

引用格式:强永昌,杨洪爱.全球化与高管薪酬——基于中国上市公司的经验证据[J].技术经济,2024,43(1):129-139.

QIANG Yongchang, YANG Hongai. Globalization and executive compensation: Empirical evidence from listed companies. [J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(1): 129-139.

# 全球化与高管薪酬

## ——基于中国上市公司的经验证据

强永昌,杨洪爱

(复旦大学经济学院,上海 200433)

**摘要:**基于2003—2021年A股制造业上市公司数据,本文从FDI流入的角度实证检验了全球化对高管薪酬的影响及其作用机制。研究发现,全球化显著提高了高管薪酬。该结论在考虑了内生性问题、控制同时期其他政策影响以及遗漏变量问题后依然稳健。此外,进一步研究后发现,全球化主要通过公司治理中的独立董事治理影响高管薪酬,市场机制的作用有限。拓展性研究还发现,全球化对高管薪酬的作用表现出异质性。全球化在非垄断行业和国有企业中具有更大的影响。相较于普通高管,权力型高管在全球化中受益更多,这意味着随着全球化的进展,企业内部高管之间的不平等在加剧。本文的发现提供了全球化对高管薪酬具有积极影响的中国证据,有助于丰富国际贸易与顶端收入分配领域的文献。

**关键词:**全球化;高管薪酬;市场渠道;非市场渠道

**中图分类号:** F280.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)01-0129-11

**DOI:** 10.12404/j.issn.1002-980X.J23062310

## 一、引言

改革开放以来,中国经济迅速增长,但与此同时收入分配不平等问题突出,居民收入分配差距过大问题严重。数据显示中国基尼系数长期处于世界中下游水平,常年位于0.4警戒线附近。党的二十大报告指出中国式现代化的重要特征是要实现全体人民的共同富裕。在着力缩小三大差距,实现全体人民共同富裕的背景下,系统研究全球化对高管薪酬的影响及其作用机制,对于厘清贸易的顶端收入分配效应,制定缩小收入分配差距的针对性政策具有十分重要的意义。

与本文相关的第一支文献是关于高管薪酬的影响因素的研究。学者们主要从企业业绩<sup>[1]</sup>、高管权利<sup>[2]</sup>、行业特征<sup>[3]</sup>、股权结构<sup>[4-5]</sup>等方面展开讨论。现有研究普遍认为,企业业绩与高管权利同高管薪酬存在正相关关系。而行业垄断程度越高,高管收入不合理性越强,高管薪酬越高。

除此之外,还有一部分学者直接研究了全球化对高管薪酬的影响,但多侧重于技能工资角度,对顶端收入分配以及顶端收入不平等问题鲜有涉及。20世纪70年代以来,美国高管薪酬飙升,首席执行官与其他员工间收入差距持续扩大引发了大量关于高管薪酬以及顶端收入份额的讨论<sup>[6-11]</sup>。近几年,研究者逐步意识到了全球化在其中研究的缺失,并开始基于发达国家企业层面探讨全球化对顶端收入份额的影响。Gabaix和Landier<sup>[7]</sup>、Frydman<sup>[12]</sup>以及Keller和Olney<sup>[13]</sup>均记录了随着公司参与全球市场,高管薪资的显著提高。纵观现有文献,学者们普遍认为,全球化显著提升了高管薪酬。遗憾的是,针对发展中国家特别是中国尚未有直接证据。那么,在中国全球化是否会导致高管薪酬的提升?其背后的影响机制在中国又是否成立?改革开放以来我国高管薪酬的显著增长,为我们基于中国数据检验全球化对高管薪酬的影响提供了机会。

与本文研究联系最为密切的是Keller和Olney<sup>[13]</sup>的研究,本文在以下三个方面与其存在显著不同:首先在研究视角上,Keller和Olney<sup>[13]</sup>考察了全球化中的进出口贸易对美国上市公司高管薪酬的影响,发现出口冲击对高管薪酬具有显著的正向影响,进口对高管薪酬不具有显著影响,强调非市场渠道中的公司治理在

收稿日期:2023-06-23

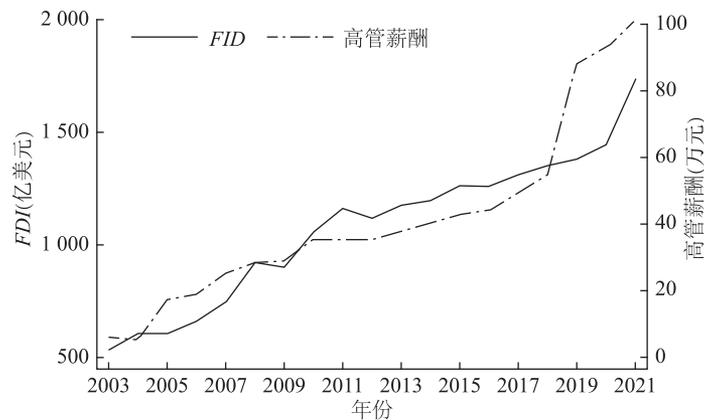
作者简介:强永昌,经济学博士,复旦大学经济学院教授,复旦大学国际贸易研究中心主任,博士研究生导师,研究方向:国际贸易理论与政策;(通信作者)杨洪爱,复旦大学经济学院博士研究生,研究方向:国际贸易理论与政策。

其中的驱动作用,而本文的研究强调了全球化进程中的 FDI 流入对高管薪酬显著地促进作用,得到的结论也与他们截然不同;其次在研究设计上,本文使用各省份实际利用外商投资额作为全球化的度量,而 Keller 和 Olney<sup>[13]</sup>则从行业层面贸易数据推断企业进出口信息,存在一定偏误;最后,同 Keller 和 Olney<sup>[13]</sup>研究相比,本文还从行业垄断程度、企业所有制类型、高管权力等级层面对影响进行了分样本讨论,有助于准确揭示全球化对高管薪酬的异质性影响。有鉴于此,本文使用 2003—2021 年中国 A 股制造业上市公司数据,实证检验了全球化对高管薪酬的影响及其特点。进一步,本文从市场渠道和非市场渠道角度解释了全球化对高管薪酬的作用机制。

