

技术董事、兼职席位与企业产品质量

刘中燕

(安徽建筑大学 经济与管理学院,安徽 合肥 230022)

摘要: 随着我国经济发展“质量时代”的来临,如何促进供给侧产品质量升级对于企业乃至国家的发展都至关重要。以2010—2019年披露了产品质量认证或荣誉信息的中国A股上市公司为样本,应用Logit回归分析方法,实证研究了技术董事对企业产品质量的影响。结果表明:技术董事对企业产品质量具有显著的促进作用;技术董事的兼职席位越多,这种促进作用越弱。进一步的研究显示:技术董事通过增加创新投入、加强质量管理体系建设、调查顾客满意度以及提高专利产出提升了企业产品质量;非独立技术董事和男性技术董事提升了企业产品质量,而独立技术董事和女性技术董事对企业产品质量没有显著影响。为充分发挥技术董事对产品质量的促进作用,企业应提高董事会中技术人才的比例并适当限制其在外单位兼职的行为,同时提高独立董事对公司治理的参与度。

关键词: 技术董事; 兼职席位; 产品质量; 创新投入

中图分类号: F275.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2022)01-0032-12

一、引言

近年来,“海淘”“代购”等词汇在国内居民消费领域悄然流行起来。一方面,说明中国经济发展成绩斐然,居民消费水平不断提高;另一方面,也说明国内产品的质量已经不能满足居民的消费需求。事实证明,产品质量不高已经成为放缓中国经济增速的重要原因。因此,如何提高产品质量成为一个重要的理论与现实问题。

在产品质量影响因素方面,部分学者从企业行为选择的角度出发,探讨诸如企业规模、声誉、社会责任偏好、薪酬制度、生产效率、创新投入、人力资本结构、财务政策等内生因素对企业产品质量的影响^[1-8]。企业生产实践中的这些内生因素均在一定程度上取决于企业的管理层,因为管理效率是企业产品质量提升的关键要素^[9]。在公司治理机制中,管理层的决策最终由董事会进行评估和批准,而董事会的决策又受到董事会成员的认知基础和价值观等个人特征的影响。理论上,企业产品质量在一定程度上取决于董事的个人特征。已有研究显示,产品质量是由质量投入、内部质量控制与质量技术条件三者共同决定的^[9],这三个方面均离不开企业专业技术人才的支持,而董事会中专业技术人才的支持尤为重要。因此,本文将重点探讨具有技术背景的董事(以下简称“技术董事”)对企业产品质量的影响。

收稿日期:2021-10-28; 修回日期:2022-01-10

基金项目:国家自然科学基金项目“项目组合脆性风险传导机制及其度量”(71802003);教育部人文社会科学研究项目“项目组合系统脆性的演变路径及其控制策略”(18YJC630040);安徽省教育厅人文社会科学重点研究项目“推进住房租赁市场发展的影响因素研究”(SK2018A0565);安徽建筑大学引进人才及博士启动基金项目“技术背景与企业财务行为:基于独立董事视角的理论构建与实证检验”(2017QD23)

作者简介:刘中燕(1988—),女,河南固始人,经济学博士,安徽建筑大学经济与管理学院讲师,研究方向为公司治理与资本市场会计问题。

此外,董事会成员在其他公司兼职的现象逐渐受到学术研究的青睐。一方面,董事兼职席位越多,表明其能力越强,越有利于企业经营管理,称为“能力假说”;另一方面,董事兼职席位越多,表明其精力越分散,越不利于企业经营管理,称为“精力假说”。为验证在产品质量提升方面,董事兼职的影响是符合“能力假说”还是“精力假说”,本文将进一步探讨技术董事的兼职席位会如何调节技术董事与产品质量之间的关系。

与已有研究相比,本文可能在以下三个方面有所贡献:(1)为产品质量影响因素的研究提供了增量的经验证据。已有研究虽已经关注了人力资本在产品质量升级中的作用,但鲜少涉及具体是哪些人或哪一方面的人力资本促进了产品质量提升。本文从技术专长的角度探讨了董事会的人力资本对企业产品质量的影响,以及董事兼职席位对二者关系的调节作用,为产品质量影响因素的研究提供了增量的经验证据。(2)丰富了董事会技术专长的经济后果研究。已有研究从创新投入及其效率、经营绩效、委托代理等方面考察了技术董事对企业管理结果的影响,但尚未涉及企业产品质量这一重要的经济后果。因此,本文探讨技术董事对企业产品质量的影响,丰富了董事会技术专长的经济后果研究。(3)从公司治理的角度研究董事的职业背景特征对企业产品质量的影响,对于帮助企业设计出有利于产品质量升级的董事会治理结构具有一定的指导意义。

二、文献综述

根据现有研究,企业产品质量的影响因素可以概括为基于企业外部宏观环境的外生因素和基于企业内在行为选择的内生因素。

在外生因素方面,已有研究发现,贸易条件、经济危机冲击、汇率变动、目的国经济政策、政府支持、制度环境、产业集聚程度、企业面临的融资约束以及市场竞争程度等都对企业产品质量产生重要影响。贸易自由化、金融危机冲击、本国货币升值以及出口目的国经济政策的不确定性上升会促使企业提升产品质量以应对激烈的国内外市场竞争^[7,10-12]。政府补贴通过优化资源配置效率、增加研发投入等机制促进了企业产品质量提升,且这种促进作用在制度环境越好的地区越强^[13]。产业集聚通过提高企业生产率和固定成本投入效率促进了企业产品质量升级^[14]。企业面临的融资约束与其产品质量之间呈倒“U”型关系,且这种影响会因企业所有制而异^[15]。市场竞争程度对企业产品质量的影响会因产品需求的价格弹性而异^[16]。

上述有关外生因素的研究虽然能够很好地解释宏观经济和产业层面的产品质量差异,但却无法解释企业层面的产品质量异质性问题。因此,也有一部分研究从企业在生产实践活动中的行为选择出发,探讨影响企业产品质量的内生因素。研究结果显示,企业规模越大,越有利于产品质量提升^[1];出于维护声誉的考虑,企业也会提供高质量的产品^[2];具有对消费者的企业社会责任偏好、为劳动者提供更高报酬的企业,产品质量相对较高^[3-4];生产效率提高、创新投入增加、人力资本结构升级均对产品质量有显著的促进作用^[5-7];过高的债务比例不利于企业进行产品质量升级^[8]。

