

# 内部控制抑制还是促进企业创新?

——中国的逻辑

王亚男<sup>1</sup>,戴文涛<sup>2</sup>

(1. 云南财经大学 商学院, 云南 昆明 650221; 2. 浙江财经大学 会计学院, 浙江 杭州 310018)

**[摘要]** 基于企业R&D产出效率视角,采用2012—2017年的A股上市公司数据,探讨内部控制在中国企业创新中的作用。研究发现,内部控制与创新效率呈显著正相关关系,总体上支持“内部控制促进企业创新”假说;进一步研究发现,内部控制通过抑制由代理冲突、信息不对称引发的创新投入不足及降低创新投入活动实施风险机制从而影响企业创新;内部控制对地处市场化水平低、法治环境差的地区的企业创新正向影响作用更强,内部控制对制度环境产生了替代效应,加强内部控制可以弥补制度环境不完善对企业创新产生的不利影响。

**[关键词]** 内部控制;企业创新;信息不对称;代理问题;创新效率;R&D投入;公司治理

**[中图分类号]** F239.43 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2019)06-0019-14

## 一、引言

创新是一国经济增长与发展的核心驱动力,是增强国际竞争力的重要手段,也是企业获取竞争优势、实现转型升级、提升自身价值的关键性因素<sup>[1]</sup>。目前我国的经济总量已经排名世界第二,但由于企业的创新能力不高,经济增长的可持续性令人担忧<sup>[2]</sup>。那么,什么因素影响我国企业创新?

企业创新影响因素有很多,既包括一国的社会文化价值、知识产权保护水平等,也包括企业所在行业的竞争程度、市场势力、企业规模等,同时还涉及公司治理<sup>[3-4]</sup>。公司治理是企业创新的制度基础,在企业创新投入、利益分配和权力配置中起着决定性的作用<sup>[5]</sup>,因此,近年来,学者们从股权结构、技术独立董事、高管激励、高管特征等多个视角探讨了公司治理因素对中国企业创新的影响<sup>[2,6-10]</sup>。

上述文献增进了人们对企业创新公司治理影响因素的认识,但不同文献针对相同问题提供的经验证据并不一致甚至相互矛盾。如鲁桐和党印发现,国有第一大股东持股比例与R&D投入正相关<sup>[6]</sup>,但冯根福和温军发现,国有持股比例与企业R&D投入存在负相关关系<sup>[3]</sup>。这在理论上为政府和公司制定和实施创新战略造成了一定的困惑,从而降低了研究成果的应用价值。造成这一结果一方面可能与样本的选择有关,不同的样本选择会从两个方面造成实证结果出现分歧:一是抽样误差会导致统计上的差异;二是不同类型的企业研发投入影响因素可能在理论上就存在差异。另一方面以往文献大都把研发投入等同于创新水平,并以此为基础进行理论分析,推导出相应假设和结论。研发投入与企业创新之间固然存在着非常紧密的联系,但增加研发投入就一定会提高创新水平的论断却是存在问题的,比如,良好的公司治理有助于提高企业的研发投入水平,但其对企业创新的影响可能并非完全是通过增加研发投入的途径实现的,也可能是研发投入没有增加或者有所降低,由于决策更加科学或降低了管理者的道德风险等其他内在机制促进了创新能力的提高<sup>[9]</sup>。

近年来,世界各国相继推行了一系列与企业内部控制相关的法律法规,如美国推出了被誉为自罗斯福总统以来商业界影响最为深远的萨班斯——奥克斯利法案(即Sarbanes-Oxley Act,简称SOX法案),日本通过了日本版的萨班斯法案(J-SOX),中国颁布了中国版的萨班斯法案——《企业内部控制基本规范》(简称《基本规范》)。由于这些法规都特别强调内部控制风险的防范与控制,与创新所需的高失败、高风险容忍环境相违背,同时需要

**[收稿日期]** 2019-04-03

**[基金项目]** 国家自然科学基金项目(71762029)

**[作者简介]** 王亚男(1987—),女,吉林白山人,云南财经大学商学院博士研究生,从事内部控制、资本市场研究;戴文涛(1971—),男,江苏徐州人,浙江财经大学会计学院教授,博士生导师,从事内部控制、公司治理研究,E-mail: dwt7112@163.com。

企业投入大量的建设成本,一些专家如美联储前主席 Alan Greenspan 等担心,内部控制建设可能对企业创新产生不利影响(即抑制企业创新假说)。Barger 等发现,美国上市公司在 SOX 法案实施后(即企业提高了内部控制质量)减少了 R&D 投入,增加了现金及现金等价物的持有量<sup>[11]</sup>。Kang 等发现,SOX 法案实施后经理人明显提高了投资项目的折现率,并且这一做法在公司治理好、信用评级程度高的公司更为普遍<sup>[12]</sup>。虽然 Barger 等、Kang 等的实证结果总体上支持内部控制抑制企业创新假说,但 Dey 认为,完全可根据 Barger 等的论点进行相反的假设,即内部控制通过降低过高的创新风险和降低较高的创新风险承担,从而有助于企业创新(即促进企业创新假说)<sup>[13]</sup>。迄今为止,尚无文献对 Dey 的观点进行检验,而且对于研发投资的减少必然意味着企业创新水平下降的结论还需要进一步探讨(或许它反映的是一种更稳健、更注重创新效率的企业创新策略)。另外,中国企业的创新活动具有独特性:一方面,中国企业的股权集中度较高,大股东在企业创新活动中起支配作用,对创新活动的短期失败有较高的容忍度;另一方面,中国尚未完全建立完善的控制权市场和经理人市场,企业被恶意收购和管理者被解聘的风险较小,管理者因为业绩压力减少创新活动的可能性较低。这使得 Barger 等、Kang 等的研究结论可能并不适用中国企业。

为此,本文以 2012—2017 年我国 A 股上市公司为样本,基于企业 R&D 产出效率视角,探讨内部控制在企业创新中的作用。研究发现,内部控制与创新效率呈显著正相关关系,总体上支持“内部控制促进企业创新”假说。进一步研究发现,内部控制通过抑制由代理冲突、信息不对称引发的创新投入不足及降低创新投入活动实施风险机制影响企业创新;内部控制对地处市场化水平低、法治环境差的地区的企业创新正向影响作用更强,内部控制对制度环境产生了替代效应,加强企业内部控制可以弥补制度环境不完善对企业创新产生的不利影响。

与以往研究相比,本文的贡献主要体现在:(1)以往研究主要是从公司治理视角(侧重于创新投入决策)考察企业创新影响因素,忽略了企业创新决策执行、创新风险控制层面内部控制的影响,本文将企业创新的内在制度影响因素由公司治理拓展到内部控制,探讨内部控制影响企业创新的路径和机制,深化了已有研究,丰富了企业创新影响因素和内部控制经济后果领域的文献;(2)以往研究大都把研发投入等同于创新水平,但增加研发投入就一定会提高企业创新水平的论断是存在问题的<sup>[9]</sup>,另外,中国企业与美国上市公司所处的制度环境不同,使得已有文献的结论可能并不适用于中国企业,本文将企业创新度量由创新决策层面的 R&D 投入改换为创新活动实施、创新风险控制结果层面的创新效率,基于中国上市公司数据,实证检验内部控制对企业创新的影响,这在一定程度上回答了“Dey 之问”,也为我国近年来强制实施的内部控制法规提供了经验证据,说明我国施行的内部控制法规体现了适时性和必要性;(3)对中国特殊制度环境因素在内部控制与企业创新关系中的调节效应进行检验,揭示出内部控制在企业创新中的作用具有“状态依存”的特征,这对于实施国家创新战略、制定相关政策具有重要的参考价值。

## 二、理论分析与研究假设

本文首先分析企业创新活动特征、创新活动信息对称度与企业创新投入的关系以及中国企业尤其是国有企业创新投入不足的原因,然后分析内部控制建设对中国企业创新活动产生的影响,基于这些讨论,我们提出内部控制与企业创新之间的关系假设。

### (一) 企业创新活动特征与企业创新投入不足

企业的创新活动是一项长期性、高度不确定性的投资活动,体现在花费的时间长、投入的资金大,短时间内很难获得收益<sup>[14]</sup>,企业创新活动的这种特征会使理性的经理人或风险厌恶者只有在创新活动的私人收益大于预期的私有成本时才会进行创新,因此,一些对公司有利、对个人没利的创新项目可能被经理人放弃,从而引发代理问题,导致企业创新投入不足。

左晶晶等认为,不同产权性质的公司经营环境、经营理念、经营目标等不尽相同,公司治理和公司管理机制存在显著差异,因而在公司研发投入和创新表现方面存在差异<sup>[15]</sup>。在民营企业,由于所有者与企业的高层管理人员是一种直接、单向委托的关系(代理链条较短、监督更为直接、有效),第一类代理问题对企业创新投入的影响可能并不严重。而国有企业的董事长、总经理通常由国资委、地方党委、政府任命,本质上是政府官员,更倾向于追求个人私利的最大化<sup>[16]</sup>。除了薪酬、奖金、在职消费之外,他们更关心其在“官场”的升迁,且这种激励在现实中更为重要<sup>[17]</sup>。晋升压力和任期限制会使管理层注重追求短期效应、政绩项目、形象工程<sup>[18]</sup>。企业创新活动的高风险、不确定性、长期性等特征会使企业财务会计指标表现出高度不确定性,为了满足任期内的业绩考核指



标,国企高管可能不愿意进行创新投入<sup>[19]</sup>。而较差的国有企业治理则将这种可能变成了现实。此外,国有企业中股权结构较为集中、所有者存在“虚位”,导致“内部人控制”问题严重,是否进行创新完全由公司董事长、总经理说了算。因此,国有企业创新受第一类代理问题的影响可能较严重,国企高管将自身的政治目的嵌入企业创新活动中,就会产生创新投入不足。

