 1 034 | 0.671 |
| 合计 | 15 675 | 10 754 | 17 560 | 28 543 | 0.615 | 12 653 | 0.721 |

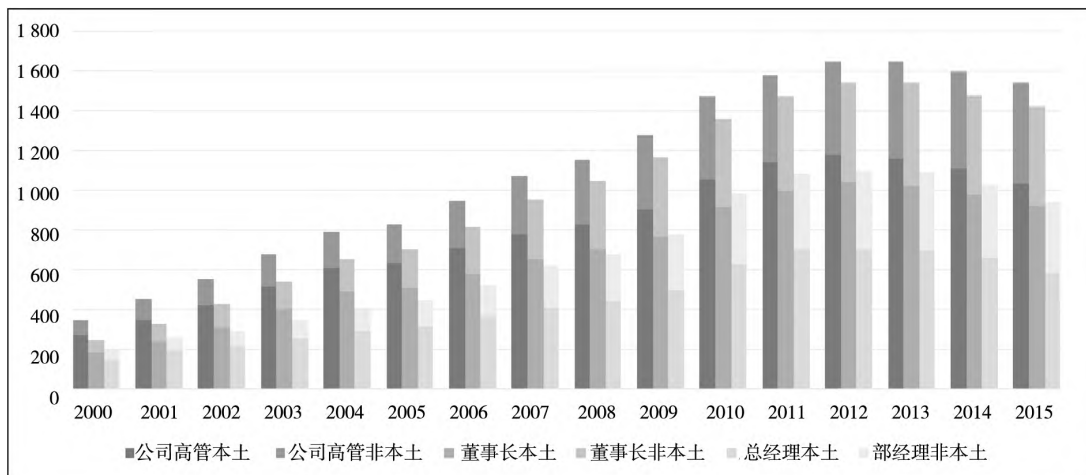


图 1 历年公司高管本土化数据本土/非本土比例展示

Fig. 1 Managerial localization data over the years(local/non-local ratio)

表 3 分省份列示了公司高管籍贯信息披露及本土化情况. 从中看出, 除重庆和天津外, 各省份上市公司中披露高管本土化信息的比例均超过了

50%, 说明本文样本不存在严重的省份聚集偏差. 从本土化情况来看, 山东、浙江、山西、辽宁、江苏 5 个省份的高管本土化率居全国前列.

表 3 高管籍贯信息及高管本土化数据分省份统计结果

Table 3 Distribution of managerial hometown and managerial localization data by provinces

| 省份 | (1) 有董事长籍贯信息公司数 | (2) 有总经理籍贯信息公司数 | (3) 有董事长或总经理任一籍贯信息公司数 | (4) 公司所在地信息公司数 | (5) 有高管籍贯信息公司数占比 = (3) / (4) | (6) 本土高管公司数 | (7) 本土高管公司占比 = (6) / (3) |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------------|----------------|------------------------------|-------------|--------------------------|
| 安徽 | 500 | 319 | 547 | 895 | 0.611 | 454 | 0.830 |
| 北京 | 1 209 | 823 | 1 359 | 2 201 | 0.617 | 529 | 0.389 |
| 重庆 | 192 | 146 | 232 | 502 | 0.462 | 152 | 0.655 |
| 福建 | 614 | 414 | 663 | 984 | 0.674 | 557 | 0.840 |
| 甘肃 | 182 | 89 | 202 | 337 | 0.599 | 144 | 0.713 |
| 广东 | 2 231 | 1 695 | 2 438 | 3 833 | 0.636 | 1 515 | 0.621 |
| 广西 | 223 | 131 | 231 | 405 | 0.570 | 138 | 0.597 |
| 贵州 | 152 | 110 | 178 | 275 | 0.647 | 122 | 0.685 |
| 海南 | 210 | 148 | 225 | 365 | 0.616 | 140 | 0.622 |
| 河北 | 368 | 247 | 412 | 604 | 0.682 | 315 | 0.765 |
| 河南 | 441 | 323 | 495 | 711 | 0.696 | 360 | 0.727 |
| 黑龙江 | 214 | 146 | 263 | 496 | 0.530 | 173 | 0.658 |
| 湖北 | 619 | 390 | 686 | 1 078 | 0.636 | 494 | 0.720 |
| 湖南 | 507 | 328 | 566 | 858 | 0.660 | 432 | 0.763 |
| 吉林 | 296 | 206 | 325 | 561 | 0.579 | 249 | 0.766 |
| 江苏 | 1 161 | 851 | 1 326 | 2 290 | 0.579 | 1 152 | 0.869 |
| 江西 | 262 | 188 | 312 | 423 | 0.738 | 230 | 0.737 |
| 辽宁 | 479 | 312 | 517 | 922 | 0.561 | 457 | 0.884 |
| 内蒙古 | 188 | 112 | 217 | 324 | 0.670 | 160 | 0.737 |
| 宁夏 | 73 | 54 | 101 | 179 | 0.564 | 58 | 0.574 |
| 青海 | 77 | 32 | 82 | 152 | 0.539 | 22 | 0.268 |
| 山东 | 982 | 658 | 1 095 | 1 653 | 0.662 | 998 | 0.911 |
| 山西 | 286 | 221 | 318 | 429 | 0.741 | 285 | 0.896 |
| 陕西 | 271 | 168 | 306 | 499 | 0.613 | 220 | 0.719 |
| 上海 | 1 221 | 774 | 1 465 | 2 638 | 0.555 | 937 | 0.640 |
| 四川 | 607 | 365 | 645 | 1 182 | 0.546 | 481 | 0.746 |
| 天津 | 193 | 97 | 235 | 474 | 0.496 | 87 | 0.370 |
| 新疆 | 219 | 136 | 262 | 510 | 0.514 | 184 | 0.702 |
| 云南 | 230 | 211 | 280 | 394 | 0.711 | 194 | 0.693 |
| 浙江 | 1 468 | 1 060 | 1 577 | 2 369 | 0.666 | 1 414 | 0.897 |
| 合计 | 15 675 | 10 754 | 17 560 | 28 543 | 0.615 | 12 653 | 0.721 |

表 4 列出了主要变量的描述性统计量, 为了控制极端值的影响, 对所有连续变量均在 1% 和 99% 分位数上进行了缩尾处理 (Winsorize). 公司年度样本观测值共计 17 560 个, 其中由于数据可获得性, 盈余管理程度变量的样本为 14 722 个. 可以看出, 样本公司高管本土化程度 (LOC) 平均为 72.1% 标

准差为 0.449, 说明样本具有一定的差异性, 也从侧面反映出我国目前着实在“关系型”社会背景. 此外, 盈余管理程度变量 (DD) 的均值为 0.079, 标准差为 0.121; 财务重述 (Restate) 与财务舞弊 (Fraud) 的均值分别为 0.077 与 0.150, 标准差分别为 0.266 和 0.357, 与已有研究基本一致.

表 4 主要变量的描述统计

Table 4 Descriptive statistics of main variable

| 变量 | 样本数 | 均值 | 最小值 | 25% 分位数 | 中位数 | 75% 分位数 | 最大值 | 标准差 |
|----------------------|--------|--------|---------|---------|--------|---------|--------|-------|
| LOC | 17 560 | 0.721 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0.449 |
| DD | 14 722 | 0.079 | 0.000 7 | 0.020 | 0.044 | 0.088 | 0.866 | 0.121 |
| Restate | 17 560 | 0.077 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0.266 |
| Fraud | 17 560 | 0.150 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0.357 |
| Both | 17 560 | 0.170 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0.375 |
| Independent Director | 17 560 | 0.346 | 0 | 0.333 | 0.333 | 0.375 | 0.571 | 0.089 |
| Supervisor | 17 560 | 1.322 | 1.099 | 1.099 | 1.099 | 1.609 | 2.197 | 0.296 |
| Top4 | 17 560 | 0.076 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0.265 |
| Z | 17 560 | 0.187 | 0.010 | 0.019 | 0.047 | 0.153 | 2.826 | 0.413 |
| Size | 17 560 | 21.841 | 19.133 | 20.878 | 21.623 | 22.551 | 26.953 | 1.398 |
| Age | 17 560 | 2.986 | 2.197 | 2.890 | 2.996 | 3.178 | 3.497 | 0.258 |
| Intangible Assets | 17 560 | 0.043 | 0 | 0.010 | 0.028 | 0.055 | 0.288 | 0.050 |
| Cash | 17 560 | 0.086 | 0.001 | 0.017 | 0.035 | 0.076 | 1.115 | 0.162 |
| HHI | 17 560 | 0.096 | 0.014 | 0.031 | 0.053 | 0.108 | 0.782 | 0.120 |
| Concentration | 17 560 | 0.472 | 0.141 | 0.329 | 0.433 | 0.602 | 1 | 0.203 |
| Diversification | 17 560 | 0.418 | 0 | 0 | 0.263 | 0.711 | 1.786 | 0.463 |
| Attention | 17 560 | 0.097 | 0.010 | 0.020 | 0.060 | 0.140 | 0.430 | 0.097 |
| GDP | 17 560 | 8.814 | 6.386 | 7.236 | 8.816 | 9.499 | 13.592 | 1.927 |

3 结果及分析

3.1 公司高管本土化和会计信息质量的关系分析

3.1.1 单变量分析

表 5 给出了本土与非本土两类高管背景下公司会计信息质量变量的单变量比较。其中，高管本土与

高管非本土两种情况下公司随意性应计项目(DD)的均值(中位数)分别为 0.074 和 0.092(0.042 和 0.049) 均值与中位数差异均在 1% 的水平上显著。在本土高管的上市公司中,发生财务重述和舞弊的比例分别为 7.2% 和 14.6%, 低于非本土高管组的 9% 和 16.2% ,卡方检验表明上述差异在 1% 的水平上显著。该结果初步表明 本土高管上市公司的会计信息质量显著高于非本土高管的上市公司。

表 5 高管本土与高管非本土两个组别的单变量比较

Table 5 Univariate comparison of managerial localization and non-managerial localization groups

| Panel A: 盈余管理程度变量 DD 的均值、中位数检验 | | | | |
|--------------------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|------------------------|
| | 平均值 | | 中位数 | |
| 本土高管(N = 10 747) | 0.074 | | 0.042 | |
| 非本土高管(N = 3 975) | 0.092 | | 0.049 | |
| 平均值/中位数之差 | -0.018 | | -0.007 | |
| t/z 值 | 7.809 *** | | 35.223 *** | |
| Panel B: 财务重述与财务舞弊变量的卡方检验 | | | | |
| | Restate = 0 | Restate = 1 | Fraud = 0 | Fraud = 1 |
| 本土高管(N = 12 653) | 0.928(= 11 746/12 653) | 0.072(= 907/12 653) | 0.854(= 10 806/12 653) | 0.146(= 1 847/12 653) |
| 非本土高管(N = 4 907) | 0.910(= 4 465/4 907) | 0.090(= 442/4 907) | 0.838(= 4 114/4 907) | 0.162(= 793/4 907) |
| 卡方检验 | 16.866 *** | | 6.764 *** | |

注: *** 表示在 1% 的置信水平上显著。

3.1.2 多元回归分析

表6展示了模型(1)的回归结果.从中看出,对盈余质量(*DD*)而言,回归结果显示*LOC*的系数为-0.091,在1%的水平上显著.从经济显著性来看,当其他变量取均值时,公司由非本土高管变为本土高管后,随意性应计项目将在1%的水平上显著减少9.1%(即样本均值的 $115.2\% = 0.091/0.079$).在财务重述(*Restate*)方面,回归结果显示*LOC*的系数为-0.394,亦在1%的水平上显著.从经济显著性角度而言,当其他变量取均值时,公司由非本土高管变为本土高管后,公司发生财务重述的概率将从9.5%下降到7.3%,下降幅度为23.2%.最后,在财务舞弊(*Fraud*)方面,高管本土化变量*LOC*在1%的显著水平上与其呈负相关关系,相关系数为-0.147.且当其他变量取均值时,公司由非本土高管变为本土高管后,公司发生财务舞弊现象的概率将从16.3%下降到14.7%,下降幅度为9.8%,在5%的水平上显著降低.

