

内部控制、技术创新和公司业绩*

——基于我国制造业上市公司的实证分析

张娟*, 黄志忠

(南京大学商学院, 江苏 南京 210093)

内容提要:经典的管理学文献提出了内部控制作用于技术创新的两种不同机制,分别形成“内部控制促进论”和“内部控制悖论”。本文通过对我国制造业上市公司的理论分析和实证检验,发现虽然整体上我国内部控制对创新投入和创新绩效存在促进作用,但作用力较弱。这其中存在的问题包括:在技术创新活跃的公司中,内部控制提高创新绩效的作用力较弱;在大部分处于创新平均水平的公司中,内部控制的加强产生抑制创新投入的倾向;而在技术创新消极的公司中,内部控制对创新投入和创新绩效都没有发挥显著的改善作用。在当前我国经济转型升级背景下,本文对我国制造业上市公司进一步改进内部控制建设,以促进实体经济技术创新和向新兴制造业转型,具有重要的参考意义。

关键词:内部控制;创新投入;创新绩效;公司业绩

中图分类号:F276.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)09—0120—15

一、引言

技术创新对提高制造业公司生产效率和促进国家产业优化升级意义重大。近年来,随着我国创新战略的加强推进,R&D投入总量呈现快速增长趋势。据《2015年国民经济和社会发展统计公报》显示,2015年我国R&D经费支出已高达14220亿元,占GDP约2.10%。但不容忽视的是,基于Cobb-Douglas生产函数的经济数据分析表明,尽管我国整体技术创新投入增长快速,但公司之间的创新投入差距却在不断拉大。同时,创新投入的产出率持续落后于资源投入,创新对驱动公司业绩的作用仍然较弱(经济合作与发展组织,2013;张煜、孙慧,2015)。因此,技术创新投入及其绩效问题,在我国当前经济转型升级时期备受关注。尤其是对于作为2025“中国智造”规划主要载体的制造业上市公

司,相关影响因素亟待探讨。

从基础理论上来说,新古典企业理论的“生产函数”很早就受到来自新制度企业理论基于契约不完备性提出的重要挑战。就“技术”要素而言,契约不完备带来的代理问题和信息不对称,必然导致R&D投入或技术转化过程中的投资不足、财务舞弊、资金链断裂和立项决策失误等道德风险与逆向选择行为(Stiglitz & Weiss, 1981; Myers & Majluf, 1984)。内部控制作为降低代理成本和信息不对称的系统化机制,其本质是弥补公司契约的不完备性,进而将对技术创新产生重要影响(Simons, 1995; Kaplan & Norton, 1996)。诸多学者对内部控制和技术创新之间的关系进行了探讨,相关文献集中在以下两方面:(1)“内部控制促进论”假说。该假说认为,良好的内部控制通过组织规划、分工、授权审批、独立负责制度,明确各部门、各岗位和各员工的

收稿日期:2016-06-15

* 基金项目:国家自然科学基金项目“独立审计质量的经济周期效应研究:理论和实证”(71402070)。

作者简介:张娟*(1978-),女,湖北随州人,副教授,管理学博士,研究领域是资本市场财务和审计,E-mail: zjtider@nju.edu.cn;黄志忠(1967-),男,福建仙游人,副教授,管理学博士,研究领域是公司治理和公司财务,E-mail: acchuang@163.com。*为通讯作者。

职责, 将实现技术创新投入的规范化和制度化。因此, 内部控制越好的公司, 其资本性投资效率和技术创新产出率将会越高 (Simons, 1995; Dougherty & Hardy, 1996; Verona, 1999)。(2)“内部控制悖论”假说。该假说认为, 制度化的内部控制必然带来一定程度的管理僵化问题, 而这种管理僵化与技术创新所需运营的灵活性之间将存在难以调和的冲突 (Jensen, 1993; Kaplan & Norton, 1996)。此外, 严格的内部控制势必增加高管们的风险暴露而减少其隐性收入, 极大降低高管对技术创新等风险性项目的投入意愿 (Solomon & Brian-Low, 2004; Zhang, 2007)。而且, 内部控制会让员工产生被束缚压迫的感觉, 这将抑制员工的工作激情和创新精神 (Ribstein, 2002)。因此, 内部控制虽然有助于减小技术创新过程中的代理成本和信息不对称问题, 但很可能抑制公司的整体创新活力, 进而对作为投资者利益基础的公司价值产生一定的负面效应。

近年来, 随着我国内部控制制度的实施和加强, 内部控制和技术创新之间的关系开始得到探讨 (方红星、金玉娜, 2013; 李萍等, 2015)。尽管这些研究讨论了内部控制对技术创新的正面效应, 却很少剖析内部控制作用于技术创新的具体机制和“内部控制悖论”可能的作用领域。然而, 在西方企业的创新成长过程中, 内部控制的负效应已在实践中多次显现并广受关注。Jensen (1993) 指出, 1980—1990 年期间, 美国 GE、IBM 和 AT&T 等曾经以创新著称的公司纷纷出现业绩滑落和产能过剩的现象, 其重要原因正是僵化的控制制度限制了这些公司的持续转型和创新能力; 普华永道在 2004 年和 2009 年对美国公司技术创新的实践调查结果显示, 很多 CEO 们受困于内部控制和创新之间的冲突。他们提出, 在公司实际运营过程中, 大量新业务和新产品的创新进程往往受制于内部控制中的层层审批和严格论证程序而被迫搁置或被削减; 制度化的控制体系对创新的抑制作用几乎与财务约束相当。那么, “内部控制悖论”现象是否正在我国悄然

发生? 尤其是在我国当前的经济发展阶段, 一方面, 监管层需要公司加强内部控制建设, 以促进资本市场和国民经济的稳健发展; 另一方面, 整体经济转型和经济“新常态”改革又要求公司加大技术创新驱动的力度。此时, 相关研究需要突破“内部控制促进论”的理论框架, 谨慎考察“内部控制悖论”可能作用的领域并提出建议措施。这对进一步完善我国内部控制建设, 以全面促进公司技术创新和加快我国向新兴制造业转型, 具有重要参考意义。

本文基于现有理论, 提出内部控制通过影响技术创新进而影响公司业绩的两种作用机制, 并运用我国 2007—2013 年主板制造业上市公司数据进行实证检验^①。在已有研究我国内部控制和技术创新的文献基础上 (方红星、金玉娜, 2013; 李萍等, 2015), 本文细致考察了内部控制作用于技术创新和公司业绩的中介效应和调节效应, 并通过分组分析发现了不同制造业公司中内部控制作用的短板: 在创新活动较活跃的公司中, 良好的内部控制能激发公司增加技术创新投入水平, 但不能提高创新绩效; 在大部分创新水平居中的公司中, 加强内部控制甚至出现抑制技术创新投入的趋势, 此时“内部控制悖论”有所迹象; 而在技术创新消极的公司中, 内部控制对创新投入及其绩效尚未能发挥显著的改善作用。

本文的可能贡献包括: 一是, 通过细致剖析我国内部控制对技术创新活动的影响及其和公司业绩的关系, 扩展了我国当前以“内部控制促进论”为主的研究框架。在我国首次提出内部控制对技术创新可能存在的负面效应, 补充和细化了相关理论与文献。二是通过分组检验, 在我国制造业上市公司中发现了“内部控制悖论”现象, 并指出其主要表现形式和作用领域。这为我国监管层和相关公司改进内部控制建设, 以推进技术创新投入和提高创新绩效提供重要参考。