依据 La Porta 等的研究,在中国等新兴资本市场,公司治理的主要方面是控股股东与中小股东之间的代理问题<sup>[20]</sup>。控股股东会通过关联交易、盈余管理、资金占用侵占中小股东权益,并且控股股东的控制权与现金流权分离程度越严重,其掏空企业的动机和能力越强,代理成本也就越大<sup>[15]</sup>。企业创新活动资金投入大、长期性、高风险性特征会使控股股东缺乏创新的意愿,不愿意进行创新投入;同时,控股股东的资金占用、转移有可能加剧企业资金紧张状况,使得企业的创新投入无法进行。第二类代理问题越严重,上市公司研发投入越低<sup>[15]</sup>。

### (二) 企业创新活动信息对称度与企业创新投入不足

企业创新的特征使得企业管理层对创新方案、创新风险、投资机会等信息掌握较多,而投资者、债权人等外部利益相关者对此知之甚少。创新投入信息在管理者和投资者、债权人之间的不对称除了引发代理问题之外,还会导致企业创新投入不足。一方面,创新活动信息不对称会使投资者很难准确判断企业的未来收益,低估创新活动较多的企业的价值,从而导致企业缺乏创新投入的意愿;另一方面,创新活动信息不对称会导致银行等债权人的逆向选择行为,使得企业不得不削减创新投入甚至放弃创新投资。

我国的资本市场正处于“新兴”加“转轨”阶段,资本市场建立的时间短,与投资者保护相关的法律法规不健全、不完善,信息不对称问题广泛存在。已有研究表明,信息不对称会降低资本市场的配置效率,还会引发道德风险,使偏好偷懒或享受平静生活的代理人减少投资<sup>[21]</sup>。企业创新活动信息不对称会对企业的创新投入产生负面影响,具体的影响机理如下:第一,企业创新活动具有高风险性,对其确认、计量违背了会计核算的可靠性原则,所以,我国现行的会计准则将研发支出作为一项期间费用,直接计入当期损益。这使企业财务报告承载的创新活动信息不足,产生了一种另类的信息不对称<sup>[22]</sup>。投资者可能低估了那些创新活动较多的企业的价值,增大企业股权融资成本,从而引发企业创新投入不足。第二,企业创新需要大量的资金,而外部融资是企业创新活动的主要资金来源<sup>[23]</sup>,为了降低由于创新信息不对称而导致的贷款风险,金融机构往往限制企业贷款规模或提高贷款利率,这导致企业无法以合理的成本筹集到所需的创新资金,从而不得不放弃或中断创新活动<sup>[24]</sup>。

### (三) 内部控制与企业创新

一个能容忍短期失败与风险的外部环境对企业创新活动至关重要。已有大量研究发现,能够分享上行风险收益的股票市场发展、限制因短期过失而解雇员工的法律都有利于企业创新;而高流动性的股票市场、并购威胁、分析师跟踪、更关心下行风险的信贷市场以及有利于债权人保护的法律法规均抑制了企业创新<sup>[22,25-28]</sup>。美国的 SOX 法案特别强调对内部控制风险的防范与控制,与创新所需的高失败、高风险容忍环境相违背,同时内部控制建设需要企业投入大量的建设成本,因此,一些专家如美联储前主席 Alan Greenspan 等担心内部控制建设会抑制企业创新。Barger 等的实证结果证实了这种担忧,他们发现,SOX 法案实施后企业的研发支出和资本支出显著下降,现金持有量显著增加<sup>[11]</sup>。Kang 等还发现,SOX 法案实施后,公司治理好、信用评级高的公司经理人明显提高了投资项目的折现率<sup>[12]</sup>。

上述研究表明,内部控制建设对企业创新产生了负向影响。虽然这些文献是以美国资本市场为基础进行的研究,但这些研究结论很可能也适用于中国。这是因为:(1)中国版的萨班斯法案——《企业内部控制基本规范》仍然是以风险为导向,内部控制建设费用的增加可能影响企业创新投入,给企业创新效率带来不良后果;(2)企业实施内部控制后,要求企业的创新活动应当权衡实施成本与预期效益,以适当的成本实现最大化的收益。但创新活动具有不确定性,收益在短期内不可能实现<sup>[24]</sup>,理性的公司高管或风险厌恶者可能因为创新收益难以确定、风险太高而放弃创新;(3)内部控制是通过目标设定、重要事项识别、风险评估、控制活动等一系列控制程序和严格的控制方法如组织规划、授权审批、全面预算、内部报告等降低创新投入活动实施风险。烦琐的内部控制程序和方法不利于管理者或专业人员根据自身的专有信息与专业知识及时地做出判断,也会挫伤研发人员的积极性和工作热情。基于上述分析,本文提出以下假设 H<sub>1a</sub>。

H<sub>1a</sub>:在其他条件相同的情况下,内部控制水平与企业创新显著负相关(即抑制企业创新假说)。

内部控制和企业创新的关系也存在另一种可能,即内部控制促进企业创新。创新投入是影响企业创新的重

要因素,提高企业创新投入可以增加企业创新效率<sup>[29-30]</sup>。由于高水平的内部控制能够抑制企业创新投入不足,降低企业创新活动风险,提升企业创新效率,因此,企业内部控制也可能促进企业创新。具体路径和作用机理如下所述。

第一,高水平的内部控制能够减轻代理问题,缓解因代理问题而导致的创新投入不足。按照我国的《企业内部控制评价指引》,董事会对内部控制有效性进行全面评价、形成评价结论、出具评价报告。这种制度安排会使董事会不能轻易否决一个对股东有利但不符合公司高管个人偏好的投资项目,也会迫使董事会进一步强化对经理人的激励和监督,防止经理人因厌恶风险、偷懒或享受平静生活而出现创新不足,从而减小管理者与股东之间存在的第二类代理问题而导致的创新投入不足<sup>[21]</sup>。内部控制也可以通过缓解控股股东与中小股东之间的第二类代理问题来防止公司创新投入不足。企业内部控制包括总体层面控制和业务层面控制。高水平的内部控制意味着企业可以通过组织机构、决策机制、执行机制、监督机制等总体层面控制降低企业创新风险,也可以通过目标设定、事项识别、风险评估、控制活动等控制程序和授权审批、不相容职务分离等控制方法对研发活动、担保业务、关联交易等业务层面进行控制,从而减少控股股东的利益输送或资金占用,避免此类行为引发的投资不足<sup>[31]</sup>。

第二,高水平的内部控制可以缓解因信息不对称问题而导致的创新投入不足。企业财务报告是解决信息不对称的重要机制<sup>[22]</sup>,高水平的内部控制可以保证财务报告质量<sup>[32-34]</sup>,有利于投资者更好地判断公司的盈利能力和成长机会,增强投资者对信息的信赖程度,减少预期的投资风险等,降低企业的股权资本成本,避免因公司融资成本过高而被迫放弃好的创新项目。高水平的内部控制有利于缓解企业和金融机构等债权人之间的信息不对称,降低银行等债权人对创新风险的评价,避免因债务融资成本过高而导致的创新投入不足。

第三,高水平的内部控制可以降低创新投入活动实施风险,保证企业的创新投入取得成效。企业创新能力的增强主要通过创新投入活动是否取得成效如新产品生产或销售、专利申请或授予是否增加等来反映。企业的创新投入活动具有专业性强、保密性高、不确定性大等特征,使得企业研发投入绝对额的增长并不等同于企业创新能力增强。内部控制的主要功能是控制风险,即控制事项和行为不偏离内部控制目标<sup>[34]</sup>,高水平的内部控制意味着企业能够采用目标设定、事项识别、风险评估等一系列控制程序和组织规划、授权审批、全面预算等多种控制措施保证企业战略目标的实现,最大限度地降低企业创新投入活动实施风险,保证企业创新投入取得成效。基于此,本文提出如下相反假设  $H_{1b}$ 。

$H_{1b}$ :在其他条件相同的情况下,内部控制水平与企业创新显著正相关(即促进企业创新假说)。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

2012年,我国的《基本规范》及配套指引首先在主板上市公司实施,中小板和创业板上市公司则在此基础上择机实施,因此,本文选用2012—2017年的A股上市公司为研究对象,并对所选样本进行如下处理:(1)考虑到金融类上市公司与一般上市公司在特性上存在较大差异,本文剔除了金融类上市公司;(2)为避免极端值的影响,对连续变量进行首尾各1%的Winsorize处理。最终本文得到14709个观测值。本文数据来源:内部控制数据来自深圳迪博公司的“中国上市公司内部控制指数”,其他变量数据来自CSMAR数据库。

#### (二) 研究模型与变量定义

为考察上述假设,本文设计如下模型:

$$Innovation = \beta_0 + \beta_1 ICQ + \gamma ControlVariables + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $Innovation$ 代表企业的创新效率,以创新产出数量( $T\_Patent$ )和创新产出质量( $Patent$ )衡量。企业的R&D投入活动产生两种经济结果:一是创新成功,获得创新效率,表现为生产出创新产品、取得创新产品收入或专利申请、批准数量增加;二是创新失败,没有产生创新成果。考虑数据的可得性,本文借鉴Hausman、ches、江轩宇等学者的做法,采用专利申请作为企业创新效率度量指标<sup>[8,27,35]</sup>。中国的专利制度有发明、实用新型和外观设计三种类型,美国的专利制度只有发明专利,其中发明专利的研发周期最长、技术含量最高,最能代表企业的实质性创新能力<sup>[46]</sup>,因此,本文采用发明专利申请度量企业创新产出质量。由于企业专利从申请到授予一般需要一定的时间,专利申请时间更接近专利的实际产出时间,而且比专利获批时间更能体现企业的实际创新能力,