控制变量方面,与已有研究的发现一致^[62,72],

公司董事长与总经理的两职兼任情况(*Both*)由于缺乏了内部控制而提升了公司发生财务舞弊的概率.而当公司监事会规模(*Supervisor*)较大时,公司的会计信息质量会有所改善^[73,74].此外,与王艳艳和陈汉文^[75]的研究结论一致,由国际四大审计(*Top4*)的上市公司会计信息质量显著高于由非四大审计的上市公司.而当公司被更多的分析师所跟踪(*Attention*)时,分析师作为公司外部治理的要素之一,对公司的违规行为也会起到制约作用^[15].公司与行业特征方面,公司的规模、现金比率、资产属性、行业的竞争程度、市场的经济发展水平等对公司的会计信息质量都产生了显著的影响.

表5和表6的结果符合假说H1,即当高管籍贯地与公司所在地一致时,公司会计信息质量更高,具体表现为随意性应计项目更低、发生财务重述与财务舞弊的概率显著减少,说明高管本土化可以有效提升公司会计披露信息质量,对管理层的违规操作与投机行为具有积极的治理效用.

表6 高管本土化与公司会计信息质量的相关关系

Table 6 The correlation between managerial localization and accounting information quality

| 变量 | <i>DD</i> | <i>Restate</i> | <i>Fraud</i> |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>LOC</i> | -0.091 *** (-3.74) | -0.394 *** (-4.32) | -0.147 *** (-2.94) |
| <i>Both</i> | 0.009 (0.35) | 0.056 (0.56) | 0.258 *** (4.63) |
| <i>Independent Director</i> | -0.024 (-0.15) | -1.071 (-1.63) | -0.110 (-0.28) |
| <i>Supervisor</i> | -0.015* (-1.90) | -0.043 (-1.23) | -0.035* (-1.74) |
| <i>Top4</i> | -0.091 *** (-2.65) | -1.167 *** (-5.06) | -0.370 *** (-3.04) |
| <i>Z</i> | -0.032* (-1.66) | -0.074 (-0.73) | -0.357 *** (-4.26) |
| <i>Size</i> | -0.039 *** (-3.36) | -0.043 (-0.98) | -0.208 *** (-9.01) |
| <i>Age</i> | -0.001 (-0.02) | 0.676 *** (3.25) | 0.392 *** (3.98) |
| <i>Intangible Assets</i> | -1.078 *** (-5.24) | 0.932 (1.11) | 0.847* (1.80) |
| <i>Cash</i> | -0.031 *** (-4.30) | -0.038 (-1.16) | -0.110 *** (-6.08) |

续表6

Table 6 Continues

| 变量 | <i>DD</i> | <i>Restate</i> | <i>Fraud</i> |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>HHI</i> | -0.476 *** (-2.60) | 0.474 (0.69) | -0.834 ** (-1.96) |
| <i>Concentration</i> | 0.051 (0.44) | -0.757 * (-1.87) | 0.297 (1.08) |
| <i>Diversification</i> | -0.047 ** (-2.19) | 0.038 (0.44) | -0.013 (-0.24) |
| <i>Attention</i> | -0.009 (-0.09) | -0.244 (-0.68) | -1.226 *** (-4.64) |
| <i>GDP</i> | -0.286 *** (-4.96) | -0.813 ** (-2.37) | -1.067 *** (-5.72) |
| <i>Margins</i> | -0.091 *** (-3.74) | -0.028 *** (-4.30) | -0.018 *** (-2.94) |
| 年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 14 722 | 17 560 | 17 560 |
| Adj <i>R</i> ² /Pseudo <i>R</i> ² | 0.200 | 0.065 | 0.078 |

注: 所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类(Clustering) 调整得到的稳健性标准误, 并在括号内给出 *t*/*z* 值。

*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

3.2 影响机制分析

下面将探究公司高管本土化对会计信息质量的影响机理。

如前文所述, 本土高管区别于非本土高管的典型特征是其身处家乡, 除了想在家乡建立并保持良好的声誉外, 其在家乡地累积的紧密关系网络也会推动本土高管提供更高质量的会计信息, 以维护公司本地利益相关者的利益。所以研究预期, 当高管更加注重承担社会责任、公司所在地区的社会资本紧密程度更高、公司具有更多的本地利益相关者或公司高管任期的不确定性较低时, 高管本土化对公司会计信息质量的积极影响会更为显著。为此, 将选取企业社会责任(*CSREx* 与 *CSRin*)、地区社会信任度(*Trust*) 与地区方言片区分化指数(*Dialect*)、公司的本地利益相关者占比(*Stakeholder*) 以及公司的股权性质(*Property* 与 *Family*) 作为样本的分组维度, 对模型(1) 进行分组回归分析。具体的变量定义及说明详见表1。

首先, 分析企业社会责任的影响。企业社会责任(corporate social responsibility, CSR) 要求企业

超越把利润作为唯一目标的经营理念, 强调在生产过程中关注人的价值, 强调企业保护环境和造福社会的责任^⑨。当高管来自本地时, 企业在本地承担的社会责任和对利益相关者权益的保护, 会显著增强高管在本地的社会声誉, 加强高管与本地利益相关者的关系网络紧密度^⑩。因此, 研究预期, 承担社会责任更多的企业, 高管本土化对会计信息质量的影响更强。以企业承担的本地社会责任和对利益相关者的保护程度进行分组检验的结果列示在表7。

从表7 Panel A 看出, 当高管更加注重行使对社会方面的企业责任时(*CSREx* = 1), 高管本土化变量(*LOC*) 与盈余管理程度(*DD*)、财务重述(*Restate*)、财务舞弊(*Fraud*) 均在 1% 的水平上呈显著负相关关系, 系数分别为 -0.117、-0.469 和 -0.333; 而当高管并不特别关注对外的企业社会责任时(*CSREx* = 0), 高管本土化变量(*LOC*) 与盈余管理程度(*DD*)、财务重述(*Restate*)、财务舞弊(*Fraud*) 的相关系数分别为 -0.081、-0.302

⑨ 本文所用 CSR 相关数据来源于国泰安金融数据库(CSMAR)、Wind 数据库和上交所与深交所上市公司发布的定期及临时公告。

⑩ 如前文分析所述, 公司的利益相关者具有本地集中性且高管所承担的社会责任也具有本地化属性, 所以当高管来自本土时, 会与本地利益相关者形成更为紧密的社会关系。

和 -0.098 ,且分别在 1%、5% 和 10% 的水平上显著. 组间系数差异检验表明 ,公司高管本土化变量 (*LOC*) 对财务重述 (*Restate*) 和财务舞弊 (*Fraud*) 的影响差异分别在 5% 与 1% 水平上显著 (*p* 值分别为 0.033 和 0.001) ,对随意性应计项目 (*DD*) 的影响差异在单边置信区间上有 10% 的显著性.

表 7 Panel B 的结果也表明 ,当高管更加注重行使对公司利益相关者的企业社会责任时 (*CSRin* = 1) ,高管本土化变量 (*LOC*) 与盈余管理程度 (*DD*) 、财务重述 (*Restate*) 、财务舞弊 (*Fraud*) 均在 1% 的水平上呈显著负相关关系 ,系数分别为 -0.084、-0.526 和 -0.197; 当高管不

太注重行使对公司利益相关者的企业社会责任时 (*CSRin* = 0) ,高管本土化变量 (*LOC*) 与盈余管理程度 (*DD*) 、财务重述 (*Restate*) 和财务舞弊 (*Fraud*) 的相关系数分别为 -0.078、-0.205 和 -0.061 ,其中与盈余管理程度 (*DD*) 和财务重述 (*Restate*) 在 10% 的水平上显著. 经过组间系数差异检验 ,发现公司高管本土化变量 (*LOC*) 对财务重述 (*Restate*) 和财务舞弊 (*Fraud*) 的影响差异分别在 1% 与 10% 的水平上显著 (*p* 值分别为 0.004 和 0.056) . 综合以上结果可知 ,当高管愿意承担更多的社会责任时 ,会加强本土化社会资本的治理效应 ,表现为更高质量的会计信息 ,这也印证了前文的理论分析.

表 7 截面分析: 高管社会责任注重度

Table 7 Cross section analysis: Managerial social responsibility

| 变量 | <i>DD</i> | | <i>Restate</i> | | <i>Fraud</i> | |
|--|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| Panel A: 对当地社会的社会责任注重度 | | | | | | |
| | <i>CSRex</i> = 0 | <i>CSRex</i> = 1 | <i>CSRex</i> = 0 | <i>CSRex</i> = 1 | <i>CSRex</i> = 0 | <i>CSRex</i> = 1 |
| <i>LOC</i> | -0.081*** (-2.66) | -0.117*** (-3.52) | -0.302** (-2.37) | -0.469*** (-4.10) | -0.098* (-1.74) | -0.333*** (-2.96) |
| 控制变量/年度/ 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 9 567 | 5 155 | 11 419 | 6 141 | 11 419 | 6 141 |
| Adj <i>R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ² | 0.228 | 0.140 | 0.073 | 0.061 | 0.052 | 0.114 |
| <i>P</i> value | 0.165 | | 0.033** | | 0.001*** | |
| Panel B: 对公司利益相关者的社会责任注重度 | | | | | | |
| | <i>CSRin</i> = 0 | <i>CSRin</i> = 1 | <i>CSRin</i> = 0 | <i>CSRin</i> = 1 | <i>CSRin</i> = 0 | <i>CSRin</i> = 1 |
| <i>LOC</i> | -0.078* (-1.84) | -0.084*** (-2.58) | -0.205* (-1.65) | -0.526*** (-4.46) | -0.061 (-0.93) | -0.197*** (-3.70) |
| 控制变量/年度/ 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 8 787 | 5 935 | 10 342 | 7 218 | 10 342 | 7 218 |
| Adj <i>R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ² | 0.161 | 0.234 | 0.076 | 0.072 | 0.076 | 0.109 |
| <i>P</i> value | 0.413 | | 0.004*** | | 0.056* | |

注: 所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类 (Clustering) 调整得到的稳健性标准误 ,并在括号内给出 *t* 值. *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著.

