

## 严格的内部控制影响了企业创新吗？\*

黄婷婷<sup>1</sup> 潘怡麟<sup>2</sup> 朱凯<sup>3</sup> 陈信元<sup>4</sup>

投稿日：2020年10月26日 录用日：2021年8月16日  
©作者 2021。本文由香港理工大学以开放取用(open access)方式出版。

### 摘要

内部控制是保障企业高效运营的关键。本文研究了企业内部控制的严格程度对创新活动的影响。创新活动带有极高的不确定性，与内部控制存在理念和实践上的冲突。严格的内部控制会对员工产生负向激励作用：员工容易因行为不符合标准而受到惩罚，所以承担创新项目的冒险动机较弱，企业的创新投入相对较少；同时，由于高质量创新项目历时更长、产出不确定性更高，员工倾向于选择短期有显性产出的创新项目，创新质量相对较低。在上市公司内部控制缺陷认定标准的基础上，本文构造了内部控制严格程度指标，检验发现：（1）内部控制越严格，公司创新投入越少，发明专利申请占比越低；（2）上述现象在未设立专职研发中心、研发人员占比高的公司以及非国有公司中更明显；（3）内部控制越严格，创新产出提高经营业绩的作用越小。本文揭示了内部控制对创新活动的负面影响，对我国创新战略的实施具有重要启示作用。

关键词：内部控制严格程度、负向激励、创新投入、创新质量

\* 本文为国家自然科学基金重点项目“互联网时代企业的财务行为与治理特征”（71632006）和面上项目“激励机制、人力资本与公司价值”（72072107）的阶段性成果，并得到了上海财经大学研究生创新基金项目（CXJJ-2021-302）的资助。感谢中山大学辛宇老师、厦门大学孟庆玺老师、上海财经大学周波老师及其他老师、博士生提出的意见和建议。文责自负。

<sup>1</sup> 黄婷婷，上海财经大学会计学院。电子邮箱：tinahuang1996@outlook.com。

<sup>2</sup> 潘怡麟，南京大学管理学院。电子邮箱：PYL987@126.com。

<sup>3</sup> 通讯作者：朱凯，上海财经大学会计学院，会计与财务研究院。电子邮箱：aczhuk@mail.shufe.edu.cn。

<sup>4</sup> 陈信元，上海财经大学会计学院，会计与财务研究院。电子邮箱：xychen@mail.shufe.edu.cn。

## 一、引言

本文研究了企业内部控制的严格程度对创新活动的影响。内部控制对保障企业运营发挥着不可或缺的作用。已有研究表明,良好的内部控制一方面降低了企业的内部风险与管理层操纵的可能性(Gao and Jia, 2016; Skaife *et al.*, 2013),另一方面通过改善信息传递提高了企业的经营效率(Cheng *et al.*, 2018; 刘浩等, 2015)。这些研究多从内部控制质量的角度出发,即关注企业能够在多大程度上实现既定的内部控制目标。而本文将研究视角聚焦于内部控制制度的严格程度,即企业对各项活动实施控制的强度。创新是企业生命力的根源,而创新投资带有极高的不确定性,在事前难以有效预期、事中难以控制、事后难以归因,与内部控制存在理念和实践上的冲突。以创新成就百年传奇的3M公司曾提出,宽松自由、容忍失败的企业环境是员工自主创新的源泉。<sup>5</sup>那么,严格的内部控制会如何影响企业的创新投入和产出?这是本文主要的研究问题。

严格的内部控制具有改善信息传递、降低代理成本等优势,但也降低了员工行为的灵活性。通过对超过限定标准的行为施以惩罚,内部控制制度对员工形成了负向激励。就创新活动而言,严格的内部控制下,员工需要付出一定成本以保证行为符合标准,冒险动机弱而不作为动机强,所以企业能够推进的创新项目少,对应的创新投入较少。同时,由于高质量创新项目要求大量资源投入并具有很强不确定性,严格的内部控制下,员工倾向于选择短期内有显性成果的创新项目,对创新质量产生负面影响。这将有损于企业的长期价值。

以上市公司披露的内部控制缺陷认定标准为基础,本文构造了内部控制严格程度指标。《企业内部控制基本规范》(财会[2008]7号)要求上市公司在内部控制自我评价报告中披露内部控制缺陷认定标准。内部控制缺陷认定标准越低,各项活动被认定为存在内部控制缺陷的可能性越高,企业内部控制越严格。以2013至2017年非金融业A股上市公司为样本,本文发现,内部控制越严格,公司的创新投入越少,发明专利数占总专利数比重越低。这表明,严格的内部控制不利于开展创新活动,在一定程度上放松内部控制,可以增加创新投入,提高创新质量。

截面检验显示,研发人员占比高、未设立专职研发中心的公司以及非国有公司中,严格的内部控制与创新的负向关系较强。此外,对员工的正向激励,即高薪酬不能弥补严格的内部控制对创新活动的负面效应,所以放松内部控制对促进创新十分重要。进一步地,本文检验了内部控制严格程度对创新产出经济后果的影响,发现内部控制越严格,创新产出提高经营业绩的作用越小。

本文的首要贡献在于从严格程度这一视角研究了内部控制对企业经济活动的影响,补充了内部控制有关文献。以往研究多从内部控制质量的角度研究其对创新活动的影响,得出了不尽相同的结论:Gao and Zhang (2019)发现内部控制质量的提升增加了企业的财务负担与法律风险,降低了专利数量与质量;Li *et al.* (2019)发现高质量内部控制不鼓励管理层接受高风险项目,导致创新活动减少;张怀等(2018)发现有缺

<sup>5</sup> 资料来源:《3M:百年品牌的不老传奇》,《企业管理杂志》2020年第4期(<http://www.qyglzz.com/view.php?id=6610>)。

陷的内部控制同样会抑制创新。本文关注的是企业内部控制的严格程度对创新活动的影响。本文以公开数据为基础度量内部控制严格程度，发现在控制内部控制质量的基础上，内部控制严格程度仍会影响企业的创新投入与创新质量。这一结果表明，严格程度作为一项内部控制制度特征，是以往内部控制研究遗漏的重要变量。

其次，本文研究了负向激励对创新决策的影响。以往研究主要关注对高管和员工的正向激励与创新的关系：比如，提高对早期失败的容忍度、增加对长期成功的奖励、延长股权激励的行权期以及推动管理层团队内薪酬公平，均有利于推动管理层创新（Baranchuk *et al.*, 2014; Ederer and Manso, 2013; Tian *et al.*, 2016）；而对员工实施股权激励可以增加员工承担风险的动机，从而促进创新（Chang *et al.*, 2015）。本文阐明了严格的内部控制和负向激励之间的逻辑关系，发现了严格内部控制对员工创新的负面影响，且向员工提供正向激励并不能缓解这一负面影响。这对激励机制以及创新相关文献有所补充。

本文的实践意义在于揭示了内部控制对创新活动的负面影响。企业在构建内部控制制度时应考虑激励与控制的平衡，在确保内部控制有效性的同时，兼顾对企业创新活动的有效激励，从而实现价值最大化。在经济体层面，要推动创新并提高创新质量，在一定程度上放松对经济个体的控制是十分必要的。

本文其余部分的安排如下：第二部分为理论分析与回归假说，第三部分为样本选择、研究模型与指标说明，第四部分为主要实证结果，第五部分为进一步检验，第六部分为研究结论。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）制度背景

《企业内部控制基本规范》（财会[2008]7号，以下简称《基本规范》）将企业的内部控制定义为“以保证企业经营管理合法合规、资产安全、财务报告及相关信息真实完整以及提高经营效率为目标，经理层按照董事会事先设定的标准对各项活动实施控制的过程”。

企业内部控制的实施范围为包括研发创新在内的各种业务和事项。《基本规范》要求内部控制实施遵循“全面性原则”和“重要性原则”。全面性原则即内部控制应当贯穿决策、执行和监督全过程，重要性原则要求内部控制应当在全面控制的基础上，关注重点业务事项和高风险领域，并要求覆盖公司董事会、监事会、管理层和所有员工。

研发活动作为高风险领域，是企业内部控制的重点关注对象。《企业内部控制应用指引第10号—研究与开发》（财会[2010]11号）强调，企业开展研发活动应关注研究计划制定、研发过程管理、研发成果转化与保护等层面的内部控制。在执行层面，上市公司在内部控制自我评价报告中披露了内部控制评价范围和重点关注的高风险领域。许多公司将研发创新列入高风险领域，并对研发创新活动的内控流程做了明确阐述，例如神州信息（000555）在其2019年内部控制自我评价报告中指出，公司将根据发展战略和同行业技术水平，完善研发业务流程，制定有利于技术开发的项目管理方法。

在内部控制缺陷认定部分，一些上市公司披露了研发创新相关的内部控制缺陷。<sup>6</sup>

## （二）文献回顾

现有文献主要从内部控制质量和内部控制信息披露的角度研究其对企业生产经营及外部利益相关者的影响。内部控制质量即内部控制目标的实现程度，体现了对内部控制有效性的综合评价。内部控制质量对企业各项活动的影响可以分为三个方面。其一，高质量的内部控制可以有效控制和降低企业风险。内部控制质量越差，企业生产经营中出现控制缺陷的可能性越高。此时，投资者风险预期高，审计师努力多而审计收费高（Hogan and Wilkins, 2008）。其二，内部控制质量越差，企业信息质量越差。此时管理层业绩预告准确度越低（Feng *et al.*, 2009）；由于缺乏支持决策的高质量信息，企业经营效率低（Cheng *et al.*, 2018）；债权人难以判断企业是否履行了债务合约，债务成本更高（Dhaliwal *et al.*, 2011）；而客户与企业间的信息不对称程度高，供应链关系中断的可能性高（Bauer *et al.*, 2018）。其三，内部控制质量越差，管理层操纵会计数字获得私益的可能性越高，比如内部人交易盈利性高（Skaife *et al.*, 2013），投资者对现金流估值低（Gao and Jia, 2016）等。

然而内部控制质量受内部控制构建与实施过程中多重因素的影响。相较于内部控制质量，包括严格程度在内的一些内部控制制度特征发挥着更为基础的作用。已有的控制系统特征研究主要集中于对员工（包括低层管理者）表现的影响。Adler and Borys（1996）提出，具备以下特征的控制系统的鼓励员工做出有利于企业价值的行为：其一，员工可以观察到控制系统如何发挥作用及其上下级行为（Internal and global transparency）；其二，控制系统可以根据员工特殊工作需求做出调整（Flexibility）；其三，当控制系统与企业生产经营不适配时，员工可以对其进行修正（Repair）。如果内部控制系统不具备上述特征而只体现决策层的监督或控制目的，这一正式制度会对员工行为产生负面影响。自 Adler and Borys（1996）后，学者们围绕控制系统特征展开了一系列的理论或实验研究（Ahrens and Chapman, 2004; Free, 2007; Jørgensen and Messner, 2009）。上述研究表明，控制系统的建立体现了企业决策层在效率与灵活性之间的权衡。当企业构建严苛的内部控制制度以提高经营效率时，员工行为的灵活性受限，这势必对员工产生负面影响。

## （三）理论分析

创新活动是企业价值创造的直接过程。作为决策者，管理层在创新活动中的角色备受关注。员工有着区别于管理层的独特作用。尽管员工难以参与创新决策，但员工在创新思想形成以及创新决策执行过程中贡献了重要力量。<sup>7</sup>一方面，拥有专门技术且具有创造性的员工是新思想和新知识的主要来源；另一方面，员工是企业创新决策的参与者，员工在创新活动中的个人努力、团队协作和稳定性极大地影响了企业的创

<sup>6</sup> 2013至2017年间，样本公司共披露了3,316条内部控制缺陷，其中有48条与研发创新相关的内部控制缺陷。这表明内部控制实际执行中，上市公司确实依据设定的标准对创新活动进行内部控制缺陷认定和整改。

<sup>7</sup> 3M公司将员工视为最具价值的资源，并以激发员工创造力为管理工作的主要目标，形成了著名的15%“私酿酒”规则和宽容失败的企业环境。

新效率。创新决策执行过程中员工的信息反馈有助于管理层及时调整决策，降低试错成本。

本文关注的是内部控制的严格程度如何作用于管理层与员工行为，进而对企业创新投入及创新质量产生影响。考虑到管理层和员工在创新活动中均发挥了重要作用，本文将管理层视作一类特殊的员工进行讨论。内部控制严格程度指企业对包括研发创新在内的各项活动实施控制的强度。下文将从代理行为和负向激励两个角度详细分析内部控制严格程度对创新活动的影响。