## 二、理论分析与研究假设

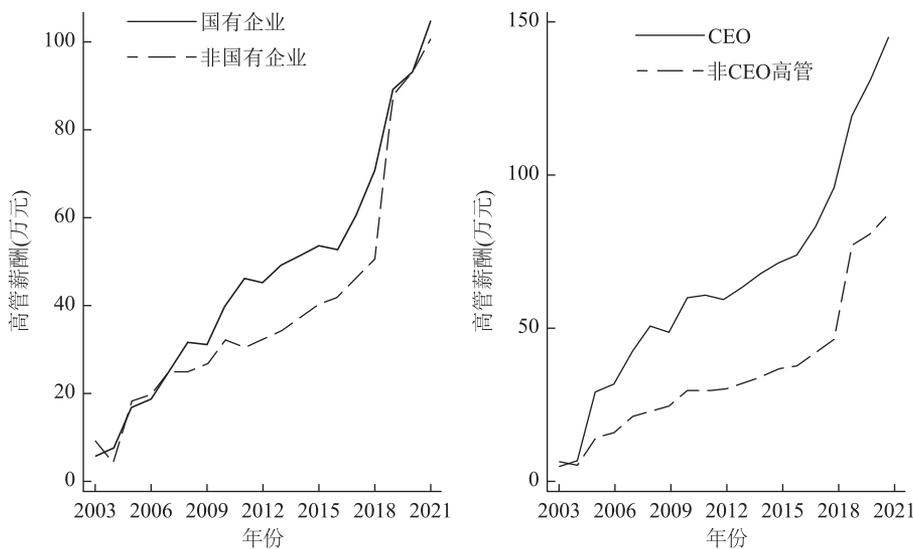
### (一) 全球化与高管薪酬

中国加入世界贸易组织(WTO)以来,无论外商直接投资(FDI)还是高管薪酬均经历了巨大变化(如图 1 和图 2 所示),企业内部收入不平等持续扩大,系统研究全球化对高管薪酬的影响具有重要的理论意义,同时也为本文研究提供了较好的观察基础。具体来说,全球化对高管薪酬的影响具有两面性。首先,全球化具



资料来源:高管薪酬来自于国泰君安数据库(CSMAR),FDI 数据来自国家统计局

图 1 2003—2021 年全球化与高管薪酬的动态演变



资料来源:数据来自国泰君安数据库(CSMAR),由作者计算得

图 2 不同类型高管薪酬的动态演变

有竞争效应。作为产品供给的外部来源,全球化首先会冲击本国当地企业的生产,导致市场竞争的加剧,进而可能导致当地企业生产规模萎缩,缩小对本地劳动力需求,降低高管的工资水平<sup>[14-15]</sup>;同时,全球化还具有激励效应。全球化产品和国内产品间不完全替代性,增加了全球化企业可以使用和选择的产品种类,有利于降低本国机器设备、半成品及原材料的价格和成本,促进企业生产和利润提高,提高高管薪酬。基于以上讨论,本文提出如下假设:

全球化对高管薪酬影响取决于竞争效应和激励效应比较。如果竞争效应占据主导,全球化对高管薪酬具有负向影响;如果激励效应占据主导,全球化对高管薪酬影响具有正向影响(H1)。

## (二) 全球化与高管薪酬:市场渠道和非市场渠道

理论上,全球化通过各种渠道来影响高管薪酬。Kaplan 和 Rauh<sup>[16]</sup>从市场渠道和非市场渠道两个角度对此进行了总结,认为影响高管薪酬的市场因素包含:技能需求转变、超级明星效应、技能偏向型技术变革、规模效应及其与其他因素的相互作用。市场渠道的支持者认为,高收入者拥有稀缺且独特人力资本,并且随着企业规模的不断扩大,高收入者技能在市场中价值不断增加。从市场渠道角度看,市场力量会奖励那些将公司扩展到海外的优秀高管,全球化进程中的成本节约效应以及竞争激励效应有助于企业利润提升,企业利润的提升提高了企业能够跟员工分享的租金,有助于提升高管的薪酬。更进一步,不同高管租金分享能力存在差异,一般来说,权力型高管相较于普通高管具有更强的讨价还价能力,租金分享程度也越高,因此,预期企业租金的提升会拉大权力型高管相能分享的租金,拉大高管之间的薪酬差距。基于此,本文提出如下假设:

给定其他条件不变,全球化对高管薪酬影响的市场渠道意味着全球化会通过影响企业租金对高管薪酬产生影响(H2)。

与之相对,影响高管薪酬的非市场因素包含:公司治理的变化、薪酬实践的变化、社会观念的松动以及税收政策的调整。非市场因素支持者认为,近年来高管薪酬上升的主要原因是权力型高管租金攫取的扩张。相较于其他高管,权力型高管更可能进行薪酬操纵,更能从股东那里榨取租金,如高管可以通过夺董事权利<sup>[17]</sup>或任命满足其自身利益薪酬顾问<sup>[18]</sup>获取私有收益。简而言之,非市场渠道支持者认为高收入者高薪的关键在于其扭曲了经济体系,获得了超过其边际产品的资源。Keller 和 Olney<sup>[13]</sup>使用美国企业层面的数据研究显示,公司治理是出口企业高管工资溢价的主要原因。此外公司治理领域相关理论和诸多经验研究均表明,管理层权力对于高管货币收益和非货币收益都至关重要。全球化进程中,国际交易的繁荣使公司对高管监管变得困难。此外,全球化过程中还伴随着社会规范松动、边际税率变化以及公司治理松动<sup>[19]</sup>,有助于降低了公众对于高薪阻力,为高管的高薪提供了良好的环境。当管理层人员有动机有能力来追求私有收益,薪酬就可能成为权力寻租结果。基于该逻辑,公司治理越完善,薪资设置越规范,管理层人员越不可能进行薪酬操纵,高管薪酬越正常。而高管个人权力越大,对董事薪资决策影响程度越大,越可能进行薪酬操纵,制定出利己薪酬契约,越可能获得高额薪酬。基于此,本文提出假设:

给定其他条件不变,全球化对高管薪酬影响的非市场渠道意味着公司治理将对高管薪酬至关重要。具体来说,公司治理越不规范、高管权利越大,高管薪酬将越高(H3)。

## 三、模型构建、变量选择与数据来源

### (一) 模型构建及变量选取

为考察全球化对高管薪酬的影响,本文基准计量模型为:

$$COM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{it} + \gamma Z + \xi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:下标  $i, f, t$  分别为个人、省份和年份;被解释变量  $COM_{it}$  为  $t$  年高管  $i$  总薪酬的对数;  $FDI_{it}$  为本文的核心解释变量,采用高管  $i$  所在省份  $f$  实际利用外商投资额的对数作为基准度量指标<sup>①</sup>。变量  $Z$  是控制变量向量,涵盖了个人、企业和省份层面其他影响高管薪酬的主要变量。 $\alpha_0$  为常数项,系数  $\alpha_1$  捕捉了全球化对高管

<sup>①</sup> 由于数据缺乏,因此论文在分析中未包含西藏地区及港澳台地区。

薪酬的影响;  $\gamma$  为控制变量影响系数,刻画了各控制变量对高管薪酬的影响;  $\xi_i$ 、 $\mu_t$  分别为个体固定效应和年份固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

对控制变量向量  $Z$  的设定和说明如下:

个人层面的控制变量包含:①高管的年龄 ( $age$ );②年龄的平方 ( $age^2$ );③高管受教育年限 ( $edu\_year$ )。

企业层面控制变量包含:①企业规模 ( $size$ ),采用企业总资产的对数度量;②企业资产负债率 ( $lev$ ),采用总负债/总资产度量;③企业盈利能力 ( $ROA$ ),采用净利润/总资产表示;④企业的成长性,定义为企业托宾  $Q$  值;⑤所有制类型 ( $soe$ ),根据实际控制人性质设定,若为国有企业赋值为 1,否则为 0。此外考虑到公司治理对员工薪酬的影响,模型中还加入了一系列的企业治理变量,分别是:⑥是否两职兼任 ( $dual$ ),表明董事长和总经理兼任的情况,若存在兼任情况则赋值为 1,否则赋值为 0,根据现有公司治理方面的文献两职合一的情况下 CEO 薪酬水平较高,因此预期该变量的回归系数为正;⑦第一大股东持股比例 ( $TOP1$ ),一般而言第一大股东的持股比例越高,表明股东对公司监管能力越强,高管操纵薪酬的可能性越低,因此预期系数为负;⑧独立董事比例 ( $independent$ ),采用独立董事人数/董事会总人数度量,通常来说,企业独立董事比例越高,表明外部治理能力越强,对公司监管也就越充分,高管薪酬也就越合理,因此预期该变量系数为负。

省份层面控制变量包含:①所在省份实际人均 GDP ( $perGDP$ );②所在省份的失业率 ( $unemployment$ );③所在省份从业人均赡养人数 ( $raise$ ),采用所在省份的总人口/总就业人数度量,反映了地区的社会保障程度。最后,为排除异常值对回归结果的干扰,论文还对连续型变量进行了 1%缩尾处理。

主要变量的描述性统计见表 1。可以看到,研究期间内高管薪酬对数的均值约为 12.46,换算成实际数值每年约 537275 元,最小值为 9.31,最大值 14.96。企业高管平均年龄为 47。大部分企业是非国有企业,且不同企业间第一大股东持股比例具有较大差异,最大值为 73.03%,最小值为 9.05%。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$wage$	118599	12.4638	1.0730	9.3161	12.5278	14.9615
$FDI$	118599	13.8745	1.1052	9.3089	14.2720	15.0173
$age$	118599	47.4908	7.8567	30.0000	47.0000	67.0000
$age^2$	118599	2317.1047	756.6159	900.0000	2209.0000	4489.0000
$edu\_year$	118599	14.9745	2.5698	10.0000	14.0000	23.0000
$size$	118599	21.6634	1.1144	19.6891	21.5016	25.4311
$lev$	118599	0.3766	0.1833	0.0481	0.3696	0.8608
$ROA$	118599	0.0534	0.0434	-0.1462	0.0448	0.2006
$Q$	118599	2.1082	1.2257	0.8786	1.7037	7.7235
$SOE$	118599	0.2624	0.4400	0.0000	0.0000	1.0000
$dual$	118599	0.3232	0.4677	0.0000	0.0000	1.0000
$TOP1$	118599	33.7235	13.8090	9.0500	31.7900	73.0300
$independent$	118599	0.3723	0.0520	0.3000	0.3333	0.5714
$perGDP$	118599	11.0152	0.5511	9.2877	11.0910	12.0647
$raise$	118599	3.0562	0.6538	1.2700	3.0100	4.4000
$unemployment$	118599	1.7035	0.1583	1.3939	1.7344	2.1429

## (二)数据来源

论文选取 2003—2021 年中国 A 股制造业上市公司数据作为研究样本。高管层面个人数据及企业盈利信息来源于国泰安数据库(CSMAR),省份层面变量及就业数据主要来自于历年的《中国统计年鉴》,各省份就业人数来自于各省份历年统计年鉴,部分数据来自于相应年份的统计公报。论文对数据做了以下处理:剔除金融类上市公司;剔除特别处理(special treatment, ST)和特别转让(particular transfer, PT)上市公司;剔除同时发行 B 股和 H 股的上市公司;剔除相关变量如高管薪酬、FDI、企业销售额等存在缺失的样本。所有货币单位的数据都采用居民消费者价格指数进行了平减,折算成 2003 年不变价格。