^① 择制造业公司为样本, 一是排除不同行业之间因创新模式差异过大带来的影响; 二是与一些高科技或者信息技术服务行业的风口效应相比, 制造业公司的创新和业绩有循序渐进的特征, 故将更可能受内部控制影响, 符合本文主题研究要求; 三是重振制造业是当前美国、德国和中国等国家经济发展重点, 因此, 其相关创新影响因素值得专门探讨。

二、文献回顾、理论分析和研究假设

在完美无摩擦的市场中,投资项目包括技术创新投资项目的边际价值是企业投资决策的关键因素。但在现实中,一方面,股东和高管的委托代理关系将导致高管更关注个人职位安危和私人效用最大化,因此,高管会偏好成本和风险较低的项目,这将带来公司技术创新投入不足的问题(Murphy & Zimmerman, 1993);另一方面,信息不对称条件下的内部人机会主义行为,经常使得技术创新投资偏离了股东利益最大化的目标,这将表现为创新绩效的低下(Eberhart 等,2008)。

内部控制作为企业董事会、管理层和员工共同实施的控制体系,对降低 R&D 投资操作层面的代理成本和信息不对称起到重要的抑制作用(方红星、金玉娜,2013;李萍等,2015)。早在 20 世纪 90 年代的管理学领域,控制和创新之间的问题已经引起学者们的关注和讨论。Simons(1995)认为,良好的内部控制有“鼓励创新想法”的作用。因为,在有一定规模的公司中,创新往往并不是随机过程,而是需要目标的引导和结构化的支撑。引入控制体系就能促进这种目标和结构化过程的清晰定位(Dougherty & Hardy, 1996; Verona, 1999)。具体从内部控制的构成要素来看,组织架构的建设有助于制衡高管权力,减少高管出于私利削减创新投入的行为;发展战略的明确有助于确定创新在满足市场和客户需求方面的作用;人力资源政策的完善能保障公司创新人才的晋升和福利,激发员工创新动力。同时,控制活动通过建立良好的制度系统、预算和考评等控制活动,能向公司各级员工清晰地传达组织的战略定位和风险承受边界;通畅的信息沟通机制使得组织各层级的创新项目能根据环境变化及时进行微调以更符合组织立项要求,进而激发组织内各层次的创新。此外,我国《内部控制应用配套指引》中专门提出了对公司研发项目的立项、研发人员配备、研发过程管理、研发成果转化等的控制。这种全面覆盖到整个组织的内部控制系统能有效监督和控制各层级的代理人,降低技术创新项目中的道德风险和提高了创新绩效。这些观点提

出内部控制对创新投入及创新绩效的正面影响,构成“内部控制促进论”的主要内容。

然而,内部控制毕竟是以制度约束为基础的,并体现为贯穿于公司各层面的若干具体政策和程序规范。这难免导致内部控制的规范性和创新活动所需的灵活性之间的冲突(Ribstein, 2002)。Kaplan & Norton(1996)很早就提出了内部控制可能抑制创新投入的“内部控制悖论”,他们认为,创新往往是一个不断试错和充满不确定性的过程,如果公司过于强调控制,制定正式的控制点、人员考核以及评价标准,可能使得整个组织陷入僵化的循规蹈矩和不愿意承担有风险的创新工作,最终,组织业绩将因缺乏创新而受损;Jensen(1993)在剖析 1980—1990 年 GE、IBM、AT&T 等美国大型公司的衰退现象时指出,僵化的内部控制约束了这些公司应对不断变化的市场需求的能力,这也导致在 SOX 法案颁布之际,很多学者和 CEO 们表示担忧,因为 SOX 法案所要求的严格内部控制可能会抑制公司的创新能力;Ribstein(2002)从员工行为的角度指出,严密的内部控制会使员工有被束缚压迫的感觉,抑制员工的工作激情和创新精神;Zhang(2007)从高管的角度指出,内部控制提高了高管的风险暴露概率,却降低了其隐性收入,这显然将严重削弱高管增加创新投入的动力;普华永道(2004)对 SOX 法案的经济后果展开问卷调查进一步证明,高达 59% 的 CEO 们认为过于强调内部控制的重大风险是降低了高管们承担公司创新性活动风险的意愿;而普华永道(2009)的调查结果再次表明,CEO 们认为,严格的控制和审批对创新的抑制作用几乎与技术创新项目的财务约束相当。

综上所述,在促进还是抑制创新的问题上,“内部控制促进论”和“内部控制悖论”各持己见。但实际上,内部控制是包括内部环境、风险评估、控制活动、信息交流与沟通、内部监督五要素的综合控制体系。各控制要素的不同强度将导致内部控制体系对创新的不同作用结果。从上述理论中可以看出,信息沟通与交流要素的加强,将通过创新想法的沟通促进新的创新项目产生,或者通过加强互相监督减小研发项目资金舞弊等,这将增强“内部控

制促进论”的效果。但如果内部控制中控制活动过强,导致公司过于强调技术创新项目的成功率及其考核要求,将使员工和高管承担过多创新风险,此时,“内部控制悖论”的现象将更突出。在实践中,内部控制的设计受公司对创新的风险容忍度影响(Bisber & Otley, 2004)。当公司的创新风险容忍度较高时,预算和绩效考核等控制活动将弱化,信息沟通和交流将加强,进而“内部控制促进论”的作用可能更加凸显;反之,对于那些风险容忍度低的公司,过于强调创新投入的成功率或创新绩效,很可能导致“内部控制悖论”中员工和高管不愿承担创新风险等现象的出现。由于公司对创新风险的容忍度将外在表现为公司创新活动的活跃程度,因此,可以预期,在创新活跃的公司中,增强内部控制将更可能促进创新投入的增加;而在创新活动较保守的公司中,增强内部控制将更可能产生内部控制悖论所述现象。此外,鉴于我国上市公司整体上的平均创新投入水平还远低于发达国家公司的水平,平均创新投入风险将落在平均风险容忍度边界以内,故整体上“内部控制促进论”的作用可能更加显著。为此,本文基于我国整体制造业上市公司的情況提出如下假设:

H_1 :其他条件不变,在内部控制体系建设越完善的公司中,技术创新投入水平越高。

H_{1a} :其他条件不变,在创新活跃的公司中,增强内部控制能提高技术创新投入水平。

H_{1b} :其他条件不变,在创新保守的公司中,增强内部控制将降低技术创新投入水平。

技术创新的最终目标是增加公司业绩。主流管理学文献认为,技术创新是公司有效适应市场、技术和竞争的重要手段,增加创新投入将可能对组织当期或滞后期的业绩有正向贡献(Clark & Fujimoto, 1991; Walsh 等, 1992; Drucker, 1994)。当在技术创新和公司业绩两者关系中加入内部控制因素的影响时,至少需要考察两种可能的作用机制:中介效应和调节效应。中介效应是指内部控制通过影响公司技术创新投入的水平,进而影响公司业绩。调节效应是指在技术创新投入一定的情况下,创新活动的实施过程将受到良好内部控制的监控,

