

城市经济协调会与高管薪酬黏性

——基于长三角的准自然实验研究

李璟 陈胜蓝

(内蒙古大学 经济管理学院, 内蒙古 呼和浩特 010021)

摘要:本文以长三角城市经济协调会作为准自然实验,考察城市经济协调会如何影响公司的高管薪酬黏性。运用双重差分法后的检验结果显示,公司所在城市在加入长三角城市经济协调会后,公司高管的薪酬黏性显著降低。横截面差异的检验结果表明,在高管网络中心度大、信息环境差和全要素生产率低的公司,长三角城市经济协调会抑制高管薪酬黏性的作用更明显。本文从微观经济主体治理机制的角度为长三角城市经济协调会的经济后果提供了新的经验证据,这对国家的区域一体化发展战略、现代化经济体系的建立以及高管薪酬契约的有效性等都具有一定的启示意义。

关键词:经济协调会;高管薪酬黏性;信息溢出;公司治理

中图分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)04-0046-11

一、引言

2019年12月1日,中共中央、国务院印发《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》,旨在推动长三角一体化发展,增强长三角地区的创新能力和竞争能力,提高经济集聚度、区域连接性和政策协同效率,这对引领全国高质量发展、建设现代化经济体系意义重大。作为一项跨越20多年的“区域一体化”政策,长三角城市经济协调会对于促进贯彻落实长三角一体化发展国家战略具有十分重要的作用。尤其在2010年后,通过推进合作论坛、合作专题和企业服务联盟等方式,长三角城市经济协调会促进了区域内的企业、科研院校和政府产学研等多方面合作^①。目前,对长三角及城市经济协调会的考察主要从政府间合作方式、协调发展策略以及宏观经济影响等方面展开研究^{[1][2]},如张学良发现加入经济协调会有利于提高城市群经济绩效^[3]。然而,长三角城市经济协调会促进城市群经济绩效

收稿日期:2019-09-10

基金项目:国家自然科学基金资助项目“竞争压力与企业成本黏性研究——基于宏观经济政策与微观企业特征的分析”(71572087);内蒙古自然科学基金资助项目“‘一带一路’倡议与企业投资决策——内蒙古自治区与其他地区的比较研究”(2018MS07014);内蒙古自治区研究生教育创新计划资助项目“城市经济协调会与高管薪酬黏性——基于长三角的准自然实验研究”(11200-12110201)

作者简介:李璟(1995—),女,内蒙古乌兰察布人,内蒙古大学经济管理学院博士生;
陈胜蓝(1978—),男,湖北武汉人,内蒙古大学经济管理学院教授,博士生导师。

的微观机制尚不清晰,从微观经济主体层面展开的研究十分缺乏。

公司治理有极大的现实意义,不仅能对经济主体产生影响,而且还能推动重大的制度变革,其中,高管薪酬激励通常被视为公司治理的核心问题。近年来,中国高管“天价薪酬”“高奖低罚”现象持续升温,高管薪酬与业绩不对称的问题引发了社会各界对收入分配的关注^[4]。Wind 数据统计显示,2018 年 A 股上市公司中超过 85 家公司的高管薪酬翻倍,超过 2100 家公司的高管薪酬同比增长。然而,在高管薪酬涨幅前二十的公司中有 8 家业绩下滑,其中领益智造亏损约 6.8 亿元,而其高管薪酬却涨约三倍。目前,已有研究主要集中在证明中国上市公司高管薪酬黏性的存在性及其对投资的影响等方面。最近,雷宇和郭剑花指出,公司高管较大的薪酬黏性是一种分配规则上的不公平,会降低员工效率,削弱薪酬差距对员工的激励效应^[5]。因此,如何制定有效的高管薪酬契约,合理降低过高的薪酬黏性具有重要的理论意义和现实意义。

高管薪酬存在黏性的关键因素之一是董事与高管之间存在信息不对称,当公司业绩上升时,高管将其归结为自己的努力,薪酬随之上升;而当公司业绩下降时,高管逃避责任,将利润的下降归结为经济整体下滑、成本上升等原因,导致薪酬下降相对不明显。信息的交流与传播会缓解董事与高管之间的信息不对称,改善公司治理,降低高管薪酬黏性。本文研究长三角城市经济协调会对公司高管薪酬黏性的影响。城市的空间邻近可以产生正的外部性^[6],通过劳动力市场集中、投入共享和知识溢出形成集聚经济^[7],这对 CEO 薪酬的水平和结构会产生重要影响^[8]。通过加入长三角城市经济协调会,城市间的密切合作会形成集聚经济,并产生信息溢出。2010 年后经济协调会开始注重企业的交流协调作用,使得这种信息溢出渗透到企业之间,从而有助于公司治理水平达到高效率的均衡状态^[9],缓解董事与高管之间的信息不对称,并降低董事的监督成本,进而影响高管的薪酬黏性。因此,本文考察长三角城市经济协调会对公司高管薪酬黏性的影响,以及城市间合作产生的信息溢出如何影响经济协调会发挥这一作用,由此揭示长三角城市经济协调会对微观主体的影响及其机制。

本文的研究贡献主要在以下方面:第一,本文丰富了城市经济协调会产生经济效应的相关研究。已有研究主要从宏观层面介绍长三角城市经济协调会提出的背景、发展策略和合作模式以及城市群与区域发展等,少数研究为长三角城市经济协调会的经济效应提供了经验证据^[3]。但是,已有研究忽略了近年来协调会的重要变化——2010 年以来,协调会开始邀请企业参与合作论坛、合作专题等。长三角城市经济协调会的影响不再局限于宏观层面,其产生的影响通过促进政府与公司以及公司与公司之间的合作已经深入到微观主体。本文通过研究加入经济协调会对高管薪酬黏性的影响补充了经济协调会如何影响微观经济主体的经验证据,从微观层面考察了长三角城市经济协调会的影响机制。