其次 ,分析社会资本紧密度的影响. 如理论分析部分所论证 ,本土高管出于为了维护关系网络中本地利益相关者的利益 ,会减少机会主义行为 ,从而提高会计信息的质量. 因此 ,研究预期 ,当高管本地关系网络更紧密时 ,高管本土化与会计信息质量的关系会更强. 选取了地区社会信任度 (*Trust*) 与地区方言片区分化指数 (*Dialect*) 两个

指标来衡量高管的本地社会资本的紧密度. 地区社会信任度衡量的是地区内人们的社会态度 ,即人们在当地社会生活中的信任感 ,信任感越强说明当地越讲求信任在社会交往与交易中发挥的作用. 以年份中位数为划分基点 ,分别用地区社会信任度高组 (*Trust* = 1) 与地区信任度低组 (*Trust* = 0) 对模型 (1) 进行回归的结果列示在表 8 的 Pan-

el A. 从中看出, 当地区的社会信任度指数较高时 ($Trust = 1$), 高管本土化变量 (LOC) 与盈余管理程度 (DD)、财务重述 ($Restate$)、财务舞弊 ($Fraud$) 均在 1% 的水平上呈显著负相关关系, 系数分别为 -0.104 、 -0.506 和 -0.220 ; 当地区的社会信任度指数较低时 ($Trust = 0$), 高管本土化变量 (LOC) 与盈余管理程度 (DD)、财务重述 ($Restate$)、财务舞弊 ($Fraud$) 的相关系数分别为 -0.039 、 -0.232 和 -0.091 , 其中与财务重述 ($Restate$) 在 10% 的水平上显著. 组间系数差异检验表明, 公司高管本土化变量 (LOC) 对财务重述 ($Restate$) 和财务舞弊 ($Fraud$) 的影响差异在组间均在 5% 的水平上显著 (p 值分别为 0.021 和 0.011).

第二个衡量高管当地社会资本紧密度的指标是地区方言片区分化指数. 方言背后的地域不变性、文化相似性与浓厚的乡土情结相结合, 使得讲相同方言的人通常会形成一个彼此情感依赖更强、约束力更强、凝聚力更强的同乡圈^[76], 即人们通过“乡音”对彼此产生强烈的身份认同, 以形成极具凝聚力的“圈子”^[77, 78]. 当地区方言片区分化指数较高时, 代表地区内的方言差异较大, 这种

差异会使得同一方言片区的人们关系更为紧密. 表 8 Panel B 是根据年份中位数将样本分为地区方言片区分化程度高组 ($Dialect = 1$) 与低组 ($Dialect = 0$), 分别对模型 (1) 进行回归的结果. 从中看出, 当地区方言片区分化指数较高时 ($Dialect = 1$), 高管本土化变量 (LOC) 与盈余管理程度 (DD)、财务重述 ($Restate$)、财务舞弊 ($Fraud$) 均在 1% 的水平上呈显著负相关关系, 系数分别为 -0.115 、 -0.551 和 -0.225 ; 而当地区方言片区分化指数较低时 ($Dialect = 0$), 高管本土化变量 (LOC) 与盈余管理程度 (DD)、财务重述 ($Restate$)、财务舞弊 ($Fraud$) 则分别在 10%、5% 与 5% 的水平上呈显著负相关关系, 系数分别为 -0.063 、 -0.271 和 -0.163 . 组间系数差异检验表明, 公司高管本土化变量 (LOC) 对盈余管理程度 (DD)、财务重述 ($Restate$) 和财务舞弊 ($Fraud$) 的影响差异分别在 1%、5% 与 10% 的水平上显著 (p 值分别为 0.009、0.015 和 0.067). 综合表 8 的结果, 说明社会资本紧密度提高了高管本土化对会计信息质量的影响, 进一步印证了前文的理论分析.

表 8 截面分析：社会资本紧密度

Table 8 Cross section analysis: Tightness of social capital

| 变量 | <i>DD</i> | | <i>Restate</i> | | <i>Fraud</i> | |
|-------------------------|---------------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|
| Panel A: 地区信任度 | | | | | | |
| | <i>Trust = 0</i> | <i>Trust = 1</i> | <i>Trust = 0</i> | <i>Trust = 1</i> | <i>Trust = 0</i> | <i>Trust = 1</i> |
| <i>LOC</i> | -0.039 (-0.90) | -0.104^{***} (-3.36) | -0.232^* (-1.69) | -0.506^{***} (-4.58) | -0.091 (-1.38) | -0.220^{***} (-2.77) |
| 控制变量/年度/ 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7 818 | 6 904 | 8 845 | 8 715 | 8 845 | 8 715 |
| Adj R^2 /Pseudo R^2 | 0.231 | 0.182 | 0.076 | 0.070 | 0.062 | 0.114 |
| <i>P</i> value | 0.222 | | 0.021** | | 0.011** | |
| Panel B: 地区方言分化程度 | | | | | | |
| | <i>Dialect = 0</i> | <i>Dialect = 1</i> | <i>Dialect = 0</i> | <i>Dialect = 1</i> | <i>Dialect = 0</i> | <i>Dialect = 1</i> |
| <i>LOC</i> | -0.063^* (-1.66) | -0.115^{***} (-3.56) | -0.271^{**} (-2.09) | -0.551^{***} (-4.20) | -0.163^{**} (-2.29) | -0.225^{***} (-3.07) |
| 控制变量/年度/ 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7 837 | 6 885 | 9 279 | 8 281 | 9 279 | 8 281 |
| Adj R^2 /Pseudo R^2 | 0.199 | 0.206 | 0.067 | 0.093 | 0.080 | 0.099 |
| <i>P</i> value | 0.009*** | | 0.015** | | 0.067* | |

注：所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类 (Clustering) 调整得到的稳健性标准误, 并在括号内给出 t 值. *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著.

接着,检验了本地利益相关者集中度的影响。根据前文的理论分析,当公司利益相关者的本地集中度更高时,不仅本土高管有更强的动力去维护这些利益相关者的利益,本地利益相关者对本土高管的监督也更有效。因此,研究预期当本地利益相关者占比较高时,本土高管对会计信息质量的影响更强。限于数据的可获得性,仅计算了投资者和客户与供应商的本地集中度,以期本地机构持股占所有机构持股的比例和本地客户供应商交易金额占公司当期交易金额的比例来衡量。以年份行业中位数作为基点,将公司本地利益相关者占比分为两组对模型(1)进行回归,结果列示在表9。从中看出,当本地利益相关者占比较高时(*Stakeholder* = 1),高管本土化变量(*LOC*)与盈余管理程度(*DD*)、财

务重述(*Restate*)、财务舞弊(*Fraud*)分别在1%、1%和10%的水平上呈显著负相关关系,系数分别为-0.093、-0.455和-0.161;当公司本地利益相关者占比较低时(*Stakeholder* = 0),高管本土化变量(*LOC*)与盈余管理程度(*DD*)、财务重述(*Restate*)、财务舞弊(*Fraud*)的系数分别为-0.086、-0.343和-0.149,且系数分别在5%、1%、5%的水平上显著。组间系数差异检验表明,公司高管本土化变量(*LOC*)对盈余管理程度(*DD*)和财务重述(*Restate*)的影响差异均在5%的水平上显著(*p*值分别为0.041和0.043)。该结果表明,当公司本地利益相关者集中度更高时,这些本地关系网络中的利益相关者会促进高管更强的自我约束与本地利益相关者更为有效的外部监督,印证了前文的理论分析。

表9 截面分析: 公司本地利益相关者集中度

Table 9 Cross section analysis: Concentration of local stakeholders

| 变量 | <i>DD</i> | | <i>Restate</i> | | <i>Fraud</i> | |
|--|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | <i>Stakeholder</i> = 0 | <i>Stakeholder</i> = 1 | <i>Stakeholder</i> = 0 | <i>Stakeholder</i> = 1 | <i>Stakeholder</i> = 0 | <i>Stakeholder</i> = 1 |
| <i>LOC</i> | -0.086** (-1.99) | -0.093*** (-3.06) | -0.343*** (-2.83) | -0.455*** (-4.09) | -0.149** (-2.37) | -0.161* (-1.90) |
| 控制变量/年度/ 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 232 | 8 490 | 7 792 | 9 768 | 7 792 | 9 768 |
| Adj <i>R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ² | 0.176 | 0.223 | 0.078 | 0.071 | 0.064 | 0.112 |
| <i>P</i> value | 0.041** | | 0.043** | | 0.422 | |

注: 所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类(Clustering)调整得到的稳健性标准误,并在括号内给出*t*值。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著。

最后,根据企业股权性质对模型(1)进行了分组回归。表10 Panel A 中国有企业与非国有企业的组间系数差异检验表明,公司高管本土化变量(*LOC*)对盈余管理程度(*DD*)和财务舞弊(*Restate*)的影响差异分别在5%和10%的水平上显著(*p*值分别为0.020和0.056); Panel B 中家族企业与非家族企业的组间系数差异检验表明,公司高管本土化变量(*LOC*)对盈余管理程度(*DD*)、财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Restate*)的影响差异分别在5%、5%和10%的水平上显著(*p*值分别为0.030、0.034和0.052)。即相比于国有企业

和非家族企业,当公司是非国有企业或家族企业时,高管本土化变量对公司会计信息质量的影响更为显著。猜测可能的原因是国企高管通常为任命制,即更容易被调动,不确定性较高^①,所以高管的总体利益来源于公司的部分较少,且任命期内的生产活动与处事行为还要附以国民与社会建设需求分析,亦要附以地方政治与官员升迁需求分析等;而家族企业的成长过程是互有关联的社会资本的融合,相比于非家族企业,家族企业的社会资本紧密度更强,故高管的社会资本治理效应更强,印证了前文的理论分析。

① 本文对2000年—2020年所有上市公司的董事长及总经理任期的统计结果表明,国企董事长的平均任期为35.73个月、国企总经理的平均任期为32.41个月;非国企(民营、外资及其他)董事长的平均任期为49.39个月、非国企总经理的平均任期为39.13个月。本文所用高管任期数据来源于国泰安金融数据库(CSMAR)和上交所与深交所上市公司发布的定期及临时公告。

表 10 截面分析: 公司股权性质
Table 10 Cross section analysis: Ownership property

| 变量 | DD | | Restate | | Fraud | |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Panel A: 国有企业/非国有企业 | | | | | | |
| | Property = 0 | Property = 1 | Property = 0 | Property = 1 | Property = 0 | Property = 1 |
| LOC | -0.126*** (-3.52) | -0.066* (-1.90) | -0.449*** (-3.41) | -0.303** (-2.33) | -0.276*** (-2.81) | 0.002 (0.03) |
| 控制变量/年度/ 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7 282 | 7 440 | 9 054 | 8 506 | 9 054 | 8 506 |
| Adj R ² /Pseudo R ² | 0.204 | 0.195 | 0.078 | 0.071 | 0.077 | 0.091 |
| P value | 0.020** | | 0.417 | | 0.056* | |
| Panel B: 家族企业/非家族企业 | | | | | | |
| | Family = 0 | Family = 1 | Family = 0 | Family = 1 | Family = 0 | Family = 1 |
| LOC | -0.082*** (-2.66) | -0.125*** (-2.54) | -0.329*** (-3.18) | -0.566*** (-3.11) | -0.123* (-1.90) | -0.275*** (-3.31) |
| 控制变量/年度/ 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 10 543 | 4 179 | 12 310 | 5 250 | 12 310 | 5 250 |
| Adj R ² /Pseudo R ² | 0.192 | 0.227 | 0.073 | 0.070 | 0.087 | 0.058 |
| P value | 0.030** | | 0.034** | | 0.052* | |

