

高管团队稳定性与企业高质量发展

张梦媛, 户青, 王琼

河南财经政法大学 会计学院, 河南 郑州 450000

摘要:我国经济已进入高质量发展的关键时期,企业是促进经济转型升级的重要微观主体。在企业的经营和发展中,高管团队在推进企业高质量发展过程中处于举足轻重的地位。选取我国沪深A股上市公司2009—2023年数据为研究样本,实证检验高管团队稳定性对企业高质量发展的影响,结果表明:高管团队稳定性对企业高质量发展具有显著的促进作用;企业ESG表现在高管团队稳定性和企业高质量发展之间起到了中介作用;在治理结构为两职分离的企业和东部地区企业中,促进作用更为显著。企业应增强高管团队稳定性、重视ESG理念和科学构建管理机制等,以提升自身的高质量发展水平。

关键词:高管团队稳定性;ESG表现;企业高质量发展

中图分类号:C93 **文献标识码:**A **DOI:**10.12186/2025.06.013

文章编号:2096-9864(2025)06-0101-10

当前,全球经济一体化和市场竞争日益激烈,推动高质量发展已成为我国经济转型升级的必由之路。企业高质量发展,不仅关乎经济效益的创造,更关乎社会价值的提升,要求企业不仅要精进产品质量与强化技术创新,还需加强内部治理并积极履行社会责任^[1]。然而,现阶段企业高质量发展过程中面临内部管理不善、投资不足等问题。高管团队稳定性是推动企业发展的动力源泉,与企业高质量发展具有重要关联。稳定的高管团队能够推动企业加大研发投入力度,加速技术创新,显著提升企业的创新绩效^[2],同时高管团队稳定性对企业社会责任的履行有正向影响^[3]。

当前,学界关于高管团队稳定性与企业高质量发展的研究,主要聚焦于高管团队稳定性

对企业经济效益的影响,如提升企业绩效、强化内部控制、降低融资成本等,而关于高管团队稳定性对企业的长远发展或价值提升等非市场行为的探讨尚显不足。鉴于此,本文拟通过实证研究,探究高管团队稳定性对企业高质量发展的影响及其作用机制,以期深化相关学术研究。

一、理论分析与研究假设

1. 高管团队稳定性对企业高质量发展的影响

证券法规定,管理层变动涉及企业人事的重大调整,被列为重大强制披露事项。管理层人员的变动可能损害高管个人利益、打断企业既定的战略规划与执行流程,对企业的长期发

收稿日期:2025-06-12

作者简介:张梦媛(1999—),女,河南省周口市人,河南财经政法大学硕士研究生,主要研究方向:资本市场与会计研究;户青(1985—),女,河南省长垣市人,河南财经政法大学讲师,博士,主要研究方向:公司财务与公司治理。

展构成潜在挑战^[4],而相对稳定的高管团队对企业实现高质量发展具有促进作用。按照专用性人力资本理论,高管团队稳定性有助于构建独特的协作默契与人力资本网络,从而减少因成员变动引发的理念冲突与磨合成本,提升资源配置效率,保障战略决策的连续性与执行效果。根据委托代理理论,高管频繁变动易诱发短视行为,在短期任职预期下,高管可能优先谋求个人利益,忽视研发、治理等长期投入;而稳定的高管团队因任期预期更长,更倾向于关注企业长远价值,推动高质量发展相关决策落地。基于以上分析,本文提出以下假设:

H1 高管团队稳定性对企业高质量发展具有促进作用。

2. ESG 表现的中介作用

ESG 涵盖环境(E)、社会责任(S)和治理(G)三大领域,企业 ESG 履责行为本质上是其战略决策及其长期发展路径的外在体现,这一过程必然受到企业高管团队决策机制的影响。从战略层面看,稳定的高管团队通过长期协作可降低沟通成本,更易形成履行 ESG 责任的战略共识;其资源整合能力与长期导向特征,能保障 ESG 实践的持续性,推动 ESG 表现提升。根据利益相关者理论,优异的 ESG 表现是企业与利益相关者建立信任的关键:通过绿色管理、员工保障、完善治理,可提升企业社会声誉与品牌价值,缓解信息不对称以吸引外部资源、拓展合作空间^[5],促进企业的高质量发展。由此可见,企业的 ESG 实践将组织管理优势转化为实质性发展成果。