不可否认的是,诸如企业规模、声誉、社会责任偏好、薪酬制度、生产效率、创新投入、人力资本结构、财务政策等企业生产实践的内生因素均取决于企业管理活动。因此,管理效率是企业产品质量提升的关键要素^[9]。进一步地,企业管理效率不可避免地会受到企业管理者个人特征的影响。然而目前鲜少有研究关注到管理者个人特征对于产品质量的影响。同时,程虹和陈太义^[9]的研究还发现,高效率的管理主要是通过增加产品质量投入、加强内部质量控制和提高质量技术条件这三条路径来提升企业产品质量的。而这三条路径都需要企业专业技术人才的支持。由于董事会在企业战略管理中处于关键地位,已有部分研究关注到董事会中专业技术人才对企业管理结果的影响,且已取得了较为丰富的研究成果。已有研究认为,拥有技术专长的董事促进了企业的研发投入^[17]、提高了企业的技术效率^[18]、缓解了委托代理问题^[19],并最终减少了企业的非效率行为^[20]、提升了企业绩效^[21]。但目前尚未有研究关注技术董事对企业产品质量的影响。因此,本文从技术专长出发,探讨董事个人特征对企业产品质量的影响,并研究董事兼职这一特殊现象对二者关系的影响,具有重要的理论和现实意义。

三、理论分析与研究假设

(一) 技术董事与企业产品质量

通过对现有研究的分析和梳理,本文认为,技术董事通过增加产品质量投入、加强内部质量控制和提升质量技术条件提升了企业产品质量。

首先,技术董事促使企业提高质量投入。高阶理论认为,高管的管理活动会受到其特定的思维方式和行为模式的影响。由于专业技术研究及应用的最终成就体现在产品上,具有生产、研发和设计等技术专长的董事在工作中形成的思维方式和行为模式多与产品和技术有关。因而技术董事在评估和批准战略决策过程中倾向于将企业的发展引向与其知识储备和实践经验相关的产品开发和技术创新领域,增加用于产品质量升级的资金、人员及物质投入。并且,拥有技术专长的高管更关注技术创新,时刻关注市场上高端产品的发展趋势,及时把握产品质量升级的时机,更愿意加强产品创新投入。而创新投入是企业质量基础投入的重要组成部分,对企业产品质量具有显著的促进作用^[6]。因此,本文认为,技术董事能够通过提高质量投入促进企业产品质量升级。

其次,技术董事能够促使企业加强内部质量控制。研究显示,技术董事能够对管理层进行专业的监督和指导,对管理层基于研发费用操控的真实盈余管理^[22]、大股东的利益侵占^[19]和产能过剩^[20]均具有显著的抑制作用。在内部质量控制方面,技术董事具有较强的监督能力,有助于完善企业的质量管理活动。一方面,技术董事具有与产品和技术相关的专业优势,能够对产品的技术方案进行专业的监督和指导,防止管理层因为缺乏专业技术知识而造成决策失误;另一方面,作为技术专家,技术董事对产品生产活动的了解较为深入,降低了董事会与管理层之间的信息不对称,能够及时发现并纠正管理层出于自身短期利益的考虑而牺牲产品质量的机会主义行为。因此,本文认为技术董事能够通过加强内部质量控制促进企业产品质量升级。

最后,技术董事能够提升企业的质量技术条件。技术董事的知识、经验和价值理念等在企业管理层中传播、共享,促进了管理层知识的积累,进而提高了企业技术水平^[23]。同时也增强了企业对本领域先进技术创新成果的吸收能力,不断提高企业对前沿技术的追赶能力。相关研究也证明,董事技术专长对于企业技术创新效率^[18]和专利产出^[24]的提高均具有显著的促进作用。而技术创新效率的提高能够显著地促进我国出口产品质量升级^[25],企业专利产出通过扩展产品种类和提升产品质量增强了企业出口竞争力^[26]。因此,本文认为,技术董事能够通过提升质量技术条件促进企业产品质量升级。综合上述分析,本文提出如下假设:

假设 1: 限定其他条件,技术董事提高了企业产品质量。

(二) 董事兼职席位的调节作用

董事兼职现象依然普遍存在,且受到广泛关注。对于董事兼职与企业管理效率的关系,学者们主要持两种观点“精力假说”和“能力假说”。“精力假说”认为,董事兼职席位多意味着其更忙碌,因而没有足够的精力参与企业经营管理,对公司治理产生不利影响。研究显示,随着董事兼职席位的增加,董事的精力越会被分散,其越难以加入董事会下设的委员会^[27],也使得董事会监督效率下降^[28],从而降低了企业盈利能力^[29]、CEO 更替对公司经营业绩的敏感性^[30]和财务信息质量^[31],并使企业为高管支付了更多的薪酬^[32],降低了股东价值^[28]。因此,本文认为,董事兼职席位越多,董事的精力越分散,对公司治理的参与度越低,因而董事拥有的专业技术知识难以充分发挥,对企业产品质量的促进作用也会有所降低。据此,本文提出如下假设:

假设 2a: 限定其他条件,兼职席位削弱了技术董事对企业产品质量的促进作用。

而“能力假说”则认为,董事兼职席位多意味着其能力更强,能够为企业的经营管理提供更多的支持,对公司治理产生有利影响。董事市场存在声誉效应^[33],在业绩表现好的公司任职的董事未来更容易获得兼职席位^[34],因而兼职席位多是董事能力强的表现。一般认为,兼职董事多为高管、银行家及咨询顾问^[34],他们学历高^[35]、有更多的经验和社会网络关系^[36],拥有或者能够获取履职所需的信息和信息,提高了其专业胜任能力。已有研究显示,兼职董事能够降低企业的违约风险^[37]、盈余管理

行为^[38]和IPO抑价^[39],提高企业的经营业绩和资产利用效率^[37]。因此,本文认为,董事兼职席位越多,其人力资本价值越高、维护声誉的动机也越强,他们会充分利用其专业技术知识和经验服务于企业生产,通过促进企业产品质量来进一步提高其在人力资本市场上的认可度。据此,本文提出如下假设:

假设 2b: 限定其他条件,兼职席位增强了技术董事对企业产品质量的促进作用。

四、研究设计

(一) 样本选择

本文采用 2010—2019 年披露了产品质量认证或荣誉信息的中国 A 股上市公司为初始样本,产品质量数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)的企业社会责任数据库,高管职业背景和其余财务数据来自国泰安(CSMAR)经济金融研究数据库。参照研究惯例,本文对观测值进行了如下筛选:①剔除了金融、保险行业的观测值;②剔除了处于特别处理(ST)或退市警示(*ST)等异常交易状态的观测值;③剔除了同时发行 B 股或 H 股的观测值;④剔除了资不抵债及存在数据缺失问题的观测值;⑤剔除了居民服务、修理和其他服务业以及教育行业的观测值^①。经过上述筛选,最终得到 5 621 个样本观测值。此外,为了降低极端值对分析结果可能造成的影响,本文对所有连续变量进行了 1% 分位以下和 99% 分位以上的缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 产品质量(*QUALITY*)。借鉴辛大楞和辛立国^[1]的研究,本文采用质量认证作为产品质量的衡量指标,若企业在产品质量方面获得了认证或荣誉,则赋值为 1,否则赋值为 0。

2. 技术董事(*TECHDIR*)。参考刘中燕^[24]的研究,本文将董事的生产、研发或设计背景定义为技术背景。为了增强研究结论的稳健性,本文用以下两种方式对技术董事进行度量:①技术董事数量(*TECHDIR_N*),以技术背景董事数量加 1 的自然对数表示;②技术董事比例(*TECHDIR_R*),拥有技术背景的董事占董事会成员总数的比例。

3. 兼职席位(*MULDIR*)。本文将技术董事兼职为董事的公司数定义为其兼职席位数,若某公司技术董事的平均兼职席位大于所有样本公司技术董事平均兼职席位的均值,则赋值为 1,否则赋值为 0。

4. 控制变量。本文控制了女性董事比例 *FEMALE*(女性董事人数/董事会总人数)和董事平均年龄 *AGE*(董事会成员平均年龄的自然对数)等董事个人特征变量,股权集中度 *TOP1*(第一大股东持股数/总股数)、董事会规模 *BFSIZE*(董事会总人数的自然对数)、独立董事比例 *INDDIR*(独立董事人数/董事会总人数)、最终控制人性 *SOE*(若公司最终控制人为国有企业、行政机关或事业单位,赋值为 1,否则为 0)等公司治理变量,公司规模 *FSIZE*(公司总资产的自然对数)、资产负债率 *LEV*(负债总计/资产总计)、资产密集度 *LNCI*($\ln(\text{资产总计}/\text{营业总收入})$)、发展能力 *GROWTH*(营业收入增长率)等公司特征变量,以及年度虚拟变量 *YEAR*(本文的研究期间涵盖 10 个研究年度,共设计 9 个虚拟变量)和行业虚拟变量 *INDUS*(按照证监会 2012 年行业分类标准,剔除金融、保险业,居民服务、修理和其他服务业以及教育行业后,剩余 16 个行业,共设计 15 个虚拟变量)。

(三) 模型设计

为了检验本文的假设 1,本文参考张洋^[13]和苏丹妮等^[14]的研究,构建模型(1):

$$QUALITY = \alpha_0 + \alpha_1 TECHDIR + \alpha_2 FEMALE + \alpha_3 AGE + \alpha_4 TOP1 + \alpha_5 BFSIZE + \alpha_6 INDDIR + \alpha_7 SOE + \alpha_8 FSIZE + \alpha_9 LEV + \alpha_{10} LNCI + \alpha_{11} GROWTH + \beta YEAR + \lambda INDUS + \varepsilon \quad (1)$$

若假设 1 成立,则模型(1)中回归系数 α_1 将显著大于 0。

^①由于居民服务、修理和其他服务业(行业大类代码为 O)以及教育业(行业大类代码为 P)的观测值过少,且其对应的行业哑变量取值为 1 时,企业产品质量(*QUALITY*)的值均为 1,导致 Stata 中使用 Logit 模型进行回归分析会自动删除相应的观测值,为保证描述性统计与正文的回归分析使用样本的统一性,本文在样本筛选阶段就将这两个行业的观测值删除。

为了检验假设 2,本文在模型(1)的基础上,加入董事兼职席位(*MULDIR*)及其与技术董事(*TECHDIR*)的交乘项(*TECHDIR* × *MULDIR*)构建模型(2):

$$\begin{aligned}
 QUALITY = & \alpha_0 + \alpha_1 TECHDIR + \varphi_1 TECHDIR \times MULDIR + \varphi_2 MULDIR + \alpha_2 FEMALE + \alpha_3 AGE \\
 & + \alpha_4 TOP1 + \alpha_5 BSIZE + \alpha_6 INDDIR + \alpha_7 SOE + \alpha_8 FSIZE + \alpha_9 LEV + \alpha_{10} LNCI \\
 & + \alpha_{11} GROWTH + \beta YEAR + \lambda INDUS + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{2}$$

若假设 2a 成立,则模型(2)中回归系数 φ_1 将显著小于 0;若假设 2b 成立,则模型(2)中回归系数 φ_1 将显著大于 0。

五、实证检验与结果分析

(一) 描述性统计分析

各研究变量的描述性统计结果见表 1。*QUALITY* 的均值为 0.4885,表明有 48.85% 的样本企业在产品质量方面获得了认证或荣誉,也即中国半数以上企业的产品质量尚未获得市场认可,因而产品质量升级是中国经济高质量发展必须面对的问题。*TECHDIR_N* 的均值为 0.9343,最大值为 2.1972,说明每家公司平均有 1.5454(计算方法为 $e^{0.9343} - 1$) 个董事具有技术背景,样本期间一个公司最多有 7.9998(计算方法为 $e^{2.1972} - 1$) 个董事具有技术背景。*TECHDIR_R* 的均值为 0.1997,说明 19.97% 的董事会成员具有技术背景。*MULDIR* 的均值为 0.2676,说明有 26.76% 的公司技术董事平均兼职席位大于所有样本公司技术董事平均兼职席位的均值。