注: 所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类(Clustering)调整得到的稳健性标准误,并在括号内给出 t 值。^{*}、^{**}、^{***} 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

4 稳健性检验

4.1 内生性检验

在考察上市公司高管本土化变量对会计信息质量的影响时,可能存在内生性问题。例如,上市公司会因为会计信息质量较高而吸引那些对本地公司情况更加了解的本地高管人员。采用 IV-Heckit 方法和 DID 检验来解决潜在的内生性问题。

4.1.1 IV-Heckit 检验

赫克曼二阶段法的工具变量模型(IV-Heckit)能够同时解决样本选择问题和其他一般性内生性问题^[79]。应用工具变量法的核心是找到解释变量(即高管本土化变量 LOC)的工具变量。首先,选择公司所在地的幸福指数(CHI_Company)和公司高管籍贯地的幸福指数(CHI_Home)作为高管本土化变量的工具变量。教育、医疗、收入、环境、公共服务、安全与未来预期是评定地区幸福指数的综合要素(新华社,《中国城市发展报告》、清

华大学,《幸福中国白皮书》),人们通常会倾向于在更加舒适幸福的地方生活与发展。故当公司所在地的幸福指数(CHI_Company)较高时,即居住环境与经济发展前景综合较好时,会吸引来自全国各地的高管人才;而当高管籍贯地的幸福指数(CHI_Home)较高时,也可以推断其会较大概率选择留在自己的家乡。所以研究预期,公司所在地的幸福指数(CHI_Company)与雇佣本土高管之间具有负相关关系,而高管籍贯地的幸福指数(CHI_Home)与高管本土化之间则具有正相关关系。同时,公司所在地与高管籍贯地的幸福指数并不会直接影响上市公司是否进行盈余管理或发生财务重述、财务舞弊现象等,因而该变量满足相关性和外生性的要求。其次,研究还选取当期同行业其他上市公司的高管本土化程度(LOC_Indmean)作为第二工具变量。同行业企业间具备相似的行业特征且面临相近的市场环境,且同行业其他企业高管本土与否无明显证据表明会对本企业会计信息质量产生影响,因而该变量亦满足相关性和外生性的要求。最后,对工具变量进行了过度识别检验

和弱工具变量检验,结果表明工具变量均具备计量经济学有效性.

表 11 列(1)展示了第一阶段的回归结果.可以看出,工具变量(*CHI_Company*、*CHI_Home*、*LOC_Indmean*)均在 1% 的水平上具有显著性,说明具有很好的解释力.列(2)~列(4)的第二阶段回归结果表明,在 *LOC* 工具变量法和赫克曼二阶段法

下,高管本土化变量(*LOC*)与财务重述(*Restate*) 在 1% 的水平上显著负相关,系数为 -0.461;与盈余管理程度(*DD*)和财务舞弊(*Fraud*) 在 5% 的水平上显著负相关,系数分别为 -0.062 和 -0.196,且二阶段所有回归的逆米歇尔别率 *IMR* 均显著.说明在控制了内生性问题后,高管本土化变量(*LOC*)与公司会计信息质量的正相关关系依旧显著.

表 11 内生性检验: IV-Heckit

Table 11 Test of endogeneity: IV-Heckit

| 变量 | <i>LOC</i> | <i>DD</i> | <i>Restate</i> | <i>Fraud</i> |
|---|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>LOC</i> | | -0.062** (-2.23) | -0.461*** (-3.17) | -0.196** (-2.41) |
| <i>CHI_Company</i> | -0.136*** (-14.37) | | | |
| <i>CHI_Home_chair</i> | 0.052*** (4.72) | | | |
| <i>CHI_Home_ceo</i> | 0.054*** (5.13) | | | |
| <i>LOC_Indmean</i> | -3.980*** (-8.23) | | | |
| <i>IMR</i> | | 0.108*** (2.69) | 0.118* (1.63) | -0.325*** (-2.83) |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 8 204 | 8 204 | 8 204 | 8 204 |
| Adj <i>R</i> ² /Pseudo <i>R</i> ² | 0.171 | 0.210 | 0.071 | 0.086 |

注:所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类(Clustering)调整得到的稳健性标准误,并在括号内给出 *t* 值.*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著.

4.1.2 DID 检验

以公司高管换届事件为研究样本,分析本土高管的上任(离任)是否伴随着公司会计信息质量的变化,以控制可能存在的遗漏变量等内生性问题.结果列示在表 12,具体来讲,换届前两年 *post* 定义为 0;换届后两年 *post* 定义为 1.在列(1)~列(3)中 *treat* 变量定义为:若公司由非本土高管换届为本土高管,则 *treat* 为 1,若换届前后高管的地域属性不变,则 *treat* 为 0;列(4)~列(6)中 *treat* 定义为:若公司由本土高管换届为非本土高管,则 *treat* 为 1,若换届前后高管的地域属性不变,则 *treat* 为 0.代入模型(3)进行回归分析,交乘项的系数 θ 是研究关心的整体平均处理效应,即处理组(*treat* = 1)前后变化与控制

组(*treat* = 0)前后变化之差

$$AIQ_{i,t} = \alpha + \theta treat_i \times post_{i,t} + \delta Controls_{i,t} + \mu_{year} + \mu_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

从中看出,当本土高管上任后,公司的财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Fraud*)均会在 10% 的显著水平上减少 0.827 和 0.651 个单位;本土高管卸任后,公司的盈余管理程度(*DD*)在 5% 的显著水平上增加 0.219 个单位,财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Fraud*)则分别在 10% 的显著水平上增加 0.418 和 0.712 个单位.该结果说明本土高管的上任与卸任的确伴随着公司会计信息质量的显著变化,高管的本土化程度对会计信息质量的影响符合本文假设 H1 的理论预期.

⑫ 由于本文在模型中控制了年份固定效应(*Year*),所以在模型(3)中不再加入变量 *post*.

表12 内生性检验: 高管换届 DID 检验
Table 12 Test of endogeneity: DID of managerial transition

| 变量 | 本地高管上任 | | | 本地高管离任 | | |
|--|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| | <i>DD</i> | <i>Restate</i> | <i>Fraud</i> | <i>DD</i> | <i>Restate</i> | <i>Fraud</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>post</i> × <i>treat</i> | -0.014 (-0.13) | -0.827* (-1.69) | -0.651* (-1.64) | 0.219** (2.13) | 0.418* (1.74) | 0.712* (1.90) |
| <i>treat</i> | -0.375 (-1.22) | 1.012 (1.26) | 0.334 (0.57) | -0.159 (-0.77) | 0.352 (0.62) | -0.466 (-0.70) |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 341 | 609 | 609 | 366 | 617 | 617 |
| Adj <i>R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ² | 0.177 | 0.188 | 0.249 | 0.334 | 0.137 | 0.189 |

注: 所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类(Clustering) 调整得到的稳健性标准误,并在括号内给出 *t* 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

4.2 核心变量的重新定义

已有文献在研究高管对公司会计信息质量的影响时,一般将董事长和总经理同时纳入高管的范畴^[23,80,81]。统计也表明,在发生财务舞弊后,董事长和总经理均可能受到监管部门的处罚^⑬,说明在实践中董事长和总经理均会对公司的会计信息质量负责。基于此,前述结果在定义高管本土化时,没有对董事长和总经理进行区分。接下来分别按董事长和总经理定义本土化,以考察董事长和总经理的不同影响:当公司董事长籍贯地与公司所在地一致时,变量 *LOC_Chair* 取值为 1,否则为 0;当公司总经理籍贯地与公司所在地一致时,变量 *LOC_CEO* 取值为 1,否则为 0^⑭。如表 13 的结果所示,Panel A 的结果表明公司董事长本土化变量(*LOC_Chair*)与盈余管理程度(*DD*)、财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Fraud*)的相关系数分别为 -0.103、-0.391 和 -0.166,均在 1% 的水平上显著;Panel B 中是以公司总经理本土化定义的结果,总经理本土化变量(*LOC_CEO*)与盈余管理

(*DD*)、财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Fraud*)的相关系数分别为 -0.063、-0.552 和 -0.074,其中盈余管理(*DD*)和财务重述(*Restate*)的系数分别在 5% 和 1% 的水平上显著。综合来看,董事长和总经理都会对公司的会计信息质量产生显著影响。

在定义高管本土化变量时,由于数据的可获得性,是以高管籍贯地与公司所在地按照省级行政区为单位进行匹配的。接下来,进一步以市级行政区为单位进行匹配,定义公司董事长或总经理任意一人籍贯所在市与公司所在市一致时,定义变量 *LOC_city* 为 1(同城),否则为 0;并且定义公司董事长或总经理任意一人籍贯所在省与公司所在省一致,但籍贯所在市与公司所在市不一致时,变量 *LOC_Ncity* 为 1(同省不同城),否则为 0,代入模型(1)进行回归^⑮。如表 14 的结果所示,公司高管同城变量(*LOC_city*)与盈余管理程度(*DD*)、财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Fraud*)的相关系数分别为 -0.104、-0.620 和 -0.195,均在 1%

⑬ 本文对 2000 年—2020 年发生的 913 起上市公司财务舞弊案件的统计结果表明,有 345 起案件涉及对个人的处罚,分别有 317 和 300 起案件处罚了董事长和总经理,其中董事长和总经理同时被处罚的案件占比为 84.3%。处罚相关数据来源于国泰安金融数据库(CSMAR)及财政部、中国证监会、上交所、深交所、各地区证监局发布的处罚公告,本文摘取了公告中关于财务舞弊违规行为及处分措施中关于公司及个人的处分描述进行统计分析。

⑭ 本文共搜集到 15 675 条有效衡量公司董事长本土化数据(*LOC_Chair*),10 754 条有效衡量公司总经理本土化数据(*LOC_CEO*)。为考察董事长和总经理各自对公司会计信息质量的影响,进行如下处理:在考察董事长的影响时,排除本土总经理的样本,而后得到 9 724 条董事长本土化数据(*LOC_Chair*);在考察总经理的影响时,排除本土董事长的样本,而后得到 7 818 条总经理本土化数据(*LOC_CEO*),分别代入模型(1)进行回归分析。

⑮ 由于数据的可获得性,本文共搜集到 13 003 条以市级行政区划为单位进行匹配后的高管本土化数据。表 14 的结果是基于当缺失同城数据信息时,默认变量 *LOC_city* 为 0 的处理。此外,本文也对缺失同城数据样本进行删除处理后代入模型(1)进行回归,所得结论相同。

的水平上显著; 高管同省不同城变量(*LOC_Ncity*)与盈余管理程度(*DD*)、财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Fraud*)的相关系数分别为-0.077、-0.208和-0.099,分别在1%、5%和10%的水

平上显著. 对3个回归中*LOC_city*变量与*LOC_Ncity*变量的系数进行test检验,所得*p*值分别为0.247、0.000和0.072,表明相比于同省不同城,与公司同城高管的社会资本的治理效应更强.