需要特别说明的是,本研究将 ESG 作为中介变量,是基于“团队的长期稳定导向与 ESG 的长期投入特征高度契合”这一核心逻辑,聚焦剖析二者之间的深层关系。企业高质量发展涵盖创新、生产力提升、国际化等多个维度,

ESG 是其中的一个关键维度。从作用机制来看,其主要扮演着中介作用,是推动高质量发展的关键路径。这既符合利益相关者理论中企业通过 ESG 构建利益协同的观点,也为后续研究探索其他中介路径预留空间。基于以上分析,本文提出以下假设:

H2 高管团队稳定性通过提升 ESG 表现水平促进企业高质量发展。

二、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选取 2009—2023 年我国沪深 A 股上市公司为初始样本,并进行以下处理:(1)剔除当年 ST、*ST 公司样本;(2)由于独特的经营模式与财务报表特性,剔除金融行业的上市公司样本;(3)剔除资产负债率大于 1 的公司样本,防止面临资不抵债的公司样本影响结果的可靠性;(4)剔除数据缺失的样本;(5)为有效防止极端值对研究结果造成偏差,对所有连续变量在 1% 和 99% 分位数上进行缩尾处理,最终得到 34 789 个观测样本。其中,衡量 ESG 的数据来自万得(WIND)数据库,其他数据均来自企业上市公司年报和国泰安(CSMAR)数据库,实证检验采用 Stata17.0 软件完成。

2. 变量定义

(1)被解释变量

被解释变量为企业高质量发展(HD)。企业全要素生产率能够较好地反映公司的技术进步和生产效率,其所包含的丰富信息能够衡量企业的综合发展水平与质量,且较为客观。本文参考鲁晓东等^[6]的研究,使用全要素生产率衡量企业的高质量发展水平,考虑到参数法中的 OP 法减轻了 OLS 法内生性和样本选择的问题,而 LP 法进一步克服了 OP 法投入变量为负的限制。因此本文使用 LP 法计算得到的企业

全要素生产率进行回归分析。

(2)解释变量

解释变量为高管团队稳定性 (*STMT*), 高层管理团队成员包括董事长、董事、总经理、副总经理等, 外部董事和独立董事不在高管团队的范围之内。本文借鉴张兆国等^[2]的研究方法, 根据高管团队个体和规模的变化, 构建以下公式衡量高管团队的稳定性:

$$STMT_{i,t+1} = \frac{[M_t - \#(S_t/S_{t+1})]}{M_t} \times \frac{M_{t+1}}{M_t + M_{t+1}} + \frac{[M_{t+1} - \#(S_{t+1}/S_t)]}{M_t} \times \frac{M_t}{M_t + M_{t+1}} \quad ①$$

其中, M_t 表示企业第 t 年度的高管人员总数; M_{t+1} 表示企业第 $(t+1)$ 年的高管人员数量。此外, 本研究特别关注了高管团队的成员变动情况, (S_t/S_{t+1}) 代表第 t 年在职但在第 $(t+1)$ 年离职的高层管理团队成员的流失情况; $\#(S_{t+1}/S_t)$ 代表第 t 年不在职但在第 $(t+1)$ 年新增的高层管理团队新成员变动情况。

(3)中介变量

目前学术界主要利用华证公布的 ESG 评级来衡量企业的 ESG 表现。本文参考薛龙等^[7]的研究, 依据华证 ESG 评级由低到高的顺序 (C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA), 将 ESG 表现依次赋值为 1~9, 等级越高, 分值越高, 说明企业的 ESG 表现越好。

(4)控制变量

鉴于实证研究中其他因素可能对结果带来潜在影响, 本文根据鲁晓东等^[6]、罗进辉等^[4]的研究, 从企业特征与公司治理层面选取控制变量, 包括企业规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、成长机会 (*Growth*)、现金流比率 (*Cashflow*)、托宾 Q 值 (*Tobinq*)、董事会规模 (*Board*)、两职合一 (*Dual*)、产权性质 (*Soe*)。为确保研究结论的可靠性, 本文设置了行业 (*Industry*) 和年份 (*Year*) 虚拟变量。各变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	名称	符号	定义
被解释变量	企业高质量发展	<i>HD</i>	全要素生产率
解释变量	高管团队稳定性	<i>STMT</i>	根据公式①计算得出
中介变量	ESG 表现	<i>ESG</i>	华证 ESG 得分
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	资产总额的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债与总资产的比值
	成长机会	<i>Growth</i>	主营业务收入增长率
	现金流比率	<i>Cashflow</i>	经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值
	托宾 Q 值	<i>Tobinq</i>	市值与资产总额的比值
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长兼任总经理取值为 1, 否则为 0
	产权性质	<i>Soe</i>	国企取 1, 非国企取 0
	行业	<i>Industry</i>	行业虚拟变量
	年份	<i>Year</i>	年份虚拟变量

