

# 高管薪酬激励与全要素生产率

## ——基于管理者风险偏好的调节作用

俞诗音, 左晶晶\*

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年12月23日; 录用日期: 2025年2月14日; 发布日期: 2025年2月24日

### 摘要

本文选取2012年至2023年间沪深A股上市公司作为研究样本, 通过实证分析探究高管薪酬激励机制对企业全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)的影响, 并进一步考察管理者风险偏好在其中是否发挥调节作用。研究结果显示: 高管薪酬激励与企业全要素生产率显著正相关; 同时, 管理者风险偏好对高管薪酬激励提升企业全要素生产率的正向效应起到了负向调节作用。本文基于高管认知视角, 为企业构建科学合理的高管薪酬激励体系提供了理论依据与实践指导。

### 关键词

高管激励, 全要素生产率, 管理者风险偏好, 委托代理理论

# Executive Compensation Incentives and Total Factor Productivity

## —The Moderating Effect Based on Managers' Risk Preferences

Shiyin Yu, Jingjing Zuo\*

Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Dec. 23<sup>rd</sup>, 2024; accepted: Feb. 14<sup>th</sup>, 2025; published: Feb. 24<sup>th</sup>, 2025

### Abstract

This article selects A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2012 to 2023 as research samples, and conducts empirical analysis to explore the impact of executive compensation incentive mechanism on total factor productivity (TFP) of enterprises, and further examines

\*通讯作者。

文章引用: 俞诗音, 左晶晶. 高管薪酬激励与全要素生产率[J]. 运筹与模糊学, 2025, 15(1): 470-481.

DOI: 10.12677/orf.2025.151043

whether managerial risk preference plays a moderating role in it. The research results show that executive compensation incentives are significantly positively correlated with total factor productivity of enterprises; at the same time, the risk preference of managers has a negative moderating effect on the positive effect of executive compensation incentives on improving the total factor productivity of enterprises. This article provides theoretical basis and practical guidance for enterprises to construct a scientific and reasonable executive compensation incentive system based on the perspective of executive cognition.

## Keywords

Executive Incentives, Total Factor Productivity, Risk Preference of Managers, Principal Agent Theory

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

2024 年 1 月, 习总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时, 系统阐述了新质生产力的理论精髓与核心特征, 着重指出应以提升全要素生产率(Total Factor Productivity, 简称 TFP)为战略主线, 加速推动新质生产力的发展进程。全要素生产率, 作为衡量经济增长中扣除劳动、资本等传统生产要素投入增长贡献后的剩余部分, 实质上是资源优化配置所带来的额外增长动力, 其提升主要归因于技术进步、经济体制革新及组织管理效能提升等非物质性生产要素的积极作用[1]。TFP 的提升标志着企业能够更加科学、高效地运用各类生产要素, 进而促使企业整体生产效率与经济绩效实现显著提升, 为新质生产力的增强注入强劲动力, 最终为企业的长远发展奠定坚实基础。

高管激励机制被视为优化委托代理关系、缓解代理冲突的一种重要手段。鉴于信息不对称及利益不一致的固有挑战, 股东依赖于精心设计的薪酬激励体系来驱动高管行为, 旨在最大化公司价值。从激励相容原则出发, 高管薪酬结构需精心构造, 确保高管个人利益与公司整体利益趋于一致, 从而更有效地激发高管为公司创造更显著的价值。高管薪酬激励与全要素生产率之间的关系, 构成了经济学与管理学研究的重点领域之一。众多学者已证实, 将高管薪酬与公司业绩挂钩, 能够促使高管更加聚焦于企业绩效及其长远发展, 对提升企业的全要素生产率具有深远影响。具体而言, 肖文娟(2024) [2]的研究揭示, 高管薪酬激励通过增强企业的技术创新水平, 进而促进了全要素生产率的提升; 胡盼与章文波(2024) [3]的实证分析则进一步表明, 高管薪酬激励与全要素生产率之间存在显著的正相关关系, 且真实盈余管理在此过程中起到了部分中介效应。

在当下人力资本密集型经济背景下, 作为企业人力资本的重要组成部分, 高管在企业的财务决策过程中发挥着引领性作用, 其个人能力对企业创新决策及实践具有显著影响[4], 能够将个人意志在一定程度上转化为企业的战略行动[5]。特别是管理者的风险偏好这一深层次的心理特质, 与风险投资决策、企业并购等重大决策紧密相关[6], 对全要素生产率具有不可忽视的作用。