### （1）内部控制严格程度与企业创新：代理成本角度

企业创新活动受到员工代理行为的影响。由于创新活动的高风险与低短期回报属性，员工有动机降低在创新活动中的努力，对创新项目实施产生负面影响。特别地，由于创新投入会通过影响会计利润或市场回报从而影响管理层薪酬，管理层可能为追求短期利益缩小创新规模，以提高当期利润。特别是管理层接近退休或企业面临小额亏损或利润小幅下滑时，管理层更有动机通过降低创新投入来实现当期利润增长，从而获得私利（Cheng, 2004）。

内部控制会约束员工上述代理行为，其关键原因在于内部控制通过权责利的合理制衡以及信息质量的提高，降低了企业对员工的监督成本。一方面，严格的内部控制要求研发全过程管理与研发人员有效配备，意味着股东和董事会在研发风险识别和防范中更为谨慎，采用更严格的标准规范员工行为。这会降低员工谋取私益的动机，减少员工机会主义行为。另一方面，通过保证财务信息与非财务信息的真实完整，内部控制为评价员工行为提供了标准，避免员工因风险厌恶出现创新投入不足问题。

在创新项目选择层面，由于严格的内部控制下，管理层和员工实施利己行为的难度上升。其行为与股东利益最大化目标更为一致，管理层更有可能选择高质量创新项目，而员工努力保证了高质量创新项目的实施。就这一角度而言，通过减少代理行为，严格的内部控制可以增加创新投入，提高创新质量。

### （2）内部控制严格程度和企业创新：负向激励角度

企业对员工的激励机制会影响员工在创新活动中的表现。无论是加强员工法律保护、维护员工基本权益（Ballot *et al.*, 2001），还是对员工实施股权激励（Chang *et al.*, 2015），抑或是适当扩大管理层与员工的薪酬差距（孔东民等，2017），均有助于企业创新。不仅如此，促进员工间信息共享与团队协作同样可以推动创新活动（Dougherty, 1992; Van de Ven, 1986）。

但是，严格的内部控制会对员工产生负向激励作用。正向激励（Bonus contract）指通过奖励机制鼓励员工做出有利于企业价值的行为，而负向激励（Penalty contract）则指对员工的部分行为实施惩罚（Lazear, 1991）。内部控制制度的构成部分之一就是针对不符合标准行为的惩罚。就创新活动而言，内部控制要求企业应当对研究项目进行充分科学论证，注重研发人员合理配备与研发过程完善管理，重视研发成果转化与

保护。<sup>8</sup> 内部控制更为严格时,创新活动各个环节的风险需要被控制在较低的水平下,这对研发人员提出了较高的要求。员工因不符合内控标准受到惩罚的可能性越大。因此这一制度特征将通过负向激励作用改变员工的行为空间,进而阻碍创新活动。

具体而言,由于创新活动具有投入高且产出不确定性高的特点,内部控制严格时,为了避免受到惩罚,员工需要付出更多的努力以在创新前和创新过程中识别和分析有关风险,并采取措施控制风险,因此员工开展创新活动的动机较弱。创新活动的有效开展需要员工进行大量的人力资本投资,提供专有技术与创新思想,并努力推动创新决策实施;而在严格的内部控制下,员工进行此项投资的意愿很弱。这会对创新活动规模产生负面影响。

此外,现有研究认为团队合作可以促进成员间信息共享,有助于企业创新(Dougherty, 1992; Van de Ven, 1986)。然而,在严格的内部控制之下,企业上下级与各级员工间相互监督较多,开展信息共享和团队合作的难度较大,不利于创新活动的开展。长期看来,企业和员工之间存在双向匹配,严格的内部控制通过削弱员工自主权压缩了创新活动空间,可能使企业难以招募具有创新能力与意愿的员工,或导致创新型员工的流失,进一步抑制创新活动。

相似地,内部控制的负向激励作用也会对创新质量产生不利影响。<sup>9</sup> 长期项目需要大量资源投入,以及信息共享与团队合作,产出不确定性很高。内部控制严格时,相对于短期项目,参与长期创新项目的员工更容易因为创新过程中的行为缺陷受到惩罚,所以为了避免惩罚,员工倾向于选择“短平快”的创新项目,在短期内获得显性创新成果,而忽视创新的长期价值。

综上所述,严格的内部控制既有可能减少管理层与员工的代理行为,提高创新投入,也有可能削弱其开展创新活动的动机,使得企业难以推进大规模创新,对应的创新投入较少。由此,本文以竞争性假说形式提出假说 1a 和 1b:

**假说 1a: 企业内部控制越严格,创新投入越多。**

**假说 1b: 企业内部控制越严格,创新投入越少。**

---

<sup>8</sup> 内部控制制度对创新活动各个环节提出了要求。为了进一步说明内部控制标准会如何影响创新,我们手工整理了 2013 至 2017 年样本公司创新活动相关的内部控制缺陷实例。在财务报告层面,样本公司研发活动主要因为预算与绩效评估、无形资产管理和研发费用处理三方面不符合标准而被认定存在内部控制缺陷。在非财务报告层面,样本公司研发活动主要因为研发与公司战略匹配程度、资金与人员管理、风险与成果评估、信息机制以及知识产权保护等多个方面不符合标准而被认定存在内部控制缺陷。

存在内部控制缺陷的企业需要及时整改。例如华映科技(000536)在其 2017 年内部控制自我评价报告指出,子公司在研发预算与绩效方面存在缺陷,子公司对研发项目未建立备查簿,未将每月实绩与预算(计划)进行比较分析。为了对这一缺陷进行整改,子公司财务部将每月导出研发费用明细给相关研发部门,完成研发费用项目分类及差异原因检讨。科恒股份(300340)2014 年内部控制自我评价报告中指出公司研发项目技术与研发管理缺乏中期评估,存在一般缺陷。为此公司已经实行每月进度汇报机制,项目变更需要得到事业部领导的同意并签字。晋西车轴(600495)2017 年内部控制自我评价报告中指出,公司在科研费用处理方面存在缺陷;为了规范科研费用核算,财务部已将科研项目的辅助核算纳入金算盘财务核算系统。

<sup>9</sup> 高质量创新在企业发展中扮演重要角色。3M 公司在其创新历程中始终坚持长期主义。公司每年持续加强创新投入,并将研发经费预算的 20%以上投到短期内难以获得回报的基础性研究和开拓性探索上,为其创新发展注入不竭动力。

同样地，由上述分析可知，严格的内部控制有助于减少管理层和员工的代理行为，促使管理层选择高质量创新项目以及员工在高质量创新项目中充分努力，也有可能因为对管理层和员工的负向激励作用导致创新质量下降。由此，本文以竞争性假说形式提出假说 2a 和 2b：

假说 2a：企业内部控制越严格，创新质量越高。

假说 2b：企业内部控制越严格，创新质量越低。

### 三、样本选择、回归模型与指标说明

#### （一）样本选择

本文的研究对象为沪深两市全部 A 股非金融业上市公司。从 2009 年开始，我国上市公司陆续开始在内部控制自我评价报告中披露内部控制缺陷认定标准。2012 年，所有主板公司着手开展内部控制体系建设。因此，本文选定的研究区间为 2013 至 2017 年。剔除上市当年、净资产为负和相关变量缺失的观测后，最终确定的样本为 11,669 个公司-年度观测。表 1 列示了样本筛选过程。

表 1 样本筛选过程

样本筛选过程	观测数
2013 至 2017 年的非金融业上市公司	15,200
减：净资产为负	(53)
减：IPO 当年样本	(1,757)
减：内部控制缺陷认定标准缺失样本	(1,137)
减：数据缺失样本	(584)
最终样本	11,669

我们从上市公司内部控制自我评价报告中手工采集了内部控制缺陷认定标准数据，从年报中采集了实际控制人数据。内部控制质量数据来自迪博（DIB）数据库，地区人均薪酬数据来自国家统计局网站，其他数据均来自国泰安（CSMAR）数据库。

#### （二）变量和模型

##### （1）内部控制严格程度

本文在内部控制缺陷认定标准的基础上构建了内部控制严格程度指标。内部控制缺陷认定标准即公司在内部控制监督过程中为保证内部控制设计与运行的有效性所设立的标准。例如某一违规事件引发的直接财产损失金额达到重大缺陷认定标准下限时，会被确认为重大缺陷，该重大缺陷的相关责任单位或责任人将受到惩罚。<sup>10</sup> 因此，内部控制缺陷认定标准越低，各项活动被认定为存在内部控制缺陷的可能性越高，公司

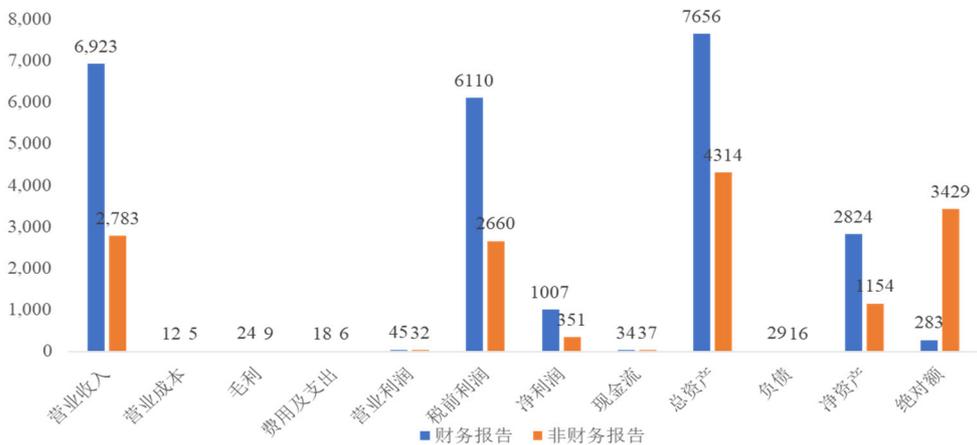
<sup>10</sup> 《企业内部控制基本规范》（财会[2008]7 号）中要求企业就重大缺陷追究相关责任单位或者责任人的责任。

内部控制越严格。这会对公司内部各业务流程产生系统性的影响。

2008至2012年,各部委陆续出台了《企业内部控制基本规范》(财会[2008]7号)等文件,要求公司董事会根据企业内部控制规范体系对重大缺陷、重要缺陷和一般缺陷的认定要求,<sup>11</sup>结合公司规模、行业特征、风险偏好和风险承受度等因素,区分财务报告内部控制和非财务报告内部控制,<sup>12</sup>采用定量和定性相结合的方法研究确定适用于本公司的内部控制缺陷具体认定标准。其中定性标准涉及业务性质的严重程度,可根据其直接或潜在负面影响的性质、范围等因素来确定。定量标准分为绝对额标准和比例标准:绝对额标准根据造成直接财产损失的绝对金额制定;比例标准根据其直接损失占本企业资产总额、销售收入、利润等财务基准的比率确定。

上市公司内部控制缺陷比例标准中,主要有7个利润表相关的财务基准:营业收入、营业成本、毛利、费用及支出、营业利润、税前利润和净利润;3个资产负债表相关的财务基准:资产、负债和净资产;1个现金流量表相关的财务基准:经营活动净现金流量。公司往往会采用一种或多种财务基准来制定内控缺陷定量标准。2013至2017年披露财务报告内控缺陷认定标准的上市公司年度观测中,最常使用的财务基准是资产(7,656个观测),其次是营业收入(6,923个观测),再次是税前利润(6,110个观测),仅283个观测披露了绝对额标准。相较于此,披露非财务报告内部控制缺陷认定标准的上市公司年度观测中,比例标准披露相对较少,绝对额标准披露相对较多(3,429个观测)。

图1 上市公司内部控制缺陷认定标准统计



本文主要以上市公司披露的财务报告内部控制缺陷定量标准计算指标,原因如下。

<sup>11</sup> 《企业内部控制评价指引》(财会[2010]1号)中指出,重大缺陷是指“一个或多个控制缺陷的组合,可能导致企业严重偏离控制目标”;重要缺陷是指“一个或多个控制缺陷的组合,其严重程度和经济后果低于重大缺陷,但仍有可能导致企业偏离控制目标”;一般缺陷是指“除重大缺陷、重要缺陷之外的其他缺陷”。

<sup>12</sup> 财务报告内部控制是指针对财务报告目标而设计和实施的内部控制;非财务报告内部控制是指针对财务报告目标之外的其他目标的内部控制,包括战略目标、资产安全、经营目标、合规目标等。