3. 模型构建

为考察高管团队稳定性对企业高质量发展的影响, 本文采用双向固定效应模型, 固定行业和年份, 构建以下回归模型:

$$HD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 STMT_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad ②$$

本文参考温忠麟等^[8]的中介效应分析框架, 在模型②的基础上, 构建以下中介效应检验模型以验证 ESG 表现在二者关系中所起的中介作用。

$$ESG_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 STMT_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + Year + \varepsilon_{i,t} \quad ③$$

$$HD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 STMT_{i,t} + \beta_2 ESG_{i,t} + \beta_3 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad ④$$

其中, i 为企业, t 为年份, 被解释变量 HD 为企业高质量发展, 解释变量 $STMT$ 为高管团队稳定性, $Controls$ 为控制变量, $Industry$ 为行业固定效应, $Year$ 为年份固定效应, ε 为随机误差项。若模型②中 $STMT$ 的系数 β_1 显著为正, 说明高管团队稳定性越高, 企业高质量发展水平越高, 即

高管团队稳定性对企业高质量发展具有显著促进作用;若模型③中 *STMT* 的系数 β_1 显著为正,说明高管团队稳定性越高,企业 ESG 表现越好,即高管团队稳定性对 ESG 具有显著驱动作用;若模型④中 *ESG* 的系数 β_2 显著为正,说明 ESG 表现越好,企业高质量发展水平越高,即 ESG 对高质量发展具有显著传导作用。

三、实证分析与结果

1. 描述性统计分析

样本数据的描述性统计分析结果见表 2。由表 2 可知,*HD* 的最大值和最小值分别为 11.182 和 6.140,均值为 8.350,说明样本中企业高质量发展水平具有显著异质性,即不同企业在这一维度上的表现大相径庭;*STMT* 的均值为 0.896,表明多数企业具有高度稳定的管理层,最小值 0.458 与最大值 1 之间存在显著差异,说明少数企业经历了大规模的高管团队变动,甚至可能包括集体离职的极端情况,与已有研究结果较为相似;ESG 表现的平均值为 4.111,最小值为 1,最大值为 8,表明样本中较多企业的 ESG 表现水平有待提高;*Growth* 的最大值为 1.866,最小值为 -0.510,表明样本企业的主营业务收入增长率差别较大。各变量间

显著的差异性和多样性为后续的深入分析提供了丰富的素材,确保了研究的可行性和价值性。

2. 相关性分析

本文对最终得到的样本数据进行了相关性分析,具体结果见表 3。分析发现,主要变量间的相关系数大多小于 0.5,表明变量之间不存在严重的多重共线性问题,保证了回归结果的有效性。同时,控制变量均与被解释变量在不同的显著性水平下相关,说明所选取的控制变量较为合理,增强了模型的说服力,为后续实证分析提供了支撑。

3. 实证结果

(1) 主效应分析

高管团队稳定性对企业高质量发展影响的

表 2 描述性统计分析结果

变量	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	Min	Max
<i>HD</i>	34 789	8.350	1.046	6.140	11.182
<i>STMT</i>	34 789	0.896	0.117	0.458	1.000
<i>ESG</i>	34 789	4.111	1.067	1.000	8.000
<i>Size</i>	34 789	22.225	1.279	19.976	26.039
<i>Lev</i>	34 789	0.430	0.203	0.060	0.870
<i>Growth</i>	34 789	0.159	0.360	-0.510	1.866
<i>Cashflow</i>	34 789	0.048	0.068	-0.143	0.233
<i>Tobinq</i>	34 789	2.046	1.252	0.854	7.687
<i>Board</i>	34 789	2.124	0.197	1.609	2.639
<i>Dual</i>	34 789	0.275	0.446	0.000	1.000
<i>Soe</i>	34 789	0.371	0.483	0.000	1.000