鉴于此, 本研究选取 2012 至 2023 年沪深 A 股上市公司作为研究样本, 立足企业高层的视角, 深入剖析高管薪酬激励机制对全要素生产率的影响机制, 并探究管理者风险偏好在这一关系中的调节效应。本文的主要边际贡献体现在: (1) 从管理层角度出发, 系统探索高管薪酬激励制度对全要素生产率的影响路径, 为全要素生产率的相关研究提供了新的视角与理论补充; (2) 创新性地将管理者风险偏好这一心理学特征融入新质生产力发展的分析框架, 拓宽了管理者风险偏好所带来的经济后果的讨论范畴, 丰富了

该领域的理论体系。

## 2. 理论分析与研究假设

### 2.1. 高管薪酬激励与全要素生产率

1976年, Jensen 与 Meckling 首次阐明了委托代理理论, 该理论核心观点在于, 委托代理关系根植于被代理人对代理人的授权基础之上, 并通过双方缔结的委托契约得以实现。此类代理机制在当代企业架构中尤为显著, 特别是在企业所有权与经营权相分离的背景下, 企业所有者(即委托人)与经营者(即代理人)之间的目标函数往往呈现出非一致性, 这极易导致利益冲突, 进而推升代理成本。为缓解此类矛盾, 促使高管行为与股东利益最大化目标趋于一致[7], 企业致力于构建科学合理的高管薪酬激励机制, 旨在调动高管的工作积极性, 使代理者的行为与委托者的目标更加一致, 并引导其聚焦于企业的长远发展。

从高管个体激励视角来看, 合理的薪酬激励策略能够显著提升高管的工作动力与创新潜能, 促使其更加积极地投身于企业的经营管理活动, 进而增强企业的生产效能与创新水平[8]。这种积极的工作态度与创新精神, 有助于企业发掘新兴市场机遇、优化资源配置, 最终推动全要素生产率的提升。

从企业治理层面分析, 高管薪酬激励通过激励高管为晋升和更高薪酬而努力工作, 可以降低由于信息不对称所引起的代理问题, 从而降低代理成本; 同时, 将高管薪酬与企业绩效挂钩的激励机制, 企业能够更有效地监控管理高管行为, 有效遏制内部人控制及权力寻租等不良现象[9], 进一步优化企业治理结构, 为全要素生产率的提升奠定坚实基础。

在人才吸引与保留方面, 高管薪酬激励机制展现出强大的吸引力, 能够汇聚并留住具备丰富管理经验与专业技能的杰出人才。这些人才凭借其敏锐的市场洞察力与卓越的管理才能, 为企业注入新的管理理念与先进技术, 从而提高企业的全要素生产率, 推动企业持续进步与发展。

综上所述, 高管薪酬激励制度通过激发高管工作积极性、优化治理结构和吸引留住优秀人才等机制, 促进了企业全要素生产率的提升。据此, 本文提出以下假设:

假设 1: 高管薪酬激励与全要素生产率正相关。

### 2.2. 管理者风险偏好的调节作用

前景理论指出, 行为人在做出决策前, 会设定一个参考点, 并根据这个参考点来衡量决策结果。管理者对于高于参考点的事件表现出风险厌恶, 而对于低于参考点的事件则可能表现出风险偏好。这种风险偏好或厌恶的心理状态会影响管理者的决策行为[10]。作为微观经济实体的经营者和管理者, 企业高管的个体特质会对企业的目标设定、行为模式及最终成果产生深远影响[11]。管理者风险偏好作为重要的个体特征, 对其在薪酬激励制度下的反应模式及决策行为具有显著影响。

高层梯队理论认为, 管理者的个人特质, 包括风险偏好, 会影响企业的战略决策。风险厌恶型管理者则更倾向于保守, 而风险偏好型管理者更倾向于采取激进的投资策略, 追求高风险、高回报的项目或投资, 这些项目或投资虽然可能带来高额收益, 但也伴随着更大的不确定性和潜在风险。当高管薪酬与其业绩紧密相关时, 为追求更高的薪酬水平, 他们可能会采取更为激进的策略, 甚至不惜采取一些短视的决策行为[12], 如削减研发投入以降低短期成本、压缩员工福利以提升利润空间等[13]。这些行为更加注重短期利益, 忽视企业的长期发展与创新能力建设, 从而削弱了高管薪酬激励对企业全要素生产率的正面效应, 对企业的可持续发展构成了潜在威胁。

此外, 风险偏好较高的高管在面临薪酬激励时, 更容易陷入过度自信或乐观的心理状态, 可能更加倾向于采取高风险、高回报的投资策略, 以追求个人收益最大化。他们可能会高估自身能力以及项目成

功率, 而低估或忽视潜在的风险与挑战, 进而做出过于乐观的决策[14], 同样不利于企业的长远发展。

据此, 本文提出以下假设:

假设 2: 管理者风险偏好削弱了高管薪酬激励对全要素生产率的正向影响, 具有负向调节作用。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 数据来源

本研究选用 2012~2023 年沪深 A 股上市交易作为初始样本, 研究数据均来自国泰安金融数据库(CSMAR)和万得数据库(Wind), 剔除金融行业、财务数据异常与缺失的上市公司, 剔除被 ST 或 ST\* 的公司样本, 最终共获得包括 934 家上市公司的 10,275 个有效研究样本。同时对变量进行大于 99% 且小于 1% 分位数的极端值 Winsorize 缩尾处理。本文使用的数据处理和统计软件为 Stata17.0 和 Excel。

#### 3.2. 研究变量

##### 3.2.1. 因变量——全要素生产率(TFP)

本文借鉴鲁晓东等(2012) [1]及 OP 半参数三步估计法(Olley-Pakes 法), 构建模型(1)计算企业全要素生产率 TFP\_OP。其中,  $i$  表示企业,  $t$  表示年份,  $Y$  表示营业收入,  $K$  表示固定资产净额,  $AG$  表示公司年龄,  $I$  为购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金,  $L$  为员工人数, 其他  $YE$  (年度哑变量)、 $IND$  (行业哑变量)和  $PR$  (省份哑变量), 控制变量  $SOI$  (控制人类型)和  $EX$  (企业年度有海外业务收入时取 1, 否则取 0)。

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{i,t} + \beta_2 \ln L_{i,t} + \beta_3 \ln I_{i,t} + \beta_4 AG_{i,t} + \beta_5 SOI_{i,t} + \beta_6 EX_{i,t} + \sum \beta_m YE_m + \sum \beta_n IND_n + \sum \beta_k PR_k + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

同时本文采取 LP 法(劳动简化法)构建模型(2)计算全要素生产率 TFP\_LP, 以及 GMM 法(广义矩估计)构建模型计算全要素生产率 TFP\_GMM, 进行稳健性检验。LP 法代理变量设为  $\ln M$  (购买商品、接受劳务支付的现金的自然对数); 同时控制年度和公司效应。GMM 法加入被解释变量的滞后值解决模型(1)中的内生性问题。

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{i,t} + \beta_2 \ln L_{i,t} + \beta_3 \ln M_{i,t} + \sum \beta_m YE_m + \sum \beta_n ID_n + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

##### 3.2.2. 自变量——高管薪酬激励(PAY)

参考盛明泉和蒋世战[6]的研究, 本文选取前三名高管薪酬总额的对数表示高管薪酬激励程度。

##### 3.2.3. 调节变量——管理者风险偏好(Risk)

管理者风险偏好作为管理者的一种心理状态, 对其进行直接测量难度较大; 但管理者心理状态与其行为密切联动, 管理者风险偏好会通过资产配置体现[15]。本文借鉴唐清泉等学者[16], 选取交易性金融资产、可供出售金融资产以及投资性房地产三项具有公允价值属性的资产为计量基础, 计算三项资产总额占本年度资产总额的比重。数值越高, 管理者风险偏好越大。具体计算见表 1。

##### 3.2.4. 控制变量

为了控制企业治理特征和财务指标等对因变量的潜在影响, 本文参照左晶晶等(2024) [17]的研究, 选取以下控制变量: 企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Indep)、两职合一(Dual)、公司成立年限(FirmAge)和控制人类型(SOE)。同时控制年度和行业变量。

具体变量的定义和度量如表 1 所示。

Table 1. Table of main variables  
表 1. 主要变量表

变量类型	变量含义	变量名称	计算方法
因变量	全要素生产率	TFP_LP	LP 法构建模型计算全要素生产率 TFP
		TFP_OP	OP 法构建模型计算全要素生产率 TFP(稳健性检验)
		TFP_GMM	GMM 法构建模型计算全要素生产率 TFP 和(稳健性检验)
自变量	高管薪酬激励	PAY	$PAY = \ln(\text{前三名高管薪酬总额})$
调节变量	管理者风险偏好	Risk	$Risk1 = (\text{交易性金融资产} + \text{可供出售金融资产净额} + \text{投资性房地产净额}) / \text{总资产}$
			$Risk2 = (\text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{可供出售金融资产净额} + \text{投资性房地产净额}) / \text{总资产}$
			$Risk3 = (\text{交易性金融资产} + \text{可供出售金融资产净额} + \text{持有至到期投资净额} + \text{投资性房地产净额}) / \text{总资产}$
控制变量	企业规模	Size	企业期末总资产自然对数
	资产负债率	Lev	年末总负债/年末总资产
	董事会规模	Board	董事会总人数的自然对数值
	独立董事占比	Indep	独立董事人数与董事会总人数的比值
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人 为 1, 否则为 0
	公司成立年限	FirmAge	$\ln(\text{当年年份} - \text{公司成立年份} + 1)$
	控制人类型	SOE	哑变量, 1 表示上市公司实际国有控股, 否则取 0