第二,本文从宏观层面考察了影响高管薪酬黏性、高管薪酬契约有效性的因素,并解决了一定的内生性问题。大量文献发现公司业绩与高管薪酬之间存在显著的正相关关系,然而,也有研究表明高管的现金薪酬在一定程度上受到了保护,不受业绩下降的影响^[10]。如以中国为背景,当公司业绩提高时,高管薪酬相对于公司普通员工有较大的增长,而当公司业绩下降时,高管薪酬的变化与普通员工没有显著差异^[4]。已有研究大部分证明了薪酬黏性的存在性或公司特征对高管薪酬黏性的影响,这些研究具有一定的内生性且忽略了宏观因素的影响。本文研究结果表明经济协调会带来的信息溢出会导致公司高管的薪酬黏性下降,有助于改善公司治理,促进高管薪酬契约的有效性,这对如何缓解薪酬黏性、加强公司治理等问题具有一定的启示意义。

第三,长三角城市经济协调会为考察区域经济协调的影响提供了一个“天然的”观察平台,将协调会作为准自然实验,更能有效缓解内生性问题的干扰。之前在研究高管薪酬黏性或契约有效性时,公司层面一些重要的不可观测因素(如公司性质、战略选择等)很可能同时影响高管薪酬和公司业绩,因此,常常伴随着内生性问题的干扰。然而,本文使用长三角城市经济协调会作为准自然实验,这种冲击是相对“外生”的,并不依赖于公司层面的不可观测因素,且不同城市加入城市经济协调会是错层发生的,更有助于本文准确地识别因果效应。

本文后续部分安排如下:第二部分进行理论分析并提出研究假设;第三部分介绍本文的制度背

景;第四部分是研究设计;第五部分是主要实证结果;稳健性检验在第六部分中展示;本文的研究结论在第七部分。

二、理论分析与假设提出

邻近的城市之间通过密切的合作,特别是通过互补关系产生的高效合作,会产生正的外部性,形成协同发展^[6],由此集聚经济效应主要通过以下三种方式产生:(1)有效地共享本地的基础设施、起中间投入作用的供应商或大量的劳动力;(2)雇主和雇员、买家和供应商或商业伙伴之间更好地匹配;(3)知识和信息的溢出^[7]。集聚经济外部性的空间范围不只限于单一城市内部,而且具有区域外部性,其影响可能会延伸超过 100 公里,在邻近的城市之间相互影响^[11]。长三角地区目前已成为中国经济最活跃的地区之一。政府间的合作已经成为推动长三角发展的主导力量,长三角城市经济协调会这一合作平台,充分发挥了各个城市在一体化发展中的主体作用,推动了长三角地区更高质量的一体化发展。特别是长三角城市经济协调会在 2010 年举办的第十次市长联席会议上,合肥等 6 个城市的加入形成了“泛长三角”的格局,“15+n”模式开始呈现。长三角城市经济协调会在建设协同创新产业体系、提升基础设施互联互通水平、推进公共服务便利共享、加快更高水平协同开放以及促进要素资源自由流动等方面做出了不懈努力,使得政府、企业和科研院校之间展开了一系列的交流与合作。

2010 年以来,长三角城市经济协调会越来越重视非政府组织的作用,由公司参与的合作项目和论坛不断增加,通过经济协调会,公司与其他经济主体的交流与合作变得更加便利,使得城市之间合作产生的信息溢出对公司产生影响。首先,这种信息溢出提高了公司间信息传递的可能性。受益于城市经济协调会这一交流合作的平台,公司之间更愿意也更可能交换信息,城市经济协调会产生的这种信息溢出效应越大,越容易在微观主体之间产生作用。

其次,这种信息溢出扩大了公司间信息传递的范围。通过参与长三角城市经济协调会,信息溢出会大规模地在成员城市、公司之间迅速扩散,促使公司进行更大范围的信息传递与经验学习,从而提高了公司接收到的信息数量与异质性。例如,加入城市经济协调会之前,公司可能只与同一城市的公司进行交流,而加入城市经济协调会后,会依托协调会这一平台,与其他城市的公司进行交流。

最后,这种信息溢出提高了公司间信息传递的效率。通过参与长三角城市经济协调会,公司更愿意分享隐性复杂的信息,从而加深了对某些问题的理解并促进了问题的解决。对问题的探讨和解决又大大促进了进一步交流和学习,改善了信息的传递效率。

高管薪酬存在黏性的关键原因之一是董事与高管之间存在信息不对称,因此,信息的交流与传播会缓解董事与高管之间的信息不对称,从而影响高管薪酬黏性。第一,由于公司所有权与控制权分离,股东(委托人)将管理公司的任务委托给高管(代理人),高管在决策时有一定的权力,且具备一定的信息优势。然而,高管与股东双方利益不完全一致,这种信息优势往往会导致道德风险和自私的行为,使公司业绩下降时的薪酬弹性要小于业绩上升时的薪酬弹性,形成具有黏性特征的高管薪酬。信息不对称程度越大,代理问题越严重,高管的薪酬黏性越大。通过参与长三角城市经济协调会,信息溢出从传递的可能性、传递的范围和传递的效率三方面促进了公司之间信息的传递,改善了董事与高管之间的信息不对称程度。公司更容易参照同行的薪酬设计,薪酬水平更加透明化。尤其在业绩下降时这种信息溢出可以为公司提供更多的信息进行薪酬的度量与制定,因此,通过经济协调会的信息溢出,高管薪酬的设计和制定会变得更加有效,高管薪酬的黏性降低。另外,由经济协调会产生的信息溢出还可以降低监督成本,使董事更容易识别和认定搭便车者,提高董事会的监督能力,改善公司治理,从而减少信息不对称等代理问题,降低高管的薪酬黏性。