表 3 相关性分析

变量	<i>HD</i>	<i>STMT</i>	<i>ESG</i>	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Growth</i>	<i>Cashflow</i>	<i>Tobinq</i>	<i>Board</i>	<i>Dual</i>	<i>Soe</i>
<i>HD</i>	1.000										
<i>STMT</i>	-0.045 ***	1.000									
<i>ESG</i>	0.201 ***	0.103 ***	1.000								
<i>Size</i>	0.790 ***	-0.068 ***	0.214 ***	1.000							
<i>Lev</i>	0.458 ***	-0.103 ***	-0.070 ***	0.487 ***	1.000						
<i>Growth</i>	0.135 ***	-0.034 ***	0.015 ***	0.047 ***	0.031 ***	1.000					
<i>Cashflow</i>	0.092 ***	0.042 ***	0.090 ***	0.065 ***	-0.163 ***	0.037 ***	1.000				
<i>Tobinq</i>	-0.297 ***	0.004	-0.093 ***	-0.391 ***	-0.278 ***	0.063 ***	0.116 ***	1.000			
<i>Board</i>	0.165 ***	-0.013 **	0.031 ***	0.246 ***	0.148 ***	-0.002 00	0.043 ***	-0.119 ***	1.000		
<i>Dual</i>	-0.132 ***	0.079 ***	-0.020 ***	-0.170 ***	-0.134 ***	0.027 ***	-0.018 ***	0.071 ***	-0.187 ***	1.000	
<i>Soe</i>	0.250 ***	-0.110 ***	0.074 ***	0.331 ***	0.281 ***	-0.063 ***	0.001 00	-0.140 ***	0.282 ***	-0.308 ***	1.000

注:*** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$,下同。

主效应分析结果见表4。由表4可知,高管团队稳定性的系数为0.017,在1%的水平上显著,说明高管团队稳定性对企业高质量发展具有显著的促进作用,假设H1得到验证。稳定性较强的高管团队往往展现出较强的协作精神和团队凝聚力,这种特质能有效规避团队成员之间潜在的风险冲突,降低协调成本,进而提高资源配置效率,从根本上保证促进企业高质量发展的相关决策顺利实施。

从作用机制来看,稳定的高管团队间的高度默契,能够显著降低因信息不对称或沟通不畅产生的协调成本,进而保证战略决策的延续性和执行的有效性。同时,稳定的高管团队更具长期发展导向,倾向于把资源配置到研发创新、公司治理和社会责任履行等与高质量发展相关的活动中,为企业全要素生产率提升奠定基础。

从经济含义来看,尽管高管团队稳定性对企业高质量发展的回归系数显著为正,但数值相对较小,结合描述性统计结果可知,高管团队稳定性本身波动范围有限,对企业高质量发展的最大潜在提升幅度较小,进一步说明该效应的实际影响相对有限。这提示实践中需理性评估高管团队稳定性对企业高质量发展的推动

表4 主效应分析

变量	HD
STMT	0.017*** (4.328)
Size	0.755*** (58.971)
Lev	0.091*** (6.081)
Growth	0.094*** (16.281)
Cashflow	0.082*** (9.554)
Tobinq	0.015 (1.619)
Board	-0.013 (1.578)
Dual	-0.016 (1.209)
Soe	0.062*** (2.766)
Constant	-0.350*** (12.812)
Industry	Yes
Year	Yes
Observations	34 789
R ²	0.729

注:括号内为t统计量,下同。

作用,不可过度放大单一因素的效应,应结合其他管理举措,如ESG优化、治理结构完善等形成协同作用。

(2)中介效应检验

中介效应检验结果见表5。表5列(1)的系数为0.017,在1%的水平上显著,表明高管团队稳定性对企业高质量发展具有显著的正相关效应。表5列(2)高管团队稳定性与企业ESG表现的回归系数为0.102且在1%的水平上显著,说明高管团队稳定性越高,企业的ESG责任履行情况越好。由表5列(3)可知,ESG的系数为0.029,与企业高质量发展在1%的水平上显著正相关,且高管团队稳定性的系数显著为正,三者符号方向一致,表明企业的ESG表现在主效应中发挥了部分中介效应,假设H2得到验证,即具有较高稳定性高管团队的企业