表 1 各变量的描述性统计结果

变量	观测值	最小值	1/4 分位	中位数	均值	3/4 分位	最大值
<i>QUALITY</i>	5 621	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.488 5	1.000 0	1.000 0
<i>TECHDIR_N</i>	5 621	0.000 0	0.693 1	1.098 6	0.934 3	1.386 3	2.197 2
<i>TECHDIR_R</i>	5 621	0.000 0	0.076 9	0.166 7	0.199 7	0.307 7	0.666 7
<i>MULDIR</i>	5 621	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.267 6	1.000 0	1.000 0
<i>FEMALE</i>	5 621	0.000 0	0.000 0	0.111 1	0.124 6	0.200 0	0.444 4
<i>AGE</i>	5 621	3.781 7	3.906 3	3.948 5	3.948 5	3.992 1	4.103 6
<i>TOP1</i>	5 621	0.078 1	0.239 2	0.356 4	0.369 3	0.491 3	0.748 7
<i>BSIZE</i>	5 621	1.609 4	2.079 4	2.197 2	2.183 1	2.197 2	2.708 1
<i>INDDIR</i>	5 621	0.333 3	0.333 3	0.363 6	0.374 2	0.400 0	0.571 4
<i>SOE</i>	5 621	0.000 0	0.000 0	1.000 0	0.557 9	1.000 0	1.000 0
<i>FSIZE</i>	5 621	20.349 5	21.993 5	22.812 8	22.934 0	23.764 1	26.433 5
<i>LEV</i>	5 621	0.062 5	0.326 6	0.488 1	0.477 0	0.631 3	0.867 0
<i>LNCI</i>	5 621	0.411 9	1.233 9	1.856 9	2.466 0	2.956 6	11.932 9
<i>GROWTH</i>	5 621	-0.468 9	-0.004 9	0.110 4	0.159 8	0.257 8	1.936 6

(二) 相关性分析

主要变量的相关性分析结果见表 2。分析结果显示,产品质量(*QUALITY*)与技术董事数量(*TECHDIR_N*)和技术董事比例(*TECHDIR_R*)均在 1% 的水平上显著正相关;与技术董事兼职席位(*MULDIR*)的相关系数在 1% 的水平上显著为正。可以看出,相关性分析结果与本文假设 1 的理论分析一致。兼职席位对技术董事与企业产品质量之间关系的调节作用,将在下文的回归分析中进行检验。

表 2 主要变量的相关性分析

变量	<i>QUALITY</i>	<i>TECHDIR_N</i>	<i>TECHDIR_R</i>	<i>MULDIR</i>
<i>QUALITY</i>	1.000 0	0.078 8***	0.082 0***	0.045 2***
<i>TECHDIR_N</i>	0.080 0***	1.000 0	0.965 1***	0.451 1***
<i>TECHDIR_R</i>	0.081 0***	0.921 9***	1.000 0	0.490 5***
<i>MULDIR</i>	0.045 2***	0.444 1***	0.483 4***	1.000 0

注:左下角和右上角分别报告的是 Pearson 和 Spearman 相关系数,***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

(三) 回归分析

表3报告了技术董事(TECHDIR)对企业产品质量(QUALITY)影响的Logit回归分析结果。可以看出,TECHDIR_N和TECHDIR_R的回归系数均在1%的水平上显著为正。说明技术董事显著提升了企业产品质量,回归分析的结果支持了本文的假设1。

表4报告了技术董事兼职席位对技术董事(TECHDIR)与企业产品质量(QUALITY)之间关系调节作用的分析结果。可以看出,第(2)列中,交乘项TECHDIR_R × MULDIR的回归系数在5%的水平上显著为负。说明兼职席位过多会分散技术董事的精力,不利于充分发挥其技术专长对企业产品质量的促进作用,回归分析的结果支持了本文的假设2a。

(四) 稳健性测试

1. 样本选择偏差问题

本文以披露了有关产品质量认证或荣誉信息的公司为研究样本,为了控制可能存在的样本选择偏差问题,构建Heckman两阶段回归模型,再次对研究假设进行检验。在第一阶段,本文使用Probit模型(3)来预测企业披露有关产品质量认证或荣誉信息的概率,并计算出逆米尔斯比率(IMR)。

$$DISCLOSE = \alpha_0 + \alpha_1 TONGHANG + \alpha_2 BSIZE + \alpha_3 INDDIR + \alpha_4 DUAL + \alpha_5 SOE + \alpha_6 CRB + \alpha_7 EXEHOLD + \alpha_8 INSHOLD + \alpha_9 FSIZE + \alpha_{10} FAGE + \alpha_{11} LEV + \alpha_{12} ROA + \alpha_{13} GROWTH + \beta YEAR + \lambda INDUS + \varepsilon \quad (3)$$

其中,DISCLOSE为企业产品质量信息披露虚拟变量,若企业披露了有关产品质量认证或荣誉的信息,赋值为1,否则赋值为0。TONGHANG为同年同行业其他企业披露企业产品质量信息概率的均值,本文将其作为模型(3)中的排除性约束变量。此外,参考相关研究,模型(3)中控制了如下变量:董事会规模(BSIZE),用董事会总人数的自然对数表示;独立董事比例(INDDIR),用独立董事人数/董事会总人数表示;两职合一(DUAL),若董事长兼任总经理,赋值为1,否则为0;最终控制人性质(SOE),若公司最终控制人为国有企业、行

表3 技术董事对企业产品质量的影响

变量	(1) TECHDIR_N		(2) TECHDIR_R	
	系数	z 值	系数	z 值
C	-8.4127***	-4.3304	-8.4555***	-4.3530
TECHDIR	0.1335***	2.6241	0.5153***	2.8669
FEMALE	0.2479	0.9269	0.2460	0.9202
AGE	1.3854***	2.8088	1.3438***	2.7210
TOP1	0.7005***	3.5101	0.6916***	3.4640
BSIZE	-0.0935	-0.5578	-0.0158	-0.0955
INDDIR	-2.5474***	-4.2691	-2.4962***	-4.1765
SOE	0.1281*	1.9168	0.1278*	1.9125
FSIZE	0.1570***	5.1547	0.1588***	5.2072
LEV	-0.0383	-0.2017	-0.0332	-0.1747
LNCI	-0.1112***	-5.8213	-0.1114***	-5.8294
GROWTH	-0.2023**	-2.1595	-0.2038**	-2.1740
YEAR/INDUS	control	control	control	control
N	5621		5621	
Pseudo R ²	0.0841		0.0843	
LR chi ²	654.9474***		656.2910***	

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

表4 技术董事对企业产品质量的影响(兼职席位的调节作用)