表13 公司高管重新界定后的本土化与会计信息质量相关关系

Table 13 The correlation between managerial localization and accounting information quality after redefining the “executives”

| 变量 | <i>DD</i> | <i>Restate</i> | <i>Fraud</i> |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|
| Panel A: 公司董事长本土化 | | | |
| <i>LOC_Chair</i> | -0.103*** (-3.78) | -0.391*** (-3.97) | -0.166*** (-3.05) |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 8 133 | 9 724 | 9 724 |
| Adj <i>R</i> ² /Pseudo <i>R</i> ² | 0.205 | 0.064 | 0.082 |
| Panel B: 公司总经理本土化 | | | |
| <i>LOC_CEO</i> | -0.063** (-2.01) | -0.552*** (-4.54) | -0.074 (-1.10) |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 506 | 7 818 | 7 818 |
| Adj <i>R</i> ² /Pseudo <i>R</i> ² | 0.208 | 0.091 | 0.085 |

注: 所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类(Clustering)调整得到的稳健性标准误,并在括号内给出*t*值.*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著.

表14 本土范围重新界定后的本土化与会计信息质量相关关系

Table 14 The correlation between managerial localization and accounting information quality after redefining the “localization”

| 变量 | <i>DD</i> | <i>Restate</i> | <i>Fraud</i> |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>LOC_city</i> | -0.104*** (-3.82) | -0.620*** (-5.80) | -0.195*** (-3.42) |
| <i>LOC_Ncity</i> | -0.077*** (-2.91) | -0.208** (-2.00) | -0.099* (-1.76) |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 14 722 | 17 560 | 17 560 |
| Adj <i>R</i> ² /Pseudo <i>R</i> ² | 0.200 | 0.068 | 0.078 |
| <i>P</i> value | 0.247 | 0.000*** | 0.072* |

注: 所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类(Clustering)调整得到的稳健性标准误,并在括号内给出*t*值.*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著.

4.3 高管个人影响因素

在实际公司的运作中,集体决策会受到高管个人因素的影响,为此,将在敏感性检验中针对高管个人因素,探究高管个体本土化对公司会计信息质量的影响及程度.

4.3.1 高管个人特征

为了避免高管个人特征可能会对高管本土化之于会计信息质量的影响产生干扰,引入高管的年龄(*Personal Age*)、性别(*Gender*)与学历(*Education*)作为控制变量.由于高管的个人特征严格隶

属于本人,所以将董事长和总经理单独作为研究对象,控制其个人特征,将更加能排除高管的个人特征对本文研究问题的影响.董事长或总经理的年龄(*Personal Age*)、性别(*Gender*)与学历(*Education*)数据来源于国泰安金融数据库(CSMAR).其中,定义年龄变量(*Personal Age*)为30岁及以下赋值为0,30岁~40岁为1,40岁~50岁为2,50岁~60岁为3,60岁及以上为4;性别(*Gender*)变量为女性赋值为0,男性为1;学历(*Education*)

变量为本科以下为0,本科及以上为1^⑩。回归后的结果列示在表15 Panel A,可知,在控制了董事长与总经理严格隶属于个人的年龄、性别与学历等特征后,董事长或总经理本土化与公司会计信息质量间的相关关系依旧显著存在。即当控制个人特征后,对董事长而言,其本土化变量(*LOC_Chair*)与盈余管理(*DD*)、财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Fraud*)的相关系数分别为-0.093、-0.361和-0.167,且均仍在1%水平上显著;对总经理而言,其本土化变量(*LOC_CEO*)与盈余管理(*DD*)、财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Fraud*)的相关系数分别为-0.060、-0.401和-0.069,且分别与盈余管理(*DD*)和财务重述(*Restate*)在10%和1%的水平上显著。所以可得,在控制了董事长与总经理的个人特征后,研究结论依旧成立^⑪。

4.3.2 高管职务特征

分析高管个人因素的另一面,即当高管置身于其职位时,职位主体具有怎样的特征,会对公司的集体行为决策产生更为显著的影响。根据已有文献的研究成果,分别从高管两职合一(*Both*)、高管任期长度(*Tenure*)、高管持股比例(*Option*)以及高管在股东单位任职情况(*Participation*)4个角度结合高管“本土化”对问题进行论述。其中,高管职务特征相关变量数据来源于国泰安金融数据库(CSMAR)和Wind数据库。

第一,是高管的两职合一情况。当公司的董事长与总经理两职同属一人时,表明其完全地控制着公司的代表权与控制权,两权分任情况下董事长与总经理的权利争斗与利益博弈问题将不复存在。即既负责经营决策又负责组织进行日常管理,权利相对集中,强化了公司的领导权威。基于此,Donaldson和Davis^[82]发现高管两职合一提高了公司的运行效率,还有研究表明^[83],管理人员拥有相当程度的随机处置权对管理人员了解公司经营活动的风险特点以及其以减少风险为主要任务的使命而言是有利的,不仅有利于企业适应瞬息万变的市场环境^[84],也有助于企业抵消因企业规模扩大而对管理产生的负面影响^[85]。近期,也有

研究从公司研发投入、R&D等角度进行实证分析表明,两职合一的CEO有更大的权利促使自己推行的项目通过和实施^[86,87]。综合而言,高管两职合一的集中控制权将有助于高管的决策执行,即高管个人意愿及高管自身资本将更大程度地在公司行为中表达及发挥作用。所以,研究预计,当公司高管两职合一时,本土高管的社会资本在公司治理中的作用将更为显著,即高管本土化与公司会计信息质量间将具有更强的相关性。为此,对样本进行分组检验,设定当公司董事长与总经理两职合一时,为二元性组(*Both* = 1),否则为非二元性组(*Both* = 0),分别代入模型(1)回归后的结果如表15 Panel B所示。可以看出,当公司董事长与总经理两职合一时(*Both* = 1),高管本土化变量(*LOC*)与盈余管理程度(*DD*)、财务重述(*Restate*)、财务舞弊(*Fraud*)的相关系数分别为-0.141、-0.679、-0.190,且分别在5%、1%和10%水平上显著;而当董事长和总经理非二元性时(*Both* = 0),高管本土化变量(*LOC*)与盈余管理程度(*DD*)、财务重述(*Restate*)和财务舞弊(*Fraud*)分别在1%、1%和5%水平上呈显著负相关关系,系数分别为-0.080、-0.320和-0.142。组间系数差异检验表明,公司高管本土化变量(*LOC*)对盈余管理程度(*DD*)和财务重述(*Restate*)的影响差异均在5%水平上显著(*p*值分别为0.042和0.036)。该结果表明,当公司的董事长与总经理两职合一于一人职务时,会强化此高管的本土化社会资本治理效应,即此时表现出个人对公司决策的更强影响与作用,印证了前文的理论分析。

第二,是高管的在任年限。随着任期的延长,公司高管的知识水平、社会经验和阅历都会大幅提高,高管对公司的控制性逐渐增强^[88,89],会掌握更多关于公司经营与运作的内、外部信息,即管理能力等人力资本价值上升,随之积聚权力^[90]。已有学者分别从公司研发行为与投入、投资效率、团队整合水平、企业社会责任与创新等角度证实,高管对于公司行为决策的影响力会随着任期的延长而增强^[91-94]。所以研究预测,当高管的在任年

^⑩ 本科及以上包含本科、硕士研究生、博士研究生、荣誉博士、MBA与EMBA;本科以下包含中专、大专以及以其他形式公布的学历,如函授等。

^⑪ 此部分回归结果可与本文表13内容比对照。

限越长时,高管个人累积的社会资本越多,在公司生产与治理中的作用越为凸显,即此时高管本土化与公司会计信息质量间的相关性越强。为此,对样本进行分组检验,其中,定义高管在任年限为公司董事长、总经理在任年数的平均值,并以年份行业中位数为基点,设定高管任职年限高组($Tenure = 1$)与任职年限低组($Tenure = 0$)。将两组样本分别代入模型(1),回归后的结果列示在表15 Panel C。根据结果可知,当高管任期较长时($Tenure = 1$),高管本土化变量(LOC)与盈余管理程度(DD)、财务重述($Restate$)、财务舞弊($Fraud$)的相关系数分别为 -0.118 、 -0.508 、 -0.173 ,且均在1%或5%水平上显著;而当高管任期较短时($Tenure = 0$),高管本土化变量(LOC)与盈余管理程度(DD)、财务重述($Restate$)和财务舞弊($Fraud$)的相关系数分别为 -0.051 、 -0.295 和 -0.119 ,且与财务重述($Restate$)和财务舞弊($Fraud$)分别在1%和10%水平上显著。经过组间系数差异检验,研究发现公司高管本土化变量(LOC)对盈余管理程度(DD)和财务重述($Restate$)的影响差异均在5%水平上显著(p 值分别为0.011和0.046),对财务舞弊($Fraud$)的影响差异在单边置信区间上也有10%的显著性。回归结果表明,当公司高管在任任期较长时,高管本土化对会计信息质量的治理效应影响更强,即此时表现出高管个人作用对集体决策更强的影响,印证了前文的理论分析。

第三,是高管的持股比例。股权代表了对公司的控制权,已有研究也从多个角度侧面验证了占有的股权越多则持股人的话语权越强。如公司的第一大股东常在上市公司中处于控制地位,董事会决策、高管人员的任命和重大战略决策都很大程度受到第一大股东的控制^[95];股东持股比例较高,就会在股东大会投票时具有一定影响力,主动参与公司的经营活动^[96,97];机构持股也会对公司的技术创新等经营活动产生显著的影响等^[98]。即公司的各方持股利益相关者都会对公司的日常经营活动产生影响,并且股权的多少直接影响着经济主体在公司生产经营决策中的话语权。所以研究推测,当公司的董事长或总经理持有的股权越多时,其对公司的控制力越强,高管个人对于公司集体决策的影响越大。即当董事长或总经理持有较多股权时,其本土化所代表的社会资本在公司

生产与公司治理中的作用更强、影响更大。为此,对样本进行分组检验,其中,定义高管持股比例为公司董事长、总经理持有股权的平均值,并以年份行业中位数为基点,设定高管持有股权比例高组($Option = 1$)与高管持有股权比例低组($Option = 0$)。将两组样本分别代入模型(1),表15 Panel D展示了分组回归后的结果与组间差异检验的 p 值。如表15 Panel D中的回归结果所示,当高管持股比例较高时($Option = 1$),高管本土化变量(LOC)与盈余管理程度(DD)、财务重述($Restate$)和财务舞弊($Fraud$)均在1%水平上显著负相关,相关系数分别为 -0.145 、 -0.487 、 -0.296 ;而当高管持股比例较低时($Option = 0$),高管本土化变量(LOC)与盈余管理程度(DD)、财务重述($Restate$)和财务舞弊($Fraud$)的相关系数分别为 -0.059 、 -0.307 和 -0.129 ,且与财务重述($Restate$)在1%水平上显著,与非正常应计项(DD)和财务舞弊($Fraud$)在10%水平上显著。组间系数差异检验表明,公司高管本土化变量(LOC)对盈余管理程度(DD)和财务重述($Restate$)的影响差异均在10%水平上显著(p 值分别为0.098和0.055)。回归结果表明,当公司高管持股比例较多时,高管本土化对会计信息质量的影响更强,本土化社会资本的治理效应更为显著,即此时表现出高管个人在公司集体决策中的更强作用,印证了前文的理论分析。