表5 中介效应检验结果

变量	(1)HD	(2)ESG	(3)HD
STMT	0.017*** (4.328)	0.102*** (12.849)	0.014*** (3.673)
ESG			0.029*** (4.310)
Size	0.755*** (58.971)	0.380*** (20.366)	0.744*** (56.248)
Lev	0.091*** (6.081)	-0.270*** (24.939)	0.099*** (6.683)
Growth	0.094*** (16.281)	0.015** (2.619)	0.094*** (16.297)
Cashflow	0.082*** (9.554)	0.055*** (5.299)	0.080*** (9.505)
Tobinq	0.015 (1.619)	-0.012 (0.955)	0.015 (1.662)
Board	-0.013 (1.578)	-0.024** (2.088)	-0.013 (1.504)
Dual	-0.016 (1.209)	0.021 (1.342)	-0.017 (1.249)
Soe	0.062*** (2.766)	0.143*** (4.642)	0.058** (2.592)
Constant	-0.350*** (12.812)	3.799*** (143.577)	-0.461*** (12.881)
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Observations	34 789	34 789	34 789
R ²	0.729	0.169	0.730

不仅能够直接促进企业高质量发展,还可以通过积极履行 ESG 责任间接提升高质量发展水平。

为进一步确认中介效应的显著性,补充 Sobel 检验结果: $Z=4.10, P<0.001$ (因精度限制 Stata 显示为 0.000 0),表明 ESG 的中介效应在 1% 水平上显著,上述部分中介机制得到充分验证。

4. 稳健性检验

通过表 4 的回归分析,本研究发现高管团队稳定性能促进企业高质量发展,为了确保研究结果的准确性、可靠性和普适性,进一步通过工具变量两阶段回归、剔除特殊时期样本的方法,对高管团队稳定性促进企业高质量发展这一结论进行稳健性检验。

(1) 工具变量两阶段回归

高质量发展水平较高的企业存在吸引管理层连任的天然优势,因此高管团队稳定性与企业高质量发展之间存在互为因果的内生性问题。影响高管团队稳定性的因素很多,但大多与包含在企业高质量发展残差项中的不可观测因素存在密切关联(如外部空降高管与高管团队稳定性密切相关,但空降高管难免会对企业高质量发展产生影响),这导致在选取工具变量时,难以同时满足相关性和外生性条件。本文参考罗进辉等^[4]和马连福等^[9]的研究,采用高管团队稳定性与高管团队稳定性均值之差的三次方作为工具变量(*STMT_IV*)。表 6 列(1)为第一阶段回归结果,工具变量在 1% 的水平上显著为正,说明选择的工具变量与解释变量高度相关。表 6 列(2)为第二阶段回归结果,基于工具变量估计得到的高管团队稳定性的系数在 1% 的水平上显著为正,说明缓解可能存在的内生性问题之后,高管团队稳定性能促进企业提升高质量发展水平,假设 **H1** 得到验证。

表 6 工具变量两阶段回归结果

变量	(1)第一阶段 <i>STMT</i>	(2)第二阶段 <i>HD</i>
<i>STMT_IV</i>	69.121 *** (65.425)	
<i>STMT</i>		0.180 *** (3.813)
<i>Size</i>	-0.004 (0.496)	0.755 *** (59.508)
<i>Lev</i>	-0.036 *** (6.516)	0.091 *** (6.145)
<i>Growth</i>	-0.012 *** (2.966)	0.095 *** (16.430)
<i>Cashflow</i>	0.019 *** (4.471)	0.082 *** (9.655)
<i>Tobinq</i>	-0.000 (0.047)	0.015 * (1.651)
<i>Board</i>	0.001 (0.267)	-0.014 (1.609)
<i>Dual</i>	0.050 *** (5.064)	-0.016 (1.256)
<i>Soe</i>	-0.092 *** (7.539)	0.062 *** (2.806)
<i>Constant</i>	-0.013 (0.413)	-0.512 *** (10.394)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	34 789	34 789
<i>R-squared</i>	0.543	0.729
弱工具变量检验		
第一阶段 <i>F</i> 统计量	4 279.00 ($P<0.001$)	
Cragg-Donald Wald		
<i>F</i> 统计量	4 279.00	

为确保工具变量有效性,本文先补充弱工具变量检验:计算得出第一阶段 *F* 统计量为 4 279.00 ($P<0.001$),远大于 J. Stock 等^[10]提出的无弱工具变量临界值 10; Cragg-Donald Wald *F* 统计量同样为 4 279.00,高于 10% 最大偏误临界值 16.38^[11],表明工具变量与内生变量存在强相关性,无弱工具变量问题。