进而创新绩效即技术创新投入转化为公司业绩的效率得以提升。若上述假设 H_1 成立,则内部控制可以通过激发创新投入进而增加公司业绩。但即使在内部控制悖论现象占优而导致假设 H_1 难以成立的情况下,强化内部控制仍然可能通过调节效应来提高创新对公司业绩的贡献。这种调节效应可以用权变理论来解释,即决策对业绩的影响力受到结构安排的影响。内部控制作为董事会、监事会、经理层和全体员工实施的一系列政策和程序,是“嵌入”到公司经营之中的典型结构化安排,是创新活动成功转化为公司业绩的重要内部环境要素(Tidd, 1997)。内部控制通过设立严格的监控干预、预算制度和考核机制,能有效抑制创新活动中不合理研发项目的泛滥、研发过程混乱、研发资金使用低效等代理问题,进而提高创新绩效(Simons, 1995)。

另外,内部控制是各控制要素组合构成的综合体系。根据上述“内部控制促进论”假说和“内部控制悖论”假说的理论基础,各控制要素在鼓励创新投入或是提高创新绩效方面的作用力并不相同(Simons, 1995; Kaplan & Norton, 1996)。实践中,内部控制的设计必将考虑公司对创新的风险容忍度。创新风险容忍度的异质性将导致内部控制在偏重促进创新投入还是偏重提高创新绩效方面存在差异。可以预期的是,在创新风险容忍度较高并表现为创新活跃的公司中,内部控制鼓励“新想法”的作用更突出,中介效应将更显著;而在创新风险容忍度较低并表现为创新保守的公司中,内部控制将更强调创新预算和业绩考核的落实,此时调节效应将更显著。

综上所述,内部控制的中介效应和调节效应有必要分别进行检验。因此,本文提出如下假设:

H_2 :其他条件不变,内部控制通过激发创新投入而对公司业绩有正向影响。

H_3 :其他条件不变,当创新投入水平保持不变时,内部控制体系越完善,创新对公司业绩的贡献越大。

三、研究设计和样本选择

1. 模型建立

根据上述理论和假设,内部控制通过影响技术

创新活动,进而影响公司业绩。这种影响一方面需要考察内部控制通过影响技术创新投入水平,进而影响公司业绩;另一方面,需要考察在技术创新投入水平一定的情况下,内部控制是否调节或提高技术创新投入转化为公司业绩的效率。为此,本文建立了如下两类模型。

(1) 内部控制影响创新投入进而影响公司业绩。这需要建立中介效应检验模型。Baron & Kenny (1986) 提出了经典的中介效应检验程序,包含三个依次回归的模型。根据 Google Scholar 检索结果,该方法运用相当普及,截至 2016 年 5 月已被使用高达 5.9 万次。这种方法似乎近期受到一些新方法的挑战,但温忠麟、叶宝娟 (2014) 通过细致比较后指出:Baron & Kenny (1986) 的逐步回归检验法在各种检验中介效应方法中仍是占优的。本文据此建立三个实证模型,分别检验内部控制对公司业绩的直接效应,内部控制对创新投入水平的影响,以及内部控制通过创新投入水平影响业绩的中介效应。已有文献关于创新对公司业绩的影响研究,有运用当期业绩的,也有运用滞后期业绩的 (Bisbe & Otley, 2004)。鉴于一般认为制造业的技术创新主要是产品创新,其对业绩的影响时间较短,故本文主体回归中运用的是 $Perf_{i,t}$ 。同时,将在稳健性测试中运用 $Perf_{i,t+1}$ 替代,再次进行检验。中介效应检验包含如下模型:

$$Perf_{i,t} = \delta + \beta_{11}IC_{i,t} + \mu Controls + \pi_{i,t} \quad (1)$$

$$Innov_{i,t} = \alpha + \beta_{21}IC_{i,t} + \gamma Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Perf_{i,t} = \delta + \beta_{31}IC_{i,t} + \theta_{31}Innov_{i,t} + \mu Controls + \pi_{i,t} \quad (3)$$

式中, β_{11} 代表内部控制 $IC_{i,t}$ 对公司业绩 $Perf_{i,t}$ 影响的总效应; β_{21} 代表内部控制 $IC_{i,t}$ 对创新投入水平 $Innov_{i,t}$ 的影响; θ_{31} 代表创新活动 $Innov_{i,t}$ 对公司业绩 $Perf_{i,t}$ 的影响。中介效应是否显著,主要是观察 β_{21} 和 θ_{31} 是否分别显著或联合检验值是否显著 (温忠麟、叶宝娟, 2014)。总效应为 $\beta_{11} = \beta_{31} + \beta_{21} \times \theta_{31}$, 中介效应与总效应之比 $\beta_{21} \times \theta_{31} / \beta_{11}$ 或者 $(\beta_{11} - \beta_{31}) / \beta_{11}$ 可以衡量中介效应的程度。

(2) 内部控制调节创新绩效进而影响公司业绩。在创新活动的实施过程中,当创新投入水平保

持一定时,为考察内部控制是否增强了创新转化为公司业绩的效率,一般是通过在模型中加入交互变量来检验调节效应,即有:

$$Perf_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 IC_{i,t} + \varphi_2 Innov_{i,t} + \varphi_3 IC_{i,t} \times Innov_{i,t} + \varphi Controls + \sigma_{i,t} \quad (4)$$

式中, φ_3 代表了内部控制 $IC_{i,t}$ 对创新活动 $Innov_{i,t}$ 转化为业绩效率的调节效应。如果 φ_3 显著为正,则说明当创新投入水平 $Innov_{i,t}$ 保持不变时,内部控制的增强有助于增强技术创新对业绩的贡献,调节效应显著;反之,则调节效应不显著。

2. 变量指标选择

(1) 技术创新。现有文献对公司技术创新活动的测度有许多种方法。其中,R&D 投入是最为普遍接受的方法,一般用研发投入占销售收入比指标衡量 (Hitt 等, 1997 ; Bisber & Otley, 2004 ; 刘顺忠、官建成, 2002 ; 王德应、刘渐和, 2011)。另一种方法是用无形资产占资产总额的百分比衡量,我国上市公司年度报告中的无形资产包括了公司已经实现的先进技术、专利权和商标权等,代表市场上认可的公司技术创新产出品 (文芳, 2009)。还有一种方法是采用公司申请和获批的专利数量来度量其研发投入。考虑到我国会计准则中对无形资产计量要求是开发阶段的费用支出或者外购开支,这和本文讨论的公司自发的内部技术创新活动有所差异,同时,在衡量创新投入金额方面,专利数量相比较 R&D 投入更为间接。因此,在这三种衡量方法中,本文倾向于采用 R&D 为衡量指标。

(2) 公司业绩。目前学者们对公司业绩的衡量方法主要有三种:一是西方研究文献中常用的市场数据,如托宾 Q 值;二是国内学者一般采用会计类指标计量上市公司的经营业绩,如资产收益率 ROA 和净资产利润率 ROE;三是采用合成指标计量公司业绩。由于我国股市波动性较大,市场数据法的噪音过大 (徐莉萍、辛宇、陈工孟, 2005),同时,合成指标计量公司业绩所依赖的权重赋值法目前尚存在争议 (程启月, 2010),而且,考虑到本文主要研究创新活动对公司整体资产经营回报率的影响,因此,本文选取经典的 ROA 作为衡量指标。另外,目前管