## 四、实证分析

### (一) 基准检验

本文将基准回归结果报告在了表 2。列(1)只考虑了全球化对高管薪酬的影响。列(2)在列(1)基础上加入了高管个人特征变量。列(3)进一步加入了企业特征变量。列(4)是包含所有控制变量的完整回归结果。可以看到,列(1)~(4)的回归结果显示,全球化显著提高了高管薪酬。这些结果充分意味着,全球化中 FDI 流入显著提高了企业高管的薪酬。

控制变量上,与现有文献一致,论文发现高管年龄与薪酬之间存在着非线性关系。高管受教育程度越高,薪酬越高。此外,规模更大的公司倾向于给高管更高的薪酬,同时企业盈利能力越强,高管薪酬越高,而企业资产负债率越高,高管薪酬越低,符合一般的经济学直觉。此外,企业所在省份的人均 GDP 水平越高,从业人均赡养人数越高,高管的薪酬越高,这与王立勇和胡睿<sup>[20]</sup>研究结论基本一致。

### (二) 稳健性分析

#### 1. 内生性的讨论

论文存在遗漏变量的担忧,尽管本文在模型中加入了诸多控制变量,并对个体固定效应和时间固定效应进行了控制,但仍可能遗漏重要的解释变量。如果这些隐藏在误差项中的解释变量与自变量相关,将出现内生性问题。解决内生性问题,最根本的方法是寻找合适的工具变量。借鉴现有文献对 FDI 工具变量的选取,本文采用如下三种方法进行处理:

①本文首先采用滞后一期 FDI 的流入作为本身的工具变量。理由是:上一期 FDI 流入与当期 FDI 流入存在较高的相关性,同时上一期 FDI 与当期高管薪酬不相关。②结合郑新业等<sup>[21]</sup>的研究,将前一期中国 FDI 流入量排名前十国家和地区的 FDI 流出量

进行加总,并与 2002 年各省份就业人数占比相乘得到工具变量,记为 IV2。③借鉴郑新业等<sup>[21]</sup>,采用各省份省会城市距海岸线的几何距离作为工具变量,记为 IV3。其内在逻辑是,各省份距海岸线的距离与该省市全球化程度紧密相关,此外各省份距海岸线的远近与高管薪酬不相关,满足外生性假定。论文将不同工具变量的回归结果报告在了表 3 的列(1)~列(6),可以看到,无论采用何种工具变量进行度量,FDI 的流入均显著提高了高管薪酬。表 3 同样也汇报了对工具变量的检验结果。首先考察不可识别检验,所有工具变量 Kleibergen-Paap rk LM 统计量对应  $p$  值均小于 0.01,表明在 1%水平上显著拒绝识别不足的原假设。其次,所有工具变量第一阶段  $F$  值均大于 10,可以认为通过了弱工具变量检验。最后,过度识别检验的 Hanson  $J$  统计量为 10.15,对应的  $p$  值为 0.035,表明在 1%水平上不拒绝“所有工具变量都外生”的原假设,意味着所选择工具变量是外生的。弱工具变量和工具变量可识别检验的结果也保证了工具变量的有效性。这说明在借助工具变量法重新对基准模型进行估计后,本文的研究结论依然稳健。

表 2 全球化对高管薪酬的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FDI</i>	0.0226* (0.0120)	0.0248** (0.0120)	0.0235** (0.0114)	0.0310** (0.0136)
<i>age</i>		0.1470*** (0.0089)	0.1427*** (0.0086)	0.1433*** (0.0086)
<i>age</i> <sup>2</sup>		-0.0015*** (0.0001)	-0.0014*** (0.0001)	-0.0014*** (0.0001)
<i>edu_year</i>		0.0140*** (0.0034)	0.0133*** (0.0034)	0.0130*** (0.0034)
<i>size</i>			0.1401*** (0.0114)	0.1339*** (0.0113)
<i>lev</i>			-0.1483*** (0.0364)	-0.1341*** (0.0353)
<i>ROA</i>			1.8416*** (0.1120)	1.3270*** (0.1036)
<i>Q</i>			-0.0019 (0.0036)	0.0026 (0.0036)
<i>SOE</i>			0.0830*** (0.0260)	0.0868*** (0.0255)
<i>dual</i>			-0.0176* (0.0099)	-0.0145 (0.0098)
<i>TOP1</i>			-0.0016** (0.0006)	-0.0015** (0.0006)
<i>independent</i>			-0.0111 (0.1008)	-0.0225 (0.0992)
<i>perGDP</i>				0.1565*** (0.0575)
<i>unemployment</i>				0.0058 (0.0131)
<i>raise</i>				0.0492 (0.0395)
常数项	12.1499*** (0.1663)	8.3948*** (0.3750)	5.4522*** (0.4471)	3.6752*** (0.7787)
观测值	118599	118599	118599	118599
$R^2$	0.8482	0.8505	0.8543	0.8544

注:括号内为稳健标准误,并聚集到省份-年层面;\*表示  $P < 0.10$ ,\*\*表示  $P < 0.05$ ,\*\*\*表示  $P < 0.01$ 。

表 3 内生性检验

变量	IV1:滞后一期的 FDI		IV2:前 10 国家或地区 FDI 流出量		IV3:距海岸线距离	
	阶段一	阶段二	阶段一	阶段二	阶段一	阶段二
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FDI	0.0489*** (0.0165)		0.3189*** (0.0146)		0.2403* (0.1528)	
IV	0.5089*** (0.1264)		0.6328*** (0.1408)		-0.0513*** (-0.0017)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paapr k LM 统计量	145.76(0.0000)		57.82(0.0000)		10.04(0.0015)	
F 统计量	136.78		201.15		13.45	
观测值	98599	98599	118599	118599	118599	118599