因此,本文采用企业当年的专利申请总数(包括发明、实用新型和外观设计三部分)衡量企业创新产出数量。

借鉴现有研究,企业规模、所有权结构、机构持股、政府补助会对企业创新产生影响<sup>[2,28,36-38]</sup>,因此,本文控制以上变量,同时,借鉴江轩宇等学者的做法,选取了资本密集度、企业绩效、现金流、企业绩效、公司成长性、负债水平、上市年限等作为控制变量<sup>[8,30]</sup>。详细的变量定义及度量见表1。

表1 变量定义及度量

变量性质	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	创新产出数量	<i>T_Patent</i>	<i>t</i> 年专利申请总数(包括发明、实用新型、外观设计)加1后的自然对数 <sup>①</sup>
	创新产出质量	<i>Patent</i>	<i>t</i> 年发明专利申请总数加1后的自然对数
解释变量	内部控制水平	<i>ICQ</i>	<i>t</i> 年度的内部控制指数/1000
	机构投资者持股比例	<i>Insti_share</i>	<i>t</i> 年机构投资者持股数量/ <i>t</i> 年公司股票总数
控制变量	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	<i>t</i> 年第一大股东持股数量/ <i>t</i> 年公司股票总数
	董事长和总经理二职合一	<i>Dual</i>	若两者为同一人,取1;否则取0
	企业规模	<i>Size</i>	<i>t</i> 年的总资产的自然对数
	资本密集度	<i>Tang</i>	<i>t</i> 年固定资产净额/ <i>t</i> 年总资产
	企业绩效	<i>ROA</i>	<i>t</i> 年净利润/ <i>t</i> 年总资产
	现金流	<i>CFO</i>	<i>t</i> 年的经营活动现金净流量/ <i>t</i> 年总资产
	负债水平	<i>Lev</i>	<i>t</i> 年的总负债/ <i>t</i> 年总资产
	公司成长性	<i>Growth</i>	公司营业收入的增长率
	上市年限	<i>Age</i>	公司成立年限的自然对数
	政府补助	<i>Subsidy</i>	<i>t</i> 年获得的政府补贴/ <i>t</i> 年总资产
	地理区位	<i>Province</i>	公司所属省份虚拟变量
	行业虚拟变量	<i>Industry</i>	根据证监会2012年行业分类标准设定,其中制造业采用二级分类代码
年度虚拟变量	<i>Year</i>	年度虚拟变量	

## 四、实证结果与分析

### (一) 描述性统计

表2为变量的描述性统计结果。从中可以发现,创新产出数量(*T\_Patent*)、创新产出质量(*Patent*)的均值分别为1.524、1.046,标准差分别为1.540、1.216,表明样本公司之间的创新效率差别较大。创新产出数量和创新产出质量的中位数分别为1.386、0,说明样本公司中至少有50%的公司没有递交发明专利申请,同时也说明,相比于实用新型和外观设计,发明创造专利申请的要求更高、难度更大,更能反映出企业的创新水平。内部控制水平(*ICQ*)的均值为0.638,企业规模(*Size*)的均值为22.146,其他控制变量的描述性情况见表2。

表2 描述性统计

Variable	mean	sd	min	p25	p50	p75	max	N
<i>T_Patent</i>	1.524	1.540	0	0	1.386	2.833	4.466	14709
<i>Patent</i>	1.046	1.216	0	0	0	1.946	3.584	14709
<i>ICQ</i>	0.638	0.139	0	0.619	0.666	0.703	0.929	14709
<i>Size</i>	22.146	1.274	18.973	21.250	21.990	22.885	25.637	14709
<i>ROA</i>	0.048	0.052	-0.202	0.024	0.044	0.072	0.235	14709
<i>Lev</i>	0.431	0.205	0.107	0.259	0.422	0.592	0.812	14709
<i>Growth</i>	0.210	0.571	-0.649	-0.029	0.105	0.276	4.124	14709
<i>Top1</i>	0.348	0.150	0.091	0.230	0.329	0.450	0.758	14709
<i>Dual</i>	0.255	0.436	0	0	0	1	1	14709
<i>Insti_share</i>	0.042	0.041	0.000	0.008	0.030	0.065	0.154	14709
<i>CFO</i>	0.041	0.072	-0.202	0.003	0.041	0.082	0.264	14709
<i>Tang</i>	0.221	0.168	0.002	0.090	0.185	0.316	0.751	14709
<i>Age</i>	2.735	0.382	0.000	2.565	2.773	2.996	3.332	14709
<i>Subsidy</i>	0.002	0.004	0	0	0	0.003	0.014	14709

### (二) 相关性检验分析

通过相关性检验分析,内部控制水平与企业创新效率(包括创新产出数量和产出质量)均呈显著正相关关系(无论从Pearson相关性系数,还是从Spearman相关性系数),这与Bargeron等的研究发现相反<sup>[11]</sup>,说明在中国,高水平的内部控制有助于研发投入取得创新效率,提高企业创新水平。单变量检验的结果初步支持假设H<sub>1b</sub>(内部控制促进企业创新)。其他变量之间的相关系数均未超过0.5,且变量的方差膨胀因子最大值小于2,说明变量之间并不存在严重的多重共线性问题。

### (三) 多元回归分析

表3列示了被解释变量为企业创新产出数量(*T\_Patent*)和产出质量(*Patent*)的回归检验结果,其中,第1列和第2列为全样本回归结果,第3列和第4列为剔除研发投入和专利申请都为0的样本(无研发活动)的回归结果。从中可以看出,在控制了其他可能影响企业创新的因素之后,*ICQ*的系数分别为0.382、0.302、0.442、0.376,并在1%的显著性水平上显著,这说明内部控制对企业创新具有促进作用,进一步验证了假设H<sub>1b</sub>。

从控制变量的回归结果看,企业的规模(*Size*)、企业绩效(*ROA*)、政府补助(*Subsidy*)、现金流(*CFO*)、机构投资者持股(*Insti\_share*)与企业创新效率呈显著正相关关系,表明规模大、绩效好、现金流量更充足、政府补助和机构持股多的企业创新效率更高;上市年限(*Age*)、杠杆水平(*Lev*)与创新效率呈显著负相关关系,意味着上市年限长、杠杆水平高的企业其创新活动不易取得创新成效,从而阻碍企业创新能力提升。上述控制变量的结果与国内大多数学者的研究发现一致。

① 本文的样本专利数据为计数数据,且呈右偏态分布,为增加数据的平稳性、降低创新产出衡量指标偏度,在进行回归分析时,对样本专利数据加1后再取自然对数。

(四) 稳健性检验

1. 采用泊松回归、负二项、Tobit 回归方法

李春涛和宋敏认为,在很多企业专利产出为0的情况下,根据OLS回归模型计算出来的结果有可能存在偏差,而采用Tobit模型则较为合适<sup>[4]</sup>。专利数据为计数数据,零和其他较小的正整数出现得较为频繁,离散特征较为明显,有必要采用计数数据模型进行回归。为此,本文分别采用泊松回归、负二项回归、Tobit回归方法重新检验内部控制与创新产出质量的关系,回归结果见表4。

表4的第(1)和(2)列、第(3)和(4)列以及第(5)和(6)列分别为采用泊松回归、负二项回归、Tobit回归的回归结果。从中可以看出,采用泊松回归、负二项回归、Tobit回归,内部控制变量(ICQ)的回归系数依然在1%的显著性水平上显著为正,这说明本文的研究结果对回归方法并不敏感。

表3 内部控制与企业创新

变量	全样本(OLS)		剔除无研发活动的样本(OLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>T_patent</i>	<i>Patent</i>	<i>T_patent</i>	<i>Patent</i>
<i>ICQ</i>	0.382*** (4.86)	0.302*** (4.96)	0.442*** (4.25)	0.376*** (4.61)
<i>Size</i>	0.245*** (21.75)	0.222*** (24.08)	0.280*** (19.19)	0.270*** (22.34)
<i>ROA</i>	1.355*** (5.87)	1.118*** (5.86)	1.666*** (5.72)	1.294*** (5.31)
<i>Lev</i>	-0.319*** (-5.19)	-0.167*** (-3.36)	-0.357*** (-4.46)	-0.217*** (-3.29)
<i>Growth</i>	-0.093*** (-5.59)	-0.070*** (-5.32)	-0.149*** (-5.98)	-0.117*** (-5.90)
<i>Top1</i>	-0.019 (-0.26)	-0.129** (-2.10)	0.057 (0.63)	-0.088 (-1.14)
<i>Dual</i>	0.013 (0.56)	0.009 (0.45)	0.003 (0.09)	0.000 (0.02)
<i>Insti_share</i>	0.639** (2.50)	0.625*** (2.94)	0.611** (1.98)	0.639** (2.46)
<i>CFO</i>	0.739*** (4.79)	0.629*** (5.04)	0.846*** (4.03)	0.692*** (4.02)
<i>Tang</i>	0.143* (1.76)	-0.040 (-0.60)	0.125 (1.16)	-0.078 (-0.88)
<i>Age</i>	-0.410*** (-13.51)	-0.255*** (-10.13)	-0.378*** (-10.77)	-0.246*** (-8.37)
<i>Subsidy</i>	22.058*** (7.76)	19.685*** (8.05)	22.705*** (7.24)	20.952*** (7.72)
年度、行业、地区固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-4.159*** (-15.97)	-3.951*** (-18.34)	-5.077*** (-15.43)	-5.095*** (-18.53)
N	14709	14709	11940	11940
adj. R <sup>2</sup>	0.383	0.323	0.274	0.230