综上,工具变量同时满足相关性与外生性,有效缓解了互为因果的内生性问题,回归结果更加稳健。采用不同的衡量标准或方法对被解释变量进行量化或评估,如果得到的结论能相

互印证,则可确保研究结果的一致性和可靠性。本文参考鲁晓东等^[6]的研究,以全要素生产率的OP法衡量企业的高质量发展水平(*TFP_OP*),重新对模型②进行回归,进一步检验高管团队稳定性对企业高质量发展的影响。在表7列(1)的回归分析中,高管团队稳定性的回归系数为0.012,且在5%的水平上显著,作用方向与主回归一致,验证了高管团队稳定性对企业高质量发展具有促进作用的假设,结果稳健。

(2)剔除特殊时期样本

2020年我国经济运行受到疫情突发事件的冲击出现动荡,导致多数企业经营情况恶化,且经济不景气进一步加剧了高管的离职倾向,团队稳定性发生较大改变。考虑以上因素,本文采取剔除2020—2022年样本数据进行检验这一策略,以增强结果的代表性。表7列(2)

表7 替换被解释变量与剔除特殊时期样本检验结果

变量	(1) <i>TFP_OP</i>	(2) <i>HD</i>
<i>STMT</i>	0.012** (2.542)	0.013*** (2.740)
<i>Size</i>	0.637*** (42.669)	0.753*** (47.262)
<i>Lev</i>	0.076*** (4.475)	0.086*** (5.260)
<i>Growth</i>	0.115*** (17.496)	0.088*** (16.097)
<i>Cashflow</i>	0.066*** (6.745)	0.079*** (8.536)
<i>Tobinq</i>	0.014 (1.060)	0.014 (1.097)
<i>Board</i>	-0.029*** (2.967)	-0.011 (1.188)
<i>Dual</i>	-0.029** (2.173)	-0.013 (0.859)
<i>Soe</i>	0.067** (2.259)	0.077*** (3.062)
<i>Constant</i>	-0.472*** (12.811)	-0.351*** (14.925)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	34 789	23 800
<i>R</i> ²	0.641	0.726

高管团队稳定性的系数为0.013,在1%的水平上显著,与本文研究结果一致,结果稳健。

5. 异质性分析

(1)企业两职兼任情况异质性分析

本文参照段梦然等^[12]的研究,分析不同的治理结构下高管团队稳定性对企业高质量发展的影响,根据企业中董事长与总经理是否由一人兼任,将企业划分为两职分离和两职合一两大类,回归结果见表8。表8列(1)高管团队稳定性的系数为0.019,在1%的水平上显著,列(2)高管团队稳定性的系数并不显著,说明在两职分离的企业中,高管团队稳定性对企业高质量发展的促进作用更为明显。在两职合一的情况下,总经理同时掌握决策权与执行权,可能利用权力为自身谋求利益,做出不利于企业长期发展的决策;同时,总经理的绝对权威会压制其他高管的意见,极易导致组织僵化,削弱高管

表8 企业两职兼任情况异质性分析结果

变量	(1)两职分离	(2)两职合一
<i>STMT</i>	0.019*** (4.469)	0.010 (1.374)
<i>Size</i>	0.761*** (50.625)	0.744*** (50.111)
<i>Lev</i>	0.089*** (6.114)	0.090*** (4.442)
<i>Growth</i>	0.092*** (13.889)	0.103*** (10.951)
<i>Cashflow</i>	0.083*** (9.865)	0.079*** (6.554)
<i>Tobinq</i>	0.020** (2.158)	0.001 (0.070)
<i>Board</i>	-0.016* (1.739)	-0.007 (0.594)
<i>Soe</i>	0.069*** (3.337)	0.046 (1.179)
<i>Constant</i>	-0.380*** (11.343)	-0.148*** (3.825)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	25 227	9562
<i>R</i> ²	0.726	0.731
组间差异检验(Chow 检验)		
<i>F</i> 统计量	5.28	
<i>P</i> 值	0.022	

团队在治理方面的积极作用。相反,在两职分离的情况下,董事长和总经理分权制衡,可以有效抑制个人权力膨胀,高管团队能够最大程度地发挥作用,并能在长期合作中保障战略的连贯性,避免短期机会主义行为,从而做出提升企业价值的决策。因此,高管团队稳定性对企业高质量发展的正向影响主要体现在治理结构为两职分离的企业中。