注:括号内为稳健标准误;并聚集到省份-年层面;\*表示  $P < 0.10$ , \*\*表示  $P < 0.05$ , \*\*\*表示  $P < 0.01$ 。

### 2. 控制同时期其他政策的影响

(1) 中央政治局 2014 年 8 月 29 日审议通过了《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》,央企负责人薪酬制度改革于 2015 年年初开始实施。这一改革旨在规范央企管理人员薪酬水平,限制不合理的高工资,会直接影响央企高管的薪酬。为厘清这一政策对本文结论的干扰,借鉴葛润等<sup>[22]</sup>,本文构造了高管是否在央企工作和是否是 2015 年以后年份两个虚拟变量,并将两变量的交互项加入到回归中。回归结果见表 4 列(1)。结果显示,在控制了央企薪酬改革的影响后,全球化对高管薪酬的影响显著为正。这意味着,控制央企薪酬改革并不会影响主要结论的稳健性。

(2) 控制经济危机的影响。研究期间内,2008 年美国次贷危机引发全球金融危机,对全球大部分公司发展产生较大影响,也将显著影响高管薪酬。为控制经济危机对研究结论的影响,借鉴张小茜和孙璐佳(2017),论文将企业营业收入增长率作为控制变量加入到回归中。表 4 列(2)报告了本部分的回归结果。可以看到,全球化系数显著为正,因此经济危机并不会显著影响本文的基本结论。

表 4 其他稳健性检验

变量	控制国有企业改革	控制金融危机	遗漏变量	2003—2007 年	2009—2014 年	2016—2021 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FDI	0.0258** (0.0034)	0.0224** (0.0038)	0.0070*** (0.0016)	0.1456** (0.0712)	0.0229*** (0.0031)	0.0756*** (0.0245)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	否	否	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是	是	是
观测值	118599	118599	118599	6408	39056	33260
R <sup>2</sup>	0.8562	0.8631	0.8555	0.9018	0.8534	0.8481

注:括号内为稳健标准误;并聚集到省份-年层面;\*表示  $P < 0.10$ , \*\*表示  $P < 0.05$ , \*\*\*表示  $P < 0.01$ 。

### 3. 遗漏变量问题

尽管论文在基准模型中加入诸多控制变量以及个体和年份固定效应,虽然大多数高管并不会更换省份和行业,但是这种可能性是客观存在的,因此如果不加入省份和行业固定效应,有可能遗漏省份和行业层面不随时间改变的重要变量,从而使估计结果有偏和不一致。为了避免这一问题,论文在回归中进一步加入了省份和行业固定效应。回归结果如表 4 的列(3)所示。不难发现,在控制了省份和行业固定效应后,回归结果与前文的结论保持一致。

### 4. 更改研究期间

在研究期间内出现了多项政策及经济事件,如 2008 年的金融危机、2009 年的 4 万亿元财政计划、2014 年的国有企业薪酬改革等均可能对高管薪酬产生影响。针对这种担忧,本文进一步将研究期间限定在 2003—2007 年、2009—2014 年以及 2016—2019 年,作为稳健性检查的一部分。本部分的回归结果见表 4 的

列(4)~列(6)。可以看到,核心解释变量的估计系数始终显著为正,与本文的结论保持一致,证明本文的结论具有稳健性。

## 五、机制分析

由前文分析可知,全球化会显著提高高管薪酬。很自然地考虑,全球化通过何种机制来影响高管薪酬?事实上对于该问题的考量,至关重要。近年来,高管天价薪酬问题伴随着诸多质疑。那么,高管的高薪究竟是正常的市场回报,还是仅仅是一种“职位租”<sup>[23]</sup>。理清高薪的来源,明确影响机制是解决质疑的必要途径。为此,本文尝试从市场和非市场两个角度展开分析。

### (一) 市场渠道

为了考察全球化是否是通过市场机制对高管薪酬产生影响,本文通过中介效应模型对该机制进行检验,构建中介效应模型为

$$COM_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{jt} + \gamma Z + \mu_t + \xi_i + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$y_{ijt} = b_0 + b_1 FDI_{jt} + BZ + \mu_t + \gamma_j + \mu_{ijt} \quad (3)$$

$$COM_{ijt} = c_0 + c_1 FDI_{jt} + c_2 y_{ijt} + C \times Z + \mu_t + \xi_i + \theta_{ijt} \quad (4)$$

其中:下标*i*、*j*、*f*、*t*分别为个人、公司、省份和年份。中介变量 $y_{ijt}$ 依次选取为:① $profit_{ijt}$ 表示企业利润率,采用企业净利润占销售额比值度量。② $rent_{ijt}$ 表示企业租金,采用企业人均增加值度量。具体来说,企业人均增加值等于企业增加值除以公司就业人员总数。企业增加值的计算使用企业增加值=固定资产折旧额+营业税金及附加+管理费用\_税费+职工薪酬+营业利润进行计算。③ $ROE_{ijt}$ 衡量了企业的盈利能力,采用净利润/股东权益余额刻画。系数 $b_0$ 、 $c_0$ 为常数项; $B$ 、 $C$ 是控制变量的系数; $b_1$ 刻画了全球化对企业利润率、企业租金以及企业盈利能力的影响; $c_2$ 捕捉了企业利润率、租金和盈利能力对高管薪酬的影响; $b_1$ 和 $c_2$ 同时显著,说明全球化会显著影响企业利润率、租金和盈利能力,进而影响高管薪酬,意味着市场机制成立; $\varepsilon_{ijt}$ 、 $\mu_{ijt}$ 、 $\theta_{ijt}$ 为随机误差项。