第二,一家公司的治理选择会给其他公司带来外部效应,公司治理水平会从一家公司向另一家公司溢出^[9]。理论分析表明,公司治理外部性的产生是因为公司之间各种关系的相互作用。例如,公司对管理人才的竞争。Achary 和 Volpin 认为,当一个公司的竞争对手采取较低水平的公司治理,允许他们的高管获取私人利益时,该公司就面临着高管选择其他公司的压力,进而迫使该公司为了留住

高管而选择低水平的治理。由于这种外部性,公司间会维持一种低效率治理水平的均衡状态^[9]。加入长三角城市经济协调会后,信息传递的可能性、范围以及效率会提高,公司更可能与其他公司充分沟通、全方位对接,这种信息溢出会使公司间(本公司和同行公司)从低效率的治理,整体达到一种高效率治理的均衡状态,更有助于公司在业绩下滑时制定合理的高管薪酬,从而降低高管的薪酬黏性。

基于以上分析,本文提出研究假设:公司所在城市加入长三角城市经济协调会后,高管的薪酬黏性显著下降。

三、制度背景

长三角城市经济协调会,是由长三角地级以上城市自发组成的跨区域城市合作组织,成立于1997年,成立之初只有15个成员城市,包括上海、南京、杭州、苏州等。同时,大多数成员城市都位于上海—南京和上海—杭州沿线。2003年,台州市成为长三角城市经济协调会的正式成员,自此以后,虽扩容呼声不断,但协调会一直保持着“15+1”的模式。早期长三角城市经济协调会各城市的负责人属于不同的行政级别(市长或分管副市长),这16个城市的负责人无法完全对等地进行交流,协调会难以起到实质性的作用。

为适应区域发展趋势,2010年3月26日,长三角城市经济协调会第十次会议在嘉兴举行,会议吸收了合肥、盐城、马鞍山等6个城市,形成了“泛长三角”的格局,“15+n”模式开始呈现。该次会议强调了非政府组织的交流协调作用,通过了合作专题等多项提案,并鼓励开展促进技术、信息交流的合作论坛、研讨会和洽谈会等,“多层次”特征开始在经济协调会呈现,由此公司开始受到影响。此后,长三角城市经济协调会进行了多次扩容,以进一步扩大交流与合作,截至2019年,上海、江苏、浙江和安徽一市三省的所有41个地级市都加入了长三角城市经济协调会。出于对接的需要,长三角城市经济协调会座谈会也由协作主任联席会,上升到市长层级,再到长三角地区主要领导出席座谈会。经过20多年发展,城市经济协调会已经成为长三角城市群重要的合作协调平台。根据长三角地区主要领导座谈会精神,城市经济协调会这一重要议事平台,目前已经划转到长三角区域合作办公室统一管理。

长三角的区域协调主要具有以下特点:第一,长三角的区域协调依托于长三角城市经济协调会,而长三角城市经济协调会是全国唯一一个定期召开的、有正式成员的、旨在推动地区经济联合与协作的区域性经济合作组织,是促进长三角一体化的最具实质性的一个工作会议。第二,长三角地区围绕着长江口形成了一个自然整体,特别是成立了意在推进长三角地区城市共同发展的“长三角城市经济协调会”,从区位的角度看,这为考察区域经济一体化的影响提供了一个“天然的”观察平台^[1]。而对于其他地区的一体化发展而言,既没有正式的合作组织及会议,成员界定也比较模糊,无法构成可以准确判断区域协调对微观主体影响的准自然实验。

本文考察长三角城市经济协调会是否会降低公司高管的薪酬黏性。考虑到在2010年之前,长三角城市经济协调会只在城市层面召开,实质性效果较小,公司直接参与度较低,协调会对公司的影响不大。因此,本文研究围绕2010年和2013年加入长三角城市经济协调会的14个城市的79家上市公司展开。选取这14个城市的79家上市公司作为处理组样本具有以下优势:第一,这些公司都处于长三角地区,面临相同的地域文化、经济发展趋势等,样本具有同质性且有相似的公司治理行为,这有助于缓解缺失变量问题。第二,这些公司所在的城市在不同时间加入城市经济协调会,且通过城市经济协调会,公司之间可以随时交流公司治理的相关信息,容易观察到由协调会带来的信息溢出对公司治理产生的影响。第三,这些公司所在的城市加入长三角城市经济协调会的相关信息,如加入的时间、协调发展的主旨、成立的联盟等,都有详细的披露数据,便于我们考察由经济协调会带来的影响。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取中国资本市场全部A股上市公司2008~2018年的相关数据为初始样本^②,遵从以下程

序筛选样本:(1)若公司的相关数据有缺失,将其删除;(2)若公司处于保险、金融行业,将其剔除。本文从历年的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《江苏统计年鉴》《浙江统计年鉴》和《上海统计年鉴》中获取长三角城市经济协调会的相关数据,上市公司的财务数据以及城市层面的区域经济数据从国泰安数据库(CSMAR)获取。为控制极端值的影响,本文对连续变量实施了上下1%的缩尾处理。本文对公司进行“聚类(Cluster)”处理,同时使用异方差稳健性标准误,由此控制潜在的序列相关性和异方差问题。

