

高管薪酬激励、真实盈余管理和企业高质量发展

胡盼, 章文波

(江西科技师范大学经济管理与法学院, 南昌 330038)

摘要: 选取2010—2022年沪深A股上市公司的面板数据, 检验高管薪酬激励对企业全要素生产率的影响, 探究真实盈余管理在其中是否发挥中介作用, 根据产权性质进行异质性分析。结果表明: 高管薪酬激励与企业全要素生产率之间存在显著正向关系, 同时真实盈余管理在其中发挥部分中介作用; 异质性检验发现在非国有企业中, 高管薪酬激励显著抑制真实盈余管理行为, 而国有企业中并不显著。基于此, 从“奖”与“惩”两方面为促进企业高质量发展提出建议。

关键词: 高管薪酬激励; 真实盈余管理; 企业高质量发展; 全要素生产率

中图分类号: F272 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)17-0084-06

在现代企业管理制度下, 企业所有权与管理权分别属于所有者与管理者, 由此产生委托代理问题。真实盈余管理是管理者通过构造真实交易活动, 或控制相关活动发生时间等方式来调控向外披露的财务报告。真实盈余管理一旦被曝光, 将会对企业所有者的利益产生严重不良影响。高管薪酬激励能够吸引和留住高级管理人才, 激发管理者积极管理企业的热情而被企业广泛运用。对于企业而言, 高质量发展水平说明了企业健康可持续发展的能力。全要素生产率是反映企业高质量发展水平的重要测度指标^[1]。高管薪酬激励能否有效促进企业全要素生产率, 真实盈余管理又是否在两者间发挥中介效应是值得探究的问题。

1 文献综述

在现有研究中, Bental 和 Demougin^[2]提出了全要素生产率的交易成本理论, 认为在一个信息和交易成本不对称的世界里, 生产力必须由激励计划来诱导。黄贤环和王瑶^[3]从限薪的角度, 探究国有企业高管限薪政策实施后对于全要素生产率的影响, 研究发现限薪政策的实行对于国有企业全要素生产率具有显著的抑制作用。李晓庆和李萌茜^[4]研究发现, 高管薪酬激励的有效实施推动了国有企业全要素生产率的显著提升。王会艳等^[5]发现高管薪酬

激励能够显著促进企业全要素生产率的提升。张保平^[6]在探究高管薪酬对企业高质量发展的影响关系中发现, 高管薪酬激励与股权激励均能显著促进企业高质量发展, 在产权异质性分析中发现, 国有企业中实施股权激励更有利于促进企业高质量发展, 而在非国有企业中, 薪酬激励的实施更有利于促进企业高质量发展。

在高管薪酬激励与真实盈余管理的相关研究中, 李兰云和任国辉^[7]研究发现, 实行高管薪酬激励可以显著减少真实盈余管理行为的发生。张原和龙瀚^[8]研究也发现显性激励可以显著抑制机会主义效应的真实盈余管理。张蓬勃^[9]研究发现, 提高管理层薪酬能够有效减少真实盈余管理行为的发生, 资本结构在两者间起到负向调节作用。包亚榕和李鼎翌^[10]探究高管薪酬水平与企业真实盈余管理发现, 两者显著负相关。

部分学者对高管薪酬激励与全要素生产率之间的中介机制展开研究。张保平^[6]、肖文娟^[11]研究发现创新投入在薪酬激励与全要素生产率之间发挥中介作用。任春敏^[12]也有类似的发现, 企业创新在高管薪酬激励与企业全要素生产率间发挥了中介效应。另外, 王会艳等^[5]在探究高管薪酬激励与全要素生产率的影响机制时发现, 企业风险承担水平在两者之间发挥部分中介作用。

收稿日期: 2024-04-22

基金项目: 2023年度江西科技师范大学硕士研究生创新专项资金(YC2023-X10)

作者简介: 胡盼(1999—), 男, 湖北荆门人, 硕士研究生, 研究方向为公司治理; 通信作者章文波(1975—), 男, 江西南昌人, 副教授, 硕士研究生导师, 研究方向为财务分析。