其一，财务报告内部控制缺陷认定与非财务报告内部控制缺陷认定一般采用一致的标准，<sup>13</sup> 其二，2013 至 2017 年披露内控缺陷认定标准的上市公司年度观测中，财务报告内部控制缺陷认定平均采用 2.143 个定量标准，且更多地采用比例标准（如图 1 所示）。相较于此，非财务报告缺陷认定平均采用 1.368 个定量标准，更多地采用绝对额标准。因此，财务报告内部控制缺陷认定标准维度更多，在不同公司间可比性更高。其三，相较于定量标准，定性标准通过非量化的途径对缺陷严重程度进行了界定，如高管人员是否发生舞弊等。为了便于衡量和检验，本文主要关注定量标准。

基于此，本文选取公司财务报告重大缺陷定量标准下限，<sup>14</sup> 利用年报数据将各比例标准折算为绝对金额，去除负值后与绝对额标准<sup>15</sup> 并列比较，在不同项目间取最小值。该最小值除以本期营业收入后取相反数即为公司内部控制严格程度。<sup>16</sup> 由于公司内部控制严格程度在一段时期内持续不变，本文以公司首次披露的内部控制缺陷认定标准度量公司内部控制严格程度 (*Tight*)。如果内部控制缺陷认定标准发生变更，变更后年份适用变更当年的内部控制严格程度 (*Tight*)。 *Tight* 越大，员工行为越容易被认定为存在内部控制缺陷，公司内部控制越严格。<sup>17</sup> 考虑到内部控制严格程度指标构建过程中可能存在的噪音与度量误差，在稳健性检验部分我们对指标合理性进行了进一步的探讨。

表 2 西王食品（000639）2013 年财务报告内部控制缺陷认定标准（单位：百万元）

定量标准	本期金额	财务报告内部控制缺陷认定标准	
		重大缺陷比例下限	重大缺陷金额下限
净利润	180.95	5%	9.048
净资产	1158.27	1%	11.583
绝对额			20
财务报告重大缺陷金额下限最小值			<b>9.048</b>
本期营业收入			<b>2427.330</b>
公司首次披露的内部控制严格程度 ( <i>Tight</i> )			<b><math>-(9.048/2427.330) = -0.373\%</math></b>

来源：西王食品（000639）2013 年内部控制评价报告

<sup>13</sup> 本文也采用非财务报告内部控制缺陷定量标准计算了严格程度指标 (*Tight\_nonfin*)，与本文主指标 *Tight* 相关系数为 0.569，显著性水平为 1%。

<sup>14</sup> 稳健性检验中，本文尝试使用公司重要缺陷比例下限量度其内部控制严格程度 (*Tight1*)，并在式 (1) 和 (2) 中控制重大缺陷比例下限与重要缺陷比例下限差额 (*Gap*)，结论基本不变。

<sup>15</sup> 绝对额标准可能涉及复杂的逻辑条件，即同一公司年度中可能存在多个绝对额标准，如泛海建设（000046）2013 年财务报告内部控制缺陷认定标准中，重要缺陷认定涉及两个绝对额标准：（1）利润总额不高于 6 亿时，重要缺陷定量标准为利润总额错报大于 3000 万元且小于等于 6000 万元；（2）经营收入错报大于 5000 万元且小于等于 1 亿元。由于多重绝对额标准会为我们构造指标带来难度，因此在这部分样本中我们仅考虑其比例标准。

<sup>16</sup> 稳健性检验中，本文尝试将该最小值除以公司资产规模以消除规模效应，重复了检验，结论基本不变。

<sup>17</sup> 本文认为上述指标可以度量公司的内部控制严格程度，对包括研发创新在内的各项业务产生影响。如果部门间制度存在不一致性，即公司针对创新部门存在特殊的内部控制机制，其创新活动应较少地或不受到公司内控标准影响，这会削弱我们的结果。反之，如果我们仍能发现显著结果，说明内部控制严格程度对创新存在影响。

例如,西王食品(000639)在其2013年内部控制评价报告中披露的内部控制缺陷认定标准见表2。财务报告内部控制缺陷认定标准中,公司披露了基于净利润和净资产的两项比例标准和一项绝对额标准,重大缺陷金额下限分别为9.048、11.583和20百万元,因此金额下限最小值为9.048百万元,除以本期营业收入后对应的公司内部控制严格程度(*Tight*)为-0.373%。该公司在2014和2017年均发生内部控制缺陷认定标准变更,变更后的公司内部控制严格程度(*Tight*)分别为-0.314%和-0.425%。因此该公司2013年适用的公司内部控制严格程度(*Tight*)为-0.373%,2014至2016年适用的内部控制严格程度(*Tight*)为-0.314%,2017年后适用的内部控制严格程度(*Tight*)为-0.425%。

## (2) 创新投入、创新产出和创新质量

参考已有文献(Chen *et al.*, 2016; Kang *et al.*, 2020),本文以研发投入度量公司的创新投入(*Rd*),以本期专利申请总授权数( $\ln(1+Patent)$ )和本期发明专利申请授权数( $\ln(1+Invent)$ )度量公司的创新产出。由于专利申请质量参差不齐,我们以实际得到授权的申请数度量创新产出。<sup>18</sup>上述指标存在较多的缺失值,本文将研发投入与专利缺失值均设为0。<sup>19</sup>

尽管专利数量指标一定程度上度量了公司创新产出,但不同专利并非可比,专利数上升不能代表专利质量的提高,高产出可能以低质量为代价。因此本文进一步考虑了创新质量,以专利授权中发明专利所占的比例(*Invr*)度量,这一比例越高,创新质量越高。公司创新产出分为发明专利与非发明专利。发明专利指对产品、方法及其改进提出的新技术方案;非发明专利包括实用新型和外观设计,是指以实用或美感为目标的对产品的形状、构造进行的调整。相较于非发明专利,发明专利更具有原创性,对市场中竞争优势的形成具有重要作用。

为了研究内部控制严格程度与创新投入之间的关系,本文建立模型如式(1)所示,被解释变量为本期创新投入(*Rd*)。为了检验内部控制严格程度对企业创新产出及创新质量的影响,本文建立模型如式(2)所示,被解释变量为本期专利申请被授权总数( $\ln(1+Patent)$ )、本期发明专利申请被授权数( $\ln(1+Invent)$ )和发明专利占比(*Invr*)。参考已有文献(Hirshleifer *et al.*, 2012),本文在模型中进一步控制了创新投入( $\ln(1+Rd)$ )。此外,由于本文主要关注内部控制的严格程度这一特征,本文在式(1)和(2)中控制了内部控制质量的影响,采用迪博控制指数(*ICQ*)衡量。

$$Rd_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Tight_{i,t} + \beta_2 \times ICQ_{i,t} + \beta_3 \times Other\ Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln(1+Patent)_{i,t} \text{ 或 } \ln(1+Invent)_{i,t} \text{ 或 } Invr_{i,t} = \\ \beta_0 + \beta_1 \times Tight_{i,t} + \beta_2 \times \ln(1+Rd)_{i,t} + \beta_3 \times ICQ_{i,t} \\ + \beta_4 \times Other\ Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

<sup>18</sup> 研究区间内较晚年份(如2017年)递交的专利申请部分仍然未决,这可能影响指标在不同年份之间的可比性。本文在主要结果中控制了年份固定效应,并在稳健性检验中尝试采用本期专利申请数和本期专利申请中当期授权数度量创新产出。

<sup>19</sup> 稳健性检验中,本文剔除了研发投入和专利信息缺失的观测,重复了检验,结论基本不变。

本文在回归模型中控制了以下公司特征：公司盈利能力(*Roa*)、有息负债率(*Lev*)、公司规模(*Size*)、成长性(*Btm*)、固定资产占比(*Tang*)、上市年数(*Age*)和控制人性性质(*Nonsoe*)。Balsmeier *et al.* (2017) 发现随着董事会独立性的上升，公司创新投入上升，但创新更多地集中在熟悉领域。独立董事的存在加强了对管理层的监督，促使管理层付出更多的努力，但管理层风险厌恶程度也随之上升。Aghion *et al.* (2013) 发现机构持股会降低管理层的职业风险，从而促进公司创新，因此本文在回归中同样控制了是否两职合一(*Dual*)、独立董事占比(*Inratio*)和机构持股占比(*Inst*)等公司治理特征。

由于本文对研发投入与专利缺失值取 0，创新投入(*Rd*)、创新产出( $\ln(1+Patent)$ 和 $\ln(1+Invent)$ )、发明专利占比(*Invr*)的分布受到限制，参考已有文献(Koh and Reeb, 2015)，本文在模型中控制了是否披露研发投入的虚拟变量(*Rdmiss*)。主要检验采用左截尾为 0 的 Tobit 回归，对标准误进行了公司层面的聚类调整，并控制了行业和年度固定效应。为了减少离群值对研究结论的影响，在完成样本筛选后，本文对连续性变量进行了上下 1% 的缩尾(Winsorization)处理。所有变量的经济含义与计算方式见表 3。

表 3 主要变量定义与计算方式

变量名	含义	计算方法
<b>A. 主要变量</b>		
<i>Rd</i>	创新投入	研发投入 / 营业收入
$\ln(1+Patent)$	创新产出	<i>Patent</i> 为专利申请总授权量，加 1 取对数
$\ln(1+Invent)$	发明专利产出	<i>Invent</i> 为发明专利申请授权量，加 1 取对数
<i>Invr</i>	发明专利占比	发明专利申请授权量/专利申请总授权量
<i>Tight</i>	内部控制严格程度	财务报告内部控制重大缺陷比例下限折算为绝对金额，舍去负值，不同项目间求最小值后除以营业收入，再取相反数
<b>B. 控制变量</b>		
<i>ICQ</i>	内部控制质量	迪博内部控制指数 / 1000
<i>Tightnum</i>	内部控制缺陷认定标准数量	财务报告内部控制缺陷认定过程中涉及的定量标准总数
<i>Rdmiss</i>	是否披露研发投入	虚拟变量，研发投入缺失时取 1
<i>Roa</i>	总资产报酬率	息税前利润 / 总资产
<i>Lev</i>	有息负债率	有息负债 / 总资产
<i>Size</i>	公司规模	总资产取自然对数
<i>Btm</i>	成长性	股东权益的账面价值 / 总市值
<i>Tang</i>	固定资产占比	(固定资产净额+在建工程净额+工程物资+固定资产清理+生产性生物资产净额+油气资产净额) / 总资产
<i>Inddiv</i>	行业多元化程度	经营涉及行业数取自然对数
<i>Subnum</i>	子公司数量	子公司数取自然对数
<i>Ceochng</i>	管理层变更	虚拟变量，CEO 发生变更时取 1
<i>Dual</i>	是否两职合一	虚拟变量，总经理兼任董事长时则为 1

<i>Inratio</i>	独立董事占比	独立董事人数 / 董事会规模
<i>Inst</i>	机构持股占比	机构持股数量 / 总股本
<i>Age</i>	上市年数	本年年份-上市年份, 取自然对数
<i>Nonsoe</i>	控制人性质	虚拟变量, 最终控制人为县级以上部门或自然人取 1
<b>C. 进一步研究变量</b>		
<i>Rdcenter</i>	专职研发中心	虚拟变量, 子公司中有专职研发中心时取 1
<i>Rdstaff</i>	研发人员占比	研发人员数量 / 员工总数
<i>Salary</i>	人均薪酬	剔除高管后的员工人均薪酬取自然对数-公司所在地区人均薪酬取自然对数
<i>Atight</i>	审计师内部控制严格程度下限	同一会计师事务所审计的同行业上市公司当年内部控制严格程度的最小值
$\Delta$ margin	净利润率增长	本期净利润 / 本期营业收入-上期净利润 / 上期营业收入

### (三) 描述性统计

表 4 报告了本文主要变量的描述性统计量。主要变量中, 创新投入 (*Rd*) 的最小值为 0, 中位数为 0.027, 最大值为 0.231, 说明样本中大多数公司创新投入处于较低水平。专利申请总授权数 ( $\ln(1+Patent)$ ) 的均值为 2.193, 发明专利授权数 ( $\ln(1+Invent)$ ) 的均值为 0.893, 表明样本公司每年的专利申请中平均获得 7.962 个专利授权, 1.442 个发明专利授权。由于部分样本未披露专利情况, 创新质量 (*Invr*) 的观测数为 8,693。其中平均值为 0.215, 表明样本公司专利授权中发明专利平均占比 21.5%。主要解释变量中, 内部控制严格程度 (*Tight*) 最小值为 -0.100, 中位数为 -0.008, 平均值为 -0.013, 表明内部控制严格程度呈现负偏态分布, 样本中绝大多数公司内部控制较为严格。