(二)模型设计与变量定义

为有效缓解加入经济协调会前后时间因素对研究结论的干扰,本文使用双重差分法(Difference-in-Differences)考察加入经济协调会与公司高管薪酬黏性之间的因果关系。为控制其他因素的影响,本文借鉴已有研究还加入相关控制变量^{[12][13]}。研究模型如下:

$$\begin{aligned} \text{Compen}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{ECC}_{it} + \beta_2 \text{ROA}_{it} + \beta_3 \text{D}_{it} + \beta_4 \text{ECC}_{it} \times \text{ROA}_{it} + \beta_5 \text{ECC}_{it} \times \text{D}_{it} + \\ & \beta_6 \text{ROA}_{it} \times \text{D}_{it} + \beta_7 \text{ECC}_{it} \times \text{ROA}_{it} \times \text{D}_{it} + \beta_8 \text{Size}_{it} + \beta_9 \text{Lev}_{it} + \beta_{10} \text{Growth}_{it} + \\ & \beta_{11} \text{CTD}_{it} + \beta_{12} \text{MTB}_{it} + \beta_{13} \text{Risk}_{it} + \beta_{14} \text{SOE}_{it} + \beta_{15} \text{Top1}_{it} + \beta_{16} \text{Duality}_{it} + \\ & \beta_{17} \text{BSize}_{it} + \beta_{18} \text{IndB}_{it} + \beta_{19} \text{ExStock}_{it} + \beta_{20} \text{GDP}_{it} + \beta_{21} \text{Pop}_{it} + \\ & \beta_{22} \text{ROA}_{it} \times \text{D}_{it} \times \text{Controls}_{it} + \text{Year fixed effect} + \text{Firm fixed effect} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)中,Compen_{it}表示公司*i*在*t*年的前三名高管薪酬(万元),使用公司前三名高管薪酬总额的自然对数来衡量。经济协调会变量ECC_{it}是虚拟变量,如果公司*i*所在的城市在*t*年加入了城市经济协调会则取值为1,否则取值为0。ROA_{it}是资产收益率变量,定义为公司*i*在*t*年末净利润与总资产的比值。D_{it}为业绩下降虚拟变量,若公司*i*在*t*年业绩下降,取值为1,否则为0。具体变量定义如表1所示。

表 1 变量定义与说明

变量名称	变量定义
Compen	前三名高管薪酬(万元),公司前三名高管薪酬总额的自然对数
ECC	加入长三角城市经济协调会虚拟变量,如果公司 <i>i</i> 所在的城市在 <i>t</i> 年加入了城市经济协调会则取值为1,否则取值为0
ROA	资产收益率,公司年末净利润与总资产的比值
D	业绩下降虚拟变量,若公司业绩下降,取值为1,否则为0
Size	公司规模,为公司年末总资产的自然对数值
Lev	负债水平,为公司年末总负债与总资产的比值
Growth	发展能力,为公司营业收入增长率
CTD	成长机会,公司资本支出与折旧、摊销的比率
MTB	公司资产的市场价值与账面价值比率
Risk	公司风险,公司当年股票月回报率的标准差
SOE	产权性质虚拟变量,当公司的终极控股股东为各级国资委、国有法人、政府及其相关行政机构时取值为1,否则为0
Top1	公司第一大股东持股比例
Duality	两职兼任情况虚拟变量,当公司的董事长与总经理两个职位由一人担任时取值为1,否则为0
BSize	董事会规模,为公司董事会的总席位数
IndB	董事会独立性,为公司董事会中独立董事席位数占总席位数的比率
ExStock	高管持股比例,为公司高管持股总量占总股数的比率
GDP	城市(县)当年国民生产总值(亿元)的自然对数
Pop	城市(县)当年总人口数(万人)的自然对数

在基本模型(1)中,本文控制了公司固定效应,用以控制由公司其他特征带来的高管薪酬黏性的差异。本文还控制了年度固定效应,用以控制不同年度宏观因素的影响。本文重点关注交互项的系数 β_7 ,它估计了相比其所在城市没有加入长三角城市经济协调会的公司,所在城市加入城市经济协调会的公司,其高管薪酬黏性随所在城市加入协调会后的变化。若交互项ECC_{it}×ROA_{it}×D_{it}的系数 β_7 大于零,则说明加入长三角城市经济协调会降低了上市公司高管的薪酬黏性。

(三)描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。其中,观测值中高管前三名薪酬总额的自然对数(Compen)平均为 14.219,表明上市公司薪酬前三名的高管平均每年从上市公司合计获得将近 149 万元($\exp(14.219)$)的现金薪酬。Compen 的最大值为 16.591,最小值为 11.740,表明不同公司的高管薪酬差距较大。城市经济协调会 ECC 的均值为 0.035,表明样本中约有 3.5%的公司所在城市加入了长三角城市经济协调会。各城市(县)国民生产总值 GDP 自然对数的均值(中值)为 8.227(8.343),表明城市(县)国民生产总值 GDP 平均为 3741 亿元($\exp(8.227)$);各城市(县)人口 Pop 自然对数的均值(中值)为 6.292(6.433),表明城市(县)人口平均为 540 万人($\exp(6.292)$)。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	下四分位数	中值	上四分位数	最大值
Compen	13701	14.219	0.700	11.740	13.775	14.208	14.649	16.591
ECC	13701	0.035	0.185	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
ROA	13701	0.053	0.053	-0.357	0.018	0.043	0.076	0.333
Size	13701	21.978	1.277	18.361	21.059	21.800	22.720	26.386
Lev	13701	0.401	0.207	0.005	0.237	0.396	0.554	1.772
Growth	13701	0.096	0.414	-0.830	-0.032	0.052	0.174	3.867
CTD	13701	2.915	3.739	0.000	0.844	1.740	3.467	38.516
MTB	13701	2.079	1.731	0.153	1.039	1.586	2.541	20.792
Risk	13701	0.129	0.060	0.032	0.089	0.117	0.155	0.656
SOE	13701	0.158	0.365	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Top1	13701	35.253	15.036	8.120	23.260	33.240	45.440	75.780
Duality	13701	0.240	0.427	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
BSize	13701	8.783	1.788	5.000	8.000	9.000	9.000	15.000
IndB	13701	0.373	0.054	0.250	0.333	0.333	0.426	0.600
ExStock	13701	0.063	0.131	0.000	0.000	0.001	0.040	0.638
GDP	13701	8.227	1.316	4.626	7.459	8.343	9.321	10.585
Pop	13701	6.292	1.061	3.773	5.672	6.433	7.183	8.537