第四,是高管在股东单位的任职情况。已有研究证实,大股东兼任公司高管是大股东增强对上市公司控制权的一种途径,是获取私有信息以提高控制权私有收益的一种手段^[99]。所以可预计,当公司高管在其股东单位任职时,其对于公司的控制权更大,个人对公司决策的影响也更强。为此,通过对高管是否在股东单位兼任为分组的依据,验证不同组别样本中高管本土化对公司会计信息质量的影响程度。设定当公司的董事长或总经理在股东单位兼任职务时,为股东单位兼任组($Participation = 1$),否则为非股东单位兼任组($Participation = 0$)。将两组样本分别代入模型(1)进行回归,结果列示在表15 Panel E。如表15 Panel E所示,当高管在股东单位任职时($Participation = 1$),高管本土化变量(LOC)与盈余管理程度(DD)、财务重述($Restate$)和财务舞弊($Fraud$)均

在 1% 水平上显著负相关, 相关系数分别为 -0.092、-0.566、-0.193; 而当高管没有在股东单位任职时 ($Participation = 0$), 高管本土化变量 (LOC) 与盈余管理程度 (DD)、财务重述 ($Restate$) 和财务舞弊 ($Fraud$) 的相关系数分别为 -0.091、-0.275 和 -0.100, 且与非正常应计项 (DD) 和财务重述 ($Restate$) 均在 5% 水平上显著。且组间

系数差异检验表明, 公司高管本土化变量 (LOC) 对财务重述 ($Restate$) 和财务舞弊 ($Fraud$) 的影响差异分别在 5% 和 10% 水平上显著 (p 值分别为 0.033 和 0.075)。以上结果表明, 当公司高管在股东单位兼任职务时, 高管本土化的社会资本治理效应更强, 即此时表现出高管个人对公司行为更为显著的影响, 印证了前文的理论分析。

表 15 高管个人影响因素分析

Table 15 Analysis of managerial individual influencing factors

| 变量 | DD | | $Restate$ | | $Fraud$ | |
|-----------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Panel A: 控制高管个人特征后的本土化与会计信息质量相关关系 | | | | | | |
| LOC_Chair | -0.093*** (-3.34) | | -0.361*** (-3.30) | | -0.167*** (-2.78) | |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| 观测值 | 8 133 | | 9 724 | | 9 724 | |
| Adj R^2 /Pseudo R^2 | 0.210 | | 0.061 | | 0.088 | |
| LOC_CEO | -0.060* (-1.77) | | -0.401*** (-2.89) | | -0.069 (-0.87) | |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| 观测值 | 6 506 | | 7 818 | | 7 818 | |
| Adj R^2 /Pseudo R^2 | 0.204 | | 0.091 | | 0.097 | |
| Panel B: 高管职务特征截面分析: 两职合一与否 | | | | | | |
| | $Both = 0$ | $Both = 1$ | $Both = 0$ | $Both = 1$ | $Both = 0$ | $Both = 1$ |
| LOC | -0.080*** (-2.99) | -0.141** (-2.42) | -0.320*** (-3.19) | -0.679*** (-3.31) | -0.142** (-2.51) | -0.190* (-1.70) |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 12 338 | 2 384 | 14 580 | 2 980 | 14 580 | 2 980 |
| Adj R^2 /Pseudo R^2 | 0.204 | 0.198 | 0.069 | 0.092 | 0.075 | 0.109 |
| P value | 0.042** | | 0.036** | | 0.297 | |
| Panel C: 高管职务特征截面分析: 高管任期长度 | | | | | | |
| | $Tenure = 0$ | $Tenure = 1$ | $Tenure = 0$ | $Tenure = 1$ | $Tenure = 0$ | $Tenure = 1$ |
| LOC | -0.051 (-1.61) | -0.118*** (-3.13) | -0.295*** (-2.86) | -0.508*** (-3.73) | -0.119* (-1.69) | -0.173** (-2.33) |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 501 | 8 221 | 8 576 | 8 984 | 8 576 | 8 984 |
| Adj R^2 /Pseudo R^2 | 0.229 | 0.177 | 0.066 | 0.074 | 0.060 | 0.103 |
| P value | 0.011** | | 0.046** | | 0.106 | |
| Panel D: 高管职务特征截面分析: 高管持股比例 | | | | | | |
| | $Option = 0$ | $Option = 1$ | $Option = 0$ | $Option = 1$ | $Option = 0$ | $Option = 1$ |
| LOC | -0.059* (-1.77) | -0.145*** (-3.41) | -0.307*** (-2.69) | -0.487*** (-3.74) | -0.129* (-1.93) | -0.296*** (-3.77) |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 7 968 | 6 754 | 9 591 | 7 969 | 9 591 | 7 969 |
| Adj R^2 /Pseudo R^2 | 0.210 | 0.191 | 0.072 | 0.077 | 0.089 | 0.085 |
| P value | 0.098* | | 0.055* | | 0.161 | |

续表 15

Table 15 Continues

| 变量 | DD | | Restate | | Fraud | |
|---|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|--------------------|------------------------|
| Panel E: 高管职务特征截面分析: 高管在股东单位任职与否 | | | | | | |
| | Participation = 0 | Participation = 1 | Participation = 0 | Participation = 1 | Participation = 0 | Participation = 1 |
| LOC | -0.091 ** (-2.24) | -0.092 *** (-3.04) | -0.275 ** (-2.40) | -0.566 *** (-4.14) | -0.100 (-1.25) | -0.193 *** (-2.95) |
| 控制变量/年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 5 383 | 9 310 | 6 640 | 10 885 | 6 640 | 10 885 |
| Adj R ² /Pseudo R ² | 0.185 | 0.213 | 0.074 | 0.075 | 0.084 | 0.089 |
| P value | 0.216 | | 0.033 ** | | 0.075 * | |

注: 所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类(Clustering) 调整得到的稳健性标准误, 并在括号内给出 *t* 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

综合以上关于高管个人特征与高管所在职务特征两方面的高管个人因素分析, 不仅排除了高管因自身年龄、性别及学历等个人特征对结论的影响, 还从高管职务特征角度探究了高管个体差异在集体决策中的影响及其程度, 发现当公司高管董事长与总经理两职合一、高管在任时间更长、高管持股比例更高以及高管在股东单位兼任职务时, 其对公司的控制力更强, 即高管个人在公司行为决策中的作用更明显, 表现为高管本土化对会计信息质量更为显著的

影响。

4.4 增加省份、城市与公司固定效应

最后, 补充了控制省份固定效应、城市固定效应与公司固定效应的检验结果, 分别列示在表 16 的列(1)~列(9)。从中看出, 控制省份效应、城市效应后, 本土化变量对 3 个会计信息质量指标的影响结果仍显著存在。在控制公司效应后, 本土化变量对财务舞弊的影响符号仍与结论相符但不再显著, 对随意性应计项目和财务重述的影响结果仍显著存在^⑧。

表 16 增加省份/城市/公司固定效应后的回归结果

Table 16 Regression results after adding fixed effects of province / city / company

| 变量 | DD | Restate | Fraud | DD | Restate | Fraud | DD | Restate | Fraud |
|---|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| LOC | -0.091 *** (-3.55) | -0.350 *** (-3.73) | -0.122 ** (-2.32) | -0.070 *** (-2.60) | -0.257 ** (-2.52) | -0.116 ** (-2.04) | -0.097* (-1.71) | -0.005* (-0.37) | -0.007 (-0.54) |
| 控制变量/ 年度/行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | | | | | | |
| 城市固定效应 | | | | 控制 | 控制 | 控制 | | | |
| 公司固定效应 | | | | | | | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 14 722 | 17 560 | 17 560 | 14 722 | 17 560 | 17 560 | 14 722 | 17 560 | 17 560 |
| Adj R ² /Pseudo R ² | 0.201 | 0.085 | 0.093 | 0.213 | 0.120 | 0.123 | 0.324 | 0.256 | 0.360 |

注: 所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类(Clustering) 调整得到的稳健性标准误, 并在括号内给出 *t* 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

5 结束语

通过对我国资本市场 1 972 家上市公司 2000 年—

2015 年数据作为样本进行检验, 研究发现, 相比于非本土高管, 本土高管所在的公司具有更少的随意性应计项目、更低的财务舞弊和报表重述概率;

^⑧ 经统计发现, 本文所用样本中共有 885 家上市公司涉及高管本土化的变动, 约占样本公司的 44.9%, 所以在控制公司效应后, 本土化变量对会计信息质量的影响显著性略有降低。

且当高管更加注重承担社会责任、公司所在地区的社会资本紧密度更高、公司具有更高比例的本地利益相关者、公司为非国有企业或家族企业时,上述关系更为显著。本研究表明,在关系型社会中,高管的社会资本具有公司治理效应,可提升公司的会计信息质量。

交易的特征决定了治理的方式,在我国市场机

制与法律制度尚不完善的背景下,对于普遍存在的关系型交易模式,基于社会关系网络的私人治理模式可能具有更强的效用。未来研究应多关注我国上市公司的私人治理属性。本研究的政策意义在于,相关政府部门应充分考虑我国上市公司的关系型交易特征,采取适合我国国情的监管机制。投资者在对公司进行分析时,应对公司的当地社会环境给予特别关注。

参考文献:

- [1] Titman S. The Effect of capital structure on a firm's liquidation decision [J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13 (1): 137 - 151.
- [2] Granovetter M S. The strength of weak ties [J]. *American Journal of Sociology*, 1973, 78(6): 1360 - 1380.
- [3] Granovetter M S. Economic action and social structure: The problem of embeddedness [J]. *American Journal of Sociology*, 1985, 91(3): 481 - 510.
- [4] Titman S. Interest rate swaps and corporate financing choices [J]. *The Journal of Finance*, 1992, 47(4): 1503 - 1516.
- [5] Yonker S E. Do managers give hometown labor an edge? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(10): 3581 - 3604.
- [6] Lai S, Li Z, Yang Y G. East, west, home's best: Do local CEOs behave less myopically? [J]. *The Accounting Review*, 2020, 95(2): 227 - 255.
- [7] 李增泉. 关系型交易的会计治理——关于中国会计研究国际化的范式探析 [J]. *财经研究*, 2017, (2): 4 - 33.
Li Zengquan. The governance role of accounting in relationship-based transactions: Paradigm exploration of internationalized China's accounting research [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2017, (2): 4 - 33. (in Chinese)
- [8] Williamson O E. Transaction cost economies: The governance of contractual relations [J]. *Journal of Law and Economics*, 1979, 22(2): 233 - 261.
- [9] Lin Y. *The Vermilion Gate* [M]. Beijing: Foreign Language Teaching and Research Press, 2009.
- [10] 费孝通. *乡土中国* [M]. 北京: 中华书局出版社, 2013.
Fei Xiaotong. *From the Soil—the Foundations of Chinese Society* [M]. Beijing: Zhong Hua Book Company, 2013. (in Chinese)
- [11] 李延喜, 陈克兢, 姚宏, 等. 基于地区差异视角的外部治理环境与盈余管理研究——兼论公司治理的替代保护作用 [J]. *南开管理评论*, 2012, (4): 89 - 100.
Li Yanxi, Chen Kejing, Yao Hong, et al. Research on the relation between external governance environment and earnings management based on regional differences: Concurrently discuss the role of substitution and protection played by corporate governance [J]. *Nankai Business Review*, 2012, (4): 89 - 100. (in Chinese)
- [12] 方红星, 金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗? ——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究 [J]. *会计研究*, 2011, (8): 53 - 60, 96.
Fang Hongxing, Jin Yu'na. Can high quality internal control reduce earnings management?: An empirical research based on voluntary internal control audits reporting [J]. *Accounting Research*, 2011, (8): 53 - 60, 96. (in Chinese)
- [13] Davidson R, Goodwin J, Kent P. Internal governance structures and earnings management [J]. *Accounting and Finance*, 2005, 45(2): 241 - 267.
- [14] Chen K C W, Yuan H. Earnings management and capital resource allocation: Evidence from China's accounting-based regulation of rights issues [J]. *The Accounting Review*, 2004, 79(3): 645 - 665.
- [15] 李春涛, 宋敏, 张璇. 分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据 [J]. *金融研究*, 2014, (7): 124 - 139.
Li Chuntao, Song Min, Zhang Xuan. Analyst following and corporate earnings management: Evidence from China [J]. *Journal of Financial Research*, 2014, (7): 124 - 139. (in Chinese)