3.3. 研究模型

模型 3 用于检验高管薪酬激励与企业全要素生产率之间的关系。鉴于激励影响的滞后性, 借鉴唐跃军等(2012) [18]的研究, 对自变量做滞后 1 期处理后进行回归检验。

$$TFP_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 PAY_{i,t} + \beta_2 Control\_variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

基于模型 3 引入调节变量和交乘项, 构建回归模型 4~5, 用于检验管理者风险偏好在高管薪酬激励和全要素生产率之间的调节作用。

$$TFP_{i,t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 PAY_{i,t} + \lambda_2 Risk_{i,t} + \lambda_3 control\_variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

$$TFP_{i,t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 PAY_{i,t} + \lambda_2 Risk_{i,t} + \lambda_3 PAY_{i,t} \times Risk_{i,t} + \lambda_4 control\_variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

4. 实证分析结果

4.1. 描述性统计与相关性分析

表 2 列示了研究变量的描述性统计结果和相关系数矩阵。高管薪酬激励数值在 12.967 到 16.727 之间浮动, 说明不同企业之间薪酬激励程度差异较大。相关性结果显示, 各解释变量之间的相关性较小, VIF 值为 1.38, 远小于 10, 说明本文选取变量不存在多重共线问题。同时, PAY 与 TFP 的相关系数均在 1% 水平显著为正, 说明提升高管薪酬激励有助于促进全要素生产率, 初步证明前文假设 1, 可进一步分析。

4.2. 主效应检验

模型 3 为高管薪酬激励对全要素生产率的影响, 实证分析结果如表 3 所示。列(1)~(3)的回归结果



**Table 2.** Descriptive statistics of main variables  
**表 2.** 主要变量的描述性统计

	PAY	TFP LP	TFP OP	TFP GMM	SOE	Size	Lev	Board	Indep	Dual	Firm Age
PAY	1										
TFP LP	0.465*** 0.0000	1									
TFP OP	0.422*** 0.0000	0.951*** 0.0000	1								
TFP GMM	0.396*** 0.0000	0.922*** 0.0000	0.979*** 0.0000	1							
SOE	-0.078*** 00.000	0.158*** 0.0000	0.158*** 0.0000	0.128*** 0.0000	1						
Size	0.489*** 0.0000	0.776*** 0.0000	0.708*** 0.0000	0.605*** 0.0000	0.197*** 0.0000	1					
Lev	0.118*** 0.0000	0.486*** 0.0000	0.479*** 0.0000	0.450*** 0.0000	0.180*** 0.0000	0.500*** 0.0000	1				
Board	0.073*** 0.0000	0.113*** 0.0000	0.068*** 0.0000	0.019* 0.0552	0.183*** 0.0000	0.213*** 0.0000	0.096*** 0.0000	1			
Indep	0.034*** 0.0006	0.057*** 0.0000	0.066*** 0.0000	0.067*** 0.0000	0.00400 0.6746	0.081*** 0.0000	0.021** 0.0294	-0.466*** 0.0000	1		
Dual	0.060*** 0.0000	-0.080*** 0.0000	-0.081*** 0.0000	-0.063*** 0.0000	-0.264*** 0.0000	-0.096*** 0.0000	-0.061*** 0.0000	-0.163*** 0.0000	0.106*** 0.0000	1	
FirmAge	0.251*** 0.0000	0.188*** 0.0000	0.223*** 0.0000	0.208*** 0.0000	0.202*** 0.0000	0.235*** 0.0000	0.135*** 0.0000	0.0110 0.2864	0.019* 0.0584	-0.086*** 0.0000	1
均值	14.623	8.807	7.059	5.905	0.579	22.814	0.466	2.165	37.351	0.185	3.025
中位数	14.570	8.733	6.986	6.818	1.000	22.657	0.473	2.197	33.330	0.000	3.045
最小值	12.967	6.503	5.146	4.057	0.000	20.320	0.071	1.609	33.330	0.000	2.079
最大值	16.727	11.382	9.384	8.291	1.000	26.582	0.868	2.708	57.140	1.000	3.526

注: \*\*\*, \*\*, \*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

显示, 每增强一个单位的薪酬激励, 全要素生产率会分别提升 0.116、0.175、0.125 个单位, 均 1% 水平上显著, 说明提升高管薪酬激励可显著提升企业全要素增长率, 支持假设 1。