五、城市经济协调会与高管薪酬黏性

(一)基准模型——城市经济协调会与高管薪酬黏性

本文首先考察加入长三角城市经济协调会对公司高管薪酬黏性的影响,表 3 报告了基本的回归结果。其中第(1)列是使用基本模型检验上市公司是否存在高管薪酬黏性的经验证据,从中可以发现,ROA 的回归系数为 1.639,在 1%的水平下显著为正,这表明公司资产收益率每增长 1%,高管薪酬就会增长 1.639%;ROA×D 的回归系数为-0.448,在 1%的水平下显著为负,这意味着当公司业绩下滑(D=1)时,高管薪酬与业绩的敏感度显著下降。综上所述,公司业绩上升或保持不变时(D=0),高管薪酬的增长幅度是公司业绩下滑时(D=1)薪酬下滑幅度的 1.38 倍($1.639/(1.639-0.448)$)。由此可知,公司资产收益率下降时高管薪酬下降的幅度显著小于资产收益率上升时高管薪酬增长的幅度,这意味着上市公司高管薪酬具有黏性特征。

在加入长三角城市经济协调会后,控制其他相关变量以及年度固定效应和公司固定效应,第(2)列中交互项 ECC×ROA×D 的回归系数为 1.066,在 5%的水平下显著,这意味着相比所在城市没有加入协调会的公司,所在城市加入了协调会的公司高管的薪酬黏性显著下降。具体而言,相比所在城市没有加入协调会的公司,所在城市加入了协调会的公司高管的薪酬黏性下降了 73.1%($1.636/(1.636+1.066-0.463)$)。第(3)列进一步控制了公司固定效应和年度×行业固定效应,ECC×ROA×D 的回归系数为 1.024,在 10%的水平下显著。综合上述结果可知,相比所在城市没有加入长三角城市经济协调会的公司,所在城市加入城市经济协调会的公司,其高管的薪酬黏性显著下降,从而验证了本文的研究假设。

	被解释变量:Compen					
	(1)		(2)		(3)	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
ECC			-0.084 *	-1.939	-0.082 **	-1.991
ROA	1.639 ***	14.982	1.636 ***	14.742	1.543 ***	14.078
ECC×ROA			0.072	0.169	0.034	0.081
ECC×D			-0.049	-1.415	-0.050	-1.419
ROA×D	-0.448 ***	-3.706	-0.463 ***	-3.780	-0.410 ***	-3.367
ECC×ROA×D			1.066 **	2.090	1.024 *	1.939
控制变量	控制		控制		控制	
年度	控制		控制		—	
公司	控制		控制		控制	
年度×行业	—		—		控制	
N	13701		13701		13602	
Adj.R ²	0.497		0.497		0.850	
F	84.17		77.89		13.90	

注:所有回归都使用异方差调整和公司聚类(Cluster)调整得到稳健性标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著(双尾检验),下表同。

(二)横截面差异^③

1.公司高管网络程度的影响。社会网络是指社会个体成员之间因为互动而形成的相对稳定的关系体系,社会网络理论认为,个人或公司间的网络为信息交换提供了一个有效的渠道,可以促进信息扩散,最终对行为产生影响^[14]。例如,高管之间可以通过任职关系、校友关系或老乡关系等相互联系并产生互动,由此形成高管网络。基于不同的关系可以形成不同性质的网络,这些网络能提供不同的信息,并促进信息在网络中传播扩散,最终对高管的行为产生影响。在社会网络中的地位决定了通过网络传播信息的数量、多样性和速度。

高管在网络中的地位越高,在网络中越重要,高管的信息获取能力和权力就越大,高管就越容易操控自己的薪酬^[15]。例如,在公司业绩下降时,网络地位高的高管更容易通过影响董事的决策保持自己的薪酬水平。上述分析表明,在高管网络中心度越高的公司中,董事与高管之间的信息不对称程度可能越大,高管的薪酬也就越可能具有黏性特征。公司所在城市加入长三角城市经济协调会,受信息溢出的影响高管原有的信息优势会削弱,凭借信息优势产生的自私行为会减少,因此,在高管网络中心度较高的公司中,长三角城市经济协调会发挥的作用更大,高管的薪酬黏性下降更显著。

基于高管任职关系建立起来的网络,可以使用一系列不同的中心度量方式来量化判断网络中高管的重要性,并分析中心度对其行为的影响。根据已有研究^[16],本文以任职关系建立起来的高管网络为样本,分别使用高管网络的度中心度(Degree)和邻近中心度(Closeness)两种方法衡量高管网络中心度的程度^④,具体定义如下:

(1)度中心度(Degree)。对于每个高管来说,度中心度计算的是与其有直接关系的其他高管的数量,是衡量高管网络中心程度最直接的变量。若高管*i*与高管*j*有直接的联系,则 $I_{i,j}$ 为1,并用除高管*i*以外的高管总数(*n*)对其进行标准化。度中心度的定义为:

$$\text{Degree} = \frac{\sum_{i \neq j} I_{i,j}}{n-1} \quad (2)$$

(2)邻近中心度(Closeness)。邻近中心度计算的是网络中高管*i*与所有其他高管之间的平均距离的反比,距离被定义为两个高管之间最短路径的步数。其中, D_{ij} 为节点*i*到除自身外的所有节点的最短路径之和,并用除高管*i*以外的高管总数对其进行标准化(*n*-1),由此得到考虑了网络规模的标准化邻近中心度。邻近中心度关注高管在网络中与其他联系个体距离的重要性,衡量了资源共享速

度的快慢。邻近中心度的定义为：

$$\text{Closeness} = \frac{n-1}{\sum_{j=1, j \neq i}^n D_{ij}} \quad (3)$$

本文将计算所得的高管网络中心度按照行业均值划分为高网络中心度 (HighCent=1) 和低网络中心度 (HighCent=0) 两组, 进行分组检验, 结果如表 4 所示。在表 4 中, 交互项 ECC×ROA×D 的回归系数在高网络中心度组较高, 分别为 1.910 和 2.419, 且在 10% 和 5% 的水平下显著; 交互项系数在低网络中心度组较低, 分别为 0.494 和 0.765, 且都不显著。该结果显示在高网络中心度组中交互项系数显著且影响更大, 这表明公司所在城市在加入长三角城市经济协调会后, 高管薪酬黏性的下降在高管网络中心度高的公司中更显著。

表 4 公司高管网络程度的影响

	被解释变量: Compen							
	Degree				Closeness			
	(1) 低网络中心度		(2) 高网络中心度		(1) 低网络中心度		(2) 高网络中心度	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
ECC×ROA×D	0.494	0.456	1.910 *	1.738	0.765	0.653	2.419 **	2.306
控制变量	控制		控制		控制		控制	
年度	控制		控制		控制		控制	
公司	控制		控制		控制		控制	
N	3558		6049		3343		6264	
Adj.R ²	0.345		0.398		0.337		0.402	
F	13.13		26.98		12.35		28.06	

2. 公司信息环境的影响。长三角城市经济协调会通过信息溢出可以降低公司高管的薪酬黏性, 因此, 对信息溢出敏感性不同的公司, 受影响的程度也将不同。若公司处于较好的信息环境中, 可以凭借良好的信息优势更好地识别业绩变化的原因, 存在高管薪酬黏性的可能性较小; 而若公司处于较差的信息环境中, 公司之间低效的信息传播使其无法凭借既有的信息对公司治理进行改善, 可能会产生较为严重的代理问题(如信息不对称)。加入长三角城市经济协调会主要通过信息溢出对高管的薪酬黏性产生影响, 因此, 信息环境较差的公司对协调会产生的信息溢出更敏感, 信息交流的加强对其治理改善更明显, 即公司所处的信息环境越差, 所在城市在加入长三角城市经济协调会后, 高管的薪酬黏性下降也越明显。

本文依据已有研究, 采用以下两种方式衡量公司信息环境: 第一, Henderson 指出, 城市中产业和人口的高度集中, 可以使信息溢出变得更加高效, 更有利于降低产品生产销售以及商业伙伴之间交易的成本^[17]。因此, 本文先使用城市人口密度(城市年末总人口/城市总面积)衡量公司的信息环境。第二, 城市化可以产生多方面的正外部性, 促进资源配置、知识和技术溢出以及市场的共享效应等^[2]。因此, 本文再使用城市化程度(城市就业人口/整体就业人口)衡量公司的信息环境。

本文按照每年城市人口密度以及城市化程度的中值, 把研究样本划分为信息环境较差 (LowInformation=1) 和信息环境较好 (LowInformation=0) 两组, 进行分组检验, 检验结果见表 5。从表 5 的结果可以看出, 无论是使用城市人口密度还是城市化程度来衡量公司的信息环境, 交互项 ECC×ROA×D 的回归系数在信息环境较差组中均更大, 且都显著; 在信息环境较好组中系数较小, 且显著性相对较小或不显著。该结果表明在信息环境较差的公司, 其所在城市在加入长三角城市经济协调会后, 高管的薪酬黏性下降更显著。

3. 全要素生产率的影响。长三角城市经济协调会之所以可以降低公司高管的薪酬黏性, 是因为协调会带来的信息溢出改善了公司的代理问题, 因此, 随着信息溢出改善代理问题程度的不同, 公司受影响的程度也将不同。公司的代理问题越严重, 越可能受益于经济协调会产生的信息溢出。在全

要素生产率较高的公司中,通过参与生产决策以及识别新的投资机会,高管可以在保持业绩良好的同时获取更多的薪酬^[18],不容易出现薪酬黏性。但在全要素生产率较低的公司中,高管在获取更多薪酬的同时并没有使业绩得到提升,业绩出现下滑时,高管容易将业绩的下滑归因于外部因素,导致高管薪酬更具有黏性特征。公司所在城市加入长三角城市经济协调会后,由协调会产生的信息溢出渗透到公司之中,由此降低公司董事与高管间的信息不对称,降低董事的监督成本,使董事更容易识别业绩下滑的原因,由此对全要素生产率较低的公司而言,高管的薪酬黏性改善更加明显。因此,公司的全要素生产率越低,其所在城市加入长三角城市经济协调会后,高管的薪酬黏性下降也越明显。