控制变量中, 内部控制质量 (*ICQ*) 最小值为 0, 中位数为 0.659, 平均值为 0.627, 表明内部控制质量呈现负偏态分布, 大部分样本公司内部控制质量高于平均值。*Tightnum* 平均值为 1.864, 表明样本公司平均有 1.864 个财务报告内部控制缺陷认定标准。*Rdmiss* 平均值为 0.214, 表明 21.4% 的样本公司没有披露研发投入信息。总资产报酬率 (*Roa*) 的平均值为 7.5%, 有息负债率 (*Lev*) 的平均值为 0.181, 资产规模 (*Size*) 的平均值为 22.220, 固定资产比重 (*Tang*) 的平均值为 25.9%。账面市值比 (*Btm*) 的平均值为 0.380, 中位数为 0.317, 说明样本中大部分公司的成长性高于平均值。行业多元化程度 (*Inndiv*) 的平均值为 0.456, 子公司数量 (*Subnum*) 的平均值为 2.414, 表明样本公司经营涉及行业数平均为 1.578, 子公司数平均为 11.179。

公司治理变量中, 独立董事占比平均为 37.5%, 机构持股占比 (*Inst*) 平均为 6.7%。总经理与董事长两职合一的公司占比为 25.6%。此外, CEO 发生变更的样本公司占比为 20.1%。非国有企业占比为 61.2%, 表明近年来股票市场中非国有企业比重有所提高。进一步研究变量中, 子公司中有专职研发中心的样本公司占比为 14.1%, 研发人员占比平均为 16.4%。人均薪酬 (*Salary*) 的平均值为 0.363, 中位数为 0.329, 表明样本中大部分公司人均薪酬高于地区平均值。

表 4 变量描述性统计量

变量	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<b>A. 主要变量</b>						
<i>Rd</i>	11,669	0.033	0.041	0.000	0.027	0.231
<i>Ln(1+Patent)</i>	11,669	2.193	1.730	0.000	2.303	6.597
<i>Ln(1+Invent)</i>	11,669	0.893	1.215	0.000	0.000	5.043
<i>Invr</i>	8,693	0.215	0.289	0.000	0.091	1.000
<i>Tight</i>	11,669	-0.013	0.016	-0.100	-0.008	0.000
<b>B. 控制变量</b>						
<i>ICQ</i>	11,669	0.627	0.147	0.000	0.659	0.809
<i>Tightnum</i>	11,669	1.864	1.225	0.000	2.000	4.000
<i>Rdmiss</i>	11,669	0.214	0.410	0.000	0.000	1.000
<i>Roa</i>	11,669	0.075	0.055	-0.111	0.071	0.245
<i>Lev</i>	11,669	0.181	0.161	0.000	0.153	0.634
<i>Size</i>	11,669	22.220	1.269	19.630	22.060	26.020
<i>Btm</i>	11,669	0.380	0.262	0.027	0.317	1.409
<i>Tang</i>	11,669	0.259	0.190	0.002	0.219	0.788
<i>Inddiv</i>	11,669	0.456	0.617	0.000	0.000	2.079
<i>Subnum</i>	11,669	2.414	0.968	0.000	2.398	4.875
<i>Ceochng</i>	11,669	0.201	0.401	0.000	0.000	1.000
<i>Dual</i>	11,669	0.256	0.436	0.000	0.000	1.000
<i>Indratio</i>	11,669	0.375	0.053	0.333	0.333	0.571
<i>Inst</i>	11,669	0.067	0.068	0.000	0.046	0.318
<i>Age</i>	11,669	2.099	0.859	0.000	2.303	3.296
<i>Nonsoe</i>	11,669	0.612	0.487	0.000	1.000	1.000
<b>C. 进一步研究变量</b>						
<i>Rdcenter</i>	11,669	0.141	0.348	0.000	0.000	1.000
<i>Rdstaff</i>	11,669	0.164	0.170	0.000	0.121	0.800
<i>Salary</i>	11,669	0.363	0.452	-0.722	0.329	1.770
<i>Atight</i>	11,669	-0.041	0.030	-0.100	-0.036	-0.001
$\Delta$ margin	11,669	-0.025	0.243	-1.562	-0.001	0.843

表 5 列示了本文主要变量之间的 Pearson 相关系数。创新投入 (*Rd*) 与创新质量 (*Invr*) 的相关系数显著为正,一定程度上说明创新投入越多,创新质量越高。内部控制严格程度 (*Tight*) 与内部控制质量 (*ICQ*) 的相关系数显著为正,说明内部控制制度越严格,内部控制质量越高。

内部控制严格程度 (*Tight*) 与创新投入 (*Rd*) 和创新质量 (*Invr*) 的相关系数均显著为负,与假说 1b 和 2b 的预期一致。内部控制质量 (*ICQ*) 与创新投入 (*Rd*) 和创新质量 (*Invr*) 的相关系数均显著为正,表明公司内部控制质量越好,越有利于创新。

股权性质 (*Nonsoe*) 和研发人员占比 (*Rdstaff*) 与创新投入 (*Rd*) 的相关系数均显著为正,说明研发人员占比高的企业或非国有企业进行了更多的创新投入。专职研发中心虚拟变量 (*Rdcenter*) 与创新投入 (*Rd*) 和创新质量 (*Invr*) 的相关系数均显著为正,表明子公司中含专职研发中心时,样本公司创新投入越多,创新质量越高。人均薪酬 (*Salary*) 与创新投入 (*Rd*) 的相关系数为正但不显著,与创新质量 (*Invr*) 的相关系数显著为正,说明给员工高薪酬可以鼓励员工进行高质量创新,但过高的薪酬支出减少了投入创新的资源。

表 5 主要变量 Pearson 相关系数表

	<i>Rd</i>	<i>Invr</i>	<i>Tight</i>	<i>ICQ</i>	<i>Nonsoe</i>	<i>Rdcenter</i>	<i>Rdstaff</i>
<i>Invr</i>	0.081***						
<i>Tight</i>	-0.095***	-0.021**					
<i>ICQ</i>	0.034***	0.050***	0.082***				
<i>Nonsoe</i>	0.245***	-0.018*	-0.106***	0.00200			
<i>Rdstaff</i>	0.098***	-0.001	0.005	0.031***	0.044***		
<i>Rdcenter</i>	0.361***	0.165***	-0.043***	0.078***	0.022**	0.032***	
<i>Salary</i>	0.000	0.042***	0.030***	0.054***	-0.265***	-0.021**	0.177***

注：\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

## 四、主要实证结果

### （一）内部控制严格程度的影响因素

已有文献关注了内部控制质量的影响因素，发现审计合伙人任期越长（Fitzgerald *et al.*, 2018）、员工保护越强（Guo *et al.*, 2016）、董事会力量越强（Hoitash *et al.*, 2009）、审计委员会财务与监管经验越多（Naiker and Sharma, 2009）以及审计师同时提供其他业务如税务服务（De Simone *et al.*, 2015）时，内部控制实施得越好。区别于已有文献，本文关注内部控制的严格程度，上述影响内部控制质量的因素未必会对内部控制严格与否产生影响，因此本文在表 6 中对内部控制严格程度（*Tight*）的影响因素进行了检验。

列（1）为全样本，列（2）仅保留首次披露内部控制缺陷认定标准或内部控制缺陷认定标准发生变更的样本。由于本文以公司首次披露或变更的内部控制缺陷认定标准度量公司的内部控制严格程度，基于这部分样本的检验更能体现公司进行内部控制制度构建时考虑的影响因素。列（1）的回归结果表明，*Tightnum* 的系数显著为正，说明公司在财务报告内部控制缺陷认定过程中采用的标准越多，内部控制越严格。*Atight* 即同一会计师事务所审计的同行业上市公司当年内部控制严格程度的最小值，系数显著为正，这验证了审计师对公司内部控制严格程度的影响。

我们也从高管是否具有研发背景（*Mnprd*）和公司盈余波动（*SDRoa*）两个角度考虑了公司风险承担水平。已有文献（虞义华等，2018；张栋等，2021）发现高管研发背景对企业创新存在正面影响，说明高管研发背景与其风险承担水平有关。*Mnprd* 系数为负但不显著，*SDRoa* 的系数显著为负，显著性水平为 1%。这在一定程度上表明风险承担水平较高的公司会采用更为宽松的内部控制。

公司特征中，盈利能力（*Roa*）及子公司数（*Subnum*）的系数显著为正，说明盈利能力强、子公司多的公司中内部控制更为严格。此外，国有企业中内部控制更为严格，这可能是由于国有企业受内部控制相关规定与考核的影响更为明显。列（2）的回归结果支持了上述观点。特别地，负债率（*Lev*）的系数显著为正，表明公司在制定或变更内部控制标准时受其债权人影响。

表 6 内部控制严格程度的影响因素

变量	(1) <i>Tight</i> ×100		(2) <i>Tight</i> ×100	
	回归系数	t 统计量	回归系数	t 统计量
<i>Tightnum</i>	<b>0.178***</b>	<b>(10.448)</b>	<b>0.212***</b>	<b>(9.241)</b>
<i>Atight</i> ×100	<b>0.149***</b>	<b>(10.723)</b>	<b>0.349***</b>	<b>(13.185)</b>
<i>Mngrd</i>	-0.074	(-1.240)	-0.085	(-1.164)
<i>SDRoa</i>	<b>-4.063***</b>	<b>(-3.989)</b>	<b>-8.693***</b>	<b>(-4.519)</b>
<i>Roa</i>	<b>1.161***</b>	<b>(2.647)</b>	<b>2.139***</b>	<b>(3.583)</b>
<i>Lev</i>	0.193	(0.961)	0.476**	(2.153)
<i>Size</i>	0.101***	(3.102)	0.047	(1.133)
<i>Btm</i>	-0.163	(-1.214)	0.019	(0.116)
<i>Tang</i>	0.533***	(2.697)	0.181	(0.786)
<i>Inddiv</i>	0.049	(1.294)	0.050	(1.106)
<i>Subnum</i>	<b>0.134***</b>	<b>(4.459)</b>	<b>0.099**</b>	<b>(2.569)</b>
<i>Ceochng</i>	0.050	(1.402)	0.071	(1.062)
<i>Dual</i>	-0.004	(-0.075)	0.039	(0.591)
<i>Indratio</i>	-0.424	(-0.990)	-0.512	(-1.029)
<i>Inst</i>	0.053	(0.148)	-0.119	(-0.286)
<i>Age</i>	-0.050	(-1.308)	-0.040	(-1.040)
<i>Nonsoe</i>	<b>-0.227***</b>	<b>(-3.434)</b>	<b>-0.178**</b>	<b>(-2.499)</b>
Constant	<b>-3.602***</b>	<b>(-5.164)</b>	<b>-2.065**</b>	<b>(-2.384)</b>
行业、年度固定效应	控制		控制	
Observations	11,647		2,545	
Adjusted R-squared	0.163		0.336	

注： \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。在 OLS 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。

## (二) 内部控制严格程度与创新投入

严格的内部控制既有可能缓解创新活动中的代理问题，避免创新投资不足，也有可能对员工形成负向激励，减少企业创新投入。表 7 报告了假说 1 的回归检验结果，因变量为创新投入 (*Rd*)。内部控制严格程度 (*Tight*) 的系数为 -0.188，显著性水平为 1%；内部控制质量 (*ICQ*) 的系数为正但不显著。内部控制严格程度每提高一个标准差会降低 9.115% ( $= -0.188 \times 0.016 / 0.033$ ) 的创新投入。这表明公司内部控制严格程度主要通过对员工产生负向激励作用于创新。内部控制越严格，员工创新动机越弱，公司创新投入越低，验证了本文的假说 1b。

控制变量中，两职合一 (*Dual*)、独立董事占比 (*Indratio*)、机构持股 (*Inst*) 的系数显著为正，表明公司独立董事占比越高、机构持股占比越高以及总经理兼任董事长时，创新投入越高。负债率 (*Lev*)、资产规模 (*Size*)、账面市值比 (*Btm*) 和上市年数 (*Age*) 的系数显著为负，表明负债率低、成长性高、上市年数短的公司中创新投入更高。行业多元化程度 (*Inddiv*) 的系数显著为负，说明行业多元化程度高的企业创新强度小，这可能体现了多元化投资对研发投入的挤出效应。此外，虚拟变量 *Ceochng* 的系数显著为负，说明 CEO 变更伴随着创新投入的下降，符合理论预期。