管理层作为企业决策的核心主体, 其风险偏好和行为在很大程度上影响企业全要素生产率的发展[4]。而赋予高管的薪酬, 不仅仅直接体现他们的工作努力程度, 更需与其绩效相结合, 使得高管个人利益与企业整体利益相一致, 引导高管为提升全要素生产率、促进企业新质生产力成长而付诸努力[19]。

**Table 3.** Analysis of benchmark regression results  
**表 3.** 基准回归结果分析

VARIABLES	TFP_OP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_GMM <sub>t+1</sub>
PAY <sub>t+</sub>	0.116*** (12.20)	0.175*** (17.61)	0.125*** (12.34)
SOE	0.094*** (7.48)	0.120*** (9.19)	0.102*** (7.66)
Size	0.401*** (64.08)	0.564*** (86.35)	0.312*** (46.91)
Lev	0.546*** (15.52)	0.689*** (18.71)	0.564*** (15.06)
Board	-0.262*** (-7.85)	-0.279*** (-7.99)	-0.316*** (-8.89)
Indep	-0.003** (-2.36)	-0.006*** (-4.88)	-0.003*** (-2.74)
Dual	-0.041*** (-2.86)	-0.052*** (-3.42)	-0.036** (-2.36)
FirmAge	0.039 (1.58)	-0.002 (-0.09)	0.031 (1.18)
Ind	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
Constant	-3.781*** (-22.93)	-6.311*** (-36.61)	-2.958*** (-16.86)
Observations	10,062	10,062	10,062
R-squared	0.667	0.732	0.595

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

4.3. 内生性检验

企业全要素生产率的高低能够反映经营管理水平的优劣。为进一步提升管理者的积极性与工作效率，增强企业的管理效能，企业倾向于采取高管薪酬激励措施以激发高管层的潜能。这种做法有可能导致高管薪酬激励与企业全要素生产率之间存在反向因果关系，即难以明确区分是高效的管理导致了薪酬激励的提升，还是薪酬激励的增强促进了管理效能的提升。为缓解反向因果问题的干扰，并考虑到高管薪酬激励对企业全要素生产率可能存在的滞后效应，本研究借鉴了乔彬等学者[20]的方法论，对解释变量高管薪酬激励进行了滞后一期与滞后两期的处理，重新检验了企业全要素生产率与高管薪酬激励之间的关系，回归结果见表 4。以上回归结果均表明前述结果具有稳健性。

4.4. 稳健性检验

为检验前述结果的稳健性，本文用将高管薪酬总额取对数(Ies)作为高管薪酬激励的替代变量，重新进行回归。结果均显示前述结论具有稳健性。具体稳健性检验见表 5。

**Table 4.** Endogeneity test  
**表 4.** 内生性检验

VARIABLES	TFP_OP <sub>t+2</sub>	TFP_LP <sub>t+2</sub>	TFP_GMM <sub>t+2</sub>	TFP_OP <sub>t+3</sub>	TFP_LP <sub>t+3</sub>	TFP_GMM <sub>t+3</sub>
PAY <sub>t</sub>	0.116*** (12.20)	0.170*** (15.49)	0.114*** (10.51)	0.110*** (9.80)	0.174*** (14.23)	0.116*** (9.79)
SOE	0.094*** (7.48)	0.117*** (8.07)	0.102*** (7.08)	0.089*** (6.07)	0.113*** (7.03)	0.100*** (6.48)
Size	0.401*** (64.08)	0.555*** (76.00)	0.304*** (42.10)	0.382*** (51.08)	0.542*** (66.61)	0.294*** (37.48)
Lev	0.546*** (15.52)	0.677*** (16.56)	0.572*** (14.13)	0.542*** (13.01)	0.648*** (14.29)	0.562*** (12.85)
Board	-0.262*** (-7.85)	-0.254*** (-6.61)	-0.291*** (-7.63)	-0.194*** (-4.95)	-0.211*** (-4.95)	-0.245*** (-5.97)
Indep	-0.003** (-2.36)	-0.005*** (-3.60)	-0.002* (-1.69)	-0.002 (-1.46)	-0.005*** (-3.34)	-0.002 (-1.56)
Dual	-0.041*** (-2.86)	-0.039** (-2.33)	-0.025 (-1.51)	-0.014 (-0.85)	-0.024 (-1.30)	-0.013 (-0.72)
FirmAge	0.039 (1.58)	-0.013 (-0.45)	0.023 (0.80)	0.017 (0.58)	-0.020 (-0.65)	0.015 (0.50)
Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-3.781*** (-22.93)	-6.069*** (-31.78)	-2.715*** (-14.35)	-3.409*** (-17.49)	-5.919*** (-27.90)	-2.606*** (-12.74)
Observations	10,062	9154	9154	8246	8246	8246
R-squared	0.667	0.702	0.572	0.618	0.671	0.549