变量	(1) TECHDIR_N		(2) TECHDIR_R	
	系数	z 值	系数	z 值
C	-8.4742***	-4.3580	-8.5869***	-4.4146
TECHDIR	0.1534***	2.5764	0.8015***	3.3753
TECHDIR × MULDIR	-0.1279	-0.8551	-0.8635**	-2.0487
MULDIR	0.1577	0.7486	0.2212	1.5675
FEMALE	0.2473	0.9234	0.2605	0.9724
AGE	1.4016***	2.8381	1.3850***	2.8006
TOP1	0.7054***	3.5307	0.7061***	3.5316
BSIZE	-0.0913	-0.5404	-0.0284	-0.1713
INDDIR	-2.5774***	-4.3123	-2.5240***	-4.2218
SOE	0.1307*	1.9517	0.1316**	1.9652
FSIZE	0.1566***	5.1372	0.1578***	5.1702
LEV	-0.0443	-0.2326	-0.0494	-0.2593
LNCI	-0.1109***	-5.8058	-0.1112***	-5.8135
GROWTH	-0.2000**	-2.1341	-0.2007**	-2.1405
YEAR/INDUS	control	control	control	control
N	5621		5621	
Pseudo R ²	0.0842		0.0848	
LR chi ²	655.7017***		660.5996***	

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

政机关或事业单位,赋值为1,否则为0;股权制衡度(CRB),用第一大股东持股比例/第二至第五大股东持股比例之和表示;高管持股(EXEHOLD),用高管持股数量/总股数表示;机构投资者持股(INSHOLD),用机构投资者持股数量/总股数表示;企业规模(FSIZE),用总资产的自然对数表示;企业成立年数(YEAR),用企业自成立至研究年度年数的自然对数表示;资本结构(LEV),用资产负债率表示;盈利能力(ROA),用净利润/总资产平均余额表示;发展能力(GROWTH),用营业收入增长率表示;年度虚拟变量(YEAR)和行业虚拟变量(INDUS)。

第二阶段,在模型(1)和模型(2)中增加第一阶段计算出的逆米尔斯比率(IMR)为控制变量,再次检验本文的两个假设,回归分析结果见表5^①。如表5所示,逆米尔斯比率(IMR)的系数不显著,说明本文不存在明显的样本选择偏差问题。在控制了IMR以后,第(1)列和第(2)列中,TECHDIR的回归系数仍然显著为正;第(4)列中,TECHDIR × MULDIR的回归系数仍然显著为负。分析结果表明,考虑样本选择偏差问题后,本文的假设1和假设2a依然得到了经验证据的支持。

2. 其他稳健性测试

首先,考虑到技术董事对企业产品质量的影响具有时滞效应,本文用滞后一期的技术董事代替当期技术董事,重新对模型(1)和模型(2)进行回归分析,分析结果仍然支持假设1和假设2a。其次,为增强研究结论的稳健性,本文换一种度量方法重新定义技术董事的兼职席位:若某公司技术董事兼职席位总数大于所有样本公司兼职席位总数的均值,则赋值为1;否则,赋值为0。以重新定义的兼职席位再次对模型(2)进行回归分析,分析结果仍然支持了假设2a。最后,考虑到除董事会成员以外的其他技术高管也可能对企业产品质量产生影响,本文在模型(1)中增加非董事技术高管作为控制变量再次进行回归分析,研究结果依然支持假设1。囿于篇幅,上述稳健性测试的数据结果未披露,备索。

六、进一步分析

(一) 技术董事提高企业产品质量的机制分析

为了验证技术董事提高企业产品质量的作用机制,本文设计了模型(4)和模型(5)来检验产品质量投入、内部质量控制和质量技术条件在技术董事与企业产品质量中间是否存在中介效应。

$$R\&D/QMS/CSS/PATENT = \alpha_0 + \alpha_1 TECHDIR + \alpha_2 FEMALE + \alpha_3 AGE + \alpha_4 TOP1 + \alpha_5 BSIZE + \alpha_6 INDDIR + \alpha_7 SOE + \alpha_8 FSIZE + \alpha_9 LEV + \alpha_{10} LNCI + \alpha_{11} GROWTH + \beta YEAR + \lambda INDUS + \varepsilon \tag{4}$$

$$QUALITY = \alpha_0 + \alpha_1 TECHDIR + \delta R\&D/QMS/CSS/PATENT + \alpha_2 FEMALE + \alpha_3 AGE + \alpha_4 TOP1$$

^①囿于篇幅,本文未报告 Heckman 第一阶段的回归结果,备索。另外,从稳健性测试开始,本文仅报告主要研究变量的回归分析结果,其他控制变量的分析结果不再报告,备索。

表5 Heckman 第二阶段的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TECHDIR_N	TECHDIR_R	TECHDIR_N	TECHDIR_R
C	-5.6268 [*] (-1.7675)	-5.6355 [*] (-1.7714)	-5.7024 [*] (-1.7888)	-5.7585 [*] (-1.8068)
TECHDIR	0.1448 ^{***} (2.7520)	0.5432 ^{***} (2.9669)	0.1618 ^{***} (2.6199)	0.8332 ^{***} (3.4211)
TECHDIR × MULDIR			-0.0614 (-0.3948)	-0.7905 [*] (-1.8525)
MULDIR			0.0539 (0.2471)	0.1857 (1.2947)
IMR	-0.2687 (-1.0785)	-0.2715 (-1.0903)	-0.2653 (-1.0640)	-0.2729 (-1.0945)
其他控制变量	control	control	control	control
YEAR/INDUS	control	control	control	control
N	5299	5299	5299	5299
Pseudo R ²	0.0853	0.0855	0.0854	0.0860
LR chi ²	626.2244 ^{***}	627.4666 ^{***}	626.5088 ^{***}	631.1690 ^{***}

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为z值。

$$+ \alpha_5 BSIZE + \alpha_6 INDDIR + \alpha_7 SOE + \alpha_8 FSIZE + \alpha_9 LEV + \alpha_{10} LNLI + \alpha_{11} GROWTH + \beta YEAR + \lambda INDUS + \varepsilon \tag{5}$$