目前学者就高管薪酬激励与全要素生产率的关系、高管薪酬激励与真实盈余管理的关系展开研究。在高管薪酬激励与全要素生产率中介机制研究中,现有研究大多从创新投入维度进行探究,但鲜有学者从真实盈余管理的维度展开研究,忽视了真实盈余管理行为在其中可能存在传导作用。本文的边际贡献在于将高管薪酬激励、真实盈余管理和全要素生产率纳入同一研究中,丰富了相关研究。并且探究真实盈余管理是否在两者间也发挥中介作用,即高管薪酬激励是否能通过影响真实盈余管理,进而影响企业全要素生产率。同时以产权性质进行划分,探究在国有企业和非国有企业中三者的影响关系是否存在显著差异。

2 理论分析与研究假设

2.1 高管薪酬激励与企业全要素生产率

薪酬激励理论主张通过合理的薪酬制度设计,提高员工的工作热情,增强员工企业归属感,提高企业运营效率。在薪酬激励理论中,薪酬被视为一种重要的激励手段,能够直接影响到员工的工作态度和行为,进而影响企业的整体发展。为获得更高的薪酬激励,高层管理者往往会认真履行职责,减少短视投机行为的发生,以企业的长远目标作为自身管理行为导向,注重企业绩效的提升。高管薪酬激励能够在一定程度上缓和所有者与管理者的利益冲突,推动两者利益趋于一致。高管基于企业长远健康发展目标开展管理活动,有利于企业全要素生产率稳步提高,由此推动企业高质量发展。基于以上分析,提出如下假设。

H1:高管薪酬激励与企业全要素生产率存在显著正向关系。

2.2 高管薪酬激励与真实盈余管理

对于高管而言,真实盈余管理是一把“双刃剑”,为高管带来利益的同时对其也产生巨大威胁。一方面高管因操纵盈余将会面临法律处罚的风险;另一方面高管进行盈余管理对企业造成的危害较大,尤其是隐蔽性较强的真实盈余管理,造成的后果也更加严重。一旦被股东发现其存在真实盈余管理行为,高管将面临被解雇的风险,由此造成的不良声誉也会严重影响高管后期职业发展。当高管薪酬激励达到其预期时,此时进行真实盈余管理行为无异于是“捡了芝麻丢了西瓜”,从其长远利益角度来说得不偿失的,同时也不利于企业的长远健康发展,因此高管会减少因期望薪酬而实施的真实盈余管理。基于以上分析,提出如下假设。

H2:高管薪酬激励与真实盈余管理存在显著负向关系。

2.3 真实盈余管理在高管薪酬激励与企业全要素生产率之间的中介作用

高管真实盈余管理行为一旦被曝光,将会严重损害公司声誉,企业全要素生产率的提升受到影响,不利于公司高质量发展。根据现有研究,高管薪酬激励的有效实施能够减少真实盈余管理行为的发生^[13],而真实盈余管理行为的减少一方面降低企业陷入盈余管理相关负面新闻的风险,另一方面提高财务数据的可靠性,提供的财务信息更为真实准确,为生产经营决策的正确制定提供数据支撑,有利于提高企业全要素生产率,促进企业高质量发展。基于以上分析,提出如下假设。

H3:真实盈余管理在高管薪酬激励与企业全要素生产率之间发挥中介作用。

3 研究设计

3.1 数据来源和样本筛选

初始公司样本数据来自国泰安数据库(CSMAR)。公司研究样本选自沪深A股上市公司,年份选择区间为2010—2022年。为提高后续结果的合理性与可信度,剔除了ST、*ST类公司、金融类行业公司以及变量数据缺失及异常的公司样本数据。经过上述数据处理,最终得到来自2490家上市公司共27141个研究样本数据。对连续变量在1%上进行Winsorize缩尾处理以消除极端值对研究结果的影响。

3.2 变量选择与说明

3.2.1 被解释变量:全要素生产率(TFP)