**Table 5.** Robust test  
**表 5.** 稳健性检验

VARIABLES	TFP_OP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_GMM <sub>t+1</sub>
Ies <sub>t</sub>	0.073*** (8.59)	0.134*** (15.00)	0.077*** (8.45)
SOE	0.080*** (6.37)	0.099*** (7.54)	0.087*** (6.56)
Size	0.410*** (64.71)	0.571*** (86.15)	0.323*** (47.86)
Lev	0.522*** (14.81)	0.663*** (17.98)	0.537*** (14.32)
Board	-0.272*** (-8.08)	-0.307*** (-8.70)	-0.325*** (-9.08)



续表

Indep	-0.003** (-2.59)	-0.006** (-5.18)	-0.004** (-2.98)
Dual	-0.037** (-2.53)	-0.049** (-3.20)	-0.031** (-2.00)
FirmAge	0.054** (2.15)	0.019 (0.74)	0.046* (1.75)
Ind	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
Constant	-3.422*** (-21.30)	-5.915*** (-35.19)	-2.558*** (-14.95)
Observations	10,051	10,051	10,051
R-squared	0.663	0.730	0.590

4.5. 调节效应分析

模型 4~5 考察管理者风险偏好(risk)在高管薪酬激励(PAY)与全要素生产率(TFP)之间的调节作用。实证分析结果如表 6 所示。

在模型 3 基础上引入调节变量 Risk 和 PAY 与 Risk 的交互项后, 方程模型的  $R^2$  均增加, 表明管理者风险偏好均具有负向调节作用。交互项( $PAY_t * Risk1_t$ 、 $PAY_t * Risk2_t$ 、 $PAY_t * Risk3_t$ )与全要素生产率均在 5% 水平上显著负相关, 说明管理者风险偏好在高管薪酬激励与全要素生产率之间具有负向调节作用, 支持本文假设[2]。当管理者风险偏好较高时, 在薪酬激励制度与个人业绩紧密相关的驱动下, 他们为追求个人利益最大化, 提升业绩和薪资水平, 极大可能会选择高风险高回报的项目或投资, 关注短期利益而忽视企业的长期发展[21], 削弱了高管薪酬激励对企业全要素生产率的正向影响。

Table 6. The moderating effect of managers' risk preferences  
表 6. 管理者风险偏好的调节作用

VARIABLES	主效应	Risk1		Risk2		Risk3	
	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>
PAY <sub>t</sub>	0.175*** (17.61)	0.174*** (17.59)	0.174*** (17.62)	0.174*** (17.60)	0.174*** (17.63)	0.174*** (17.58)	0.174*** (17.60)
Risk1 <sub>t</sub>		-0.832*** (-11.49)	-0.824*** (-11.37)				
PAY <sub>t</sub> * Risk1 <sub>t</sub>			-0.205** (-2.27)				
Risk2 <sub>t</sub>				-0.826*** (-11.41)	-0.818*** (-11.28)		
PAY <sub>t</sub> * Risk2 <sub>t</sub>					-0.204** (-2.26)		

续表

Risk3 <sub>t</sub>							−0.821***	−0.813***
							(−11.39)	(−11.27)
PAY <sub>t</sub> * Risk3 <sub>t</sub>								−0.203**
								(−2.26)
Risk4 <sub>t</sub>								
PAY <sub>t</sub> * Risk4 <sub>t</sub>								
SOE	0.120***	0.118***	0.116***	0.118***	0.116***	0.118***	0.117***	
	(9.19)	(9.05)	(8.95)	(9.05)	(8.95)	(9.08)	(8.98)	
Size	0.564***	0.563***	0.562***	0.563***	0.562***	0.563***	0.563***	
	(86.35)	(86.68)	(86.53)	(86.68)	(86.53)	(86.69)	(86.56)	
Lev	0.689***	0.609***	0.611***	0.609***	0.612***	0.607***	0.610***	
	(18.71)	(16.36)	(16.41)	(16.37)	(16.43)	(16.30)	(16.36)	
Board	−0.279***	−0.296***	−0.294***	−0.296***	−0.294***	−0.296***	−0.294***	
	(−7.99)	(−8.54)	(−8.47)	(−8.54)	(−8.47)	(−8.54)	(−8.46)	
Indep	−0.006***	−0.005***	−0.005***	−0.005***	−0.005***	−0.005***	−0.005***	
	(−4.88)	(−4.63)	(−4.64)	(−4.63)	(−4.64)	(−4.59)	(−4.60)	
Dual	−0.052***	−0.048***	−0.047***	−0.048***	−0.047***	−0.048***	−0.048***	
	(−3.42)	(−3.19)	(−3.15)	(−3.20)	(−3.16)	(−3.21)	(−3.16)	
FirmAge	−0.002	0.032	0.029	0.032	0.028	0.032	0.029	
	(−0.09)	(1.22)	(1.10)	(1.22)	(1.09)	(1.24)	(1.11)	
Constant	−6.311***	−6.279***	−6.269***	−6.281***	−6.272***	−6.284***	−6.273***	
	(−36.61)	(−36.65)	(−36.59)	(−36.67)	(−36.61)	(−36.68)	(−36.61)	
Observations	10,062	10,062	10,062	10,062	10,062	10,062	10,062	
R-squared	0.732	0.736	0.736	0.736	0.736	0.736	0.736	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