表5的列(1)~(6)报告了上述模型的回归结果。列(1)反映了式(3)的结果,可以看到,全球化对企业利润不具有显著影响。列(2)和列(3)的回归结果进一步显示,全球化对企业租金和盈利能力也不具有显著影响。列(4)的回归结果表明,企业利润率与高管薪酬间具有显著的相关关系。列(5)的回归结果表明,企业租金的提升并不会提高高管薪酬。列(6)的回归结果表明,企业盈利能力的提升会显著提高高管薪酬。上

表5 市场机制的分析

变量	<i>profit</i> (1)	<i>rent</i> (2)	<i>ROE</i> (3)	<i>wage</i> (4)	<i>wage</i> (5)	<i>wage</i> (6)	<i>wage</i> (7)
<i>FDI</i>	-0.0023 (0.0014)	0.0002 (0.0010)	0.0101 (0.0096)	0.0124 (0.0111)	0.0128 (0.0111)	0.0125 (0.0111)	0.0415 (0.0327)
<i>profit</i>				-0.1556** (0.0725)			
<i>rent</i>					-0.0824 (0.0728)		
<i>ROE</i>						0.0219** (0.0102)	
<i>edu_year</i>							0.0196 (0.0319)
<i>FDI</i> × <i>edu_year</i>							-0.0019 (0.0020)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	108757	108757	108757	108757	108757	108757	108757
$R^2$	0.8593	0.8025	0.8634	0.8491	0.8491	0.8491	0.8491

注:括号内为稳健标准误,并聚集到省份-年层面;\*表示 $P < 0.10$ ,\*\*表示 $P < 0.05$ ,\*\*\*表示 $P < 0.01$ 。

述回归结果意味着全球化不会通过影响企业的利润率、租金以及盈利能力,进而影响高管薪酬,假设 2 没有得到实证证据的支持。

本文还担忧,全球化是否会影响其他不太明显的条件,例如改变工作复杂性、竞争环境或公司组织结构,增加对优秀高管需求,进而推升高管薪酬。为此,本文接着检验了全球化是否会不成比例地提高更有经验或受过更高教育的高管的薪酬,来提供这方面证据。具体来说,论文将全球化与受教育年限(*edu\_year*)的交互项加入到模型中,回归结果见表 5 的列(7)。结果显示,*FDI* 与受教育年限(*edu\_year*)交互项的系数为正但并不显著,表明全球化并不会不成比例地增加更有经验或受过更高教育的高管的薪酬,这意味着对优秀高管需求的增长并不是全球化影响高管薪酬的渠道。

## (二) 非市场渠道

论文接着转向对非市场渠道的探讨。为验证非市场机制的存在性,本文首先检验了公司治理是否会对高管薪酬产生影响。根据前文的理论分析,如果非市场渠道对于高管薪酬至关重要,那么本文预期,在治理不善的公司会观察到全球化对高管薪酬更大的影响。背后的理论逻辑是:在治理不善公司中,高管更易进行薪酬操纵,实现租金攫取,获得超额报酬。基于此,本文在回归中加入了全球化与企业治理的交互项作为主要解释变量,并纳入高管、公司以及省份的相关变量以控制其他因素的影响。在变量选取上,依旧使用 3 个变量来度量公司治理,分别是是否两职兼任(*dual*)、第一大股东持股比例(*TOP1*)以及独立董事占比(*independent*)。本部分的回归结果报告在了表 6 的列(1)~列(3)。结果显示,全球化和是否两职兼任交互项(*FDI*×*dual*)、以及与第一大股东持股比例的交互项(*FDI*×*TOP1*)系数均不显著。全球化和独立董事占比交互项(*FDI*×*independent*)系数为负,且在 1%水平上显著,即企业独立董事制度能够显著抑制全球化对高管薪酬的激励作用。表明全球化的确会通过影响企业治理中的独立董事治理来影响到高管薪酬。这意味着,企业治理中的董事会治理在其中发挥着重要作用,支持了假设 3。

作为对非市场机制的另一种探讨,本文接着检验了更强大的高管是否会不成比例地从治理不善的公司中获益更多。背后的逻辑是:如果在治理不善公司中,与影响力较小同事相比,权力型管理者更多地从意外冲击中获取高额薪酬,意味着权力对于治理不善的公司中高管薪酬具有重要意义,间接说明租金捕获机制存在。为对这一思路进行检验,论文将样本划分为 *CEO* 和非 *CEO* 两组进行回归,回归结果如表 6 的列(4)和列(5)所示。考察子样本的回归的结果,结果显示在 *CEO* 高管样本中,*FDI* 不具有显著影响,在非 *CEO* 样本中,独立董事制度会显著降低全球化对高管薪酬的激励做作用,这意味着在全球化中,相较于非 *CEO* 高管,*CEO* 高管薪酬增长更多。上述回归结果进一步表明,非市场机制中独立董事制度在高管薪酬的增长发挥了重要作用,假设 3 得到了实证证据的支持。

综上所述,市场机制不是全球化影响高管薪酬的可能渠道,与之相对公司治理中的独立董事治理是理解全球化与高管薪酬之间关系的突破口。

表 6 非市场渠道的分析

变量	<i>wage</i>	<i>wage</i>	<i>wage</i>	<i>CEO</i>	非 <i>CEO</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FDI</i>	0.0341 ** (0.0132)	0.0271 (0.0189)	0.0992 *** (0.0296)	0.0925 (0.0339)	0.0981 *** (0.0314)
<i>dual</i>	0.1548 (0.1324)				
<i>TOP1</i>		0.0384 (0.0495)			
<i>independent</i>			1.5446 (2.1314)	0.5640 (2.0847)	1.8047 (3.5800)
<i>dual</i> × <i>FDI</i>	-0.0124 (0.0094)				
<i>FDI</i> × <i>TOP1</i>		0.0001 (0.0004)			
<i>FDI</i> × <i>independent</i>			-0.1833 *** (0.0708)	-0.1477 (0.0000)	-0.1914 ** (0.0765)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	108757	108757	108757	21958	85999
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.8491	0.8491	0.8491	0.8134	0.8483