表 7 内部控制严格程度与创新投入回归结果<sup>20</sup>

变量	<i>Rd</i>	
	回归系数	t 统计量
<i>Tight</i>	<b>-0.188***</b>	<b>(-3.337)</b>
<i>ICQ</i>	0.002	(0.441)
<i>Rdmiss</i>	-0.273***	(-32.226)
<i>Roa</i>	-0.077***	(-6.657)
<i>Lev</i>	-0.034***	(-8.373)
<i>Size</i>	-0.002***	(-2.727)
<i>Btm</i>	-0.007***	(-2.719)
<i>Tang</i>	0.003	(0.751)
<i>Inddiv</i>	-0.003***	(-3.865)
<i>Subnum</i>	0.001	(0.956)
<i>Ceochng</i>	-0.002**	(-2.103)
<i>Dual</i>	0.002*	(1.748)
<i>Indratio</i>	0.028***	(2.600)
<i>Inst</i>	0.025***	(3.321)
<i>Age</i>	-0.004***	(-5.250)
<i>Nonsoe</i>	0.002	(1.087)
Constant	0.072***	(4.320)
行业、年度固定效应		控制
Observations		11,669
Pseudo R-squared		-0.488

注：\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。在 Tobit 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。

### （三）内部控制严格程度与创新质量

严格的内部控制下，员工创新意愿低，倾向于产出显性创新成果，对企业长期价值有不利影响。表 8 列（1）和（2）的因变量为本期专利申请总授权数（ $\ln(1+Patent)$ ）和发明专利申请授权数（ $\ln(1+Invent)$ ）。列（1）中内部控制严格程度（*Tight*）的系数为正但不显著，列（2）中内部控制严格程度（*Tight*）的系数为负但不显著，这表明内部控制严格程度对本期专利产出没有显著影响。考虑到专利产出的不同质性，本文进一步检验了内部控制严格程度对创新质量的影响。

列（3）的因变量为专利申请总授权量中发明专利占比（*Invr*），内部控制严格程度（*Tight*）的系数为 -0.810，显著性水平为 5%，内部控制严格程度每提高一个标准差会导致发明专利占比下降 6.028%（ $= -0.810 \times 0.016 / 0.215$ ）。这表明内部控制严格时，员工更多地选择以非发明专利产出为目标的项目，支持了假说 2b。

控制变量中，列（1）至（3）中内部控制质量（*ICQ*）的系数均显著为正，说明良好的内部控制有助于创新产出和创新质量的上升。这说明尽管内部控制越严格，内部控制质量越高，但内部控制严格程度和内部控制质量对创新活动的影响不同。此外，

<sup>20</sup> 本文也尝试在主检验中采用 OLS 回归。因变量为创新投入（*Rd*）时，内部控制严格程度（*Tight*）的系数为 -0.113，显著性水平为 1%，这表明严格的内部控制对创新投入存在负面影响，结论保持不变。

负债率低、子公司多、机构持股占比高的公司创新产出更高，但对创新质量无显著影响。资产规模大、上市年限短时以及国有企业中，创新产出与创新质量更高。

总体而言，表 8 的结果支持了假说 2b，严格的内部控制下员工倾向于选择投入少且产出不确定性低的非发明专利项目。尽管总体专利数量没有下降，但发明专利占比显著下降，每个专利对应的研发投入下降，创新质量下降。

表 8 内部控制严格程度与创新产出及创新质量回归结果<sup>21</sup>

变量	(1) $\ln(1+Patent)$		(2) $\ln(1+Invent)$		(3) $Invr$	
	回归系数	t 统计量	回归系数	t 统计量	回归系数	t 统计量
<i>Tight</i>	<b>0.988</b>	<b>(0.590)</b>	<b>-0.251</b>	<b>(-0.153)</b>	<b>-0.810**</b>	<b>(-2.136)</b>
$\ln(1+Rd)$	0.337***	(14.036)	0.348***	(13.087)	0.033***	(6.201)
<i>ICQ</i>	0.560***	(4.064)	0.704***	(4.510)	0.087**	(2.322)
<i>Rdmiss</i>	4.050***	(10.095)	4.641***	(10.459)	0.517***	(5.285)
<i>Roa</i>	0.683*	(1.744)	0.291	(0.689)	-0.078	(-0.701)
<i>Lev</i>	-0.548***	(-2.944)	-0.648***	(-3.342)	-0.055	(-1.234)
<i>Size</i>	0.374***	(9.378)	0.369***	(8.558)	0.015*	(1.939)
<i>Btm</i>	-0.103	(-0.848)	-0.415***	(-3.173)	-0.093***	(-3.536)
<i>Tang</i>	-0.170	(-0.976)	-0.136	(-0.799)	-0.001	(-0.031)
<i>Inddiv</i>	0.047	(1.361)	0.011	(0.308)	-0.009	(-1.108)
<i>Subnum</i>	0.256***	(8.541)	0.184***	(6.041)	-0.004	(-0.593)
<i>Ceochng</i>	-0.002	(-0.050)	-0.033	(-0.827)	-0.003	(-0.261)
<i>Dual</i>	0.035	(0.739)	0.015	(0.308)	0.007	(0.562)
<i>Indratio</i>	-0.447	(-1.143)	-0.114	(-0.277)	-0.114	(-1.262)
<i>Inst</i>	0.880***	(2.737)	0.806***	(2.591)	0.056	(0.807)
<i>Age</i>	-0.115***	(-3.748)	-0.107***	(-3.370)	-0.013*	(-1.804)
<i>Nonsoe</i>	-0.129**	(-2.228)	-0.228***	(-3.907)	-0.036***	(-2.677)
Constant	-12.880***	(-18.477)	-13.701***	(-18.662)	-0.462***	(-3.011)
行业、年度固定效应	控制		控制		控制	
Observations	11,669		11,669		8,693	
Pseudo R-squared	0.214		0.256		0.376	

注：\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。在 Tobit 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。

#### (四) 稳健性检验

##### (1) 内部控制严格程度的度量

本文实证研究的重点在于量化内部控制严格程度。在主要回归结果中，本文基于财务报告内部控制缺陷认定标准构造了内部控制严格程度指标。如果采用非财务报告内部控制缺陷认定标准度量内部控制严格程度，回归结果如表 9 所示，内部控制越严格，创新投入越少，创新质量越低，再次支持了假说 1b 和假说 2b。

<sup>21</sup> 本文也尝试在主检验中采用 OLS 回归。因变量为创新质量 (*Invr*) 时，内部控制严格程度 (*Tight*) 的系数为 -0.574，显著性水平为 5%，这同样说明严格内控会对创新质量产生负面影响，结论保持不变。

表 9 以非财务报告内部控制缺陷认定标准度量的内部控制严格程度 (*Tight\_nonfin*) 与公司创新回归结果

变量	(1) <i>Rd</i>	(2) <i>Ln(1+Patent)</i>	(3) <i>Ln(1+Invent)</i>	(4) <i>Invr</i>
<i>Tight_nonfin</i>	<b>-0.075**</b> <b>(-2.489)</b>	<b>-0.290</b> <b>(-0.384)</b>	<b>-0.693</b> <b>(-1.571)</b>	<b>-0.454**</b> <b>(-2.254)</b>
<i>ICQ</i>	0.006** (2.411)	0.309*** (3.046)	0.189*** (2.842)	0.041* (1.930)
<i>Ln(1+Rd)</i>		0.334*** (17.389)	0.212*** (15.270)	0.014*** (3.931)
Constant	0.061*** (4.489)	-10.265*** (-17.496)	-6.995*** (-15.877)	0.157 (1.463)
其它控制变量	控制	控制	控制	控制
行业、年度固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	11,003	11,003	11,003	8,175
Pseudo R-squared	-0.182	0.208	0.191	1.052

注：\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。在 Tobit 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。括号内为  $t$  统计量。控制变量与前文一致。

由于公司在内部控制缺陷认定标准中通常采用多个财务基准，主指标计算中我们利用年报数据将各比例标准折算为绝对金额，取其最小值除以营业收入以消除规模效应。这一计算过程可能导致部分公司内部控制严格程度存在度量偏误。为增加结果的稳健性，我们尝试直接采用基于营业收入、税前利润、总资产的财务报告重大缺陷比例标准下限，取其相反数作为内部控制严格程度的度量，重复了本文的检验，回归结果如表 10 所示，结论保持不变。

表 10 内部控制严格程度的度量：稳健性检验

变量	(1) <i>Rd</i>	(2) <i>Invr</i>	(3) <i>Rd</i>	(4) <i>Invr</i>	(5) <i>Rd</i>	(6) <i>Invr</i>
<i>Tight_sale</i>	<b>-0.094*</b> <b>(-1.897)</b>	<b>-0.937**</b> <b>(-2.397)</b>				
<i>Tight_ebt</i>			<b>-0.014</b> <b>(-0.322)</b>	<b>-0.028</b> <b>(-0.088)</b>		
<i>Tight_ta</i>					<b>-0.103</b> <b>(-1.575)</b>	<b>-1.076**</b> <b>(-2.006)</b>
<i>ICQ</i>	0.016*** (3.062)	0.097** (1.972)	0.007 (1.179)	0.131** (2.280)	0.015*** (3.049)	0.106** (2.288)
<i>Ln(1+Rd)</i>		0.006*** (3.639)		0.004*** (2.596)		0.006*** (3.718)
Constant	0.005 (0.203)	-0.413** (-1.964)	0.033 (1.295)	-0.171 (-0.773)	-0.007 (-0.330)	-0.374* (-1.912)
其它控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业、年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	6,171	4,659	5,233	3,814	6,719	5,067
Pseudo R-squared	-0.294	0.389	-0.342	0.393	-0.293	0.393

注：\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。在 Tobit 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。括号内为  $t$  统计量。控制变量与前文一致。

为了控制公司层面特征对内部控制严格程度指标的影响，本文对式（3）所示的模型进行了分年度分行业的回归，以残差作为内部控制严格程度的衡量（*Resi\_tight*）。被解释变量即公司首次披露或变更后的内部控制严格程度（*Tight*）；解释变量为滞后一期的内部控制质量（*ICQ*）、固定资产比重（*Tang*）、行业多元化程度（*Inddiv*）、子公司数（*Subnum*）、管理层变更（*Ceochng*）、上市年数（*Age*）和控制人性（*Nonsoe*）。*Resi\_tight* 越大，公司内部控制越严格。

$$\begin{aligned} Tight_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times ICQ_{i,t-1} + \beta_2 \times Tang_{i,t-1} + \beta_3 \times Inddiv_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \times Subnum_{i,t-1} + \beta_5 \times Ceochng_{i,t-1} + \beta_5 \times Age_{i,t-1} \\ & + \beta_5 \times Nonsoe_{i,t-1} + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

表 11 报告了以 *Resi\_tight* 为自变量的结果，回归结果方向与前文一致，说明本文的结论具有稳健性。

表 11 控制公司特征的内部控制严格程度（*Resi\_tight*）与公司创新回归结果

变量	(1) <i>Rd</i>	(2) $\ln(1+Patent)$	(3) $\ln(1+Invent)$	(4) <i>Invr</i>
<i>Resi_tight</i>	<b>-0.192***</b> <b>(-3.292)</b>	<b>-0.159</b> <b>(-0.087)</b>	<b>-1.278</b> <b>(-0.725)</b>	<b>-0.919**</b> <b>(-2.236)</b>
<i>ICQ</i>	0.001 (0.380)	0.566*** (4.118)	0.707*** (4.534)	0.087** (2.304)
$\ln(1+Rd)$		0.338*** (14.077)	0.349*** (13.102)	0.033*** (6.179)
Constant	0.078*** (4.730)	-12.921*** (-18.576)	-13.701*** (-18.680)	-0.438*** (-2.883)
其它控制变量	控制	控制	控制	控制
行业、年度固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	11,669	11,669	11,669	8,693
Pseudo R-squared	-0.488	0.214	0.256	0.376

注：\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。在 Tobit 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。括号内为  $t$  统计量。控制变量与前文一致。

由于内部控制缺陷认定标准数量一定程度上体现了公司的内部控制严格程度，即内部控制缺陷认定标准数量越多，内部控制越严格（如表 6 所示），本文尝试在主检验中控制内部控制缺陷认定标准数量（*Tightnum*）。以创新投入（*Rd*）和创新质量（*Invr*）为因变量，本文主指标 *Tight* 与 *Tightnum* 同时作为自变量时，*Tightnum* 系数不显著，*Tight* 系数显著为负，表明内部控制缺陷认定标准所体现的严格程度对公司创新发挥更为基础的作用。