模型(4)和模型(5)中, *R&D*代表企业创新投入,为产品质量投入的代理变量,以企业研发支出的自然对数衡量。*QMS*和*CSS*分别代表企业是否建立了质量管理体系和进行了客户满意度调查,为内部质量控制的代理变量。若为“是”赋值为1;若为“否”,则赋值为0。*PATENT*代表企业专利产出,为质量技术条件的代理变量,以企业当年获得专利授权的数量加1后取自然对数衡量。其余变量的定义与模型(1)相同。

质量投入中介效应的检验结果见表6。表6的第(1)列和第(2)列中 *TECHDIR* 的回归系数均显著为正,说明技术董事显著促进了企业的创新投入。第(3)列和第(4)列中,创新投入(*R&D*)的回归系数显著为正,说明创新投入显著促进了企业产品质量升级。加入创新投入(*R&D*)后, *TECHDIR* 的回归系数均不再显著,且小于模型(1)分析结果中相应的回归系数,说明技术董事、创新投入和企业产品质量之间存在中介效应。

内部质量控制中介效应的检验结果见表7。表7的第(1)列至第(4)列中, *TECHDIR* 的回归系数均显著为正,说明技术董事显著促进了企业质量管理体系建设和客户满意度调查。第(5)列至第(8)列中, *QMS*和*CSS*的回归系数显著为正,说明以质量管理体系和客户满意度调查为代表的内部质量控制显著提高了企业产品质量;加入*QMS*和*CSS*后, *TECHDIR* 的回归系数均小于模型(1)中相应的回归系数,说明技术董事、内部质量控制和企业产品质量之间存在中介效应。

表6 技术董事与企业产品质量(创新投入的中介作用)

变量	因变量: <i>R&D</i>		因变量: <i>QUALITY</i>	
	(1) <i>TECHDIR_N</i>	(2) <i>TECHDIR_R</i>	(3) <i>TECHDIR_N</i>	(4) <i>TECHDIR_R</i>
<i>C</i>	0.0496*** (3.0856)	0.0479*** (2.9856)	-8.3746*** (-3.8354)	-8.3695*** (-3.8342)
<i>R&D</i>			3.9008* (1.8909)	3.7170* (1.7989)
<i>TECHDIR</i>	0.0040*** (9.6038)	0.0146*** (10.2489)	0.0601 (1.0523)	0.3022 (1.5490)
其他控制变量	control	control	control	control
<i>YEAR/INDUS</i>	control	control	control	control
<i>N</i>	4372	4372	4369	4369
Adj. R ² /Pseudo R ²	0.3419	0.3438	0.0713	0.0715
F/LR chi ²	65.8843***	66.4332***	430.9438***	432.2383***

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,第(1)列和第(2)列括号内为*t*值,第(3)列和第(4)列括号内为*z*值。

表7 技术董事与企业产品质量(质量管理体系和客户满意度调查的中介作用)

变量	因变量: <i>QMS</i>		因变量: <i>CSS</i>		因变量: <i>QUALITY</i>			
	(1) <i>TECHDIR_N</i>	(2) <i>TECHDIR_R</i>	(3) <i>TECHDIR_N</i>	(4) <i>TECHDIR_R</i>	(5) <i>TECHDIR_N</i>	(6) <i>TECHDIR_R</i>	(7) <i>TECHDIR_N</i>	(8) <i>TECHDIR_R</i>
<i>C</i>	-7.5865*** (-3.8619)	-7.6493*** (-3.8953)	-1.3179 (-0.6494)	-1.3965 (-0.6881)	-7.4732*** (-3.6610)	-7.5058*** (-3.6771)	-8.6451*** (-4.4012)	-8.6784*** (-4.4189)
<i>QMS</i>					1.3839*** (21.5023)	1.3844*** (21.5062)		
<i>CSS</i>							0.6581*** (10.3757)	0.6563*** (10.3409)
<i>TECHDIR</i>	0.1248** (2.4294)	0.3858** (2.1128)	0.2383*** (4.4469)	0.9454*** (5.0932)	0.1098** (2.0600)	0.4531** (2.4067)	0.1047** (2.0325)	0.3955** (2.1721)
其他控制变量	control							
<i>YEAR/INDUS</i>	control							
<i>N</i>	5621	5621	5621	5621	5621	5621	5621	5621
Pseudo R ²	0.0843	0.0842	0.0378	0.0386	0.1477	0.1479	0.0981	0.0982
LR chi ²	648.6373***	647.2205***	262.3251***	268.2337***	1150.8515***	1152.4068***	764.3966***	764.9873***

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*z*值。

质量技术条件中介效应的检验结果见表8。表8的第(1)列和第(2)列中, *TECHDIR* 的回归系数均显著为正,说明技术董事显著提高了企业专利产出。第(3)列和第(4)列中, *PATENT* 的回归系数显著为正,说明以企业专利产出为代表的技术条件与企业产品质量显著正相关;加入 *PATENT* 后, *TECHDIR* 的回归系数小于模型(1)中相应的回归系数,说明技术董事、专利产出和企业产品质量之间存在中介效应。

(二) 独立技术董事与非独立技术董事对企业产品质量影响的比较

企业在董事会中引入独立董事作为外部治理力量,希望借此提升公司治理水平。然而此举是否有效,相关学术研究并未得出统一的结论。据此,本文将技术董事细分为独立技术董事(*TECHDIR_ID*)和非独立技术董事(*TECHDIR_NID*),以便比较二者对企业产品质量的影响是否存在差异,分析结果见表9。通过比较发现,在提升企业产品质量方面,非独立技术董事发挥了实质性作用。

(三) 女性技术董事与男性技术董事对企业产品质量影响的比较

根据本文的理论分析,技术董事是通过质量投入、内部质量控制和质量技术条件改善三个方面来促进企业产品质量提升的。质量投入中至关重要的一部分是创新投入,质量技术条件的提高也离不开创新投入。而创新投入具有高风险性,受到管理层风险观念的影响。与男性相比,女性更倾向于规避风险,抑

表8 技术董事与企业产品质量(专利产出的中介作用)