注:括号内为稳健标准误,并聚集到省份-年层面;\*表示  $P < 0.10$ , \*\*表示  $P < 0.05$ , \*\*\*表示  $P < 0.01$ 。

## 六、异质性分析

### (一) 全球化与高管薪酬：行业差异视角

已有研究指出,行业垄断程度对从业人员收入具有重要影响<sup>[3,24]</sup>。事实上,不同行业在企业类型、薪酬制度存在明显差异,导致不同行业在工资决定体制、薪资管控政策上存在显著不同。一般而言,行业垄断程度越高,行业内企业就越可能获得超额利润,高管薪酬也就越高。因此有必要进行细致分析。基于此,论文以行业赫芬达尔指数均值为界,将样本划分为非垄断行业和垄断行业两组样本,并分别对其进行回归。表7的列(1)、(2)汇报了两组样本的回归结果。可以看到,在非垄断行业,全球化每增加1%,高管薪酬会增加2.57个百分点,而在垄断行业,这一影响并不显著。回归结果显示,全球化对高管薪酬的影响只存在于非垄断行业。

### (二) 全球化与高管薪酬：不同所有制形式

大量研究表明工资在所有制层面分割是我国经济转轨阶段基本特征<sup>[25]</sup>,同时考虑到不同所有制形式的企业在经营目标、管理模式及薪酬考核中的显著差异,本部分从所有制形式角度进行分析。据此论文按照实际控制人的性质,将样本划分为国有企业和非国有企业分别进行估计。两组样本的回归结果报告在了表7列(3)、(4)。不难发现,与全样本估计结果一致,全球化有助于提高国有企业高管的薪酬,而对非国有企业高管薪酬不具有显著影响。这意味着全球化对高管薪酬的提升效应只存在于国有企业,在非国有企业中并不显著。

### (三) 全球化与高管薪酬：不同高管等级

不同等级的高管在公司治理中存在显著差异,导致高管在租金攫取和薪资设定能力上存在不同<sup>[26]</sup>,因此,需要对不同类型的高管进行深入讨论。具体来说,论文预期权力型高管具有更大的讨价还价能力以及更多租金攫取机会,因此相比于其他高管,其薪酬受到全球化影响更大。为验证这一假设,论文将样本划分为首席执行官和非首席执行官两大类,并将两类样本的回归结果报告在了表7的列(5)、列(6)。回归结果显示,全球化会显著提高CEO高管的薪酬,但对非CEO高管不具有显著影响。表明在全球化背景下,权力型高管会赚取更多收入。这意味着随着全球化发展,企业内部不同高管之间的薪酬差距在加剧,呈现出谁是谁更强大的高管,谁在全球化中受益更多的局面。高管权力对于全球化对高管薪酬影响具有重要意义,符合论文预期。

表7 异质性分析

变量	垄断行业	非垄断行业	国有企业	非国有企业	CEO	非CEO
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FDI</i>	-0.0040 (0.0281)	0.0257* (0.0143)	0.0469** (0.0209)	-0.0123 (0.0113)	0.0190*** (0.0067)	0.0064 (0.0119)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	23055	95544	31124	87475	23743	94856
$R^2$	0.8325	0.8616	0.8455	0.8625	0.8188	0.8546
系数差异 <i>P</i> 值	0.3602		0.2980		0.8040	

注:括号内为稳健标准误,并聚集到省份-年层面;\*表示 $P < 0.10$ ,\*\*表示 $P < 0.05$ ,\*\*\*表示 $P < 0.01$ 。系数差异 *P* 值根据交互项模型的Chow 检验的估计结果计算得到。

## 七、结论

顶端收入分配是收入分配领域的重要一环,对该问题的探讨有助于准确理解全球化的收入分配效应。本文运用2003—2021年A股制造业上市公司高管数据,实证考察了全球化对高管薪酬的影响及作用机制。结果表明,全球化显著提高了高管薪酬。此外,为消除模型内生性问题引起的估计偏差,论文使用了多种工

具变量并控制了同时期其他政策的影响重新进行估计,回归结果依旧支持上述结论。此外,本文还从市场渠道和非市场渠道两个角度探讨了全球化影响高管薪酬的具体路径。结果表明,市场机制不是全球化影响高管薪酬的可能渠道,与之相对公司治理中的独立董事治理是理解全球化对高管薪酬之间关系的突破口。进一步,论文从行业垄断程度、企业所有制类型、高管权力等级等方面对全样本进行了划分。子样本回归结果显示,全球化在非垄断行业和国有企业具有更大的影响。基于高管权力等级的分析表明,权力型高管在全球化中受益更多,这意味着随着全球化的发展,企业内部高管之间的不平等实际上在加剧。

本文一定程度上弥补了国际贸易与劳动力市场研究的空白,为全面理解全球化的收入分配效应提供了新视角和经验证据。本文的政策含义也非常明显。首先,本研究表明全球化会显著提升高管薪酬,这意味着对于政策制定者来说在深化改革深度参与国际分工的同时,要警惕居民收入差距过大带来的负面影响,优化国民收入分配格局,加大收入再分配的调节力度,有效缩小居民收入差距。要注重出台配套措施,建立更公平的薪酬分配制度,实现效率与公平的统一。其次,在全球化背景下,高管之间的薪酬差距也在拉大。在经济结构转型的时期,过高的企业内部收入不平等会损害企业内部各个员工工作的积极性。因此,对于企业管理者来说,要注意合理调节高管之间以及高管和普通员工间的薪酬差距。一方面,要注重优化薪酬结构,加强公司治理,特别是独立董事治理,充分发挥独立董事的监督作用。要注重保护独立董事的合法权益,让其充分地、独立地行使由法律法规和公司章程所赋予的权利,同时全面建立独立董事面建立独立董事责任承担制度。对于独立董事不履行应尽的义务、滥用职权损害投资者和公司利益的,或者扰乱市场经济秩序的,应当承担相应的民事、行政和刑事责任,并由股东大会予以罢免。另一方面要注意调节薪酬差距,完善薪酬制度,塑造合理的薪酬体系。