表 5 公司信息环境的影响

	被解释变量:Compen							
	分组变量:城市人口密度				分组变量:城市化程度			
	(1) 信息环境差		(2) 信息环境好		(1) 信息环境差		(2) 信息环境好	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
ECC×ROA×D	3.031***	3.149	2.163**	2.097	2.745***	3.219	-0.517	-0.656
控制变量	控制		控制		控制		控制	
年度	控制		控制		控制		控制	
公司	控制		控制		控制		控制	
N	4373		6182		4842		5713	
Adj.R ²	0.368		0.427		0.383		0.415	
F	15.67		30.05		19.20		28.99	

为了计算公司的全要素生产率,本文依据已有研究方法先对柯布—道格拉斯生产函数两边同时取对数后回归^[19],模型如下:

$$\text{LnIncome}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnAsset}_{it} + \beta_2 \text{LnLabor}_{it} + \beta_3 \text{LnCost}_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

模型(4)中, LnIncome_{it} 是公司销售收入变量, 定义为公司 i 在 t 年销售商品、提供劳务收到现金的自然对数; LnAsset_{it} 是公司规模变量, 定义为公司 i 在 t 年总资产的自然对数; LnLabor_{it} 是员工人数变量, 定义为公司 i 在 t 年员工总人数的自然对数; LnCost_{it} 是支出变量, 定义为公司 i 在 t 年购买商品、接受劳务支付现金的自然对数。将模型(4)在每一年度(11 年)每一行业(22 个行业)内进行回归, 回归得到的残差项即为公司的全要素生产率。

本文按照行业的全要素生产率均值, 把研究样本划分为全要素生产率较低(LowPro=1)和全要素生产率较高(LowPro=0)两组, 进行分组检验, 检验结果见表 6。由表 6 可知, 交互项 ECC×ROA×D 的回归系数在低全要素生产率组为 1.706, 在 5% 的水平下显著; 在高全要素生产率组为 0.571, 并不显著。这表明在全要素生产率较低的公司, 其所在城市在加入长三角城市经济协调会后, 高管的薪酬黏性下降更显著。

表 6 全要素生产率程度的影响

	被解释变量:Compen			
	(1) 低全要素生产率		(2) 高全要素生产率	
	系数	t 值	系数	t 值
ECC×ROA×D	1.706**	2.219	0.571	0.662
控制变量	控制		控制	
年度	控制		控制	
公司	控制		控制	
N	8061		5621	
Adj.R ²	0.407		0.270	
F	52.69		27.86	

六、其他附加测试^⑤

(一) 平行趋势检验

使用双重差分模型进行估计的基本前提是, 如果没有受到政策的干预, 处理组样本和控制组样本的时间效应或趋势应是一样的, 即在政策变动之前处理组样本与控制组样本存在“平行趋势”(Parallel trend)。参考 Roberts 和 Whited 并借鉴最新的相关研究^[20], 本文将公司所在城市加入长三角城市经济协调会前后的时段进行区分并设置相应的虚拟变量: 如果观测值处于加入经济协调会前 2 年、当年以及后 2 年, 则 Before、Current 以及 After 分别取值为 1; 接着, 将基本模型(1)中的 ECC 替换为这 3 个变量,

来观察平均处理效应的的时间趋势。结果显示,公司所在城市在加入长三角城市经济协调会之前,两组样本高管的薪酬黏性并无明显差别,这为平行趋势假定及 DID 方法的有效性提供了支持。

(二)倾向得分匹配回归

本文使用倾向得分匹配法进一步缓解处理组和控制组城市的公司之间固有的特征差异对本文结果产生的干扰。参考已有研究的做法,本文把卡尺设置为 0.01,配比变量主要包括公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、销售增长率(Growth)、成长机会(CTD)、市值账面价值比(MTB)、城市(县)国民生产总值(GDP)、城市(县)总人口(Pop)等公司与城市特征。由于处理组样本较少,可选的配比样本相对较多,本文使用重置抽样,按照 1:10 的比例为每一个处理组样本配比了最相近的控制组样本。最后,本文使用配比得到的新控制组重新检验模型(1),结果与表 3 中的结果基本一致。

(三)安慰剂测试

为进一步排除难以在模型中加以控制的不可观测的缺失变量以及随时间变化的宏观因素对研究发现造成的干扰,加强长三角城市经济协调会与高管薪酬黏性之间的因果关系研究,借鉴 Dessaint 等(2017)的做法,随机将样本城市分为处理组和控制组进行安慰剂测试。结果发现,在随机指定加入城市经济协调会的城市和不加入的城市后,高管薪酬黏性的变化并不存在显著差异,这有助于缓解一些不可观测的缺失变量以及宏观经济因素对本文基本结果的干扰,从而确定本文研究问题的因果效应。

(四)更换变量定义方式

参考现有研究薪酬业绩黏性的文献^[4],本文采用 Change 模型进行稳健性检验,对模型(1)的 $Compen_{it}$ 和 ROA_{it} 分别采用 $\Delta Compen_{it}$ 和 ΔROA_{it} 进行替换,利用 Change 模型重新检验加入长三角城市经济协调会后高管薪酬黏性的变化。结果显示,使用 Change 模型后,公司所在城市在加入长三角城市经济协调会后,高管的薪酬黏性仍会显著下降。

七、研究结论

自长三角城市经济协调会成立以来,各城市紧扣“一体化”和“高质量”,稳步推进区域共建共享。协调会的成立也为本文研究提供了一个准自然实验情境。由于不同城市加入长三角城市经济协调会是错层发生的,是一种天然的具有对照效果的外生变化,这不仅能在一定程度上缓解测量误差带来的内生性偏误,更有利于控制宏观经济层面和公司层面一些不可观测的缺失变量对研究结论产生的干扰,从而更好地确定加入长三角城市经济协调会与公司高管薪酬黏性之间的因果关系。