此外，本文在主结果中选取公司重大缺陷比例下限构造主指标。本文尝试使用公司重要缺陷比例下限量度其内部控制严格程度（*Tight1*），利用上市公司年报数据折算为绝对金额，去除负值后在不同项目间求最小值，除以公司营业收入以消除规模效应；本文也尝试除以公司期初资产规模以消除规模效应，重复了上述检验，结论基本不变。

## (2) 创新度量

本文主要回归的因变量为创新投入 ( $Rd$ ) 与创新质量 ( $Invr$ )。如果以未来一期创新投入与创新质量为因变量从而缓解内生性和机械相关性问题,本文的主要结论不变。参考已有文献(鞠晓生等, 2013; 权小锋和尹洪英, 2017), 本文也尝试使用无形资产增量度量公司创新投入, 使用本期专利申请中发明专利占比、本期专利申请当期授权数中发明专利占比度量公司创新质量, 重复了检验, 结论保持不变。

主结果中, 本文将研发投入和专利缺失值均设为 0。但考虑到部分上市公司实际存在创新活动而未披露研发投入, 参考已有文献(Koh and Reeb, 2015), 本文在主要实证结果中进一步控制了 Pseudo (虚拟变量, 公司未披露研发费用但有专利则为 1)。本文的结论并未受到影响。此外, 如果剔除研发投入缺失和专利信息缺失的观测(余 8,342 个观测值), 重复了上述检验, 本文的结论不变。

## (3) 内部控制质量度量

为了区分内部控制质量的影响, 本文在式(1)和(2)中控制了内部控制质量( $ICQ$ ), 采用迪博内部控制指数( $ICQ$ )度量。参考已有文献(李万福等, 2011; 刘浩等, 2015), 本文也尝试控制内部控制是否存在缺陷( $ICW\_dummy$ )和内部控制缺陷数量( $ICW$ 和 $ICWI$ )。样本中 746 个观测值存在内部控制缺陷。 $ICW\_dummy$  为内部控制存在缺陷取值为 1, 否则为 0。 $ICW$  为内部控制缺陷总数取对数,  $ICWI$  为对重大缺陷、重要缺陷、一般缺陷数量按照 3:2:1 赋予权重, 加总后取对数。 $ICW$  和  $ICWI$  越大, 公司内部控制质量越差。重复了上述检验, 结论保持不变。此外, 本文尝试剔除有内控缺陷的样本, 重复了检验, 结论保持不变。

## (4) 非线性关系检验

如前所述, 严格的内部控制对创新可能存在两方面的影响。一方面, 严格的内部控制可以通过改善信息传递、减少代理行为提高创新效率; 另一方面, 严格的内部控制会对员工产生负向激励作用, 进而阻碍创新。基于此, 本文进一步检验了内部控制严格程度( $Tight$ )与创新投入( $Rd$ )及创新质量( $Invr$ )是否存在非线性关系。分位数回归结果显示, 严格的内部控制对创新活动的负面影响占主导。随着分位数增加, 内部控制严格程度( $Tight$ )对创新投入( $Rd$ )的负面影响呈现显著上升趋势, 对创新质量( $Invr$ )的负面影响没有显著变化。

## 五、进一步检验

本文关注了内部控制的严格程度对公司创新的影响。在理论分析中, 本文指出, 尽管严格的内部控制具有改善信息传递、减少代理行为等优势, 但其对管理层和员工产生的负向激励作用会阻碍公司创新。主要实证结果发现, 公司内部控制越严格, 创新投入越少, 创新质量越低, 说明严格的内部控制主要通过负向激励效应作用于创新。在截面检验部分, 本文主要从内部控制制度实施、员工构成、其他激励机制和创新组

织形式角度分析可能影响内部控制严格程度作用的因素。<sup>22</sup>

### （一）内部控制实施力度的影响

内部控制的实施力度会影响内部控制严格程度对创新活动的影响。内部控制制度实施力度在国有企业与非国有企业中存在差异。国有企业受劳动保护、员工福利等相关规制影响更为明显，已有文献发现国有企业存在雇员软约束，劳动力成本呈现较强的粘性（卢锐和陈胜蓝，2015；潘红波和陈世来，2017）。尽管我们观察到国有企业构建与实施了更为严格的内部控制体系，但国有企业可能难以有效地给员工定罚，其政策性负担也提高了解雇员工的成本。与之相比，非国有企业呈现更明显的利益倾向，各项活动受内部治理结构和制度规范的影响更为明显。因此，本文预期在非国有企业中，内部控制实施力度更大，严格的内部控制对创新的阻碍作用更强。

表 12 内部控制严格程度与公司创新：考虑内部控制制度实施的影响

变量	(1) <i>Rd</i>		(2) <i>Invr</i>	
	回归系数	t 统计量	回归系数	t 统计量
<i>Tight</i> × <i>Nonsoe</i>	<b>-0.144**</b>	<b>(-2.145)</b>	<b>-1.213**</b>	<b>(-2.448)</b>
<i>Nonsoe</i>	-0.000	(-0.217)	-0.035***	(-3.380)
<i>Tight</i>	-0.020	(-0.424)	0.201	(0.539)
<i>ICQ</i>	0.005*	(1.756)	0.038*	(1.802)
<i>Ln(1+Rd)</i>			0.013***	(3.850)
<i>Rdmiss</i>	-0.023***	(-23.799)	0.201***	(3.321)
<i>Roa</i>	-0.056***	(-6.245)	-0.025	(-0.339)
<i>Lev</i>	-0.024***	(-8.008)	-0.025	(-0.866)
<i>Size</i>	-0.002***	(-2.892)	0.005	(0.919)
<i>Btm</i>	-0.003	(-1.643)	-0.059***	(-3.477)
<i>Tang</i>	0.003	(0.912)	-0.006	(-0.205)
<i>Inddiv</i>	-0.003***	(-4.148)	-0.007	(-1.258)
<i>Subnum</i>	0.000	(0.428)	-0.009**	(-2.111)
<i>Ceochng</i>	-0.002**	(-2.517)	-0.002	(-0.375)
<i>Dual</i>	0.002*	(1.713)	0.005	(0.658)
<i>Indratio</i>	0.020**	(2.304)	-0.069	(-1.155)
<i>Inst</i>	0.018***	(3.022)	0.051	(1.027)
<i>Age</i>	-0.005***	(-7.323)	-0.010**	(-2.124)
Constant	0.066***	(5.080)	0.159	(1.564)
行业、年度固定效应		控制		控制
Observations		11,669		8,693
Pseudo R-squared		-0.183		1.029

注：\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。在 Tobit 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整，括号内为 t 统计量。控制变量与前文一致。

<sup>22</sup> 本文也从代理问题角度考虑了截面检验。公司代理问题更严重时，严格的内部控制降低代理成本从而促进创新的路径应当更明显。已有研究表明，CEO 任期即将结束时，管理层会减少创新投入以提升公司短期表现（Dechow and Sloan, 1991）；报告微利或前期连续亏损的公司具有较强的盈余管理动机（Burgstahler and Dichev, 1997），更有可能通过降低创新投入来避免亏损。因此，CEO 即将面临变更的公司、微利公司以及连续亏损的公司中，代理问题更为明显，此时内部控制严格程度与公司创新的负向关系可能被削弱。但本文并没有发现显著的经验证据证明上述观点。这表明严格的内部控制对员工的负向激励效应占据主导，后续的截面检验也围绕负向激励效应展开。

表 12 检验了股权性质对内部控制严格程度与公司创新关系的调节作用。内部控制严格程度(*Tight*)的主效应不显著,交乘项 *Tight*×*Nonsoe* 的系数分别为 -0.144 和 -1.213,显著性水平均为 5%,表明非国有企业中严格的内部控制对员工的负面激励作用更为明显,对创新活动的抑制作用更强。

表 12 的回归结果验证了企业内部控制实施力度对内部控制严格程度与创新关系的影响,内部控制实施力度更大即非国有企业中,严格的内部控制对企业创新的抑制作用更为明显。

## (二) 员工构成的影响

员工在创新活动中贡献了重要力量,特别是研发人员,推动了创新思想形成与创新决策的有效执行。严格的内部控制对研发人员的负向激励作用更为明显。由于研发人员工作投入与产出的不确定性较高,严格的内部控制下,研发人员的创新与团队协作动机被明显削弱。因此,企业中研发人员占比较高时,严格的内部控制对创新的负面作用更强。

表 13 内部控制严格程度与公司创新:考虑员工构成的影响

变量	(1) <i>Rd</i>		(2) <i>Invr</i>	
	回归系数	t 统计量	回归系数	t 统计量
<b><i>Tight</i>×<i>Rdstaff</i></b>	<b>-0.837**</b>	<b>(-2.453)</b>	<b>-5.236***</b>	<b>(-3.006)</b>
<i>Rdstaff</i>	0.035***	(5.947)	0.129***	(2.900)
<i>Tight</i>	-0.026	(-0.373)	0.241	(0.459)
<i>ICQ</i>	-0.001	(-0.187)	0.078**	(2.061)
<i>Ln(1+Rd)</i>			0.030***	(5.633)
<i>Rdmiss</i>	-0.265***	(-34.100)	0.467***	(4.795)
<i>Roa</i>	-0.078***	(-6.903)	-0.072	(-0.649)
<i>Lev</i>	-0.032***	(-8.016)	-0.047	(-1.075)
<i>Size</i>	-0.002***	(-3.052)	0.017**	(2.193)
<i>Btm</i>	-0.005**	(-2.135)	-0.086***	(-3.275)
<i>Tang</i>	0.008*	(1.855)	0.018	(0.451)
<i>Inddiv</i>	-0.003***	(-3.861)	-0.009	(-1.147)
<i>Subnum</i>	0.001	(1.295)	-0.003	(-0.475)
<i>Ceochng</i>	-0.002**	(-2.258)	-0.003	(-0.339)
<i>Dual</i>	0.002*	(1.821)	0.007	(0.578)
<i>Indratio</i>	0.029***	(2.792)	-0.115	(-1.279)
<i>Inst</i>	0.021***	(2.967)	0.048	(0.697)
<i>Age</i>	-0.004***	(-5.110)	-0.012*	(-1.658)
<i>Nonsoe</i>	0.003**	(2.000)	-0.032**	(-2.380)
Constant	0.070***	(4.289)	-0.471***	(-3.072)
行业、年度固定效应	控制		控制	
Observations	11,669		8,693	
Pseudo R-squared	-0.506		0.381	

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。在 Tobit 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。

表 13 报告了加入员工构成交乘项后的回归结果。列 (1) 和 (2) 中, 研发人员占比 (*Rdstaff*) 的系数分别为 0.035 和 0.129, 显著性水平均为 1%, 这验证了研发人员在企业创新活动中的主要承担者角色。交乘项 *Tight*×*Rdstaff* 的系数分别为 -0.837 和 -5.236, 显著性水平分别为 5% 和 1%, 说明研发人员占比高时, 严格的内部控制对公司创新的负面作用更为明显。*Tight* 主效应系数不显著, 这说明企业研发人员占比较低时, 严格的内部控制并不会对创新产生影响。这进一步证明内部控制严格程度主要通过通过对研发人员的负向激励作用对创新活动产生影响。

### (三) 正向激励的影响

如前所述, 由于员工在企业生产经营的重要作用, 如何有效激励员工成为我国企业面临的重要问题。企业一方面通过内部控制等形式的负向激励约束员工, 另一方面通过薪酬和股权激励等形式正向激励鼓励员工。<sup>23</sup> 那么, 实施正向激励能否削弱严格的内部控制对创新活动的负面影响?