注:括号中的数字为双尾检验的T值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平。

表4 不同回归方法下的内部控制水平与企业创新

变量	泊松回归		负二项回归		Tobit回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>T_patent</i>	<i>Patent</i>	<i>T_patent</i>	<i>Patent</i>	<i>T_patent</i>	<i>Patent</i>
<i>ICQ</i>	0.360*** (5.22)	0.409*** (5.16)	0.629*** (3.49)	0.824*** (5.57)	0.838*** (6.02)	0.760*** (5.86)
<i>Size</i>	0.176*** (23.25)	0.228*** (26.10)	0.646*** (24.81)	0.716*** (27.81)	0.381*** (20.61)	0.377*** (22.09)
<i>ROA</i>	0.811*** (4.82)	0.968*** (4.83)	1.833*** (3.76)	1.962*** (4.38)	1.765*** (4.38)	1.756*** (4.71)
<i>Lev</i>	-0.284*** (-6.20)	-0.247*** (-4.59)	-0.834*** (-4.75)	-0.450*** (-2.90)	-0.739*** (-6.91)	-0.475*** (-4.81)
<i>Growth</i>	-0.092*** (-5.39)	-0.098*** (-5.01)	-0.291*** (-6.35)	-0.191*** (-3.79)	-0.203*** (-5.83)	-0.167*** (-5.16)
<i>Top1</i>	0.064 (1.31)	-0.034 (-0.58)	-0.123 (-0.83)	-0.090 (-0.63)	0.112 (0.92)	-0.056 (-0.50)
<i>Dual</i>	0.008 (0.55)	0.007 (0.40)	0.065 (1.64)	0.096** (2.41)	0.002 (0.04)	-0.002 (-0.05)
<i>Insti_share</i>	0.451*** (2.72)	0.646*** (3.27)	1.325*** (2.64)	1.059** (2.26)	1.132*** (2.71)	1.104*** (2.87)
<i>CFO</i>	0.417*** (3.50)	0.530*** (3.75)	0.976*** (2.59)	0.814** (2.32)	0.825*** (2.93)	0.798*** (3.05)
<i>Tang</i>	0.082 (1.35)	-0.081 (-1.13)	0.666*** (3.71)	0.049 (0.27)	0.348** (2.49)	-0.023 (-0.18)
<i>Age</i>	-0.255*** (-14.52)	-0.250*** (-11.66)	-0.445*** (-8.71)	-0.409*** (-8.07)	-0.759*** (-15.86)	-0.559*** (-12.67)
<i>Subsidy</i>	12.849*** (8.45)	15.889*** (8.61)	37.811*** (7.65)	39.719*** (8.79)	32.641*** (7.72)	31.138*** (8.07)
年度、行业、地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-4.395*** (-17.46)	-5.603*** (-20.58)	-13.335*** (-21.95)	-15.159*** (-25.87)	-7.784*** (-15.87)	-7.965*** (-17.69)
N	14709	14709	14709	14709	14709	14709
Pseudo R <sup>2</sup>	0.208	0.198	0.082	0.118	0.165	0.162

注:括号中的数字为双尾检验的T值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平。

2. 工具变量法

考虑企业创新效率(*Innovation*)与内部控制(*ICQ*)之间可能存在一定的反向因果关系,例如创新效率高的公司更可能自愿强化内部控制建设,提高内部控制水平,以规避企业创新风险,本文参照Doyle等学者的做法<sup>[8,33,39]</sup>,采用*t*年度是否由四大审计(*Big4*,是为1,否为0)、上市公司是否受到违规处理(*iSviolated*,是为1,否为0)作为工具变量,检验内部控制与创新产出质量的关系,回归结果见表5。

表5的第(1)列显示,是否由四大审计(*Big4*)、上市公司是否受到违规处理(*iSviolated*)变量和内部控制变量在1%的显著性水平上呈显著的正、负相关关系,这说明本文选取的工具变量具有合理性。第(2)列和第(3)列的结果显示,采用二阶段回归后,*ICQ*的系数依然在1%的显著性水平上显著为正,这表明本文的研究结论具有一定的稳健性。

3. 安慰剂检验

考虑内部控制和企业创新之间的显著正相关关系可能由一些并未控制的遗漏变量导致,本文采用Cornaggia

等的做法,将内部控制指数在观测值之间进行随意变换,用重新匹配后的样本重新进行模型(1)的回归<sup>[40]</sup>。检验结果见表6。

按照 Cornaggia 等的研究,若内部控制和企业创新之间显著的正相关关系与内部控制相关,但却由尚未观测到的遗漏变量导致,则重新匹配后的内部控制变量 *SIMICQ* 将依然显著为正<sup>[40]</sup>。表6中随机变换后的内部控制变量 *SIMICQ* 的系数不再显著,说明企业创新效率的提升是由内部控制引起的。安慰剂检验结果支持本文的研究结论。

#### 4. 倾向得分匹配分析(PSM)

参照姜英兵和于雅萍的研究<sup>[30]</sup>,本文将存在内部控制缺陷的公司作为处理组,不存在内部控制缺陷的公司作为控制组,并按照1:2的比例进行匹配,使得处理组公司和控制组公司除了内部控制质量存在差异以外,其他特征如公司规模、盈利能力、杠杆水平、成长性、研发投入、行业等方面尽可能相似。匹配前后的核密度图(见图1、图2)及匹配前后的平衡检验表明两组样本具有较好的匹配度,倾向得分匹配得到的平均处理效应分别为-2.97和-3.21,表明在其他条件相似的前提下,存在内部控制缺陷的公司创新水平更低。本文将匹配后的处理组和控制组公司样本放在一起,重新考察了内部控制对企业创新的影响(见表7),研究结论没有发生显著变化。

#### 5. 替代性解释变量

Ashbaugh-Skaife 等发现,存在内部控制缺陷的公司有更低的应计质量<sup>[32]</sup>;即内部控制缺陷对应计质量产生影响,高水平的内部控制可以提高应计质量。另外,企业内部控制是一个过程,产生的经济后果需要通过以后各期来反映<sup>[28]</sup>。为此,本文建立回归模型(2),参照 Ashbaugh-Skaife 等的做法<sup>[32]</sup>,用内部控制缺陷修正作为内部控制替代变量,并借鉴 Fang 等的研究<sup>[28]</sup>,采用  $t+1$  至  $t+2$  期的创新产出数量及质量进行检验,回归结果见表8。

$$Innovation = \beta_0 + \beta_1 ICD\_Weak + \beta_2 Weak\_Fixed + \gamma ControlVariables + \varepsilon \quad (2)$$

其中, *ICD\_Weak* 为内部控制缺陷变量,若公司在  $t$  年度存在内部控制缺陷,则取1,否则为0; *Weak\_Fixed* 为内部控制缺陷修正变量,若  $t$  年度公司存在的内部控制缺陷分别在  $t+1$ 、 $t+2$  年度得到修正,则取1,否则为0。

表5 工具变量回归结果(2SLS)

变量	第一阶段		第二阶段	
	(1)	(2)	(3)	(3)
	ICQ		T_patent	
ICQ		1.262***	1.308***	
		(3.00)	(3.87)	
Size	0.024***	0.210***	0.188***	
	(15.84)	(14.13)	(16.03)	
ROA	0.105*	0.248	0.200*	
	(1.87)	(1.63)	(1.80)	
Lev	-0.077***	-0.088	0.003	
	(-6.10)	(-1.50)	(0.07)	
Growth	0.010***	-0.086***	-0.067***	
	(3.00)	(-5.02)	(-4.86)	
Top1	0.045***	-0.039	-0.158**	
	(5.84)	(-0.51)	(-2.52)	
Dual	0.003	0.017	0.010	
	(1.44)	(0.69)	(0.51)	
Insti_share	0.147***	0.338	0.301*	
	(6.48)	(1.60)	(1.72)	
CFO	0.094***	0.459***	0.333***	
	(4.27)	(3.55)	(3.29)	
Tang	-0.068***	0.145*	-0.010	
	(-6.53)	(1.69)	(-0.14)	
Age	-0.010***	-0.408***	-0.247***	
	(-3.40)	(-13.32)	(-9.72)	
Subsidy	0.322	22.999***	20.416***	
	(1.16)	(8.11)	(8.38)	
Big4	0.019***			
	(5.49)			
iSviolated	-0.075***			
	(-15.03)			
年度、行业、地区 固定效应	控制	控制	控制	
_cons	0.312***	-3.977***	-3.892***	
	(7.38)	(-15.36)	(-18.30)	
N	14709	14709	14709	
adj. R <sup>2</sup>	0.181	0.376	0.311	

注:括号中的数字为双尾检验的T值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平。

表6 内部控制与企业创新:安慰剂检验结果

变量	(1)	(2)
	T_Patent	Patent
<i>SIMICQ</i>	0.173	0.101
	(1.39)	(1.01)
Size	0.255***	0.229***
	(22.85)	(25.16)
ROA	1.630***	1.335***
	(7.27)	(7.21)
Lev	-0.353***	-0.195***
	(-5.79)	(-3.93)
Growth	-0.093***	-0.070***
	(-5.54)	(-5.29)
Top1	-0.007	-0.119*
	(-0.09)	(-1.93)
Dual	0.014	0.009
	(0.56)	(0.46)
Insti_share	0.694***	0.669***
	(2.72)	(3.15)
CFO	0.738***	0.628***
	(4.77)	(5.03)
Tang	0.130	-0.050
	(1.59)	(-0.76)
Age	-0.415***	-0.258***
	(-13.63)	(-10.25)
Subsidy	21.995***	19.636***
	(7.72)	(8.02)
年度、行业、地区固定效应	控制	控制
_cons	-4.160***	-3.941***
	(-15.80)	(-18.10)
N	14709	14709
adj. R <sup>2</sup>	0.382	0.322