- [16] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Does culture affect economic outcomes? [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2006, (20): 23–48.
- [17] Gul F A, Wu D, Yang Z. Do individual auditors affect audit quality? Evidence from archival data [J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(6): 1993–2023.
- [18] He X, Pittman J, Rui O M, et al. Do social ties between external auditors and audit committee members affect audit quality? [J]. *The Accounting Review*, 2017, 92(5): 61–87.
- [19] Paul B, Michael F, He X, et al. Relationship-based resource allocations: Evidence from the use of “Guanxi” during SEOs [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2018, 54(3): 1193–1230.
- [20] Gu Z, Li Z, Yang Y G, et al. Friends in need are friends indeed: An analysis of social ties between financial analysts and mutual fund managers [J]. *The Accounting Review*, 2019, 94(1): 153–181.
- [21] Li Z, Wong T J, Yu G. Information dissemination through embedded financial analysts: Evidence from China [J]. *The Accounting Review*, 2020, 95(2): 257–281.
- [22] 张兆国, 刘永丽, 何威风. 管理者背景特征与盈余管理——来自中国上市公司的经验证据 [C]. 北京: 中国会计学会 2011 学术年会论文集, 2011, 578–594.
Zhang Zhaoguo, Liu Yongli, He Weifeng. Managerial Characteristics and Earnings Management: Evidence from Chinese Listed Companies [C]. Beijing: 2011 Academic Annual Conference of Accounting Society of China, 2011: 578–594. (in Chinese)
- [23] 何威风, 刘启亮. 我国上市公司高管背景特征与财务重述行为研究 [J]. *管理世界*, 2010, (7): 144–155.
He Weifeng, Liu Qiliang. Research on the background characteristics of senior executives and restatement behavior of listed companies in China [J]. *Management World*, 2010, (7): 144–155. (in Chinese)
- [24] 边燕杰, 丘海雄. 企业的社会资本及其功效 [J]. *中国社会科学*, 2000, (2): 87–99, 207.
Bian Yanjie, Qiu Haixiong. The social capital of enterprises and its efficiency [J]. *Social Sciences in China*, 2000, (2): 87–99, 207. (in Chinese)
- [25] 林 南. 社会资本 [M]. 上海: 上海人民出版社, 2005.
Lin Nan. Social Capital [M]. Shanghai: Shanghai People’s Publishing House, 2005. (in Chinese)
- [26] 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): 3–5.
Chen Jianmin, Qiu Haixiong. Community, social capital and political economic development [J]. *Sociological Studies*, 1999, (4): 3–5. (in Chinese)
- [27] 王会娟, 余梦霞, 张 路, 等. 校友关系与企业创新——基于 PE 管理人和高管的关系视角 [J]. *会计研究*, 2020, (3): 78–94.
Wang Huijuan, Yu Mengxia, Zhang Lu, et al. Alumni relationship and enterprise innovation: Based on the relationship between PE managers and executives [J]. *Accounting Research*, 2020, (3): 78–94. (in Chinese)
- [28] Klein B, Crawford R G, Alchian A A. Vertical integration, appropriable rents and the competitive contracting process [J]. *Journal of Law and Economics*, 1978, 21(2): 297–326.
- [29] Klein B, Leffler K B. The role of market forces in assuring contractual performance [J]. *Journal of Political Economy*, 1981, 89(4): 615–641.
- [30] Becker G S. Investment in human capital: A theoretical analysis [J]. *Journal of Political Economy*, 1962, 70(S5): 9–49.
- [31] Williamson O E. *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications: A Study of Internal Organization* [M]. Camden: The Free Press, 1975.
- [32] 张维迎, 柯荣住. 信任及其解释: 来自中国的跨省调查分析 [J]. *经济研究*, 2002, (10): 59–70, 96.
Zhang Weiying, Ke Rongzhu. Trust in China: A cross-regional analysis [J]. *Economic Research Journal*, 2002, (10): 59–70, 96. (in Chinese)
- [33] Hollander S, Verriest A. Bridging the gap: The design of bank loan contracts and distance [J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 119(2): 399–419.
- [34] 黄 俊, 李增泉. 政府干预、企业雇员与过度投资 [J]. *金融研究*, 2014, (8): 118–130.
Huang Jun, Li Zengquan. Government intervention, employment and over-investment [J]. *Journal of Financial Research*,

- 2014, (8): 118-130. (in Chinese)
- [35] Hertz M, Li Z, Officer M S, et al. Inter-firm linkages and the wealth effects of financial distress along the supply chain [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(2): 374-387.
- [36] Kim B, Oh H. The impact of decision-making sharing between supplier and manufacturer on their collaboration performance [J]. *Supply Chain Management*, 2005, 10(3): 223-236.
- [37] 辛清泉, 周静, 胡方. 上市公司虚假陈述的产品市场后果 [J]. *会计研究*, 2019, (3): 25-31.
Xin Qingquan, Zhou Jing, Hu Fang. The economic consequences of financial fraud: Evidence from the product market in China [J]. *Accounting Research*, 2019, (3): 25-31. (in Chinese)
- [38] Fullilove M T. Psychiatric implications of displacement: Contributions from the psychology of place [J]. *American Journal of Psychiatry*, 1996, 153(12): 1516-1523.
- [39] Vaske J J, Kobrin K C. Place attachment and environmentally responsible behavior [J]. *The Journal of Environmental Education*, 2001, 32(4): 16-21.
- [40] Mesch G S, Schwirian K P. The effectiveness of neighborhood collective action [J]. *Social Problems*, 1996, 43(4): 467-483.
- [41] Lin N, Vaughn J C, Ensel W M. Social resources and occupational status attainment [J]. *Social Forces*, 1981, 59(4): 1163-1181.
- [42] Burt R. *The Social Structure of Competition* [M]. Shanghai: Truth and Wisdom Press, 2008.
- [43] Freeman R E, Wicks A C, Parmar B. Stakeholder theory and “The corporate objective revisited” [J]. *Organization Science*, 2004, 15(3): 364-369.
- [44] Ramnath S. Investor and analyst reactions to earnings announcements of related firms: An empirical analysis [J]. *Journal of Accounting Research*, 2002, 40(5): 1351-1376.
- [45] Leitner Y. Financial networks: Contagion, commitment, and private sector bailouts [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(6): 2925-2953.
- [46] Gleason C A, Jenkins N T, Johnson W B. The contagion effects of accounting restatements [J]. *The Accounting Review*, 2008, 83(1): 83-110.
- [47] Olsen C, Dietrich J R. Vertical information transfers: The association between retailers’ sales announcements and suppliers’ security returns [J]. *Journal of Accounting Research*, 1985, 23(3): 144-166.
- [48] Francis J R, Yu M D. Big 4 office size and audit quality [J]. *The Accounting Review*, 2009, 84(5): 1521-1552.
- [49] Garleanu N, Panageas S, Yu J. Financial entanglement: A theory of incomplete integration, leverage, crashes and contagion [J]. *The American Economic Review*, 2015, 105(7): 1979-2010.
- [50] Coleman J S. Social capital in the creation of human capital [J]. *The American Journal of Sociology*, 1988, (94): 95-120.
- [51] Ball R, Jayaraman S, Shivakumar L. Audited financial reporting and voluntary disclosure as complements: A test of the confirmation hypothesis [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 53(1-2): 136-166.
- [52] Fracassi C, Tate G. External networking and internal firm governance [J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(1): 153-194.
- [53] Chidambaram N K, Kedia S, Prabhala N R. CEO-Director Connections and Corporate Fraud [R]. Working Paper, New York: Fordham University Schools of Business Research Paper, No. 2010-009, SSRN Electronic Journal, 2011.
- [54] 刘启亮, 周连辉, 付杰, 等. 政治联系、私人关系、事务所选择与审计合谋 [J]. *审计研究*, 2010, (4): 66-77.
Liu Qiliang, Zhou Lianhui, Fu Jie, et al. Political connection, private relationship, choice of audit firm and audit conspiracy [J]. *Auditing Research*, 2010, (4): 66-77. (in Chinese)
- [55] 宋乐, 张然. 上市公司高管证券背景影响分析师预测吗? [J]. *金融研究*, 2010, (6): 112-123.
Song Le, Zhang Ran. Does the securities background of executives influence analysts forecast? [J]. *Journal of Financial Research*, 2010, (6): 112-123. (in Chinese)
- [56] Roe M J, Siegel J L. *Political Instability and Financial Development* [R]. Working Paper, Boston: Harvard Business School’s Division of Research and Harvard Law School’s John Olin Center for Law, Economics, and Business, 2008.
- [57] 陈德球. *政府质量、公司治理与企业资本配置效率* [M]. 北京: 北京大学出版社, 2014.