企业全要素生产率的测量模型有很多,如OP(Olley-Pakes)法、LP(Levinsohn-Petrin)法、数据包络分析(data envelopment analysis, DEA)等。LP法解决了OP法下样本损失的问题,内生性问题也得到了很好的解决,可以获得投入要素的一致有效性估计,因此参考鲁晓东和连玉君^[14]的研究,采用LP法测量企业全要素生产率。

3.2.2 解释变量:高管薪酬激励(PAY)

参考盛明泉和蒋世战^[15]的研究,以前3名高管薪酬加总后取对数来衡量高管薪酬激励。

3.2.3 中介变量:真实盈余管理(REM)

参考Roychowdhury^[16]的方法,将异常生产成本、异常酌量性费用和异常经营活动现金流3个指标复合为一个综合指标来测量企业的真实盈余管理水平。

3.2.4 控制变量(Controls)

参考现有研究,控制变量选择为董事会独立性(BI)、董事会规模(BS)、资产负债率(LEV)、企业规模(SIZE)、第一大股东持股比例(LS)、流动比率(CTR)和资产收益率(ROA)。

4 模型构建

为验证高管薪酬激励与企业全要素生产率的影响关系以及真实盈余管理在高管薪酬激励与企业全要素生产率的影响关系中是否发挥中介作用,借鉴温忠麟等^[17]的研究,构建如下中介效应模型:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PAY_{i,t} + \alpha_k Controls_{i,t} + Year + Firm + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$REM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PAY_{i,t} + \beta_k Controls_{i,t} + Year + Firm + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$TFP_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 PAY_{i,t} + \eta_2 REM_{i,t} + \eta_k Controls_{i,t} + Year + Firm + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中: i 表示第 i 个企业; t 表示第 t 年; $Controls_{i,t}$ 为控制变量; $Year$ 与 $Firm$ 分别为年度虚拟变量与公司个体虚拟变量; $\epsilon_{i,t}$ 为残差项; α_0 、 β_0 、 η_0 为常数项; α_1 、 α_k 、 β_1 、 β_k 、 η_1 、 η_2 、 η_k 为回归系数。

模型(1)用于检验假设H1,若 α_1 为正且显著,则说明高管薪酬激励能够显著促进企业全要素生产率的提升;模型(2)用于检验假设H2,若 β_1 为负且显著,则说明高管薪酬激励能够显著抑制真实盈余管理的发生;模型(1)、模型(2)、模型(3)共同用于检验假设H3,依据温忠麟等^[17]提出的检验程序,依次检验回归系数,若 α_1 、 β_1 和 η_2 均显著,说明真实盈余管理在高管薪酬激励与企业全要素生产率之间发挥了中介效应,若 η_1 显著,则为部分中介效应,若 η_1 不显著,则为完全中介效应。

5 实证分析

5.1 变量描述性统计分析

表1列示了各变量描述性统计的结果。全要素生产率(TFP)的取值范围为[13.564, 19.066],可以得出企业之间全要素生产率差距明显。高管薪酬激励(PAY)是取前3名高管薪酬总额的对数的分布结果,取值分布为[12.682, 16.507],可以看出企业之间高管薪酬存在明显差距。真实盈余管理(REM)的平均值为0.002,最小值为-0.735,最大值为0.577,说明不同企业的真实盈余管理水平存在差异。总体上控制变量数值分布处于合理区间。

表1 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
TFP	27 141	15.954	1.078	13.564	19.066
PAY	27 141	14.452	0.734	12.682	16.507
REM	27 141	0.002	0.211	-0.735	0.577
BI	27 141	0.393	0.094	0.091	0.667
BS	27 141	2.242	0.283	1.386	2.890
LEV	27 141	0.449	0.204	0.060	0.908
SIZE	27 141	22.412	1.319	19.876	26.395
LS	27 141	0.336	0.148	0.083	0.733
CTR	27 141	2.145	2.013	0.300	13.289
ROA	27 141	0.031	0.064	-0.275	0.192