注:括号中的数字为双尾检验的T值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平。

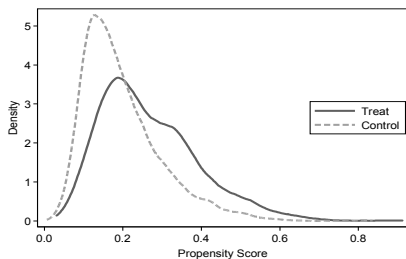


图1 匹配前核密度函数图

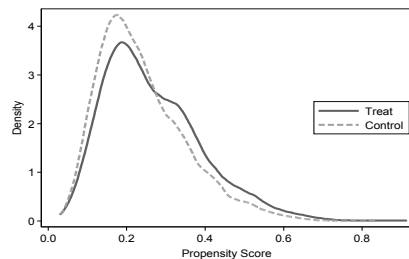


图2 匹配后核密度函数图



表8中的第(1)列至第(4)列分别为 $t$ 期的内部控制缺陷( $ICD\_Weak$ )、内部控制缺陷修正( $Weak\_Fixed$ )对 $t+1$ 、 $t+2$ 期的创新产出数量和质量的回归结果。第(1)列至第(4)列的结果显示,内部控制缺陷( $ICD\_Weak$ )变量的回归系数均为负号,且均在1%的显著性水平上显著,这表明即使控制了其他因素, $t$ 期的内部控制缺陷仍对 $t+1$ 期、 $t+2$ 期的创新效率具有显著的负向影响。内部控制缺陷修正( $Weak\_Fixed$ )的回归系数均显著为正,这表明内部控制缺陷修正能够提高创新产出效率,且从 $t+1$ 到 $t+2$ 期,内部控制缺陷修正对企业创新的促进作用在增强( $t+2$ 期系数更大)。可能的原因在于内部控制是一个过程,其对创新效率的影响需要通过更长的时期来反映。上述研究结果说明,内部控制缺陷对企业创新效率产生负向影响,修正内部控制缺陷(即提高内部控制质量)有助于提高企业创新能力。

表7 内部控制与企业创新:样本匹配后的检验结果

变量	(1) $T\_Patent$	(2) $Patent$
$ICQ$	0.411*** (4.60)	0.320*** (4.61)
$Size$	0.242*** (18.50)	0.219*** (20.56)
$ROA$	1.304*** (4.60)	1.021*** (4.42)
$Lev$	-0.314*** (-4.23)	-0.169*** (-2.84)
$Growth$	-0.059*** (-2.70)	-0.051*** (-2.94)
$Top1$	-0.084 (-0.94)	-0.159** (-2.18)
$Dual$	-0.006 (-0.19)	-0.004 (-0.17)
$Insti\_share$	0.654* (2.12)	0.458* (1.80)
$CFO$	0.760*** (4.00)	0.663*** (4.38)
$Tang$	0.149 (1.54)	-0.006 (-0.07)
$Age$	-0.396*** (-10.40)	-0.248*** (-7.95)
$Subsidy$	23.091*** (6.35)	20.749*** (6.69)
年度、行业、地区固定效应	控制	控制
$\_cons$	-4.116*** (-13.37)	-3.914*** (-15.41)
$N$	10258	10258
adj. $R^2$	0.394	0.342

注:括号中的数字为双尾检验的T值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平。

表8 替换内部控制变量检验结果

变量	(1) $T\_patent_{t+1}$	(2) $Patent_{t+1}$	(3) $T\_patent_{t+2}$	(4) $Patent_{t+2}$
$ICD\_Weak$	-0.164*** (-3.43)	-0.197*** (-4.55)	-0.203*** (-3.48)	-0.180*** (-3.51)
$Weak\_Fixed$	0.097* (1.79)	0.162*** (3.28)	0.176*** (2.62)	0.174*** (2.94)
$Size$	0.531*** (55.78)	0.469*** (50.60)	0.523*** (49.27)	0.461*** (49.32)
$ROA$	0.211*** (4.81)	0.169** (2.56)	0.313*** (4.42)	0.260*** (4.17)
$Lev$	0.006 (0.86)	0.003 (0.76)	0.027** (2.44)	0.020** (2.02)
$Growth$	-0.034* (-1.90)	-0.026* (-1.73)	-0.003 (-0.15)	0.006 (0.32)
$Top1$	-0.169** (-2.34)	-0.159** (-2.47)	-0.161** (-2.01)	-0.136* (-1.92)
$Dual$	0.089*** (3.52)	0.083*** (3.74)	0.099*** (3.48)	0.078*** (3.12)
$Insti\_share$	0.358*** (3.26)	0.483*** (4.39)	0.486*** (4.06)	0.534*** (5.07)
$CFO$	0.047** (2.37)	0.044** (2.55)	0.044** (2.17)	0.044** (2.49)
$Tang$	-0.327*** (-4.24)	-0.331*** (-4.93)	-0.345*** (-4.02)	-0.342*** (-4.52)
$Age$	-0.301*** (-11.37)	-0.189*** (-8.26)	-0.317*** (-11.01)	-0.212*** (-8.38)
$Subsidy$	13.522*** (8.79)	16.838*** (11.55)	11.290*** (6.55)	14.734*** (9.71)
年度、行业、地区固定效应	控制	控制	控制	控制
$\_cons$	-9.826*** (-38.91)	-8.943*** (-40.47)	-9.611*** (-34.20)	-8.698*** (-35.19)
$N$	12352	12352	10183	10183
adj. $R^2$	0.494	0.442	0.495	0.442

注:括号中的数字为双尾检验的T值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平。

## 五、拓展性研究

### (一) 内部控制影响企业创新的机制

实证结果表明,内部控制与企业创新效率呈显著正相关关系,高水平的内部控制促进企业创新。关于内部控制如何促进企业创新,本文将通过以下三条路径检验内部控制影响企业创新的机制。

#### 1. 内部控制抑制代理问题引发的创新投入不足路径

已有国内外大量研究直接将企业研发投入作为企业创新的替代变量,发现提高企业研发投入可以增加企业创新效率<sup>[15,29-30]</sup>。高水平的内部控制能够缓解企业创新中的代理问题<sup>[31]</sup>,因此,内部控制促进创新的机制之一可能是抑制代理问题引发的创新投入不足,进而促进企业创新效率提升。

按照假设 $H_{1b}$ 的论述,如果上述路径存在,且企业创新投入不足由第一类、第二类代理问题导致,那么,内部控制与创新投入的交乘项对创新效率的影响在代理成本不同的企业中应该存在显著差异,即内部控制与创新投入的交乘项对国有企业创新效率的正向影响作用更加显著,在控股股东侵占中小股东利益较重的企业中更加显著。

控股股东的控制权与现金流权分离程度越严重,控股股东掏空企业的动机和能力越强,大小股东之间的代理成本也就越大,对企业创新效率的损害就越大<sup>[15]</sup>。为此,本文采用控制权与现金流权分离程度度量企业创新中的第二类代理问题,本文认为,若内部控制与创新投入的交乘项对创新效率的正向影响作用在控制权与现金



流权分离程度较大的企业更加显著,则内部控制可以通过缓解第二类代理问题引发的创新投入不足,从而对企业创新产生影响。内部控制抑制代理问题引发的创新投入不足路径检验结果见表9中的第(1)列至第(4)列。

表9中第(1)列至第(4)列的结果表明,内部控制(ICQ)研发投入(R&D)对创新产出数量( $T\_patent$ )创新产出质量( $Patent$ )的估计系数均显著为正,说明研发投入水平能对企业创新产生积极影响。国企样本的交互项 $ICQ \times R\&D$ 的估计系数分别为35.748、40.266,显著为正,而民企样本的交互项 $ICQ \times R\&D$ 的估计系数分别为3.213、11.446,虽然为正,但并不显著。未在表中列示的两组样本组间系数差异检验的P值分别为0.034、0.045。因此,内部控制对企业创新效率的促进作用在国有企业中更加显著。在第(5)列至第(8)列中,第二类代理问题用控制权与现金流权的分离程度来衡量。回归结果显示,内部控制(ICQ)、研发投入(R&D)对创新产出数量( $T\_patent$ )、创新产出质量( $Patent$ )的估计系数均依然显著为正;控制权与现金流权分离程度高的样本组的交互项 $ICQ \times R\&D$ 的估计系数分别为40.729、44.812,显著为正,而控制权与现金流权分离程度低的样本组的交互项 $ICQ \times R\&D$ 的估计系数分别为9.911、16.282,虽然为正,但并不显著(或显著性水平不高)。未在表中列示的两组样本组间系数差异检验的P值分别为0.017、0.014,因此,内部控制对企业创新效率的促进作用在第二类代理问题较为严重的企业中更强。

上述研究结论表明,对于国有企业以及控制权与现金流权分离程度较严重的企业而言,内部控制能够缓解因代理问题产生的创新投入不足,进而促进创新效率提升。通过这一作用机制,内部控制促进了企业创新。

## 2. 内部控制抑制信息不对称问题引发的创新投入不足路径

屈文洲等发现,企业与投资者、金融机构之间的信息不对称影响企业贷款融资,引发企业创新投入不足<sup>[41-42]</sup>。高水平的内部控制能够缓解信息不对称程度<sup>[31]</sup>,因此,内部控制促进创新的机制之二可能是抑制信息不对称问题导致的创新投入不足,进而促进企业创新效率提升。如果该路径存在,那么,内部控制与创新投入的交乘项对创新效率的正向影响作用在信息透明度不同的企业中应该存在显著差异,即相对于信息透明度较高的企业而言,信息透明度低的企业内部控制与创新投入交乘项对创新效率的正向影响作用更加显著。

上市公司财务报告信息披露是解决信息不对称问题的重要手段。企业进行盈余管理的程度越严重,企业财务报告信息质量的可靠性越低<sup>[43-44]</sup>。参照方红星和金玉娜、Tan等的研究,本文采用修正的Jones模