表 14 内部控制严格程度与公司创新: 考虑正向激励的影响

变量	(1) <i>Rd</i>		(2) <i>Invr</i>	
	回归系数	t 统计量	回归系数	t 统计量
<i>Tight</i> × <i>Salary</i>	<b>-0.075</b>	<b>(-1.368)</b>	<b>-0.337</b>	<b>(-0.622)</b>
<i>Salary</i>	0.007***	(6.421)	0.018*	(1.748)
<i>Tight</i>	<b>-0.090**</b>	<b>(-2.347)</b>	<b>-0.461</b>	<b>(-1.447)</b>
<i>ICQ</i>	0.005*	(1.873)	0.043**	(2.048)
<i>Ln(1+Rd)</i>			0.013***	(3.771)
<i>Rdmiss</i>	-0.023***	(-23.748)	0.193***	(3.223)
<i>Roa</i>	-0.058***	(-6.581)	-0.041	(-0.550)
<i>Lev</i>	-0.024***	(-7.968)	-0.024	(-0.817)
<i>Size</i>	-0.002***	(-3.890)	0.003	(0.547)
<i>Btm</i>	-0.003*	(-1.684)	-0.057***	(-3.387)
<i>Tang</i>	0.005	(1.600)	0.002	(0.058)
<i>Inddiv</i>	-0.003***	(-3.798)	-0.006	(-1.055)
<i>Subnum</i>	0.001	(1.092)	-0.008*	(-1.818)
<i>Ceochng</i>	-0.002**	(-2.448)	-0.002	(-0.293)
<i>Dual</i>	0.002*	(1.878)	0.006	(0.738)
<i>Indratio</i>	0.019**	(2.252)	-0.069	(-1.157)
<i>Inst</i>	0.018***	(3.126)	0.051	(1.029)
<i>Age</i>	-0.005***	(-7.383)	-0.010**	(-2.142)
<i>Nonsoe</i>	0.003**	(2.362)	-0.019**	(-2.087)
Constant	0.075***	(5.702)	0.183*	(1.783)
行业、年度固定效应	控制		控制	
Observations	11,669		8,693	
Pseudo R-squared	-0.187		1.030	

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。在 Tobit 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。

<sup>23</sup> 3M 公司在其内部创业激励机制中格外强调对员工的正向激励。除奖金和晋升激励外, 公司还给予有创造力的员工精神激励, 例如“卡尔顿名人堂”, 授予为公司作出杰出贡献的科学家。

表 14 报告了加入员工正向激励交乘项后的回归结果。由于我国于 2014 年重启员工持股计划,目前员工持股计划实施完成的公司还很少,本文从员工薪酬水平(*Salary*)的角度考虑对员工的正向激励。*Salary* 为经过地区人均薪酬调整过的公司人均薪酬。列(1)和(2)中,员工薪酬水平(*Salary*)的主效应均显著为正,但交乘项 *Tight*×*Salary* 的系数均不显著,这说明尽管正向激励有效促进了创新投入与创新质量,但并不能弥补负向激励对公司创新的负面影响,放松内部控制对促进创新有其独特的作用。

#### (四) 创新组织形式的影响

由于创新活动的特殊性,越来越多的企业设立了专职研发中心。针对这些中心企业可能存在特殊的内部控制机制,避免对员工形成负向激励,这会降低严格的内部控制对创新活动的负面影响。因此,设有专职研发中心的企业中,内部控制严格程度对创新的负面作用被削弱。

表 15 内部控制严格程度与公司创新:考虑创新组织形式的影响

变量	(1) <i>Rd</i>		(2) <i>Invr</i>	
	回归系数	t 统计量	回归系数	t 统计量
<i>Tight</i> × <i>Rdcenter</i>	<b>0.040</b>	<b>(0.371)</b>	<b>0.974*</b>	<b>(1.909)</b>
<i>Rdcenter</i>	0.003*	(1.823)	0.015	(1.308)
<i>Tight</i>	<b>-0.116***</b>	<b>(-3.214)</b>	<b>-0.780***</b>	<b>(-2.736)</b>
<i>ICQ</i>	0.005*	(1.818)	0.041**	(1.976)
<i>Ln(1+Rd)</i>			0.013***	(4.010)
<i>Rdmiss</i>	-0.023***	(-23.593)	0.209***	(3.465)
<i>Roa</i>	-0.056***	(-6.332)	-0.036	(-0.486)
<i>Lev</i>	-0.024***	(-8.065)	-0.027	(-0.919)
<i>Size</i>	-0.002***	(-3.057)	0.004	(0.803)
<i>Btm</i>	-0.003	(-1.479)	-0.059***	(-3.466)
<i>Tang</i>	0.003	(0.951)	-0.005	(-0.174)
<i>Inddiv</i>	-0.003***	(-4.049)	-0.006	(-1.199)
<i>Subnum</i>	-0.000	(-0.011)	-0.009**	(-2.084)
<i>Ceochng</i>	-0.002**	(-2.446)	-0.002	(-0.367)
<i>Dual</i>	0.002*	(1.732)	0.006	(0.713)
<i>Indratio</i>	0.019**	(2.230)	-0.069	(-1.163)
<i>Inst</i>	0.018***	(3.095)	0.048	(0.982)
<i>Age</i>	-0.005***	(-7.288)	-0.010**	(-2.031)
<i>Nonsoe</i>	0.001	(1.192)	-0.023**	(-2.488)
Constant	0.067***	(5.188)	0.153	(1.503)
行业、年度固定效应		控制		控制
Observations		11,669		8,693
Pseudo R-squared		-0.183		1.028

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。在 Tobit 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。

表 15 报告了加入专职研发中心交乘项后的回归结果。本文根据集团子公司主营业务判断集团是否设有专职研发中心。如果子公司主营业务含“研”、“技术”、“试验”,但不含“房地产”、“土地”、“制”、“生产”、“销”、“咨询”、“推广”、“服务”、“施工”

“管理”、“营”、“出口”、“加工”、“检测”、“教育”、“发行”等关键词，我们认为这一子公司属于专职研发中心。如果样本公司当年至少有一个专职研发中心，则虚拟变量  $Rdcenter$  取 1。列（1）中， $Rdcenter$  的主效应显著为正，交乘项  $Tight \times Rdcenter$  的系数为 0.040 但不显著，说明设立专职研发中心有助于提升创新强度，但并不能减少严格内控对创新投入的抑制作用。列（2）中交乘项  $Tight \times Rdcenter$  的系数为 0.974，显著性水平为 10%，表明企业设有专职研发中心时，内部控制严格程度对创新质量的负面作用被显著削弱。

值得关注的是，表 15 中内部控制严格程度（ $Tight$ ）的主效应显著为负，严格内控对创新的负面作用主要存在于未设立专职研发中心的公司中。这表明设立专职研发中心确是鼓励创新、避免内控负面影响的行之有效的举措。

### （五）内生性检验

本文发现内部控制严格程度对公司创新投入与创新质量存在负面影响，然而这一结果可能存在替代性解释。首先，本文的结论较少地受到反向因果解释影响。<sup>24</sup> 内部控制严格程度指标采用首次披露或变更的内部控制缺陷认定标准度量，相对变动较少。相较于此，公司创新活动随年度变化较大。内部控制标准因创新活动发生变更的可能性较低。

其次，内部控制严格程度和公司创新可能同时受某些公司特征影响，如成长周期、高管背景、公司战略等。为控制成长周期影响，本文在回归结果中控制了公司上市年数；为避免本文回归结果受公司战略这一遗漏变量影响，本文在主检验中进一步控制了公司战略的创新趋向（ $Inno$ ），采用文构（WinGo）财经文本数据平台提供的年报管理层讨论与分析文本创新特征度量，发现本文结论并未受到影响。

考虑到高管背景以及公司风险承担水平可能同时影响公司内控制度特征和创新活动，本文在主检验中控制高管是否具有研发背景（ $Mngrd$ ）和公司风险承担水平，重复了上述检验，结论保持不变。

此外，Wu and Wang（2018）指出舞弊公司倾向于设置更为宽松的内控标准。由于公司舞弊特征可能会同时影响创新和内控标准设置，本文尝试在主检验中控制了公司当年是否舞弊以及未来舞弊可能性，结论并未受到影响。

为了进一步缓解内生性问题，本文以同一会计师事务所审计的同行业上市公司当年内部控制严格程度的最小值（ $Atight$ ）作为内部控制严格程度（ $Tight$ ）的工具变量，<sup>25</sup> 进行了两阶段的回归。回归结果如表 16 所示。以往文献发现审计师对公司内部控制存在重要影响（De Simone *et al.*, 2015；Fitzgerald *et al.*, 2018）。尽管审计师与公司可能存在双向选择，但审计师对内部控制标准的要求未必是公司选择审计师时的首要考虑

<sup>24</sup> 为了进一步缓解反向因果解释影响，本文参考 Defond *et al.*（2002）进行了联立方程分析，并采用三阶段最小二乘法进行了系统估计。其中，本文控制了外生变量首次发行时研发人员占比  $IPOtech$ 、审计师内控严格程度最低容忍度  $Atight$  和地区人均博彩消费  $Lott$ 。回归结果表明  $Tight$  对  $Rd$ （或  $Invr$ ）存在显著影响，但因变量为  $Tight$  时， $Rd$ （或  $Invr$ ）系数并不显著。这在一定程度上说明内部控制严格程度与创新投入（或创新质量）之间存在负向因果关系。

<sup>25</sup> 本文尝试剔除同年同行业同一会计师事务所审计的只有一家公司的样本，工具变量回归结果保持不变。

因素，审计师对公司内部控制严格程度的最低容忍度也不太可能受到公司层面因素的干扰。因此 *Atight* 一定程度上符合外生性标准。

表 16 中列 (1) 和 (3) 为第一阶段以 *Atight* 为工具变量的估计结果，*Atight* 系数在 1% 的水平上显著，工具变量的 F 统计值也在 1% 的水平上显著，说明工具变量与内部控制严格程度 (*Tight*) 高度相关。列 (2) 和 (4) 为分别以创新投入 (*Rd*) 和创新质量 (*Invr*) 为因变量的第二阶段的估计结果，内部控制严格程度 (*Tight*) 系数显著为负，与主结果一致。这说明严格的内部控制对公司创新投入与创新质量存在一定因果关系。

表 16 内部控制严格程度与公司创新的工具变量回归

变量	(1) <i>Tight</i>	(2) <i>Rd</i>	(3) <i>Tight</i>	(4) <i>Invr</i>
<i>Atight</i>	0.154*** (30.500)		0.116*** (21.209)	
<i>Tight</i>		-0.115* (-1.705)		-2.842*** (-3.301)
<i>ICQ</i>	0.007*** (6.559)	0.008*** (3.907)	0.005*** (3.964)	0.056*** (2.627)
Constant	-0.038*** (-9.690)	0.042*** (4.755)	-0.028*** (-6.590)	0.086 (1.024)
其它控制变量	控制	控制	控制	控制
行业、年度固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	11,669	11,669	8,693	8,693
Adjusted R-squared	0.144	0.449	0.114	0.287
工具变量 F 统计值	930.22***		449.83***	

注：\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。采用两阶段最小二乘法进行回归。括号内为 t 统计量。控制变量与前文一致。

本文并未通过控制公司固定效应来缓解内生性问题的原因在于，本文所研究的内部控制严格程度公司内差异 (*within-firm variation*) 很小，公司间差异 (*cross-firm variation*) 相对较大。公司内部控制标准自首次设定后变动很少，本文样本中仅 399 家公司内部控制标准发生过变更。在这一情况下，如果控制公司固定效应，我们可能难以看到显著结果，但这并不意味着解释变量对被解释变量没有显著影响 (Zhou, 2001)。由于同一公司内控严格程度随年度变化很少，内控严格程度与创新的关系可能是截面现象。

#### (六) 内部控制严格程度与创新产出：经营业绩相关性

本文进一步检验了严格的内部控制对创新经济后果的影响。通过技术创新与产品进步，企业可以提升竞争优势持续期，实现垄断利润，最终表现为经营业绩的上升。因此，本文采用式 (6) 所示的模型研究内部控制严格程度对创新产出-经营业绩相关性的影响，因变量为未来一期净利润率增长 ( $\Delta margin$ )。交乘项  $Tight \times Ln(1 + Patent)$  的回归系数反映了内部控制严格程度对创新产出与经营业绩相关性的影响，回归系数  $\beta_3$  为

负说明内部控制越严格，创新产出与经营业绩相关性越低。

$$\begin{aligned} \Delta margin_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 \times Ln(1 + Patent)_{i,t} + \beta_2 \times Tight_{i,t} \\ & + \beta_3 \times Tight_{i,t} \times Ln(1 + Patent)_{i,t} + \beta_4 \times ICQ_{i,t} \\ & + \beta_5 \times ICQ_{i,t} \times Ln(1 + Patent)_{i,t} \\ & + \beta_5 \times Other\ Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

回归结果如表 17 所示。列 (1) 中  $Ln(1+Patent)$  的主效应显著为正，说明创新产出有利于经营业绩的提升。交乘项  $Tight \times Ln(1+Patent)$  的系数为 -0.192，显著性水平为 10%，说明严格的内部控制下员工需要在短期内获得显性成果，倾向于选择“短平快”的创新项目，创新产出提高经营业绩的作用较小。