理学文献中尽管认可创新是有助于公司业绩增长的,但这种效应是在当年业绩还是在后期业绩中显现,还存在不同的观点。因此,本文将在主体回归中运用当年公司业绩 $Perf_{i,t}$ 为因变量,在稳健性测试中对业绩滞后一期 $Perf_{i,t+1}$ 再予以检验。这种将因变量滞后一期的做法也适宜作为内生性检验,并且相比较于二阶段或三阶段回归,能避免寻找工具变量造成的偏差。

(3) 内部控制。目前,西方研究内部控制的文献经常采用公司披露的内部控制缺陷(ICW)作为衡量指标,但由于近年来我国主板上市公司内部控制缺陷披露占比小于5%,以此进行实证统计分析将产生较大偏误。例如,财政部披露的《我国上市公司2012年实施企业内部控制规范体系情况分析报告》显示,在当年2244家上市公司中,仅有八家上市公司披露存在内部控制重大缺陷。从迪博内部控制数据库看,每年包括披露一般控制缺陷的公司也仅约5%。同时,本文主要关注的并非内部控制是否有缺陷,而是内部控制的严密程度对技术创新和公司业绩产生的影响。因此,这里不宜采用内部控制缺陷指标,而应是能对大多数没有严重缺陷的上市公司内部控制进行评价的指标。目前,国内学者大多采用的是迪博数据库提供的内部控制综合评分,其有效性得到认可(李萍等,2015)。该评

价指标是在参考国内外内部控制相关评价标准的基础上制定的,综合了内部环境、风险评估、控制活动、信息与沟通、监督检查,以及会计师事务所是否出具评价报告、独立董事和监事会是否发表意见等七部分。与内部控制重大缺陷指标相比,迪博内部控制评分采用主成分法且具有综合性,因此,更符合本文研究设计的要求。

(4) 控制变量。根据现有以公司业绩和技术创新为被解释变量的文献(Rajan & Zingales, 1998; Hutchinson & Gul, 2004; 辛清泉、谭伟强, 2009),实证模型中常用的控制变量包括:一是资产规模,大规模公司往往能产生规模效应或政策效应,影响公司业绩;二是负债水平,经典的公司财务研究发现,负债水平通过影响代理成本、投资决策和控制权等问题,对公司的业绩产生显著影响;三是成长机会,成长机会影响公司的可投资项目选择和投资效率,进而影响资产收益率的表现;四是高管激励情况,高管薪酬以及股权激励影响高管的工作动力和委托代理问题,与业绩具有重要相关性;五是股权制衡,股权集中度影响代理问题和内部人控制的重要变量,其与公司经营业绩的关系被广泛关注。

综上所述,本文的各个变量及其定义方法如表1所示。

表1 主要变量定义

变量类型	变量名	变量说明
被解释变量	$Perf_{i,t}$	公司当年业绩,用资产回报率 ROA 衡量,等于年度净利润/总资产
	$Perf_{i,t+1}$	公司滞后一年的业绩,用次年的资产回报率 ROA 衡量
测试变量	$Innov_{i,t}$	公司创新活动,等于年度研发费用 $R\&D$ 投入/营业收入
	$IC_{i,t}$	内部控制,等于迪博数据库中内部控制综合指数的自然对数
控制变量	$Size_{i,t}$	公司规模,等于总资产的自然对数值
	$Lev_{i,t}$	资产负债率,等于年末负债总额除以期末总资产
	$Growth_{i,t}$	资产增长率,等于公司主营业务收入的增长率
	$Ceoshare_{i,t}$	高管持股比率,取年报中“高管人员持股比例”
	$Ceocom_{i,t}$	高管货币薪酬激励,取年报中“金额最高的前三名高管的薪酬总额”的自然对数
	$Herfindahl_{i,t}$	股东制衡情况,等于前五大股东的持股 $Herfindahl$ 集中度

资料来源:本文整理

3. 数据来源与样本选择

本文的数据来源于国泰安数据库(CSMAR)和迪博内部控制数据库,从中选取了沪深两市主板制造业上市公司2007年以来的财务数据和内部控制指数。首先,只选取制造业公司,是为了排除行业之间创新模式以及经营模式的差异带来噪音影响,而且制造业的创新问题是目前我国经济转型和实现新兴制造业升级改造的重点。其次,只选取主板制造业上市公司,是因为主板上市公司内部控制的建设实施和制度要求都更加规范和成熟,内部控制评价指数更为可靠。再次,数据起始年份为2007年,是考虑到我国从2006年颁布会计准则开始,允许满足条件的研发开支做资本化处理。同时,在收集制造业上市公司的研发数据过程中,本文发现,技术创新活动披露情况堪忧,全年几乎没有研发投入的制造业公司不在少数;而且一些公司 t 年度报告和 $t+1$ 或 $t+2$ 年度报告中的研发投入数据存在较大差异且未得到具体解释。本文认为,此类样本的研发投入计量不可靠而予以剔除。最终选择的是研发数据至少在三年的年报内未被更改的样本公司,故样本选取年度截至2013年。另外,本文剔除最终控制人类型属于国有或民营以外类型的外资企业等上市公司。因为,外资企业研发投入受一些特殊因素的影响,其技术很可能直接来自引进而非通过自身研发创新来获取。在此基础上,进一步剔除内部控制披露有重大缺陷的公司,因本文主要考察的是正常的内部控制建设对创新投入和创新

绩效的影响。最后,为剔除极值的影响,对样本进行了头尾0.5%的Winsor处理。根据以上方法,本文得到1130家公司一年数据作为最终研究样本,运用Stata13.0进行数据处理。

四、实证结果和分析

1. 描述性统计

表2是有关变量的描述性统计结果。从创新变量看,衡量样本平均技术创新的研发投入水平约为1.11%,与我国宏观层面的1%的统计结果接近(张继良、赵崇生,2015),说明本文的样本选取具有代表性。同时,与发达国家公司平均2%的研发投入水平相比,我国制造业上市公司的研发投入较低。而且,从创新投入的25%、50%和75%分位数来看,不同制造业公司之间的创新投入存在较大差异。此时,严厉的内部控制是否会抑制研发投入或者降低研发投入的产出率,研究意义更显突出。从内部控制变量看,迪博数据库中样本公司的内部控制评价指数最大值和最小值之间差距高达500多分。而且,在取内部控制评分的自然对数后得到内部控制变量 $IC_{i,t}$,该变量的中值6.5431接近于均值6.5365,且标准差较小,为0.1161,表明样本公司的内部控制评分呈现较均匀的分布。这一方面初步说明,内部控制变量和创新变量的内生性问题较小;另一方面说明,迪博内部控制综合评分指标比内部控制缺陷指标更能显示内部控制的不同水平,因此更符合本文的实证检验要求。

表2 各变量的描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	25%	50%	75%
$IC_{i,t}$	6.5365	0.1161	6.0046	6.8300	6.4949	6.5431	6.5890
$Innov_{i,t}$	0.0111	0.0174	0.0001	0.0998	0.0027	0.010132	0.0245
$Perf_{i,t}$	0.0317	0.0604	-0.1883	0.2225	0.0066	0.0271	0.0579
$Size_{i,t}$	22.0598	1.1620	19.5025	25.1773	21.3333	21.9536	22.7293
$Lev_{i,t}$	0.5175	0.1754	0.1986	0.8266	0.3889	0.5169	0.6544
$Growth_{i,t}$	0.1805	0.8465	-1.1043	1.8164	-0.3700	0.0517	0.7363
$Ceoshare_{i,t}$	0.7430	3.4298	0	23.6177	0	0	0.0092
$Ceocom_{i,t}$	13.8761	0.7447	11.8494	15.7545	13.4279	13.8773	14.3489
$Herfindahl_{i,t}$	0.1632	0.1234	0	0.6241	0.0701	0.1306	0.2261
N	1130	1130	1130	1130	1130	1130	1130