表9 路径1的检验结果

变量	代理成本高(国企)		代理成本低(民营)		两权分离程度高		两权分离程度低	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$T\_patent$	$Patent$	$T\_patent$	$Patent$	$T\_patent$	$Patent$	$T\_patent$	$Patent$
$ICQ$	0.552*** (3.10)	0.544*** (3.53)	0.296** (2.30)	0.358*** (3.47)	0.699*** (5.03)	0.708*** (5.96)	0.271* (1.80)	0.242* (1.94)
$R\&D$	17.228*** (10.65)	16.788*** (11.08)	20.608*** (17.68)	20.380*** (19.03)	16.989*** (13.03)	17.758*** (14.67)	22.092*** (16.08)	21.256*** (16.62)
$ICQ \times R\&D$	35.748*** (2.72)	40.266*** (3.44)	3.213 (0.34)	11.446 (1.37)	40.729*** (3.92)	44.812*** (4.81)	9.911 (0.91)	16.282* (1.72)
$Size$	0.510*** (30.01)	0.440*** (28.80)	0.540*** (30.61)	0.476*** (31.12)	0.475*** (27.86)	0.426*** (28.76)	0.579*** (34.00)	0.511*** (33.17)
$ROA$	1.541*** (4.29)	1.043*** (3.35)	1.803*** (5.82)	1.473*** (5.98)	2.022*** (6.47)	1.507*** (6.05)	1.261*** (3.64)	0.879*** (3.00)
$Lev$	-0.017 (-0.18)	-0.047 (-0.55)	-0.145* (-1.72)	0.116* (1.68)	-0.007 (-0.08)	0.120* (1.71)	-0.027 (-0.29)	0.084 (1.04)
$Growth$	-0.043 (-1.44)	-0.036 (-1.45)	-0.049* (-1.95)	-0.045** (-2.23)	-0.057** (-2.32)	-0.044** (-2.23)	-0.039 (-1.32)	-0.037 (-1.48)
$Top1$	-0.433*** (-3.65)	-0.317*** (-3.14)	-0.140 (-1.36)	-0.237*** (-2.60)	-0.198* (-1.80)	-0.177* (-1.85)	-0.167 (-1.55)	-0.177* (-1.84)
$Dual$	0.038 (0.79)	0.059 (1.34)	0.095*** (3.26)	0.102*** (3.89)	0.047 (1.38)	0.036 (1.19)	0.057 (1.63)	0.061* (1.88)
$Insti\_share$	-0.248 (-1.56)	-0.112 (-0.80)	1.022*** (4.11)	1.009*** (4.68)	0.217 (1.31)	0.303** (2.13)	0.075 (0.31)	0.337 (1.58)
$CFO$	0.338 (1.47)	0.294 (1.55)	0.144 (0.71)	0.323* (1.94)	0.487** (2.31)	0.468*** (2.76)	0.065 (0.29)	0.145 (0.76)
$Tang$	-0.467*** (-3.97)	-0.482*** (-4.92)	0.362*** (2.90)	0.213** (2.04)	-0.243** (-1.97)	-0.212** (-2.10)	0.083 (0.70)	-0.109 (-1.05)
$Age$	-0.293*** (-5.47)	-0.287*** (-5.88)	-0.115*** (-3.57)	-0.025 (-0.88)	-0.182*** (-4.53)	-0.052 (-1.44)	-0.103*** (-2.75)	-0.060* (-1.77)
$Subsidy$	9.786*** (4.18)	13.227*** (6.25)	5.055** (2.47)	8.152*** (4.39)	7.072*** (3.17)	10.243*** (5.11)	5.077** (2.23)	9.648*** (4.73)
年度、行业、地区 固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\_cons$	-9.552*** (-24.06)	-8.435*** (-23.90)	-11.055*** (-28.17)	-9.999*** (-28.62)	-9.793*** (-26.55)	-9.181*** (-28.11)	-11.445*** (-29.14)	-10.427*** (-29.14)
N	6553	6553	8156	8156	7354	7354	7355	7355
adj. R <sup>2</sup>	0.590	0.565	0.493	0.441	0.528	0.491	0.539	0.487

注:(1)ICQ为内部控制变量,以内部控制指数作为替代变量;(2)括号中的数字为双尾检验的T值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

型计算得到的操纵性应计利润的绝对值(*AbsACC*)衡量信息不对称程度(*AbsACC*越大,表明信息透明度越低,信息不对称程度越严重),当企业操纵性应计利润的绝对值大于中位数,归为信息透明度低组,小于中位数归为信息透明度高组<sup>[43-44]</sup>。内部控制抑制信息不对称问题引发的创新投入不足路径检验结果见表10的第(1)列至第(4)列。

表10中第(1)列至第(4)列的结果表明,信息透明度低的样本组的交互项*ICQ*×*R&D*的估计系数分别为27.168、27.667,显著为正,而信息透明度高的样本组交互项*ICQ*×*R&D*的估计系数为-12.474、2.461,并不显著。未在表中列示的组间系数差异检验的P值分别为0.020、0.068。因此,内部控制与创新投入交乘项对企业创新效率的促进作用在信息透明度低的企业中更加显著。

上述研究结论表明,对于信息环境较差的企业而言,内部控制能够显著改善企业与投资者、债权人之间的信息不对称程度,帮助投资者、债权人正确评价创新企业价值和创新风险,从而缓解因信息不对称而引发的创新投入不足,进而促进创新效率提升。通过这一作用机制,内部控制促进了企业创新。

### 3. 内部控制降低创新投入活动实施风险、提高创新成效路径

创新投入活动实施风险是企业战略风险的重要内容,而战略风险的大小又决定企业风险的高低,因此,我们采用企业风险作为创新投入活动实施风险替代变量。依据假设H<sub>1b</sub>的论述,内部控制促进企业创新的路径还可能是降低创新投入活动实施风险、保证企业的创新投入取得创新成效。如果该路径存在,内部控制与创新投入的交乘项对创新投入活动实施风险程度高的企业创新效率的正向影响作用应该更加显著。

财务管理理论认为,企业风险主要包括经营风险和财务风险,经营风险主要来自客观经济环境的不确定性,如经济形势和经营环境的变化、市场供求和价格的变化、税收政策和金融政策的调整等外部因素,较难控制;而财务风险主要来自于公司负债比重的大小以及利率的变化,较易控制,且对企业创新投入影响较大。本文借鉴戴文涛等的研究<sup>[45]</sup>,采用修正的阿尔曼模型计算Z指数,并将其作为企业风险替代变量(当企业的Z指数大于2.9时,企业风险较低;当企业的Z指数小于1.23时,企业风险较高;当企业的Z指数介于1.23与2.9之间时,为灰色地带,剔除该样本)。内部控制降低企业创

表10 路径2、路径3的检验结果

变量	信息透明度低		信息透明度高		企业风险高		企业风险低	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>T_patent</i>	<i>Patent</i>	<i>T_patent</i>	<i>Patent</i>	<i>T_patent</i>	<i>Patent</i>	<i>T_patent</i>	<i>Patent</i>
<i>ICQ</i>	0.475*** (4.22)	0.339*** (3.84)	0.117 (0.93)	0.209** (1.99)	0.468 (1.58)	0.468* (1.96)	0.305*** (2.89)	0.250*** (3.03)
<i>R&amp;D</i>	25.647*** (21.02)	22.180*** (21.78)	25.155*** (19.77)	21.971*** (20.36)	39.388*** (6.98)	34.363*** (7.50)	25.203*** (24.91)	21.979*** (25.78)
<i>ICQ</i> × <i>R&amp;D</i>	27.168*** (3.31)	27.667*** (4.06)	-12.474 (-1.33)	2.461 (0.31)	53.921** (2.32)	48.191** (2.54)	2.023 (0.27)	10.005 (1.58)
<i>Size</i>	0.237*** (18.92)	0.216*** (21.46)	0.275*** (20.57)	0.244*** (22.53)	0.136*** (5.12)	0.120*** (6.27)	0.279*** (21.33)	0.248*** (23.33)
<i>ROA</i>	0.530*** (2.72)	0.438*** (2.80)	0.265 (0.71)	0.037 (0.12)	0.571* (1.68)	0.467* (1.92)	0.681*** (3.05)	0.433** (2.37)
<i>Lev</i>	-0.174*** (-2.90)	-0.048 (-1.01)	-0.196*** (-2.76)	-0.060 (-1.06)	-0.478*** (-2.64)	-0.203 (-1.50)	-0.126* (-1.87)	-0.006 (-0.11)
<i>Growth</i>	-0.103*** (-6.69)	-0.075*** (-6.32)	-0.056** (-2.29)	-0.033* (-1.68)	-0.022 (-0.84)	-0.004 (-0.20)	-0.100*** (-5.69)	-0.075*** (-5.56)
<i>Top1</i>	-0.027 (-0.33)	-0.149** (-2.26)	-0.058 (-0.69)	-0.127* (-1.82)	-0.014 (-0.08)	-0.038 (-0.28)	-0.010 (-0.13)	-0.135** (-2.12)
<i>Dual</i>	0.071** (2.53)	0.070*** (3.05)	0.017 (0.57)	0.012 (0.48)	-0.022 (-0.27)	-0.062 (-1.02)	0.082*** (3.35)	0.067*** (3.29)
<i>Insti_share</i>	0.825*** (3.04)	0.490** (2.24)	0.736** (2.54)	0.890*** (3.76)	-0.859 (-1.37)	-0.657 (-1.35)	1.134*** (4.51)	0.955*** (4.64)
<i>CFO</i>	0.349*** (2.83)	0.275*** (2.82)	0.969*** (3.25)	0.782*** (3.36)	-0.222 (-0.68)	-0.121 (-0.49)	0.365** (2.42)	0.251** (2.07)
<i>Tang</i>	0.172** (1.96)	0.010 (0.15)	0.041 (0.46)	-0.096 (-1.33)	0.293** (1.98)	0.314*** (2.74)	0.144* (1.67)	-0.071 (-1.02)
<i>Age</i>	-0.271*** (-7.97)	-0.131*** (-4.84)	-0.316*** (-9.55)	-0.177*** (-6.51)	-0.001 (-0.01)	-0.001 (-0.01)	-0.282*** (-10.10)	-0.152*** (-6.65)
<i>Subsidy</i>	10.049*** (3.07)	11.736*** (4.25)	16.684*** (5.15)	15.362*** (5.66)	8.416 (1.11)	2.572 (0.44)	9.457*** (3.43)	10.915*** (4.61)
年度、行业、地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-4.771*** (-17.11)	-4.461*** (-19.62)	-5.181*** (-16.73)	-4.820*** (-19.01)	-3.087*** (-4.46)	-2.703*** (-5.40)	-5.647*** (-19.13)	-5.066*** (-20.93)
<i>N</i>	7354	7354	7355	7355	2172	2172	12537	12537
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	0.422	0.373	0.417	0.366	0.427	0.408	0.401	0.345