5.2 回归分析

表2展示了各变量之间的回归结果。第(1)列结果显示,高管薪酬激励(PAY)的回归系数为0.121,且在1%的水平上显著,说明高管薪酬激励与企业全要素生产率保持同方向变化,即通过高管薪酬激励的有效实施,企业全要素生产率能够显著提升,H1成立。第(2)列结果显示,高管薪酬激励的回归系数为-0.036,在1%的水平上显著,说明高管薪酬激励与真实盈余管理保持反方向变化,即高管薪酬激励能够显著抑制高管真实盈余管理行为的发生,H2成立。第(3)列结果显示,真实盈余管理(REM)在1%的水平上与全要素生产率(TFP)显著负相关,高管薪酬激励仍在1%的水平上与全要素生产率显著正相关。系数 α_1 、 β_1 和 η_2 均在1%的水平上显著,同时 η_1 也在1%的水平上显著,说明高管薪酬激励一方面直接发挥促进作用,提升企业全要素生产率,另一方面则是通过抑制高管真实盈余管理行为实现企业全要素生产率的提升,即真实盈余管理在高管薪酬激励与企业全要素生产率之间发挥部分中介作用,H3成立。

表2 回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	TFP	REM	TFP
PAY	0.121*** (10.30)	-0.036*** (-8.64)	0.113*** (9.68)
REM			-0.211*** (-7.51)
Controls	Yes	Yes	Yes
常数项	2.233*** (6.30)	-0.277*** (-3.03)	2.174*** (6.11)
样本数	27 141	27 141	27 141
Number of ID	2 490	2 490	2 490
adj. R ²	0.566	0.065	0.570
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes

注:***表示 $P < 0.01$;括号内为 t 值。

5.3 稳健性检验

(1)由于2021—2022年属于经济特殊时期,故剔除2021—2022年样本数据,选择2010—2020年样本数据进行回归,回归结果见表3第(1)列、(2)列、(3)列。

(2)参考Keller和Olney^[18]的做法,采用各高管薪酬总额的对数(PAY_T)作为高管薪酬激励的代理变量进行回归,回归结果见表4第(1)列、(2)列、(3)列。

(3)全要素生产率高的企业表明其经营管理水平高,为了维持和进一步激发管理者工作热情,提高企业管理效能,企业可能会进一步采用高管薪酬激励的方式激励高管层。由此可能造成前述高管薪酬激励与企业全要素生产率影响关系的结论存在反向因果关系。为缓解反向因果问题的影响,同时考虑到高管薪酬激励对企业全要素生产率的影响可能存在时滞,参考乔彬等^[19]的研究,将解释变量高管薪酬激励分别滞后一期(PAY_L)和滞后两期(PAY_L2)处理,回归结果见表5第(1)列、(2)列。以上回归结果均表明前述结果具有稳健性。

表3 稳健性检验1结果

变量	(1)	(2)	(3)
	TPF_S	REM_S	TPF_S
PAY_S	0.116*** (9.25)	-0.036*** (-7.80)	0.108*** (8.67)
REM_S			-0.217*** (-7.67)
Controls	Yes	Yes	Yes
常数项	2.512*** (6.30)	-0.268** (-2.52)	2.454*** (6.14)
样本数	22 487	22 487	22 487
adj. R ²	0.535	0.057	0.540
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes

注:**、***分别表示 $P<0.05$ 、 $P<0.01$;括号内为 t 值。

表4 稳健性检验2结果

变量	(1)	(2)	(3)
	TPF_T	REM_T	TPF_T
PAY_T	0.123*** (10.64)	-0.032*** (-8.10)	0.116*** (10.06)
REM_T			-0.212*** (-7.54)
Controls	Yes	Yes	Yes
常数项	2.250*** (6.47)	-0.320*** (-3.58)	2.182*** (6.26)
样本数	27 141	27 141	27 141
adj. R ²	0.567	0.064	0.571
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes

注:***表示 $P<0.01$;括号内为 t 值。

表5 稳健性检验3结果

变量	(1)	(2)
	TPF_L	TPF_L2
PAY_L	0.078*** (6.58)	
PAY_L2		0.040*** (3.37)
Controls	Yes	Yes
常数项	2.567*** (6.81)	2.812*** (6.87)
样本数	24 233	21 733
adj. R ²	0.546	0.525
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes

注:***表示 $P<0.01$;括号内为 t 值。

5.4 产权异质性分析

企业性质的不同也会影响企业的经营管理和薪酬激励制度的制定,真实盈余管理动机与企业高质量发展水平也存在一定差异。因此按照公司的产权性质进行划分,将整理的上市公司样本分为国有企业组和非国有企业组,分别探讨两类企业高管薪酬激励与企业全要素生产率的影响关系,高管薪酬激励与真实盈余管理的影响关系以及真实盈余管理与企业全要素生产率的影响关系存在的差异。

回归结果见表6。第(1)列和第(4)列分别为国有企业和非国有企业高管薪酬激励与企业全要素生产率的回归结果,两类企业高管薪酬激励均在1%的水平上与企业全要素生产率显著正相关,非国有企业高管薪酬激励(PAY_G)的回归系数(0.111)大于国有企业高管薪酬激励(PAY_G)的回归系数(0.107),从经济意义上说明在非国有企业中实施高管薪酬激励对企业全要素生产率的提升作用更大。第(2)列和第(4)列分别为国有企业和非国有企业高管薪酬激励与真实盈余管理的回归结果,非国有企业高管薪酬激励与真实盈余管理(REM_G)在1%的水平上显著负相关,而在国有企业中两者关系并不显著,说明国有企业实施高管薪酬激励对真实盈余管理行为减少并不显著。第(3)列和第(6)列分别为国有企业和非国有企业真实盈余管理与企业全要素生产率的回归结果,两类企业真实盈余管理均在1%的水平上与企业全要素生产率显著负相关,非国有企业真实盈余管理回归系数的绝对值($|-0.246|$)大于国有企业真实盈余管理(REM_G)回归系数的绝对值($|-0.193|$),说明非国有企业进行真实盈余管理对企业全要素生产率提升的阻碍作用更大。

表 6 产权异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TPF_G	REM_G	TPF_G	TPF_—G	REM_—G	TPF_—G
PAY_G	0.107*** (5.83)	—0.008 (—1.19)				
REM_G			—0.193*** (—4.79)			
PAY_—G				0.111*** (7.22)	—0.051*** (—9.44)	
REM_—G						—0.246*** (—6.42)
Conrtols	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	2.643*** (4.29)	—0.537*** (—3.83)	3.532*** (6.17)	2.159*** (5.03)	—0.195 (—1.63)	2.952*** (7.36)
样本数	11 523	11 523	11 523	15 618	15 618	15 618
adj. R ²	0.548	0.065	0.546	0.584	0.074	0.583
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：***表示 $P<0.01$ ；括号内为 t 值。

6 结论及建议

研究样本选自沪深 A 股上市公司,时间区间选定 2010—2022 年,同时参照现有研究进行数据清洗,研究高管薪酬激励与企业全要素生产率之间的影响关系,真实盈余管理在两者之间是否发挥中介作用。在异质性分析中,以产权性质作为划分标准进行分组,检验上述三者之间的关系在组间是否存在差异。研究发现:①高管薪酬激励能够有效促进企业全要素生产率的提升,有利于企业高质量发展;②高管薪酬激励的有效实施能够显著抑制高管采取真实盈余管理的方式获得利益;③真实盈余管理在高管薪酬激励与全要素生产率之间发挥部分中介作用;④异质性分析结果显示,从经济意义上,与国有企业相比,非国有企业高管薪酬激励对企业全要素生产率的促进作用更大,真实盈余管理对企业全要素生产率提升的阻碍作用更大。在非国有企业中,高管薪酬激励显著抑制真实盈余管理行为,而在国有企业中,这种抑制关系并不显著。

依据上述研究结论,从“奖”与“惩”两方面提出建议:①合理的薪酬与激励机制。制定完善合理的高管薪酬与激励机制,鼓励更多企业根据高管实际管理企业情况在合理范围内进行适度薪酬激励,激发高管团队管理热情以及提升高管管理效率,同时不以利润指标作为评价高管工作的唯一标准,尤其是在非国有企业中,避免高管因过高的业绩压力铤而走险进行真实盈余管理。引导高管将更多目光聚焦到公司的长远经营,努力提高企业的全要素生产率,以“奖”之手促进企业高质量发展。②内外部