资料来源:本文整理

2. 变量间相关性分析和共线性检验

表3给出了主要变量间的相关性分析。从表中结果可以看出, 内部控制、创新活动和公司业绩三者间两两正相关。这很可能意味着从制造业上市公司的整体上看, “内部控制促进论”将更适用。这也与方红星、金玉娜(2013)、李萍等(2015)的主体研究结论一致, 初步说明本文数据的可靠性。其中, 内部控制和公司规模的相关性较高, 为0.4448, 这和实践中的规模较大的公司一般更重视内部控制建设的现象是一致的; 内部控制和公司业绩之间的

表3 变量间的相关性分析

变量	$IC_{i,t}$	$Innov_{i,t}$	$Perf_{i,t}$	$Size_{i,t}$	$Lev_{i,t}$	$Growth_{i,t}$	$Ceoshare_{i,t}$	$Ceocom_{i,t}$	$Herfindahl_{i,t}$
$IC_{i,t}$	1.0000								
$Innov_{i,t}$	0.0785	1.0000							
$Perf_{i,t}$	0.2785	0.2316	1.0000						
$Size_{i,t}$	0.4448	0.0448	0.0054	1.0000					
$Lev_{i,t}$	-0.0082	-0.1431	-0.3356	0.3565	1.0000				
$Growth_{i,t}$	-0.0725	-0.1268	-0.1620	0.0312	0.1404	1.0000			
$Ceoshare_{i,t}$	-0.0107	0.1340	0.1110	-0.0699	-0.1475	-0.0155	1.0000		
$Ceocom_{i,t}$	0.3649	0.2434	0.2731	0.4183	0.0176	-0.0312	0.0312	1.0000	
$Herfindahl_{i,t}$	0.1669	0.0526	0.0684	0.3560	0.0791	-0.0320	-0.1379	0.0725	1.0000

资料来源: 本文整理

3. 整体样本回归结果和分析

如前所述, 根据温忠麟、叶宝娟(2014)检验中介效应和调节效应的常规方法, 本文对模型(1)~模型(4)进行回归, 结果如表4所示。其中, 模型(1)中内部控制对公司绩效的总效应系数为0.0873, 在1%的水平上显著; 模型(2)中内部控制对创新的影响系数为0.0084, 在5%的水平上显著, 说明内部控制越好的公司, 技术创新的投入越大。结合模型(1)~模型(3), 内部控制通过促进技术创新投入影响公司绩效的中介效应为 $0.0084 * 0.3630 \approx 0.003$, 占总效应的百分比为3.5%。因此, 对中介效应而言, 估计系数的显著性支持了假设 H_1 和假设 H_2 。与此同时, 调节效应模型(4)的回归结果显示, 当技术创新水平一定时, 良好的内部控制有助于提升创新投入转化为业绩的效率。

相关性为0.2785, 这与已有文献中内部控制有助于整体业绩增加的结论也是一致的。由此进一步说明, 迪博内部控制数据库评分是有效的, 可以用作对样本公司内部控制强度的衡量。总体上看, 各解释变量间相关系数值都在可接受范围。因此, 可以认为, 在多元回归分析时, 不存在严重的多重共线性问题。同时, 中介效应模型和调节效应模型均通过VIF检验, 全样本的VIF值分别为1.33和1.40, 远小于10, 说明共线性问题不显著影响模型参数的估计结果。

在模型中纳入反映调节效应的变量 $IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$ 之后, 模型拟合系数提高了, 同时, 调节效应为0.0072, 且在1%的水平上显著, 这支持了假设 H_3 。因此, 从整体样本的回归结果看, 内部控制对技术创新和公司业绩的影响既存在假设 H_1 和假设 H_2 所述的中介效应, 也存在假设 H_3 所述的调节效应。所以, 整体样本回归结果在一定程度上支持了“内部控制促进论”。

然而, 这种内部控制促进作用仍然较弱, 表现为内部控制指数通过技术创新对业绩作用的系数值偏小, 仅有3.5%的中介效应。这种低比率说明, 目前我国上市公司中内部控制促进技术创新的力度实际上仍有待增强。进一步的原因很可能是在其中某些样本组中, 内部控制的作用特别微弱甚至出现反作用效果。为此, 本文有必要对样本做进一步的分组分析。

表 4 全样本模型回归结果

模型回归 变量		中介效应						调节效应	
		模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
被解释变量		$Perf_{i,t}$		$Innov_{i,t}$		$Perf_{i,t}$		$Perf_{i,t}$	
		估计系数	P 值	估计系数	P 值	估计系数	P 值	估计系数	P 值
自变量	$IC_{i,t}$	0.0873 ***	0.000	0.0084 **	0.013	0.0843 ***	0.000	0.0136 ***	0.000
中介变量	$Innov_{i,t}$					0.3630 ***	0.001	0.0008	0.582
调节效应	$IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$							0.0072 ***	0.000
控制变量	$Size_{i,t}$	-0.0065 ***	0.000	-0.0023 ***	0.000	-0.0056 ***	0.000	-0.0060 ***	0.000
	$Lev_{i,t}$	-0.0660 ***	0.000	-0.0021	0.302	-0.0653 ***	0.000	-0.0652 ***	0.000
	$Growth_{i,t}$	-0.0007 ***	0.001	-0.0002 ***	0.003	-0.0006 ***	0.003	-0.0007 ***	0.001
	$Ceoshare_{i,t}$	0.0009 ***	0.007	0.0003 ***	0.000	0.0008 * *	0.019	0.0009 ***	0.009
	$Ceocom_{i,t}$	0.0153 ***	0.000	0.0046 ***	0.000	0.0137 ***	0.000	0.0136 ***	0.000
	$Herfindahl_{i,t}$	0.0358 ***	0.001	0.0105 ***	0.000	0.0320 ***	0.002	0.0344 ***	0.001
	$_cons$	-0.5674 ***	0.000	-0.0571 ***	0.003	-0.5467 ***	0.000	0.0134	0.677
	行业	控制		控制		控制		控制	
年度	控制		控制		控制		控制		
	R^2	0.2351		0.1236		0.2426		0.2552	
	$Adj - R^2$	0.2304		0.1181		0.2372		0.2492	
	N	1130		1130		1130		1130	

注：*、**、*** 分别表示在 0.10、0.05 和 0.01 水平上显著（双尾）

资料来源：本文整理

4. 进一步的检验

根据前述理论分析，在技术创新活跃程度不同的公司中，因公司对技术创新的风险容忍度不同，内部控制对技术创新的着力点和作用将存在差异。同时，为考察内部控制和创新之间是否可能存在内生性问题影响结果的稳健性，本文进一步按照变量 $Innov_{i,t}$ 的分位值对样本进行分组检验。其中， $Innov_{i,t}$ 值在最高 25% 以内的公司为 High Innov 组； $Innov_{i,t}$ 值在最低 25% 以内的公司为 Low Innov 组；其余 $Innov_{i,t}$ 处于中间水平的公司为 Middle Innov 组。分组回归结果如表 5 所示。受篇幅所限，表 5 仅报告主要检验变量的系数值。首先，High Innov 组中内部控制对技术创新的影响主要表现为中介效应，其中，模型(2)和模型(3)的相关系数分别在 5% 和