注:(1)*ICQ*为内部控制变量,以内部控制指数作为替代变量;(2)括号中的数字为双尾检验的T值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

新风险、提高创新成效路径检验结果见表10的第(5)列至第(8)列。

表10中第(5)列至第(8)列的结果表明,创新风险高的样本组交互项 $ICQ \times R\&D$ 的估计系数分别为53.921、48.191,显著为正,而创新风险低的样本组的交互项 $ICQ \times R\&D$ 的估计系数为2.023、10.005,虽然为正,但对创新产出数量的影响并不显著。未在表中列示的组间系数差异检验的P值分别为0.015、0.071,因此,内部控制对创新效率的促进作用在创新风险高的企业中更加显著。

上述研究结论表明,对于创新风险较高的企业而言,内部控制能够显著降低创新投入活动实施风险,有助于企业的创新投入取得成效。这表明降低创新投入活动实施风险、提高创新成效是内部控制影响企业创新的一条重要作用机制。

(二) 制度环境在内部控制与企业创新中的调节作用

企业总是处于特定的制度环境中,企业的很多行为内生于制度环境。已有大量文献发现公司所处的外部制度环境影响公司行为:如La Porta等的一系列研究发现,一国的司法体系对公司的财务行为具有重要影响<sup>[46]</sup>;Cohen等发现,法律的趋严会影响公司盈余管理方式的选择<sup>[47]</sup>;余明桂和潘红波发现,相比于无政治关系的企业,有政治关系的企业可获得更多和更长久的银行贷款,而且,在金融发展越落后、法治水平越低和政府侵害产权越严重的地区,政治关系的贷款效应越显著<sup>[48]</sup>;刘启亮等发现,制度环境对公司的债务契约行为有显著影响<sup>[49]</sup>。

按照王小鲁等对我国各省区的调查分析,我国各省区的经济发展、市场化程度等制度环境存在较大差异<sup>[50]</sup>。在市场化水平高、法治环境好的地区,政府比较开明,对市场的干预少,市场竞争比较公平、有序,企业更愿意通过持续不断地创新投入、提高创新效率来获取利润,而内部控制具有控制创新风险、提高创新效果的作用,因此,内部控制与好的制度环境可能存在

着互补效应。而在市场化水平低、法治环境差的地区,一方面,政府比较保守,对市场的干预较多,市场竞争更多是依靠关系、人脉等非市场手段,企业不愿意通过增加研发投入、提高创新效率来获取利润;另一方面,政府的行政力量较强,政府对内部控制的要求会促使企业加强内部控制建设,而较高的企业内部控制质量会降低创新风险、提高创新效率。因此,相比之下,地处市场化水平低、法治环境差的地区的企业内部控制对企业创新的正向影响作用可能更加显著,内部控制与差的制度环境可能存在着替代效应。表11列示了市场化程度、法治水平在内部控制与企业创新关系中的调节效应检验结果。

表11中第(1)列至第(8)列是对王小鲁等编制的市场化指数、法治指数分组后,考察内部控制对企业创新影响的回归结果<sup>[50]</sup>。表中结果显示,市场化水平低、法治指数低的样本组的 $ICQ$ 对创新产出数量( $T\_patent$ )和质量( $Patent$ )的回归系数均显著为正,而市场化水平高、法治指数高的

表11 市场化水平、内部控制与企业创新

变量	市场化水平低		市场化水平高		法治指数低		法治指数高	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$T\_patent$	$Patent$	$T\_patent$	$Patent$	$T\_patent$	$Patent$	$T\_patent$	$Patent$
$ICQ$	0.415*** (3.55)	0.403*** (4.46)	0.227 (1.64)	0.101 (0.95)	0.408*** (3.53)	0.411*** (3.55)	0.211 (1.52)	0.120 (1.14)
$Size$	0.245*** (8.12)	0.206*** (8.50)	0.238*** (14.66)	0.236*** (17.63)	0.249*** (8.16)	0.242*** (8.18)	0.241*** (14.92)	0.233*** (17.50)
$ROA$	0.788* (1.88)	0.487 (1.43)	2.201*** (6.51)	1.933*** (6.80)	0.873** (2.14)	0.876* (2.14)	2.176*** (6.31)	1.956*** (6.77)
$Lev$	-0.287** (-2.03)	-0.082 (-0.73)	-0.320*** (-3.43)	-0.250*** (-3.26)	-0.222 (-1.58)	-0.207 (-1.47)	-0.393*** (-4.21)	-0.277** (-3.62)
$Growth$	-0.103*** (-5.06)	-0.069*** (-4.31)	-0.080*** (-2.91)	-0.074*** (-3.39)	-0.100*** (-4.78)	-0.100*** (-4.79)	-0.090*** (-3.34)	-0.079** (-3.72)
$Top1e4$	-0.184 (-0.99)	-0.203 (-1.32)	0.125 (1.17)	-0.063 (-0.71)	-0.127 (-0.68)	-0.123 (-0.66)	0.030 (0.28)	-0.118 (-1.34)
$Dual$	-0.027 (-0.46)	-0.028 (-0.58)	0.021 (0.64)	0.014 (0.50)	-0.022 (-0.37)	-0.023 (-0.39)	0.013 (0.39)	0.005 (0.16)
$Insti\_share$	0.826 (1.62)	0.496 (1.19)	0.523 (1.45)	0.763** (2.49)	0.903* (1.76)	0.905* (1.76)	0.399 (1.11)	0.693** (2.26)
$CFO$	0.598** (2.22)	0.619*** (2.81)	0.790*** (3.75)	0.609*** (3.56)	0.720*** (2.65)	0.717*** (2.64)	0.736*** (3.49)	0.601*** (3.52)
$Tang$	-0.042 (-0.24)	-0.190 (-1.34)	0.389*** (2.92)	0.143 (1.31)	-0.033 (-0.19)	-0.038 (-0.22)	0.368*** (2.78)	0.123 (1.13)
$Age$	-0.510*** (-6.58)	-0.327*** (-4.92)	-0.313*** (-7.18)	-0.181*** (-5.08)	-0.539*** (-6.67)	-0.538*** (-6.66)	-0.289*** (-6.76)	-0.173*** (-4.94)
$Subsidy$	15.714** (2.20)	15.699*** (2.59)	28.532*** (7.13)	22.956*** (6.64)	16.007** (2.24)	16.083** (2.25)	27.835*** (6.99)	22.989*** (6.64)
年度、行业、地区 固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\_cons$	-3.732*** (-5.34)	-3.333*** (-5.88)	-4.421*** (-8.80)	-4.608*** (-11.14)	-3.701*** (-4.92)	-3.572*** (-4.84)	-4.477*** (-9.55)	-4.542*** (-11.77)
N	7354	7354	7355	7355	7354	7354	7355	7355
adj. R <sup>2</sup>	0.389	0.328	0.392	0.331	0.390	0.390	0.394	0.335

注:(1) $ICQ$ 为内部控制变量,以内部控制指数作为替代变量;(2)括号中的数字为双尾检验的T值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。



样本组的ICQ对创新产出数量( $T\_patent$ )和质量( $Patent$ )的回归系数虽然为正,但不显著。考虑到企业内部控制是一个过程,当期的内部控制对创新产出的影响需要通过以后各期来反映<sup>[28]</sup>。本文采用 $t+1$ 、 $t+2$ 期的创新产出作为被解释变量,我们发现ICQ的回归系数均在5%、1%的水平上显著为正;与地处市场化水平高、法治环境好的地区的企业相比,地处市场化水平低、法治环境差的地区企业内部控制对创新产出的正向影响作用更强。这表明,内部控制与差的制度环境形成了替代效应,加强企业内部控制可以弥补制度环境不完善对创新活动产生的不利影响,从而提升企业创新效率,改善创新质量。

## 六、研究结论与启示

美国的萨班斯法案、中国的《基本规范》的推出,使得内部控制成为近年来研究的热点。由于内部控制过于强调对风险的防范与控制,与创新所需的高失败、高风险容忍环境相违背,因此,内部控制建设可能对企业创新带来不利影响(即内部控制抑制企业创新假说)。但内部控制通过完善的风险评估、应对程序等风险管理活动以及对外担保审议程序和授权审批活动可以将创新风险控制在较低水平,也可以促使企业承担更多的创新风险(即内部控制促进企业创新假说)。究竟何种假说占主导呢?迄今为止,尚无文献进行系统检验,而且对于Bargeron等的观点需进一步探讨<sup>[11]</sup>。研发投资的减少必然意味着企业创新水平下降吗?或许它反映的是一种更稳健、更注重创新效率的企业创新策略。另外,我国企业的创新活动具有独特性,使得已有文献的结论可能并不适用中国企业。为此,本文基于创新效率视角,采用2012—2017年的A股上市公司数据对内部控制在中国企业创新中的作用进行研究,一方面希望从新的研究视角检验企业创新影响因素,为提高企业的创新水平提供政策建议;另一方面希望探索内部控制实施经济后果,为近年来我国实施的内部控制法规提供计量依据。