- Chen Deqiu. Government Quality, Corporate Governance and the Efficiency of Capital Allocation [M]. Beijing: Peking University Press, 2014. (in Chinese)
- [58] Barney J B. Firm resources and sustained competitive advantage [J]. *Advances in Strategic Management*, 1991, 17(1): 3 – 10.
- [59] Gulati R. Alliances and networks [J]. *Strategic Management Journal*, 1998, 19(4): 293 – 317.
- [60] Lin N. Social Capital: A Theory of Social Structure and Action [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2001.
- [61] Doyle J T, Ge W, Mcvay S. Accruals quality and internal control over financial reporting [J]. *The Accounting Review*, 2007, 82(5): 1141 – 1170.
- [62] Dechow P M, Dichev I D. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(Supplement): 35 – 59.
- [63] Ball R, Shivakumar L. Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 83 – 128.
- [64] Wang D. Founding family ownership and earnings quality [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(3): 619 – 656.
- [65] 郑国坚. 基于效率观和掏空观的关联交易与盈余质量关系研究 [J]. *会计研究*, 2009, (10): 68 – 76, 95.
Zheng Guojian. The relation between related party transactions and earning quality from both perspectives of efficiency and tunneling [J]. *Accounting Research*, 2009, (10): 68 – 76, 95. (in Chinese)
- [66] Desai H, Hogan C E, Wilkins M S. The reputational penalty for aggressive accounting: Earnings restatements and management turnover [J]. *The Accounting Review*, 2006, 81(1): 83 – 112.
- [67] Watts R L, Zimmerman J L. Towards a positive theory of the determination of accounting standards [J]. *The Accounting Review*, 1978, 53(1): 112 – 134.
- [68] 刘立国, 杜莹. 公司治理与会计信息质量关系的实证研究 [J]. *会计研究*, 2003, (2): 28 – 36, 65.
Liu Ligu, Du Ying. An empirical research on the relationship between corporate governance and the quality of accounting information [J]. *Accounting Research*, 2003, (2): 28 – 36, 65. (in Chinese)
- [69] 杨清香, 俞麟, 陈娜. 董事会特征与财务舞弊——来自中国上市公司的经验证据 [J]. *会计研究*, 2009, (7): 64 – 70, 96.
Yang Qingxiang, Yu Lin, Chen Na. Board characters and financial fraud: Empirical evidence from Chinese listed companies [J]. *Accounting Research*, 2009, (7): 64 – 70, 96. (in Chinese)
- [70] Dechow P M, Sloan R G, Hutton A P. Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC [J]. *Contemporary Accounting Research*, 1998, 13(1): 1 – 36.
- [71] 周开国, 应千伟, 陈晓娴. 媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度 [J]. *金融研究*, 2014, (2): 139 – 152.
Zhou Kaiguo, Ying Qianwei, Chen Xiaoxian. Media attention, analyst attention and earnings forecast accuracy [J]. *Journal of Financial Research*, 2014, (2): 139 – 152. (in Chinese)
- [72] Boyd B K. Board control and CEO compensation [J]. *Strategic Management Journal*, 1994, 15(5): 335 – 344.
- [73] Beasley M S. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud [J]. *The Accounting Review*, 1996, 71(4): 443 – 465.
- [74] 杜兴强, 温日光. 公司治理与会计信息质量: 一项经验研究 [J]. *财经研究*, 2007, (1): 122 – 133.
Du Xingqiang, Wen Riguang. Corporate governance and quality of accounting information: An empirical research [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2007, (1): 122 – 133. (in Chinese)
- [75] 王艳艳, 陈汉文. 审计质量与会计信息透明度——来自中国上市公司的经验数据 [J]. *会计研究*, 2006, (4): 9 – 15.
Wang Yanyan, Chen Hanwen. Audit quality and accounting information transparency: Empirical data from Chinese listed companies [J]. *Accounting Research*, 2006, (4): 9 – 15. (in Chinese)
- [76] 翟学伟. 信任的本质及其文化 [J]. *社会*, 2014, (1): 1 – 26.
Zhai Xuewei. The essence of trust and its culture [J]. *Chinese Journal of Sociology*, 2014, (1): 1 – 26. (in Chinese)
- [77] Gumperz J J. Language and social identity [J]. *The Modern Language Journal*, 1984, 68(1): 86 – 87.
- [78] 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, 51(12): 147 – 160, 186.

- Dai Yiyi, Xiao Jinli, Pan Yue. Can “Local Accent” reduce agency cost?: A study based on the perspective of dialect [J]. *Economic Research Journal*, 2016, 51(12): 147–160, 186. (in Chinese)
- [79] 陈云松. 农民工收入与村庄网络—基于多重模型识别策略的因果效应分析 [J]. *社会*, 2012, (4): 68–92.
Chen Yunsong. Village-based networks and wages of rural-to-urban migrants: Estimating the causal effects of networks using combined identification strategies [J]. *Chinese Journal of Sociology*, 2012, (4): 68–92. (in Chinese)
- [80] 许静静, 吕长江. 家族企业高管性质与盈余质量——来自中国上市公司的证据 [J]. *管理世界*, 2011, (1): 112–120.
Xu Jingjing, Lü Changjiang. Executive nature and earnings quality of family firms: Evidence from Chinese listed companies [J]. *Management World*, 2011, (1): 112–120. (in Chinese)
- [81] 杜兴强, 赖少娟, 裴红梅. 女性高管总能抑制盈余管理吗? ——基于中国资本市场的经验证据 [J]. *会计研究*, 2017, (1): 39–45, 95.
Du Xingqiang, Lai Shaojuan, Pei Hongmei. Do women top managers always mitigate earnings management?: Evidence from China [J]. *Accounting Research*, 2017, (1): 39–45, 95. (in Chinese)
- [82] Donaldson L, Davis J H. Stewardship theory or agency theory: CEO governance and shareholder returns [J]. *Australian Journal of management*, 1991, 16(1): 49–64.
- [83] 陈传明. “内部人控制”成因的管理学思考 [J]. *中国工业经济*, 1997, (11): 38–42.
Chen Chuanming. Management thinking on the cause of “insider control” [J]. *China Industrial Economics*, 1997, (11): 38–42. (in Chinese)
- [84] Boyd B K. CEO Duality and firm performance: A contingency model [J]. *Strategic Management Journal*, 1995, 16(4): 301–312.
- [85] 吴淑琨, 柏杰, 席西民. 董事长与总经理两职分离与合一——中国上市公司实证分析 [J]. *经济研究*, 1998, (8): 21–28.
Wu Shukun, Bai Jie, Xi Youmin. Separation and duality of chairman and CEO: An empirical analysis of Chinese listed companies [J]. *Economic Research Journal*, 1998, (8): 21–28. (in Chinese)
- [86] 陈守明, 冉毅, 陶兴慧. R&D 强度与企业价值——股权性质和两职合一的调节作用 [J]. *科学学研究*, 2012, 30(3): 441–448.
Chen Shouming, Ran Yi, Tao Xinghui. R&D intensity and the market value of the firms: The moderating role of ownership and chair CEO duality [J]. *Studies in Science of Science*, 2012, 30(3): 441–448. (in Chinese)
- [87] 黄庆华, 陈习定, 张芳芳, 等. CEO 两职合一对企业技术创新的影响研究 [J]. *科研管理*, 2017, 38(3): 69–76.
Huang Qinghua, Chen Xiding, Zhang Fangfang, et al. Influence of CEO duality on firms’ technological innovation [J]. *Science Research Management*, 2017, 38(3): 69–76. (in Chinese)
- [88] Allen D L. Differences in Perceptions of the Job Role of Business Executives between Male and Female Business Executives and Female College Graduates in Business Subjects [M]. Calgary: University Microfilms International, 1981.
- [89] 李维安, 牛建波. 中国上市公司经理层治理评价与实证研究 [J]. *中国工业经济*, 2004, (9): 57–64.
Li Weian, Niu Jianbo. An appraisal of executive governance and empirical analysis [J]. *China Industrial Economics*, 2004, (9): 57–64. (in Chinese)
- [90] Bebchuk L A, Fried J M. Executive compensation as an agency problem [J]. *Cepr Discussion Papers*, 2003, 17(3): 71–92.
- [91] Wiersema M F, Bantel K A. Top management team demography and corporate strategic change [J]. *Academy of Management Journal*, 1992, 35(1): 91–121.
- [92] 刘运国, 刘雯. 我国上市公司的高管任期与 R&D 支出 [J]. *管理世界*, 2007, (1): 128–136.
Liu Yunguo, Liu Wen. Executive tenure and R&D expenditure of listed companies in China [J]. *Management World*, 2007, (1): 128–136. (in Chinese)
- [93] 姚振华, 孙海法. 高管团队组成特征与行为整合关系研究 [J]. *南开管理评论*, 2010, 13(1): 15–22.
Yao Zhenhua, Sun Haifa. The research of compositional traits and behavioral integration of top management team [J]. *Nankai Business Review*, 2010, 13(1): 15–22. (in Chinese)
- [94] 李培功, 肖珉. CEO 任期与企业资本投资 [J]. *金融研究*, 2012, (2): 127–141.

- Li Peigong , Xiao Min. CEO tenure and capital Investment [J]. *Journal of Financial Research* , 2012 , (2) : 127 - 141. (in Chinese)
- [95] 李维安 , 李汉军. 股权结构、高管持股与公司绩效——来自民营上市公司的证据 [J]. *南开管理评论* , 2006 , (5) : 4 - 10.
- Li Weian , Li Hanjun. Ownership structure , executive ownership and performance: Evidence from private listed firms in China [J]. *Nankai Business Review* , 2006 , (5) : 4 - 10. (in Chinese)
- [96] 徐莉萍 , 辛宇 , 陈工孟. 股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响 [J]. *经济研究* , 2006 , (1) : 90 - 100.
- Xu Liping , Xin Yu , Chen Gongmeng. Ownership concentration , outside blockholders , and operating performance: Evidence from China's listed companies [J]. *Economic Research Journal* , 2006 , (1) : 90 - 100. (in Chinese)
- [97] 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.
- [98] 冯根福 , 温军. 中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析 [J]. *中国工业经济* , 2008 , (7) : 91 - 101.
- Feng Genfu , Wen Jun. An empirical study on relationship between corporate governance and technical innovation of Chinese listed companies [J]. *China Industrial Economics* , 2008 , (7) : 91 - 101. (in Chinese)
- [99] 潘红波 , 韩芳芳. 纵向兼任高管、产权性质与会计信息质量 [J]. *会计研究* , 2016 , (7) : 19 - 26 , 96.
- Pan Hongbo , Han Fangfang. Vertical interlocks of executives , state ownership and accounting information quality [J]. *Accounting Research* , 2016 , (7) : 19 - 26 , 96. (in Chinese)

Corporate governance effect of social capital: Empirical evidence from the relationship between localization of corporate executives and accounting information quality

LAN Zi-wen¹ , LI Zeng-quan² , HU Zhi-yuan³

1. School of Accounting , Shanghai University of International Business and Economics , Shanghai 200336 , China;
2. School of Accounting , Shanghai University of Finance and Economics , Shanghai 200433 , China;
3. Shanghai Stock Exchange , Shanghai 200120 , China

Abstract: Firms in China generally adopt the business model of relational transaction. Different from market transactions , relational transactions rely on appropriate private governance mechanisms according to transaction characteristics , instead of public governance mechanisms such as laws. This paper argues that the social capital of executives has a significant private governance effect: Local executives will pay more attention to long-term benefits and will restrict their opportunistic behaviors in order to maintain and develop social capital. This paper predicts that the quality of accounting information will be better when executives' native place is the same as the company's location. Based on data of 1 972 listed companies in China from 2000 to 2015 , the results show that compared with non-local executives , local executives' companies have fewer abnormal accruals and lower probability of financial fraud and restatement. Further analysis shows that this correlation is more significant when executives are more focused on social responsibility , or the company is located in a region with a higher degree of social capital , or the company has a higher proportion of local stakeholders , or the company is non-state-owned or family-owned. This study shows that in a relational society , the social capital of executives has a corporate governance effect and can improve the quality of accounting information.

Key words: relational transaction; social capital; informal governance; accounting information quality