变量	因变量: <i>PATNET</i>		因变量: <i>QUALITY</i>	
	(1) <i>TECHDIR_N</i>	(2) <i>TECHDIR_R</i>	(3) <i>TECHDIR_N</i>	(4) <i>TECHDIR_R</i>
<i>C</i>	-18.8606*** (-15.1695)	-18.9041*** (-15.2230)	-5.6719*** (-2.8559)	-5.7239*** (-2.8823)
<i>PATENT</i>			0.1530*** (7.3046)	0.1522*** (7.2603)
<i>TECHDIR</i>	0.1575*** (4.8149)	0.6649*** (5.7495)	0.1094** (2.1362)	0.4143** (2.2885)
其他控制变量	control	control	control	control
<i>YEAR/INDUS</i>	control	control	control	control
<i>N</i>	5621	5621	5621	5621
Adj. R ² /Pseudo R ²	0.4669	0.4678	0.0910	0.0911
F/LR chi ²	141.6146***	142.1449***	708.8987***	709.5775***

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,第(1)列和第(2)列括号内为*t*值,第(3)列和第(4)列括号内为*z*值。

表9 技术董事对企业产品质量的影响(独立董事与非独立董事的比较)

变量	(1) <i>TECHDIR_N</i>		(2) <i>TECHDIR_R</i>	
	系数	<i>z</i> 值	系数	<i>z</i> 值
<i>C</i>	-8.6074***	-4.4124	-8.5324***	-4.3845
<i>TECHDIR_ID</i>	-0.0190	-0.2798	-0.0161	-0.1089
<i>TECHDIR_NID</i>	0.1578***	2.9686	0.4227***	3.1413
其他控制变量	control	control	control	control
<i>YEAR/INDUS</i>	control	control	control	control
<i>N</i>	5617		5617	
Pseudo R ²	0.0843		0.0844	
LR chi ²	655.8547***		657.0038***	

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

表10 技术董事对企业产品质量的影响(男性董事与女性董事的比较)

变量	(1) <i>TECHDIR_N</i>		(2) <i>TECHDIR_R</i>	
	系数	<i>z</i> 值	系数	<i>z</i> 值
<i>C</i>	-8.3235***	-4.2766	-8.4148***	-4.3287
<i>TECHDIR_FE</i>	0.1522	1.2171	0.8246	1.0470
<i>TECHDIR_MA</i>	0.1171**	2.2726	0.4598**	2.4726
其他控制变量	control	control	control	control
<i>YEAR/INDUS</i>	control	control	control	control
<i>N</i>	5621		5621	
Pseudo R ²	0.0841		0.0842	
LR chi ²	655.2547***		655.7542***	

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

制企业的创新投入,可能不利于企业产品质量升级。因此,本文将技术董事细分为女性技术董事(TECHDIR_FE)和男性技术董事(TECHDIR_MA),研究二者对企业产品质量的影响有无差异,分析结果见表10。通过比较发现,男性技术董事提高了企业产品质量,女性技术董事对企业产品质量的提高作用不显著。

七、结论与政策建议

本文选择2010—2019年中国A股上市公司中披露了产品质量信息的公司作为样本,研究了技术董事对企业产品质量的影响,并进一步探讨了董事兼职席位对二者关系的调节作用。通过研究,本文得出了以下结论:首先,技术董事显著提高了企业产品质量,兼职席位越多,技术董事对企业产品质量的促进作用越弱;其次,本文进一步探讨了技术董事提高企业产品质量的作用机制,发现技术董事通过增加创新投入、加强质量管理体系建设、调查顾客满意度以及提高专利产出促进了企业产品质量升级;最后,本文分别按照独立性和性别对技术董事进行分类,研究了独立技术董事与非独立技术董事、女性技术董事与男性技术董事对企业产品质量影响的差异,发现非独立技术董事和男性技术董事提升了企业产品质量,而独立技术董事和女性技术董事对企业产品质量没有显著影响。

基于以上研究结论,本文的政策建议如下:

首先,提高董事会中专业技术人才的比例。随着中国经济的发展逐渐从“速度时代”转向“质量时代”,为了在激烈的市场竞争中保持优势地位,企业必须不断地进行技术创新,为消费者提供更高质量的产品和服务。技术创新的关键在于人才,而董事会中专业技术人才的作用更是举足轻重。因此,企业在遴选董事会成员时,可以加大对专业技术人才的引进与培养,提升董事会的专业技术水平,充分发挥技术董事对企业产品质量的促进效应。

其次,适当限制技术董事在外单位兼职的行为。技术董事在外单位兼职过多将会分散其精力,不利于其才能的发挥。因此,企业可以在技术专家型董事的聘用协议中引入在其他公司兼职席位数量的限制性条款,并以提高津贴的方式进行补偿。企业可以通过适当的制度安排,确保技术董事对本企业的治理具有较高的参与度,以充分利用技术董事的专业技术知识帮助企业实现产品质量升级。

最后,提高独立董事在公司治理中的参与度。独立董事通常精通财务、金融、投资、法律和技术等方面的专业知识,具有较高的人力资本,理应成为公司重要的治理力量。而现实中,独立董事的公司治理职能往往不能得到有效发挥。因此,为了使独立董事更好地服务于企业高质量发展,企业应当通过设计相关激励或约束机制来促进独立董事制度的完善,引导独立董事更加充分地参与公司治理。

参考文献:

- [1]辛大楞,辛立国.营商环境与企业产品质量升级——基于腐败视角的分析[J].财贸研究,2019(3):85-98.
- [2]ALLEN F. Reputation and product quality [J]. The RAND journal of economics, 1984, 15(3): 311-327.
- [3]范建昌,倪得兵,唐小我,等.产品责任、企业社会责任偏好与供应链中的质量—数量协调[J].中国管理科学,2019(1):85-98.
- [4]张晓毅,王明益.劳动报酬提高、价值链地位与中国出口产品质量升级[J].首都经济贸易大学学报,2019(1):50-59.
- [5]ANTONIADES A. Heterogeneous firms, quality, and trade [J]. Journal of international economics, 2015, 95(2): 263-273.
- [6]朱立龙,孙淑慧.创新投入下供应链分销渠道产品质量决策研究[J].管理评论,2019(5):231-241.
- [7]石小霞,刘东.中间品贸易自由化、技能结构与出口产品质量升级[J].世界经济研究,2019(6):82-94+135-136.