1% 的水平上显著 (P 值分别为 0.016 和 0.010)，且计算出的中介效应占总效应比例从上述整体样本的 3.5% 上升到 6.2% 左右。但该组中内部控制对创新投入转化为业绩的效率贡献不大，表现为 $IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$ 的系数 P 值为 0.518。这说明，在创新最活跃的公司中，内部控制主要通过中介效应促进创新投入的增加来提高公司业绩，但未能通过设计内部控制发挥调节效应来提高创新活动转化为业绩的效率。其次，在 Middle Innov 组中，内部控制更主要是发挥调节效应，但中介效应变得不显著。并且“内部控制悖论”在该组样本公司中有所显现，表现为模型(2)中 $IC_{i,t}$ 对 $Innov_{i,t}$ 的影响系数为负值，即使该系数 P 值并不显著，但这种倾向不容忽视。再次，在 Low Innov 组中，无论是中介效应还是调节效

应都不显著。虽然该组中模型(2)的相关系数显著, 但模型(3)的 $Innov_{i,t}$ 系数不显著 ($P = 0.760$), 根据中介效应模型的系数检验程序计算出 *Sobel* 值

为 1.205, 也不显著, 故不存在中介效应。这说明, 在创新消极的公司中, 内部控制和技术创新的关联度很弱。

表 5 分组样本模型回归结果

分组	变量 \ 回归	中介效应						调节效应	
		模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
	被解释变量	$Perf_{i,t}$		$Innov_{i,t}$		$Perf_{i,t}$		$Perf_{i,t}$	
		估计系数	P 值	估计系数	P 值	估计系数	P 值	估计系数	P 值
High Innov 组 $N = 284$	$IC_{i,t}$	0.1956 ***	0.000	0.0193 **	0.016	0.1835 ***	0.000	0.0227 ***	0.001
	$Innov_{i,t}$					0.6263 ***	0.010	0.0060 *	0.069
	$IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$							0.0026	0.518
	$Adj - R^2$	0.3237		0.1085		0.3384		0.3369	
Middle Innov 组 $N = 561$	$IC_{i,t}$	0.0771 ***	0.000	-0.0003	0.842	0.0771 ***	0.000	0.0139 ***	0.000
	$Innov_{i,t}$					0.1078	0.801	-0.0012917	0.799
	$IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$							0.0092 *	0.092
	$Adj - R^2$	0.1697		0.0616		0.1683		0.1710	
Low Innov 组 $N = 285$	$IC_{i,t}$	0.0442 *	0.058	0.0006 *	0.069	0.0434 *	0.065	0.0039	0.940
	$Innov_{i,t}$					1.2210	0.760	0.0149	0.769
	$IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$							-0.0026	0.965
	$Adj - R^2$	0.2904		0.0971		0.2881		0.2855	

注: *、**、*** 分别表示在 0.10、0.05 和 0.01 平上显著(双尾); 受篇幅限制, 仅列示主要测试变量的回归结果
资料来源: 本文整理

5. 稳健性测试

上述主体回归中, 采用分组检验, 一定程度上控制了内部控制和创新之间由于遗失变量产生的自选择内生性问题, 本文在稳健性测试中进一步通过两种方法来测试结果的稳健性:

(1) 从样本选择的角度进行测试, 对中介效应检验采用更严格的 Bootstrap 法。Bootstrap 法是一

种从样本中重复抽样的方法, 例如, 将原始样本当做总体, 从中重复取样以得到类似于原始样本的 Bootstrap 样本, 以此进行偏差校正而获得高检验力(Wen 等, 2010)。本文采用 Bootstrap 运行 1000 次的结果如表 6 所示。由于篇幅限制, 本文在表 6 中仅报告了主要测试变量的回归结果, 发现其与上述整体回归结果类似。

表 6 Bootstrap (1000) 稳健性测试回归结果

变量	中介效应						调节效应	
	模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
被解释变量	$Perf_{i,t}$		$Innov_{i,t}$		$Perf_{i,t}$		$Perf_{i,t}$	
	估计系数	P 值	估计系数	P 值	估计系数	P 值	估计系数	P 值
$IC_{i,t}$	0.0873 ***	0.000	0.0084 ***	0.002	0.0843 ***	0.000	0.0136 ***	0.000

变量	中介效应						调节效应	
	模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
$Innov_{i,t}$					0.3630***	0.002	0.0008	0.626
$IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$							0.0072***	0.003
$Adj-R^2$	0.2304		0.1181		0.2372		0.2492	
N	1130		1130		1130		1130	

注：*、**、*** 分别表示在 0.10、0.05 和 0.01 水平上显著（双尾）；受篇幅限制，仅列示主要测试变量的回归结果
资料来源：本文整理

(2) 通过将因变量 t 期的业绩延后一期代入回归模型，来解决同时性带来的内生性问题。这种检验也回应了一些文献提出的技术创新对业绩有滞后一期的影响。业绩滞后一期的整体样本回归结

果如表 7 所示，与主体回归结果仍然类似。分组检验并将业绩滞后一期的结果如表 8 所示，各组内部控制的中介效应和调节效应与上述主体检验的表现一致。

表 7 因变量后一期的稳健性测试结果 (整体样本)

变量	中介效应						调节效应	
	模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
被解释变量	$Perf_{i,t+1}$		$Innov_{i,t}$		$Perf_{i,t+1}$		$Perf_{i,t+1}$	
	估计系数	P 值	估计系数	P 值	估计系数	P 值	估计系数	P 值
$IC_{i,t}$	0.0511***	0.004	0.0119**	0.018	0.0479***	0.007	0.0074***	0.004
$Innov_{i,t}$					0.2698	0.045	0.0007	0.714
$IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$							0.0042*	0.081
$Adj-R^2$	0.2475		0.1184		0.2509		0.2531	
N	862		862		862		862	

注：*、**、*** 分别表示在 0.10、0.05 和 0.01 水平上显著（双尾）；受篇幅限制，仅列示主要测试变量的回归结果
资料来源：本文整理

表 8 因变量后一期的稳健性测试结果 (分组样本)

分组	变量	中介效应						调节效应	
		模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
	被解释变量	$Perf_{i,t+1}$		$Innov_{i,t}$		$Perf_{i,t+1}$		$Perf_{i,t+1}$	
	估计系数	P 值		估计系数		P 值		估计系数	
High Innov 组 $N = 176$	$IC_{i,t}$	0.2348***	0.000	0.0202*	0.062	0.2225***	0.000	0.0260***	0.006
	$Innov_{i,t}$					0.6107**	0.039	0.0045	0.331
	$IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$							0.0046	0.426
	$Adj-R^2$	0.3909		0.0901		0.4027		0.4014	