#### 4.6. 异质性分析

本文借鉴李月娥等学者[22], 依据企业性质的差异, 对管理者风险偏好的调节效应进行了分组检验。研究结果显示, 无论是在国有企业还是非国有企业中, 高管薪酬激励均呈现出对企业全要素生产率的显著促进作用。然而, 在进一步分析中发现, 管理者风险偏好在不同性质企业中的调节效应存在显著差异。在国有企业样本中, 管理者风险偏好并未显著影响高管薪酬激励与企业全要素生产率之间的关系, 而在非国有企业样本中, 管理者风险偏好削弱了高管薪酬激励对全要素生产率的正向影响, 具有负向调节作用。

这一差异可能源于国有企业在治理结构和市场环境方面的独特性。相较于非国有企业, 国有企业往往承载着更多的社会责任和政策使命, 其决策过程可能更加受制于政府的干预和监管要求。此外, 国有

企业管理者在晋升和薪酬方面的考量也可能受到更多非市场因素的干扰，如政治关联、企业规模等。这些因素共同作用，可能削弱了管理者风险偏好在国有企业中对高管薪酬激励与企业全要素生产率关系的调节能力。具体回归结果见表 7 异质性分析。

Table 7. Heterogeneity analysis  
表 7. 异质性分析

VARIABLES	国有企业			非国有企业		
	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>	TFP_LP <sub>t+1</sub>
PAY <sub>t</sub>	0.175*** (12.93)	0.167*** (12.41)	0.166*** (12.33)	0.151*** (10.47)	0.157*** (10.97)	0.159*** (11.08)
Risk1 <sub>t</sub>		-0.908*** (-9.34)	-0.914*** (-9.40)		-0.822*** (-7.84)	-0.783*** (-7.39)
PAY <sub>t</sub> * Risk1 <sub>t</sub>			-0.192 (-1.39)			-0.281** (-2.38)
Size	0.568*** (71.33)	0.570*** (72.01)	0.570*** (71.95)	0.547*** (47.21)	0.542*** (47.01)	0.541*** (46.92)
Lev	0.568*** (12.09)	0.473*** (9.92)	0.475*** (9.96)	0.836*** (14.21)	0.760*** (12.83)	0.758*** (12.80)
Board	-0.273*** (-6.36)	-0.306*** (-7.16)	-0.305*** (-7.14)	-0.236*** (-3.95)	-0.228*** (-3.84)	-0.222*** (-3.75)
Indep	-0.004*** (-2.63)	-0.003** (-2.23)	-0.003** (-2.22)	-0.009*** (-4.45)	-0.009*** (-4.56)	-0.009*** (-4.53)
Dual	-0.047** (-2.02)	-0.043* (-1.86)	-0.043* (-1.87)	-0.042** (-2.20)	-0.041** (-2.13)	-0.039** (-2.05)
FirmAge	0.084** (1.99)	0.127*** (3.01)	0.123*** (2.93)	-0.056* (-1.69)	-0.024 (-0.74)	-0.028 (-0.86)
Constant	-6.304*** (-27.80)	-6.256*** (-27.79)	-6.229*** (-27.57)	-5.524*** (-19.57)	-5.527*** (-19.72)	-5.545*** (-19.79)
Observations	6038	6038	6038	4225	4225	4225
R-squared	0.757	0.760	0.760	0.705	0.709	0.710

5. 结论与展望

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务，全要素生产率体现新发展理念的贯彻水平，提高全要素生产率契合新质生产力的“高质量”特征。本文采用 2012~2023 年沪深 A 股上市公司数据，基于委托代理理论视角，深入探究高管薪酬激励机制与全要素生产率之间的关联机制，并考察管理者风险偏好在此过程中的调节作用，并得出结论：高管薪酬激励对全要素生产率具有显著的正向推动作用，且该结论在通过内生性检验后依然稳健。管理者风险偏好在高管薪酬激励与全要素生产率之间存在负向调节作用，即管理者风险偏好会削弱高管薪酬激励对全要素生产率的正向影响。