- [8]BERNINI M ,GUILLOU S ,BELLONE F. Financial leverage and export quality: evidence from France [J]. Journal of banking & finance 2015 59(10) : 280-296.
- [9]程虹 陈太义. 管理如何提升产品质量? ——来自中国企业—劳动力匹配调查(CEES) 的经验证据[J]. 产业经济研究 2019(3) : 88-100.
- [10]贺梅 王燕梅. 危机冲击能否倒逼中国制造业产品质量提升——基于行业出口国内增加值率差异的分析[J]. 经济评论 2019(2) : 17-33.
- [11]张明志 季克佳. 人民币汇率变动对中国制造业企业出口产品质量的影响[J]. 中国工业经济 2018(1) : 5-23.
- [12]张兵兵 田曦. 目的国经济政策不确定性如何影响中国企业的出口产品质量? [J]. 世界经济研究 2018(12) : 60-71 + 133.
- [13]张洋. 政府补贴提高了中国制造业企业出口产品质量吗[J]. 国际贸易问题 2017(4) : 27-37.
- [14]苏丹妮 盛斌 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级[J]. 中国工业经济 2018(11) : 117-135.
- [15]张杰. 金融抑制、融资约束与出口产品质量[J]. 金融研究 2015(6) : 64-79.
- [16]梁昱 刘婷 郝希. 行业竞争、消费升级与产品质量[J]. 管理现代化 2017(6) : 22-24.
- [17]BRAVO F ,REGUERA-ALVARADO N. The effect of board of directors on R&D intensity: board tenure and multiple directorships [J]. R&D management 2017 47(5) : 701-714.
- [18]韩忠雪 崔建伟 王闪. 技术高管提升了企业技术效率吗? [J]. 科学学研究 2014(4) : 559-568.
- [19]胡元木 秦娴. 技术独立董事对大股东利益侵占有抑制作用吗? ——以大股东私有占款为例[J]. 南京审计学院学报 2016(1) : 32-41.
- [20]周泽将 徐玉德. 技术独董能否抑制企业产能过剩? [J]. 财政研究 2017(11) : 96-106.
- [21]胡元木 纪端. 董事技术专长、创新效率与企业绩效[J]. 南开管理评论 2017(3) : 40-52.
- [22]胡元木 刘佩 纪端. 技术独立董事能有效抑制真实盈余管理吗? ——基于可操控 R&D 费用视角[J]. 会计研究 , 2016(3) : 29-35 + 95.
- [23]魏江 刘锦. 基于协同技术学习的组织技术能力提升机理研究[J]. 管理工程学报 2005(1) : 115-119.
- [24]刘中燕. 技术独董、经济政策不确定性与企业创新产出[J]. 南京审计大学学报 2021(4) : 61-70.
- [25]罗丽英 齐月. 技术创新效率对我国制造业出口产品质量升级的影响研究[J]. 国际经贸探索 2016(4) : 37-50.
- [26]李宏 王云廷 吴东松. 专利质量对企业出口竞争力的影响机制: 基于知识宽度视角的探究[J]. 世界经济研究 , 2021(1) : 32-46 + 134.
- [27]HAUSER R. Busy directors and firm performance: evidence from mergers [J]. Journal of financial economics 2018 128 (1) : 16-37.
- [28]FALATO A ,KADYRZHANOVA D ,LEL U. Distracted directors: does board busyness hurt shareholder value? [J]. Journal of financial economics 2014 113(3) : 404-426.
- [29]FICH E M ,SHIVDASANI A. Are busy boards effective monitors? [J]. The journal of finance 2006 61(2) : 689-724.
- [30]SHARMA V D ,ISELIN E R. The association between audit committee multiple-directorships , tenure , and financial misstatements [J]. Auditing: a journal of practice & theory 2012 31(3) : 149-175.
- [31]王兵. 独立董事监督了吗? ——基于中国上市公司盈余质量的视角[J]. 金融研究 2007(1) : 109-121.
- [32]ANDRES C ,VAN DEN BONGARD I ,LEHMANN M. Is busy really busy? Board governance revisited [J]. Journal of business finance & accounting , 2013 , 40(9-10) : 1221-1246.
- [33]FAMA E F ,JENSEN M C. Separation of ownership and control [J]. The journal of law and economics , 1983 , 26(2) : 301-325.

- [34] FERRIS S P , JAGANNATHAN M , PRITCHARD A C. Too busy to mind the business? Monitoring by directors with multiple board appointments [J]. The journal of finance 2003 58(3) : 1087-1111.
- [35] ACHARYA A G , POLLOCK T G. Shoot for the stars? Predicting the recruitment of prestigious directors at newly public firms [J]. Academy of management journal 2013 56(5) : 1396-1419.
- [36] FERRIS S P , JAYARAMAN N , LIAO M Y. Better directors or distracted directors? An international analysis of busy boards [J]. Global finance journal 2020 44(C) : 100437.
- [37] JAMES H L , WANG H , XIE Y. Busy directors and firm performance: does firm location matter? [J]. The North American journal of economics and finance 2018 45: 1-37.
- [38] 蔡春, 唐凯桃, 薛小荣. 会计专业独董的兼职席位、事务所经历与真实盈余管理 [J]. 管理科学 2017(4) : 30-47.
- [39] 马如静, 蒙小兰, 唐雪松. 独立董事兼职席位的信号功能——来自 IPO 市场的证据 [J]. 南开管理评论 2015(4) : 82-95.
(责任编辑: 王顺善; 英文校对: 葛秋颖)

Technical Directors , Multiple Directorships and Product Quality

LIU Zhongyan

(School of Economics and Management , Anhui Jianzhu University , Hefei 230022 , China)

Abstract: As the “Quality Era” of China’s economic development arrives , how to speed up the supply quality upgrade is very important for the development of enterprises and even the country. Based on the data of A-share Chinese listed companies that disclosed information on quality certification or commendation of products from 2010 to 2019 , this paper selects the Logit regression method to conduct an empirical analysis on the influence of directors’ technical expertise on product quality. The results show that technical directors have a significantly positive impact on product quality , and this facilitation weakens when they are with more multiple directorships. Further research reveals that technical directors promote product upgrading by increasing innovation input , strengthening the construction of quality management systems and customer satisfaction surveys , and improving patent output. Furthermore , product quality is mainly upgraded by non-independent technical directors and male technical directors , while independent technical directors and female technical directors have no significant influence on product quality. To make the most of technical directors’ facilitation on product quality , enterprises should increase the proportion of technical personnel on the board of directors , limit their multiple directorships on other boards , and facilitate the independent directors’ participation in corporate governance.

Key words: technical director; multiple directorships; product quality; innovation input