本文以城市在不同时间加入长三角城市经济协调会为准自然实验,以 2008~2018 年的数据为研究样本,使用双重差分方法研究加入城市经济协调会与高管薪酬黏性之间的因果关系。研究结果表明,平均而言,相对于所在城市没有加入经济协调会的公司,所在城市加入城市经济协调会的公司高管的薪酬黏性显著下降更多。本文还考察了长三角城市经济协调会影响高管薪酬黏性的横截面差异,结果发现对于不同的高管网络中心度、信息环境和全要素生产率的公司,协调会对高管薪酬黏性的影响不同:在高管网络中心度较高、信息环境较差和全要素生产率较低的公司中影响更显著。此外,本文还进行了一系列的附加测试来进一步保证研究问题的因果效应。

本文结果表明,国家宏观政策或战略目标在微观层面(如公司治理方面)同样扮演着重要的角色。从政策研究的角度看,第一,可以借助长三角城市经济协调会适当增加有公司参与的合作论坛、合作专题和企业服务联盟等,利用协调会搭建的平台进一步让微观主体加入到城市间的合作当中,促进微观层面的协调发展,达到宏微观联动、协同发展的目的。第二,增加促进区域协调发展的相关政策,并适当推出鼓励公司参与的优惠条件,以微观助力宏观,实现宏微观经济共同发展。从微观主体的角度看,公司应积极响应国家政策,充分利用城市经济协调会这一机会,通过与政府和其他经济主体之间的信息交流改善公司治理、发现增长机会,实现公司的可持续发展。本文为长三角城市经济协调会与高管薪酬黏性之间的因果关系提供了新的经验证据,研究结果对于理解集群经济信息溢出的作用以

及长三角城市经济协调会如何影响微观企业及企业的治理策略等都具有现实意义。

注释：

①例如,2013年召开的第13次市长联席会议设立了创新驱动合作论坛,邀请了各成员城市的知名企业家、高等院校和科研院所的代表参会。2017年第17次市长联席会议决定成立长三角协调会企业服务联盟。2018年9月21日成立长三角城市经济协调会产业特色小镇发展联盟,实行“政府搭台,高校参与,企业唱戏”。

②由于横截面检验中高管的网络数据从2008年开始,所以本文的样本起始年份为2008年。

③由于高管关系详细数据和区域经济详细数据的披露截至2016年,故高管网络和信息环境的横截面检验中使用2008~2016年的样本。

④在稳健性检验中,我们使用特征向量中心度(Eigenvector)来衡量公司网络中心度的程度,结果与预期一致。限于篇幅没有报告相关结果,如有需要可向作者索取。

⑤限于文章篇幅未报告相关回归结果,如有需要可向作者索取。

参考文献：

- [1] 徐现祥,李郁.市场一体化与区域协调发展[J].经济研究,2005,(12):57—67.
- [2] 吴福象,刘志彪.城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角16个城市的经验证据[J].经济研究,2008,(11):126—13.
- [3] 张学良,李培鑫,李丽霞.政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验[J].经济学(季刊),2017,(4):1563—1582.
- [4] 方军雄.高管权力与企业薪酬变动的非对称性[J].经济研究,2011,(4):107—120.
- [5] 雷宇,郭剑花.规则公平与员工效率——基于高管和员工薪酬黏性差距的研究[J].管理世界,2017,(1):99—111.
- [6] Meijers, E. Polycentric Urban Regions and the Quest for Synergy: Is a Network of Cities More than the Sum of the Parts[J]. Urban Studies, 2005, 42(4): 765—781.
- [7] Duranton, G., Puga, D. Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies[J]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2004, (4): 2063—2117.
- [8] Francis, B., Hasan, I., John, K., et al. Urban Agglomeration and CEO Compensation[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2016, 51(6): 1925—1953.
- [9] Acharya, V., Volpin, P. F. Corporate Governance Externalities[J]. Review of Finance, 2010, 14(1): 1—33.
- [10] Jackson, S. B., Lopez, T. J., Reitenga, A. L. Accounting Fundamentals and CEO Bonus Compensation[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2008, 27(5): 374—393.
- [11] Burger, M. J., Meijers, E. J. Agglomerations and the Rise of Urban Network Externalities[J]. Papers in Regional Science, 2016, 95(1): 5—15.
- [12] Anderson, M. C., Banker, R. D., Janakira, S. N. Are Selling General and Administrative Costs ‘Sticky’? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41(1): 47—63.
- [13] 张路,张瀚文.超募资金与高管薪酬契约[J].会计研究,2017,(4):38—44.
- [14] Shue, K. Executive Networks and Firm Policies: Evidence from the Random Assignment of MBA Peers[J]. The Review of Financial Studies, 2013, 26(6): 1401—1442.
- [15] Fracassi, C., Tate, G. External Networking and Internal Firm Governance[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(1): 153—194.
- [16] Phua, K., Tham, T. M., Wei, C. Do Equity Analysts Learn from Their Colleagues? [Z]. SSRN Working Paper No. 3300721, 2018.
- [17] Henderson, J. V. The Effects of Urban Concentration on Economic Growth[Z]. NBER Working Paper No. 7503, 2000.
- [18] Frydman, C., Papanikolaou, D. In Search of Ideas: Technological Innovation and Executive Pay Inequality[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 130(1): 1—24.
- [19] Giannetti, M., Liao, G., Yu, X. The Brain Gain of Corporate Boards: Evidence from China[J]. The Journal of Finance, 2015, 70(4): 1629—1682.
- [20] Roberts, M. R., Whited, T. M. Endogeneity in Empirical Corporate Finance[C]//Constantinides, G. M., Harris, M., Stulz, R. M. Handbook of the Economics of Finance. Amsterdam: Elsevier, 2013.

(责任编辑:胡浩志)