监督与问责处罚机制。真实盈余管理作为高管盈余管理的方式之一需要进一步受到国家以及企业的高度重视。由于真实盈余管理不利于企业全要素生产率的提升,而高管薪酬激励对于国有企业高管真实盈余管理行为的抑制作用并不显著,所以国有企业更需要加强与完善企业内外部监督以及盈余管理行为问责处罚机制,增加高管实施真实盈余管理的成本,让高管不敢肆无忌惮,以“罚”之手为企业高质量发展保驾护航。

参考文献

[1] 李巧华. 新时代制造业企业高质量发展的动力机制与实现路径[J]. 财经科学, 2019(6): 57-69.

[2] BENTAL B, DEMOUGIN D. Incentive contracts and total factor productivity[J]. International Economic Review, 2006, 47(3): 1033-1055.

[3] 黄贤环, 王瑶. 国有企业限薪抑制了全要素生产率的提升吗[J]. 上海财经大学学报, 2020, 22(1): 34-50.

[4] 李晓庆, 李萌茜. 国企混改、高管薪酬激励与全要素生产率[J]. 技术经济, 2022, 41(9): 36-49.

[5] 王会艳, 骈子涵, 钱佳亮. 高管薪酬激励对制造业企业升级的影响研究: 风险承担水平的中介作用[J]. 湖北文理学院学报, 2022, 43(11): 50-59.

[6] 张保平. 高管激励对企业高质量发展的影响研究[D]. 兰州: 兰州理工大学, 2023.

[7] 李兰云, 任国辉. 企业生命周期阶段、高管薪酬与真实盈余管理[J]. 财会通讯, 2018(9): 48-51, 82.

[8] 张原, 龙瀚. 高管激励、投资者情绪与真实盈余管理[J]. 财会月刊, 2019(18): 72-81.

[9] 张蓬勃. 高管激励与真实盈余管理[D]. 吉林: 吉林财经大学, 2021.

[10] 包亚榕, 李鼎翌. 上市公司高管激励对盈余管理的影响

- 研究[J]. 中国商论, 2023(22): 161-164.
- [11] 肖文娟. 高管薪酬激励、创新投入与全要素生产率[J]. 合作经济与科技, 2024(2): 124-125.
- [12] 任春敏. 高管薪酬激励与企业全要素生产率[J]. 商场现代化, 2023(1): 97-99.
- [13] 常广敏. 高管薪酬对企业真实盈余管理的影响研究[D]. 济南: 山东财经大学, 2021.
- [14] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [15] 盛明泉, 蒋世战. 高管货币薪酬激励、内部控制质量与企业全要素生产率: 基于制造业企业的实证分析[J]. 会计之友, 2019(9): 5-11.
- [16] ROYCHOWDHURY S. Earnings management through real activities manipulation [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335-370.
- [17] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [18] KELLER W, OLNEY W W. Globalization and executive compensation[J]. *Journal of International Economics*, 2021, 129: 103408.
- [19] 乔彬, 赵广庭, 沈烁华. 数字普惠金融能促进企业绿色创新吗? [J]. 南方金融, 2022(3): 14-27.

Executive Compensation Incentive, Real Earnings Management and High-quality Development of Enterprises

HU Pan, ZHANG Wenbo

(School of Economics, Management and Law, Jiangxi Science and Technology Normal University, Nanchang 330038, China)

Abstract: The panel data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2022 was selected to test the impact of executive compensation incentives on the total factor productivity of enterprises, whether real earnings management plays an intermediary role is explored, and heterogeneity analysis according to the nature of property rights was conducted. The results show that there is a significant positive relationship between executive compensation incentive and total factor productivity, and real earnings management plays a partial intermediary role. Heterogeneity test shows that executive compensation incentives significantly inhibit real earnings management behavior in non-state-owned enterprises, but not in state-owned enterprises. Based on this, suggestions are put forward for promoting the high-quality development of enterprises from the aspects of “reward” and “punishment”.

Keywords: executive compensation incentive; real earnings management; high-quality development of enterprises; total factor productivity