为进一步验证两组间差异的统计显著性,本文采用 Chow 检验对表 8 列(1)两职分离与列(2)两职合一的系数差异进行检验。结果显示,Chow 检验的 F 统计量为 5.28 ($P=0.022 < 0.05$),拒绝两组系数无差异的原假设,表明高管团队稳定性对企业高质量发展有促进作用,在(1)两职分离与(2)两职合一组间存在显著差异,进一步佐证了治理结构差异影响作用效果的异质性结论。

(2)企业所在区域异值性分析

为研究高管团队稳定性对企业高质量发展的影响与企业所处区域是否有关,本文将样本分为东部地区企业与中西部地区企业两大类进行分组回归,企业所在区域异质性分析结果见表 9。表 9 列(1)东部地区企业组别中高管团队稳定性的系数为 0.018,在 1% 的水平上显著,列(2)中西部地区企业组别中高管团队稳定性的系数并不显著,说明在东部地区企业中,高管团队稳定性对企业高质量发展的促进作用更为明显。原因可能是我国东部地区经济发展水平较高,高层管理人员的薪酬待遇、职业前景较好,离职率较低。同时,位于东部地区的企业大多对应知识密集型、技术驱动型的经济活动领域,其核心竞争力源于所拥有的核心技术与研发经验,更需要稳定的高管团队,以确保在长期合作中实现隐性知识的代际传承与在激烈的市场竞争中快速识别技术变革信号等。相比之

表 9 企业所在区域异质性分析结果

变量	(1) 东部地区	(2) 中西部地区
<i>STMT</i>	0.018 *** (4.179)	0.009 (1.460)
<i>Size</i>	0.750 *** (48.953)	0.750 *** (30.486)
<i>Lev</i>	0.115 *** (7.026)	0.053 *** (2.769)
<i>Growth</i>	0.097 *** (15.377)	0.091 *** (12.679)
<i>Cashflow</i>	0.074 *** (9.715)	0.097 *** (7.166)
<i>Tobinq</i>	0.011 (1.111)	0.023 (1.656)
<i>Board</i>	-0.016 (1.513)	0.001 (0.078)
<i>Dual</i>	-0.032 ** (2.523)	-0.002 (0.051)
<i>Soe</i>	0.055 * (1.930)	0.130 *** (3.920)
<i>Constant</i>	-0.185 *** (6.144)	-0.466 *** (9.790)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	24 403	10 386
<i>R</i> ²	0.740	0.734
组间差异检验(Chow 检验)		
<i>F</i> 统计量		4.93
<i>P</i> 值	0.027	

下,我国中西部地区发展水平相对滞后,其核心竞争力更多依赖于标准化流程、专利技术等显性知识,对高管团队的隐性经验依赖度较低。因此,高管团队稳定性对企业高质量发展的正向影响主要体现在东部地区。

为确认区域分组差异统计的可靠性,本文通过 Chow 检验验证(1)东部地区与(2)中西部地区的系数差异。结果显示,Chow 检验的 F 统计量为 4.93 ($P=0.027 < 0.05$),在 5% 的显著性水平下拒绝两组系数无差异的原假设,这表明高管团队稳定性对企业高质量发展具有促进作用,其在东部地区企业与中西部地区企业间的差异具有统计学意义,与区域发展水平影响

团队作用发挥的逻辑一致。

四、研究结论与启示

1. 研究结论

高管对公司的经营决策起到了不可忽视的作用,高管团队频繁变动,如集体离职等现象已成为资本市场聚焦的热点,是潜在威胁企业高质量发展的关键因素。本文以万得数据库、国泰安数据库和上市公司官方发布的 2009—2023 年度年报数据,构建沪深 A 股上市公司的综合研究样本,基于实证分析,得到如下主要结论:其一,在本文研究期间,高管团队稳定性对企业高质量发展具有显著的促进作用。这表明,稳定的高管团队具有长期导向,更愿意投身于企业高质量发展目标的实现,该结论经过稳健性检验后依然成立。其二,具备较稳定高管团队的企业对环境、社会 and 治理(ESG)问题的持续关注度较高,即稳定的高管团队不仅能够直接促进企业高质量发展,还可以通过积极履行 ESG 责任间接提升企业的高质量发展水平。其三,高管团队稳定性对企业高质量发展的影响存在显著的异质性。相较于治理结构为两职合一的企业与中西部地区企业,在治理结构为两职分离的企业和东部地区企业中,高管团队稳定性对企业高质量发展的促进作用更为显著。