分组	变量	中介效应						调节效应	
		模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
	被解释变量	$Perf_{i,t+1}$		$Innov_{i,t}$		$Perf_{i,t+1}$		$Perf_{i,t+1}$	
Middle Innov 组 $N = 561$	$IC_{i,t}$	0.0771***	0.000	-0.0003	0.842	0.0771***	0.000	0.0139***	0.000
	$Innov_{i,t}$					0.1078	0.801	-0.0013	0.799
	$IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$							0.0092*	0.092
	$Adj - R^2$	0.1697		0.0616		0.1683		0.1710	
Low Innov 组 $N = 285$	$IC_{i,t}$	0.0442I*	0.058	0.0006*	0.069	0.0434*	0.065	0.0039	0.940
	$Innov_{i,t}$					1.2210	0.760	0.0149	0.769
	$IC_{i,t} \times Innov_{i,t}$							-0.0026	0.965
	$Adj - R^2$	0.2904		0.0971		0.2881		0.2855	

注: *、**、*** 分别表示在 0.10、0.05 和 0.01 水平上显著(双尾);受篇幅限制,仅列示主要测试变量的回归结果
资料来源:本文整理

需要说明的是,由于相关工具变量的选择存在较大争议,这里不宜采用工具变量或 Heckman 检验。由于本文已经是选择了所有制造业上市公司进行必要剔除后获得样本,故也不宜采用配对样本检验。另外,考虑到我国上市公司产权性质不同,本文将模型(1)~模型(4)分别在国有企业和民营企业中进行检验,但发现上述主体作用机制在国有企业和民营企业之间并不存在显著差异。

最后,为检验内部控制具体五要素各自是否对上述结果有不同的影响,本文分别用迪博数据库中的内部环境、风险评估、控制程序、信息沟通和内部监督五要素的评分代替内部控制综合评分进行回归,结果显示,在中介效应上,内部环境和信息沟通有一定促进技术创新投入的作用;而风险评估、控制活动和内部监督对技术创新投入有负作用。这分别与“内部控制促进论”和“内部控制悖论”的理论分析相吻合。在调节效应上,控制活动的调节效应最显著,为 0.4944 ($P = 0.049$)。这与前述理论分析中内部控制是通过监督控制创新活动进展来提高创新绩效的观点相一致。

五、结论与讨论

进入 21 世纪以来,安然和世通等全球重大财务丑闻曝光后,内部控制被认为是保护投资者利益

的重要机制,并成为学术界讨论的重要话题。但截至目前,国内外有关内部控制的经验研究主要关注内部控制和信息披露、市场反应以及公司内外部治理机制等的相关性分析,尚缺乏细致探讨内部控制如何影响公司内部运营进而影响公司业绩的充分证据(周守华等,2013)。本文基于理论和实践中广受关注的内部控制和公司创新活动之间的关系,回顾和梳理了相关的两类理论假说,即“内部控制悖论”和“内部控制促进论”,运用我国制造业上市公司的数据实证检验了两种假说在我国的解释力。通过剖析我国内部控制影响技术创新的途径和存在的问题,本文对实践中改进内部控制建设具有参考意义。

(1)我国制造业上市公司的平均创新活动虽然发展快速,但整体上的创新发展时间尚短,平均创新投入水平仍低于西方国家成熟的创新型制造业公司。因此,与西方发达国家成熟的制造业公司研发体系不同,我国制造业公司在向创新型模式的转型过程中,创新活动迫切需要健全的内部控制规范来抑制可能出现的研发定位不明晰、研发过程混乱、资金管理缺失,以及其他各种因代理成本引发的道德风险和逆向选择等问题。从本文对我国制造业公司的整体研究看,当前加强内部控制建设能对创新活动产生促进作用。一方面,较强的内部控

制能激发公司更高的创新投入水平。这是由于内部控制的加强有助于向公司员工清晰地传达组织的战略定位和风险承受边界,进而为组织创新活动构建良好的内部环境并激发组织内各个层次的创新。同时,良好的内部控制能加强创新活动转化为公司业绩的效率。这主要来自内部控制通过对创新项目过程的监督,有助于减少盲目或低效研发项目,进而增强创新活动转化为公司业绩的效率。

(2)虽然样本整体上适用于“内部控制促进论”,但上述两种促进力都亟待加强。内部控制对创新投入的促进作用,仅显著体现在技术创新较活跃的样本组中;内部控制对创新绩效的调节作用,仅显著体现在技术创新水平居中的样本组中;而在创新消极的样本组中,内部控制对创新投入和创新绩效都未能起到改善作用。同时,在创新风险容忍度不同的公司组中,内部控制发挥的促进作用存在各自的短板之处:在创新相对较活跃的公司中,内部控制对提高创新转化为公司业绩的贡献不显著;在创新活跃程度居中的公司中,严密的内部制度规定甚至产生了“内部控制悖论”中描述的抑制创新投入的趋势;而在创新活动消极的公司中,内部控制基本未能发挥对技术创新活动的改善作用。这些内部控制作用的短板现象,解释了整体样本中相关中介效应和调节效应较弱的原因。在经济“新常态”时期,这些是制造业上市公司在内部控制建设

和改进时需要关注的重要问题。一方面,我国制造业公司都尚需改进内部控制以全面促进技术创新;另一方面,内部控制改进中需要注意僵化的控制点、预算和绩效考核制度对创新活动可能形成的负面影响,防止内部控制悖论现象。

(3)实践中,公司的内部控制体系设计不是一劳永逸的。内部控制是由内部环境、风险评估、控制活动、信息沟通和交流、内部监督五要素构成的系统化机制。结合本文对内部控制作用于创新活动的具体机制和途径分析,目前不同类型制造业公司在改进内部控制时应关注不同的关键领域。对于创新活跃的公司而言,当前内部控制改进的重点是加强有关创新项目的控制活动建设,以加强创新转化为公司业绩的效率;对于创新活跃程度居中的公司而言,当前内部控制改进的重点是加强内部环境和信息沟通要素的建设,并改变过于依赖预算和绩效考核来约束创新活动的局面;而对于创新消极的公司,内部控制需要全面加强,以促进其创新活动。当然,从更长期的内部控制建设来看,为全面发挥内部控制对技术创新和公司业绩的中介效应和调节效应,内部控制的设计需要动态权衡制度控制和灵活性之间的关系,细致考虑内部控制各具体要素的内容和比重,以规避内部控制制度化建设的形式化和僵化问题,进一步促进公司技术创新投入及其绩效。

参考文献:

- [1] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51, (6): 1173 - 1182.
- [2] Bisbe J, Otley D. The Effects of the Interactive Use of Management Control Systems on Product Innovation[J]. Accounting, Organizations and Society, 2004, 29, (8): 709 - 737.
- [3] Clark K B, Fujimoto T. Product Development Performance: Strategy, Organization, and Management in the World Auto Industry [M]. Harvard Business Press, 1991.
- [4] Dougherty D, Hardy C. Sustained Product Innovation in Large, Mature Organizations: Overcoming Innovation-to-organization Problems[J]. Academy of Management Journal, 1996, 39, (5): 1120 - 1153.
- [5] Drucker P F. The Theory of the Business[J]. Harvard Business Review, 1994, 72, (5): 95 - 104.
- [6] Eberhart A, Maxwell W, Siddique A. A Reexamination of the Tradeoff Between the Future Benefit and Riskiness of R&D Increases[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46, (1): 27 - 52.