基于上述实证分析结果, 本文提出以下管理策略建议: ① 企业应推行更为丰富且高效的薪酬激励机制, 旨在激发高管的工作热情, 最大化发挥高管的专业潜能, 通过强化内部管理、优化资源配置等手段, 进而提升企业全要素生产率, 构筑核心竞争力, 推动企业的可持续发展。② 企业在选聘管理者时, 应考量其风险偏好程度与企业当前发展阶段的契合度, 因为管理者风险偏好与薪酬激励机制的不匹配可能削弱激励的正向效应, 潜在地阻碍企业的成长机遇, 对长期竞争力和市场表现产生不利影响。③ 企业在设计薪酬激励方案时, 需充分纳入管理者风险偏好因素, 确保激励措施与企业战略目标及管理者行为模式相协同。企业需注重对管理者进行职业培训, 定期进行风险偏好评估, 以促进其做出更加符合企业实际需求的财务决策, 加速企业的健康发展。④ 政府层面, 应不断完善高管激励政策与知识产权保护体系, 切实保护股东及企业权益, 为企业的高质量发展提供坚实的制度保障。

## 参考文献

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] 胡盼, 章文波. 高管薪酬激励、真实盈余管理和企业高质量发展[J]. 科技和产业, 2024, 24(17): 84-89.
- [4] 汪金爱, 李丹蒙. 高管团队动力研究述评——基于高阶梯队理论过程模型[J]. 外国经济与管理, 2017, 39(10): 53-71+101.
- [5] Bagnoli, M. and Watts, S.G. (2021) Revising a Voluntary Disclosure Decision. *The Accounting Review*, **96**, 29-46. <https://doi.org/10.2308/tar-2017-0176>
- [6] 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.
- [7] Bergadaa, M.M. (1990) The Role of Time in the Action of the Consumer. *Journal of Consumer Research*, **17**, 289-302. <https://doi.org/10.1086/208558>
- [8] Morck, R., Wolfenzon, D. and Yeung, B. (2005) Corporate Governance, Economic Entrenchment, and Growth. *Journal of Economic Literature*, **43**, 655-720. <https://doi.org/10.1257/002205105774431252>
- [9] 徐嘉倩, 史珂, 徐莉萍, 等. 管理层权力下沉与高管薪酬激励效率损失[J]. 当代财经, 2024(1): 86-99.
- [10] 文雯, 陈胤默, 黄雨婷. 控股股东股权质押对企业创新的影响研究[J]. 管理学报, 2018, 15(7): 998-1008.
- [11] Hambrick, D.C. and Mason, P.A. (1984) Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers. *The Academy of Management Review*, **9**, 193-206. <https://doi.org/10.2307/258434>
- [12] 钟宇翔, 吕怀立, 李婉丽. 管理层短视、会计稳健性与企业创新抑制[J]. 南开管理评论, 2017, 20(6): 163-177.
- [13] 胡楠, 薛付婧, 王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗?——基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界, 2021, 37(5): 139-156.
- [14] 彭启发, 郭晶菁. 管理者过度自信会加剧股价崩盘风险吗?——基于内外部审计的替代效应[J]. 财会通讯, 2022(16): 76-81.
- [15] García, C.J. and Herrero, B. (2021) Female Directors, Capital Structure, and Financial Distress. *Journal of Business Research*, **136**, 592-601. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.07.061>
- [16] 唐清泉, 甄丽明. 管理层风险偏爱、薪酬激励与企业 R&D 投入——基于我国上市公司的经验研究[J]. 经济管理, 2009, 31(5): 56-64.
- [17] 左晶晶, 梅洁, 唐跃军. 高管股权激励动态性与企业绩效——研发投入的中介效应[J]. 研究与发展管理, 2024, 36(4): 128-138.
- [18] 唐跃军, 宋渊洋, 金立印, 等. 控股股东卷入、两权偏离与营销战略风格——基于第二类代理问题和终极控制权理论的视角[J]. 管理世界, 2012, 28(2): 82-95.
- [19] 王心章, 郭守业, 张维今. 国有大型企业的薪酬优化方案设计[J]. 冶金经济与管理, 2009(2): 42-44.
- [20] 徐立, 吴文锋, 丁逸俊. 非金融企业经营风险与入股金融机构研究[J]. 系统管理学报, 2022, 31(1): 191-198.
- [21] 张勇, 张春蕾. 管理层短视对企业全要素生产率的影响研究[J]. 管理学报, 2023, 20(10): 1555-1564.
- [22] 李月娥, 李佩文, 董海伦. 产权性质、环境规制与企业环保投资[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2018, 18(6): 36-49.