#### 参考文献

- [ 1 ] 方军雄. 我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗? [J]. 经济研究, 2009, 44(3): 110-124.
- [ 2 ] 权小锋, 吴世农, 文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J]. 经济研究, 2010(11): 73-87.
- [ 3 ] 岳希明, 蔡萌. 垄断行业高收入不合理程度研究[J]. 中国工业经济, 2015(5): 5-17.
- [ 4 ] 蔡贵龙, 柳建华, 马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J]. 管理世界, 2018, 34(5): 137-149.
- [ 5 ] 李常青, 幸伟. 控股股东股权质押影响高管薪酬——业绩敏感性吗? [J]. 经济管理, 2018, 40(5): 157-174.
- [ 6 ] GERAKOS J J, PIOTROSKI J D, SRINIVASAN S. Globalization and executive compensation: An analysis of pay practices in U. K. Companies [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23 (5): 2099-2138.
- [ 7 ] GABAIX X, LANDIER A, SAUVAGNAT J. CEO pay and firm size: An update after the crisis[J]. The Economic Journal, 2014, 124 (574): 40-59.
- [ 8 ] CABRAL R, GARCÍA, MOLLICK A V. Does globalization affect top income inequality? [J]. Journal of Policy Modeling, 2016, 38 (5): 916-940.
- [ 9 ] LUSTIG H, SYVERSON C, NIEUWERBURGH S V. Technological change and the growing inequality in managerial compensation[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 99 (3): 601-627.
- [ 10 ] FRYDMA C, PAPANIKOLAOU D. In search of ideas: Technological innovation and executive pay inequality [J]. Journal of Financial Economics, 2018, 130 (1): 1-24.
- [ 11 ] TANG L. Entrepreneur income inequality, aggregate saving and the gains from trade[J]. Review of Economic Dynamics, 2020(38): 273-295.
- [ 12 ] FRYDMAN C. Rising through the ranks- the evolution of the market for corporate executives, 1936-2003[J]. Management Science, 2019, 65 (11): 4951-4979.
- [ 13 ] KELLER W, OLNEY W W. Globalization and executive compensation[J]. Journal of International Economics, 2021, 129(3): 1-24.
- [ 14 ] 严伟涛, 陈维涛. 进口竞争、绩效工资与激励强度[J]. 财贸研究, 2019(6): 1-13.
- [ 15 ] 王若兰, 刘灿雪. 市场竞争、利润分享与企业间工资不平等——来自外资管制政策调整的证据[J]. 中国工业经济, 2019(11): 42-59.
- [ 16 ] KAPLAN S N, RAUH J. It's the market: The broad-based rise in the return to top talent[J]. Journal of Economic Perspectives, 2013, 27 (3): 35-56.
- [ 17 ] SHIVDASANI A, YERMACK D. CEO involvement in the selection of new board members: An empirical analysis[J]. Journal of Finance, 1999, 54 (5): 1829-1853.
- [ 18 ] MURPHY K J, SANDINO T. Executive pay and "independent" compensation consultants[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 49 (3): 247-262.
- [ 19 ] SCHYMIK J. Globalization and the evolution of corporate governance[J]. European Economic Review, 2018(102): 39-61.

- [20] 王立勇, 胡睿. 贸易开放与工资收入: 新证据和新机制[J]. 世界经济, 2020(4): 145-168.
- [21] 郑新业, 张阳阳, 马本, 等. 全球化与收入不平等: 新机制与新证据[J]. 经济研究, 2018(8): 132-146.
- [22] 葛润, 施新政, 陆瑶, 等. 女性生育与职业发展——来自中国上市公司女性高管的证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(4): 1235-1258.
- [23] 朱富强. 企业能力、职位租与高管高薪——现代市场经济中的收入分配机制[J]. 财经研究, 2020, 46(3): 65-79.
- [24] 聂海峰, 岳希明. 行业垄断对收入不平等影响程度的估计[J]. 中国工业经济, 2016(2): 5-20.
- [25] 姜付秀, 朱冰, 王运通. 国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗[J]. 管理世界, 2014, 30(9): 43-159.
- [26] 陈震, 丁忠明. 基于管理层权力理论的垄断企业管薪酬研究[J]. 中国工业经济, 2011(9): 119-129.
- [27] LIN M, DIMITRIJE R. Globalization and top income shares[J]. Journal of International Economics, 2020, 125: 103-121.

## Globalization and Executive Compensation: Empirical Evidence from Listed Companies

Qiang Yongchang, Yang Hongai

(School of Economics, Fudan University, Shanghai 200243, China)

**Abstract:** Based on the data of CSMAR from 2003 to 2021, the effect and mechanism of globalization on executive compensation was investigated. The results indicate that globalization has a positive influence on executive compensation. Furthermore, the coefficients of interest pass multiple robustness tests. In addition, further research shows that globalization mainly affects executive compensation through the governance of independent directors while the role of market mechanisms is limited. Thirdly, the heterogeneity test indicates that the impacts of globalization on executive compensation are heterogeneous across different industries, such as monopolistic industry and non-monopoly industry, different firms, such as state-owned enterprises and privately owned enterprises. Besides, power executives benefit more from globalization than other people, which means that as globalization progresses, inequality among executives is rising. Our findings provide new evidence that globalization has a positive impact on executive compensation in China, and help enrich the literature in the field of international trade and top income distribution.

**Keywords:** globalization; executive compensation; market channels; non-market channels