- [7] Hitt M A, Hoskisson R E, Kim H. International Diversification: Effects on Innovation and Firm Performance in Product – diversified Firms[J]. *Academy of Management Journal*, 1997, 40, (4) :767 – 798.
- [8] Hutchinson, Marion and Gul, Ferdinand A. Investment Opportunity Set, Corporate Governance Practices and Firm Performance [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2004, 10, (4) :595 – 614.
- [9] Jensen M C. The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems[J]. *Journal of Finance*, 1993, 48, (3) :831 – 880.
- [10] Kaplan R S, Norton D P. *The Balanced Scorecard: Translating Strategy into Action*[M]. Harvard Business Press, 1996.
- [11] Murphy K J, Zimmerman J L. Financial Performance Surrounding CEO Turnover[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1993, 16, (1) :273 – 315.
- [12] Myers S C, Majluf N S. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do not Have[J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13, (2) :187 – 221.
- [13] Rajan, R., Zingales, L. Financial Dependence and Growth[J]. *American Economic Review*. 1998, 88, (3) :559 – 586.
- [14] Ribstein L E. Market vs. Regulatory Responses to Corporate Fraud: A Critique of the Sarbanes – Oxley Act of 2002[J]. *Journal of Corporation Law*, 2002, 28, (1) :1 – 16.
- [15] Simons R. Control in An Age of Empowerment[J]. *Harvard Business Review*, 1995, 73, (2) :80 – 88.
- [16] Solomon D, Bryan-Low C. Companies Complain about Cost of Corporate Governance Rules[N]. *The Wall Street Journal*, 2004, (10) :A1.
- [17] Stiglitz J E, Weiss A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information[J]. *The American Economic Review*, 1981, 71, (3) :393 – 410.
- [18] Tidd J. Innovation Management in Context: Environment, Organization and Performance[J]. *International Journal of Management Reviews*, 2001, 3, (3) :169 – 183.
- [19] Verona G. A Resource-based View of Product Development[J]. *Academy of Management Review*, 1999, 24, (1) :132 – 142.
- [20] Walsh V, Roy R, Bruce M. *Winning by Design: Technology, Product Design and International Competitiveness*[M]. Blackwell Publishers, 1992.
- [21] Wen Z, Marsh H W, Hau K T. Structural Equation Model of Latent Interactions: An Appropriate Standardized Solution and Its Scale-free Properties[J]. *Structural Equation Model*, 2010, 17, (1) :1 – 22.
- [22] Zhang Ivy Xiyang. Economic Consequences of the Sarbanes-Oxley Act of 2002[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2007, 44, (1) :74 – 115.
- [23] 程启月. 评测指标权重确定的结构熵权法[J]. 北京: 系统工程理论与实践, 2010, (7).
- [24] 方红星, 金玉娜. 公司治理、内部控制与非效率投资: 理论分析与经验证据[J]. 北京: 会计研究, 2013, (7).
- [25] 经济合作与发展组织. OECD 科学、技术和工业记分牌: 2013 创新驱动发展[M]. 北京: 科学技术文献出版社, 2015.
- [26] 李萍, 舒伟, 唐清泉, 曹健. 内部控制能提高企业 R&D 投资的价值相关性吗? [J]. 北京: 中国会计评论, 2015, (3).
- [27] 刘顺忠, 官建成. 区域创新系统创新绩效的评价[J]. 北京: 中国管理科学, 2002, (1).
- [28] 王德应, 刘渐和. TMT 特征与企业技术创新关系研究[J]. 北京: 科研管理, 2011, (7).
- [29] 文芳. R&D 投资对公司盈利能力的影响研究[J]. 深圳: 证券市场导报, 2009, (6).
- [30] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 北京: 心理科学进展, 2014, (5).
- [31] 徐莉萍, 陈玉孟, 辛宇. 控制权转移、产权改革及公司经营绩效之改进[J]. 北京: 管理世界, 2005, (3).
- [32] 辛清泉, 谭伟强. 市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬[J]. 北京: 经济研究, 2009, (11).
- [33] 张继良, 赵崇生. 我国工业转型升级、绩效、问题与对策[J]. 北京: 调研世界, 2015, (12).
- [34] 张煜, 孙慧. 科技进步对经济增长贡献影响因素的理论研究[J]. 武汉: 科技进步与对策, 2015, (5).
- [35] 周守华, 胡为民, 林斌, 刘春丽. 2012 年中国上市公司内部控制研究[J]. 北京: 会计研究, 2013, (7).

Internal Control, Innovation and Firm Performance: Empirical Evidence from Chinese Manufacturing Companies

ZHANG Juan, HUANG Zhi-zhong

(Business School of Nanjing University, Nanjing, Jiangsu, 210093, China)

Abstract: Technology innovation is very important to the production efficiency improvement of companies in the manufacturing industry. In recent years, R&D investment in China has been showing a trend of rapid growth. However, researches show that the gaps of innovation inputs between companies are enlarging and the innovation contributions to company performance are still far away from satisfaction. This paper investigates the problems by discussing the effect of internal control on the innovation activity which includes innovation inputs and innovation efficiency. According to the literature, there currently are two main conflicting views: one is the “internal control improvement” hypothesis, which states that if internal control is better, the innovation input and innovation efficiency will increase. And its fundamental theory is that internal control is a systematic mechanism to reduce the agency costs and information asymmetry in the innovation activities. The other is “internal control paradox” hypothesis, which states that internal control usually composed of rigid regulations entails low level of flexibility, and this will inevitably discourage innovation activities. It is explained by organization theory, and is supported by the recessions of some famous companies in the 1980s and the surveys about SOX consequences after 2002. This paper categorizes the theoretical effects of internal control on innovation activity mentioned in the above two hypotheses into mediating effect and moderating effect, and tests these two hypotheses with data from the public listed manufacturing companies on the Chinese market from 2007 to 2013. The empirical results show that “internal control improvement” phenomenon does exist in the general sample, but the improving effects are very weak with the 3.5% mediating effect and the 0.7% moderating effect. By grouping the sample according to innovation activeness which is the measure of innovation risk tolerance, the weakness of internal control system in each of the three groups is investigated in details, and the reason for the general weak improvement effect is identified. First, in the group of companies with active innovation, internal control has higher mediating effect and can improve performance by stimulating the innovation inputs, but internal control shows no significant moderating effect to improve the innovation efficiency; Second, in the group of companies with average innovation activeness, internal control has higher moderating effect and can significantly improve the innovation efficiency, but internal control emphasis could discourage innovation inputs, which reflects an “internal control paradox” phenomenon; Third, in the companies with inactive innovation, neither innovation inputs nor the innovation efficiency could significantly be improved by the internal control, which is the main reason for the general weak improvement effects of internal control. Further research shows that the specific components of internal control have different effects on innovation activities. The related significant results are that components of internal environment and communication contribute mainly to the mediating effect, while components of control activities contribute mainly to the moderating effect. Based on the results, Chinese manufacturing companies in general should emphasize the construction of internal control system to enhance innovation. Moreover, the active innovation companies with high innovation risk tolerance should improve control activities in order to increase the moderating effect of internal control system. And the average innovation companies with lower innovation risk tolerance should emphasize more on better internal environment and communication in order to stimulate the mediating effect of internal control system. This paper contributes to the literature by introducing the internal control paradox hypothesis to enrich the research framework and by proposing the specific effects of internal control on innovation activity. It also provides important reference to the practitioners about how to renovate internal control system to promote innovation and enhance firm value.

Key Words: internal control; innovation input; innovation efficiency; firm performance

(责任编辑:文 川)