2. 研究启示

其一,增强高管团队稳定性。企业在实现高质量发展进程中需要长期投入资金、人力等资源,可能在短时间内得不到回报,这是一项具有较高风险的投资活动,相对稳定的高管团队是最为显性且直接的保障机制。因此,企业应重视高管团队的组织建设,营造并维持一个相对稳定的高管团队,不断增强高管团队成员对企业的认同感与共同体意识,以推动企业实现

高质量发展。

其二,重视 ESG 理念。企业应将 ESG 理念融入生产经营全过程,紧跟监管部门的指导引领,主动发现企业内部问题,制定可持续发展策略,提升在环境、社会责任与公司治理方面的综合表现水平,在获得可持续回报的同时促进 ESG 发展实现良性循环,最终推动我国经济实现高质量发展。

其三,科学构建管理机制。处于不同地区的企业面临着不同的挑战与机遇,治理结构的差异也导致企业在资源获取、战略决策等方面有所不同。因此,企业在构建管理团队时,应充分考虑所处地域和治理结构特征,制定符合自身特点的管理方法与路径,尽最大可能减少因高管变动带来的负面影响。

参考文献:

[1] 黄速建,肖红军,王欣.论国有企业高质量发展[J].中国工业经济,2018(10):19-41.

[2] 张兆国,曹丹婷,张弛.高管团队稳定性会影响企业技术创新绩效吗:基于薪酬激励和社会关系的调节作用研究[J].会计研究,2018(12):48-55.

[3] 李丹.高管变更、团队稳定性与企业社会责任关系研究:基于工业企业上市公司数据[J].预测,2021,40(4):67-73.

[4] 罗进辉,刘海潮,郑丽群.高管团队稳定性与公司战略:不破不立?[J].财务研究,2024(3):11-23.

[5] 翟胜宝,程妍婷,许浩然,等.媒体关注与企业 ESG 信息披露质量[J].会计研究,2022(8):59-71.

[6] 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.

[7] 薛龙,李伊都. 企业 ESG 表现对双元创新的影响研究[J]. 郑州轻工业大学学报(社会科学版),2023,24(5):18-28.

[8] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.

[9] 马连福,王博. 高管团队稳定性与企业数字创新:基于风险防御视角的研究[J]. 管理现代化,2024,44(6):105-119.

[10] STAIGER D,STOCK J H. Instrumental variables regression with weak instruments[J]. Econometrica,1997,65(3):557-586.

[11] STOCK J H,ANDREWS D W K. Identification and inference for econometric models[M]. New York:Cambridge University Press,2005:80-108.

[12] 段梦然,王玉涛,徐瑞遥. 两职分离背景下高管权力差距与投资效率[J]. 管理评论,2021,33(8):196-210.

[责任编辑:侯圣伟]



引用格式:张梦媛,户青,王琼. 高管团队稳定性与企业高质量发展[J]. 郑州轻工业大学学报(社会科学版),2025,26(6):101-110.

(上接第 100 页)

成,克服“社会失灵”,促进社区内生动力的发展,提高社区治理效率。

在此介入过程中,社会组织自身组织能力和参与水平得到提高。不过,社会组织介入社区议题的长期效果还有待进一步观察研究。

参考文献:

[1] 李建军. 大城市与周边村庄关系理论与实证研究[M]. 北京:商务印书馆,2015:144-162.

[2] ELINOR O. 公共事物的治理之道:集体行动制度的演进[M]. 余逊达,陈旭东,译. 上海:译文出版社,2012:277.

[3] ANA M E. Processes of normative regulation in spaces of “solidarity economy”: A comparative case study analysis[J]. International Journal of Sociology and Social Policy,2022,42(7/8):624-639.

[4] MICHAEL K W L,AMY P Y H. Sharing towards cohesive-community:The role of social capital in sharing economy[J]. Social Transformations in Chinese Societies,2022,18(2):105-121.

[5] 李放,马洪旭,沈苏燕. 制度嵌入、组织化与农村社区慈善的价值共创:基于山东省 W 村的田野调查[J]. 农业经济问题,2023,524(8):86-98.

[6] 朱耀垠,尔古玛玛,夏璇. 发挥社区社会企业参与社区治理的积极作用:基于成都市社区社会企业的案例分析[J]. 社会治理,2022,86(6):86-94.

[责任编辑:侯圣伟]



引用格式:顾江霞. 机会与限制:社会组织推进城乡社区零散空间活化的实践研究[J]. 郑州轻工业大学学报(社会科学版),2025,26(6):93-100,110.