表 17 内部控制严格程度与创新产出：经营业绩相关性回归结果

变量	(1) $\Delta margin_{t+1}$		(2) $\Delta margin_{t+1}$	
	回归系数	t 统计量	回归系数	t 统计量
<b><math>Ln(1+Patent)</math></b>	<b>0.006***</b>	<b>(3.507)</b>	<b>0.011</b>	<b>(0.947)</b>
<i>Tight</i>			0.862***	(2.727)
<b><math>Tight \times Ln(1+Patent)</math></b>			<b>-0.192*</b>	<b>(-1.720)</b>
<i>ICQ</i>			0.086*	(1.720)
<b><math>ICQ \times Ln(1+Patent)</math></b>			<b>-0.013</b>	<b>(-0.753)</b>
<i>Lev</i>	-0.009	(-0.530)	-0.001	(-0.074)
<i>Size</i>	0.000	(0.019)	-0.002	(-0.635)
<i>Btm</i>	-0.007	(-0.666)	-0.008	(-0.757)
<i>Tang</i>	0.067***	(3.855)	0.065***	(3.825)
<i>Inddiv</i>	0.000	(0.114)	-0.000	(-0.114)
<i>Subnum</i>	0.002	(0.684)	0.001	(0.451)
<i>Ceochng</i>	-0.009	(-1.447)	-0.008	(-1.223)
<i>Dual</i>	-0.006	(-1.218)	-0.006	(-1.179)
<i>Indratio</i>	-0.035	(-0.911)	-0.031	(-0.822)
<i>Inst</i>	0.071**	(2.391)	0.061**	(2.004)
<i>Age</i>	-0.011***	(-3.996)	-0.008***	(-3.159)
<i>Nonsoe</i>	-0.025***	(-5.260)	-0.023***	(-5.095)
Constant	0.008	(0.139)	0.005	(0.069)
行业、年度固定效应		控制		控制
Observations		11,569		11,569
Adjusted R-squared		0.021		0.024

注：\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。在 OLS 基础上对标准误进行了公司层面的聚类调整。

## 六、结论

本文研究了内部控制严格程度对企业创新的影响。严格的内部控制体现了董事会的监督动机，有助于约束代理行为，对创新产生正面影响。但严格的内部控制也会和管理层和员工产生负向激励作用。内部控制越严格，员工因不符合标准的行为受到惩

罚的可能性越高。在创新活动中,员工需要付出一定成本以保证行为符合标准,冒动动机较弱,所以企业能够推进的创新项目少。同时,内部控制严格时,员工倾向于选择短期内有显性成果的创新项目,避免需要大量资源投入并具有很强不确定性的长期项目,这对企业长远价值可能产生负面影响。

利用中国上市公司公开数据,本文构造了基于公司内部控制缺陷认定标准的内部控制严格程度指标。实证结果表明,内部控制越严格,创新投入越低,创新质量越低。进一步检验中,本文分析了影响内部控制严格程度对创新活动作用的因素,发现研发人员占比高、未设立专职研发中心的公司以及非国有公司中,严格的内部控制与创新的负向关系较强。此外,正向激励不能弥补负向激励对公司创新的负面影响,因而放松内部控制对公司创新有不可替代的作用。进一步地,本文发现内部控制严格时创新产出提高经营业绩的作用较小。

本文的结论证明,放松内部控制有利于企业增加创新投入并提高创新质量。本文的理论贡献在于从严格程度这一视角研究了内部控制对创新活动的作用,发现在控制内部控制质量的基础上,内部控制严格程度仍对企业创新有显著影响。这说明内部控制严格程度是以往内部控制研究重要的遗漏变量。另一方面,已有文献多关注正向激励对员工创新的积极影响,本文揭示了减少负向激励的正面作用,为企业如何推动高质量创新提供了启示。企业应合理设置内部控制标准,实现对员工控制与激励的平衡。尽管严格的内部控制短期有利于减少资源浪费,但长期看来不利于公司价值最大化。同样的,放松对企业的控制对促进社会创新,从而以创造性破坏的方式实现产业转型和产业升级具有重大的现实意义。

“Open Access. This article is distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License which permits any use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author(s) and the source are credited.”

## 参考文献

- 鞠晓生、卢荻、虞义华,2013,“融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性”,《经济研究》第1期,4-16。
- 孔东民、徐茗丽、孔高文,2017,“企业内部薪酬差距与创新”,《经济研究》第10期,144-157。
- 李万福、林斌、宋璐,2011,“内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制”,《管理世界》第2期,81-98。
- 刘浩、许楠、时淑慧,2015,“内部控制的‘双刃剑’作用—基于预算执行与预算松弛的研究”,《管理世界》第12期,130-145。
- 卢锐、陈胜蓝,2015,“货币政策波动与公司劳动力成本黏性”,《会计研究》第12期,53-58。

- 潘红波、陈世来，2017，“《劳动合同法》、企业投资与经济增长”，《经济研究》第4期，92-105。
- 权小锋、尹洪英，2017，“中国式卖空机制与公司创新—基于融资融券分步扩容的自然实验”，《管理世界》第1期，128-144。
- 虞义华、赵奇锋、鞠晓生，2018，“发明家高管与企业创新”，《中国工业经济》第3期，136-154。
- 张栋、胡文龙、毛新述，2021，“研发背景高管权力与公司创新”，《中国工业经济》第4期，156-174。
- 张怀、李万福、谢勇、王子田，2018，“异质性内部控制缺陷如何影响技术创新”（Reprinted）。
- Adler, P. S. and Borys, B. (1996), 'Two types of bureaucracy: Enabling and coercive', *Administrative Science Quarterly* 41 (1): 61-89.
- Aghion, P., Van Reenen, J., and Zingales, L. (2013), 'Innovation and Institutional Ownership', *The American Economic Review* 103 (1): 277-304.
- Ahrens, T. and Chapman, C. S. (2004), 'Accounting for Flexibility and Efficiency: A Field Study of Management Control Systems in a Restaurant Chain', *Contemporary Accounting Research* 21 (2): 271-301.
- Ballot, G., Fakhfakh, F., and Taymaz, E. (2001), 'Firms' human capital, R&D and performance: A study on French and Swedish firms', *Labour Economics* 8 (4): 443-462.
- Balsmeier, B., Fleming, L., and Manso, G. (2017), 'Independent boards and innovation', *Journal of Financial Economics* 123 (3): 536-557.
- Baranchuk, N., Kieschnick, R., and Moussawi, R. (2014), 'Motivating innovation in newly public firms', *Journal of Financial Economics* 111 (3): 578-588.
- Bauer, A. M., Henderson, D., and Lynch, D. (2018), 'Supplier internal control quality and the duration of customer-supplier relationships', *The Accounting Review* 93 (3): 59-82.
- Burgstahler, D. and Dichev, I. (1997), 'Earnings management to avoid earnings decreases and losses', *Journal of Accounting and Economics* 24 (1): 99-126.
- Chang, X., Fu, K., Low, A., and Zhang, W. (2015), 'Non-executive employee stock options and corporate innovation', *Journal of Financial Economics* 115 (1): 168-188.
- Chen, J., Leung, W. S., and Evans, K. P. (2016), 'Are employee-friendly workplaces conducive to innovation?', *Journal of Corporate Finance* 40: 61-79.
- Cheng, Q., Goh, B. W., and Kim, J. B. (2018), 'Internal Control and Operational Efficiency', *Contemporary Accounting Research* 35 (2): 1102-1139.
- Cheng, S. (2004), 'R&D expenditures and CEO compensation', *The Accounting Review* 79 (2): 305-328.
- De Simone, L., Ege, M. S., and Stomberg, B. (2015), 'Internal Control Quality: The Role of Auditor-Provided Tax Services', *The Accounting Review* 90 (4): 1469-1496.
- Dechow, P. M. and Sloan, R. G. (1991), 'Executive incentives and the horizon problem: An

- empirical investigation', *Journal of Accounting and Economics* 14 (1): 51–89.
- Defond, M. L., Raghunandan, K., and Subramanyam, K. R. (2002), 'Do Non-Audit Service Fees Impair Auditor Independence? Evidence from Going Concern Audit Opinions', *Journal of Accounting Research* 40 (4): 1247–1274.
- Dhaliwal, D., Hogan, C., Trezevant, R., and Wilkins, M. (2011), 'Internal Control Disclosures, Monitoring, and the Cost of Debt', *The Accounting Review* 86 (4): 1131–1156.
- Dougherty, D. (1992), 'Interpretive Barriers to Successful Product Innovation in Large Firms', *Organization Science* 3 (2): 179–202.
- Ederer, F. and Manso, G. (2013), 'Is Pay for Performance Detrimental to Innovation', *Management Science* 59 (7): 1496–1513.
- Feng, M., Li, C., and McVay, S. (2009), 'Internal control and management guidance', *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3): 190–209.
- Fitzgerald, B. C., Omer, T. C., and Thompson, A. M. (2018), 'Audit Partner Tenure and Internal Control Reporting Quality: U.S. Evidence from the Not-For-Profit Sector', *Contemporary Accounting Research* 35 (1): 334–364.
- Free, C. (2007), 'Supply-Chain Accounting Practices in the UK Retail Sector: Enabling or Coercing Collaboration', *Contemporary Accounting Research* 24 (3): 897–933.
- Gao, H. and Zhang, J. (2019), 'SOX Section 404 and Corporate Innovation', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 54 (2): 759–787.
- Gao, X. and Jia, Y. (2016), 'Internal Control over Financial Reporting and the Safeguarding of Corporate Resources: Evidence from the Value of Cash Holdings', *Contemporary Accounting Research* 33 (2): 783–814.
- Guo, J., Huang, P., Zhang, Y., and Zhou, N. (2016), 'The Effect of Employee Treatment Policies on Internal Control Weaknesses and Financial Restatements', *The Accounting Review* 91 (4): 1167–1194.
- Hirshleifer, D., Low, A., and Teoh, S. H. (2012), 'Are Overconfident CEOs Better Innovators?', *The Journal of Finance* 67 (4): 1457–1498.
- Hogan, C. E. and Wilkins, M. S. (2008), 'Evidence on the Audit Risk Model: Do Auditors Increase Audit Fees in the Presence of Internal Control Deficiencies?', *Contemporary Accounting Research* 25 (1): 219–242.
- Hoitash, U., Hoitash, R., and Bedard, J. C. (2009), 'Corporate Governance and Internal Control over Financial Reporting: A Comparison of Regulatory Regimes', *The Accounting Review* 84 (3): 839–867.
- Jørgensen, B. and Messner, M. (2009), 'Management Control in New Product Development: The Dynamics of Managing Flexibility and Efficiency', *Journal of Management Accounting Research* 21 (1): 99–124.
- Kang, D., Liu, M., and Rhee, G. (2020), 'Why Does Corporate Innovation Decline after Stock Splits?', *China Accounting and Finance Review* 22 (1): 67–96.

- Koh, P. and Reeb, D. M. (2015), 'Missing R&D', *Journal of Accounting and Economics* 60 (1): 73–94.
- Lazear, E. P. (1991), 'Labor Economics and the Psychology of Organizations', *The Journal of Economic Perspectives* 5 (2): 89–110.
- Li, P., Shu, W., Tang, Q., and Zheng, Y. (2019), 'Internal control and corporate innovation: Evidence from China', *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics* 26 (5): 622–642.
- Naiker, V. and Sharma, D. S. (2009), 'Former Audit Partners on the Audit Committee and Internal Control Deficiencies', *The Accounting Review* 84 (2): 559–587.
- Skaife, H. A., Veenman, D., and Wangerin, D. (2013), 'Internal control over financial reporting and managerial rent extraction: Evidence from the profitability of insider trading', *Journal of Accounting and Economics* 55 (1): 91–110.
- Tian, X., Jia, N., and Zhang, W. (2016), 'The Holy Grail of Teamwork: Management Team Synergies and Firm Innovation', paper presented at the 2016 MIT Asia Conference in Accounting.
- Van de Ven, A. H. (1986), 'Central Problems in the Management of Innovation', *Management Science* 32 (5): 590–607.
- Wu, X. and Wang, J. (2018), 'Management's Materiality Criteria of Internal Control Weaknesses and Corporate Fraud: Evidence from China', *The International Journal of Accounting* 53 (1): 1–19.
- Zhou, X. (2001), 'Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance: Comment', *Journal of Financial Economics* 62 (3): 559–571.