本文检验了内部控制与企业创新的关系,研究了内部控制影响企业创新的机制、路径,并考察了中国特殊的制度环境在内部控制与企业创新关系中的调节作用。本文的研究结论表明,内部控制显著提升了企业创新水平,表现为企业创新产出数量增加、创新产出质量增强;内部控制促进企业创新的作用在国有上市公司、两权分离程度较大的企业以及处在市场化水平低、法治环境差的地区的企业中更加显著;内部控制对制度环境具有替代效应,加强企业内部控制可以弥补制度环境不完善对企业创新产生的不利影响。

本文的研究具有重要的理论意义和现实意义。在理论方面,本文从公司创新效率视角,验证了内部控制对企业创新的影响,深入探讨了内部控制影响企业创新的机制、路径以及中国特殊的制度环境在内部控制与企业创新中的调节效应,从而丰富了企业创新影响因素研究文献,拓展了企业内部控制经济后果理论。在现实方面,本文的研究也具有较大的启示意义。在将创新作为中国经济增长推动力的背景下,为了提升企业创新能力,有必要加强和完善内部控制法律法规,例如,在《公司法》《证券法》或《会计法》中增加内部控制条款,提高内部控制法规层次和违规成本。另外,还应当强化政府监管部门的监督检查力度,对于披露虚假内部控制信息、违反内部控制法规的公司给予严厉惩罚,以促使其改善内部控制状况。

本文的研究也存在一定的局限性。本文使用主板上市公司作为样本,对于创业板、中小板上市公司,由于强制其实施内部控制的时间较晚,内部控制质量特征与主板上市公司不同而将其剔除,这使得研究结论存在一定噪音。未来可选择创业板、中小板上市公司为样本,进一步研究内部控制对企业创新能力的影响,考察《企业内部控制基本规范》及其配套指引率先在主板上市公司实施,择机在中小板和创业板上市公司施行的合理性,此外,内部控制各要素如何影响企业创新能力也是需要进一步研究的问题。

### 参考文献:

- [1] 李诗,洪涛,吴超鹏. 上市公司专利对公司价值的影响——基于知识产权保护视角[J]. 南开管理评论,2012(6):4-13.
- [2] 温军,冯根福. 异质机构、企业性质与自主创新[J]. 经济研究,2012(3):53-64.
- [3] 冯根福,温军. 中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析[J]. 中国工业经济,2008(7):91-101.
- [4] 李春涛,宋敏. 中国制造业企业的创新活动[J]. 经济研究,2010(5):55-67.
- [5] Belloc F. Corporate governance and innovation: A survey[J]. Journal of Economic Surveys,2012,26(5):835-864.
- [6] 鲁桐,党印. 公司治理与技术创新:分行业比较[J]. 经济研究,2014(6):115-128.
- [7] 李文贵,余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 管理世界,2015(4):112-125.

- [8] 江轩宇. 政府放权与国有企业创新——基于地方国企金字塔结构视角的研究[J]. 管理世界, 2016(9): 120-135.
- [9] 胡元木. 技术独立董事可以提高R&D产出效率吗?——来自中国证券市场的研究[J]. 南开管理评论, 2012(2): 136-142.
- [10] 易靖韬, 张修平, 王化成. 企业异质性、高管过度自信与企业创新绩效[J]. 南开管理评论, 2015(6): 101-112.
- [11] Barger L, Lehn L K M, Zutter C J. Sarbanes-Oxley and corporate risk-taking[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 49(1): 34-52.
- [12] Kang Q, Liu Q, Qi R. The sarbanes-oxley act and corporate investment: A structural assessment[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 96(2): 291-305.
- [13] Dey A. The chilling effect of sarbanes - oxley: A discussion of sarbanes - oxley and corporate risk-taking[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 49(1): 53-57.
- [14] Francis J, Smith A. Agency costs and innovation: Some empirical evidence[J]. Journal of Accounting and Economics, 1995, 39(19): 383-409.
- [15] 左晶晶, 唐跃军, 眭悦. 第二类代理问题、大股东制衡与公司创新投资[J]. 财经研究, 2013(4): 38-47.
- [16] 李维安. 深化公司治理改革的风向标: 治理有效性[J]. 南开管理评论, 2013(5): 1.
- [17] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007(7): 36-50.
- [18] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. 经济研究, 2011(12): 72-85.
- [19] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012(3): 15-27.
- [20] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, "Corporate ownership around the world" [J]. Journal of Finance, 1999, 54(2): 471-517.
- [21] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences[J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(5): 1043-1075.
- [22] 徐欣, 唐清泉. 财务分析师跟踪与企业R&D活动——来自中国证券市场的研究[J]. 金融研究, 2010(12): 173-189.
- [23] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017(5): 161-174.
- [24] Hall B H, Lerner J. The financing of R&D and innovation[J]. Handbook of the Economics of Innovation, 2010, 25(1): 609-639.
- [25] Manso G. Motivating innovation[J]. Journal of Finance, 2011, 66(5): 1823-1860.
- [26] Hsu P H, Tian X, Xu Y. Financial development and innovation: Cross-country evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112(1): 116-135.
- [27] Viral Acharya, Xu Z. Financial dependence and innovation: The case of public versus private firms[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124(2): 223-440.
- [28] Fang V, Tian X, Tice S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation[J]. Journal of Finance, 2014, 69(5): 2085-2125.
- [29] 杨道广, 陈汉文, 刘启亮. 媒体压力与企业创新[J]. 经济研究, 2017(8): 125-139.
- [30] 姜英兵, 于雅萍. 谁是更直接的创新者?——核心员工股权激励与企业创新[J]. 经济管理, 2017(3): 109-127.
- [31] 李万福, 林斌, 宋璐. 内部控制在公司投资中的角色: 效率促进还是抑制? [J]. 管理世界, 2011(2): 81-99.
- [32] Ashbaugh-Skaife H, Collins D W, Kinney W, et al. The effect of SOX internal control deficiencies and their remediation on accrual quality [J]. The Accounting Review, 2008, 83(1): 217-250.
- [33] Doyle J, Ge W, McVay S. Accruals quality and internal control over financial reporting[J]. The Accounting Review, 2007, 72(7): 1141-1170.
- [34] 张先治, 戴文涛. 企业内部控制评价系统研究[J]. 审计研究, 2011, 159(1): 69-78.
- [35] Hausman J, Hall B, Griliches Z. Econometric models for count data with an application to patent R&D[J]. Relationship. Econometrica, 1984, 52(4): 909-938.
- [36] 吴延兵. 市场结构、产权结构与R&D——中国制造业的实证分析[J]. 统计研究, 2007(5): 67-75.
- [37] 高良谋, 李宇. 企业规模与技术创新倒U关系的形成机制与动态拓展[J]. 管理世界, 2009(8): 113-123.
- [38] 解维敏, 唐清泉, 陆珊珊. 政府R&D资助, 企业R&D支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2009(6): 86-99.
- [39] Zhang M, Ma L, Zhang B, et al. Pyramidal structure, political intervention and firms' tax burden: Evidence from China's local SOEs[J]. Journal of Corporate Finance, 2016, 36(4): 15-25.
- [40] Cornaggia J, Y Mao, X Tian, B Wolfe. Does banking competition affect innovation? [J]. Journal of financial economics, 2015, 115(1): 189-209.
- [41] 屈文洲, 谢雅璐, 叶玉妹. 信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性——基于市场微观结构理论的实证研究[J]. 经济研究, 2011(6): 105-117.
- [42] 周泽将, 王颖. 财务分析师在R&D支出中的功能分析与经济后果——基于中国资本市场A股上市公司的实证检验[J]. 北京工商大学学报: 社会科学版, 2018(4): 65-74.
- [43] 方红星, 金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗?——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. 会计研究, 2011(8): 53-60, 96.
- [44] Tan Y, Zhu Z, Zeng C, et al. Does external finance pressure affect corporate disclosure of Chinese non-state - owned enterprises? [J].

International Review of Financial Analysis, 2014, 36 (12) : 212 – 222.

[45] 戴文涛,纳鹏杰,马超. 内部控制能预防和降低企业风险吗? [J]. 财经问题研究, 2014(2): 87 – 94.

[46] LaPorta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Law and finance [J]. Journal of Political Economy, 1998, 106 (6): 1113 – 1155.

[47] Cohen DA, Dey A, Lys T Z. Real and accrual — based earnings management in the pre and post sarbanes oxley periods' [J]. The Accounting Review, 2008, 83(3): 757 – 787.

[48] 余明桂,潘红波. 政治关系、制度环境与民营企业银行贷款[J]. 管理世界, 2008(8): 9 – 21+39+187.

[49] 刘启亮,罗乐,何威风,等. 产权性质、制度环境与内部控制[J]. 会计研究, 2012(3): 52 – 61+95.

[50] 王小鲁,樊纲,余静文. 2017中国分省份市场化指数报告[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2017.

[责任编辑:刘 茜]

## Does Internal Control Inhibit or Promote Corporate Innovation? The Logic of China

WANG Yanan<sup>1</sup>, DAI Wentao<sup>2</sup>

(1.School of Business, Yunan University of Finance and Economics, Kunming 650221, China; 2.School of Accounting, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** Based on the perspective of R&D output efficiency, the paper investigates the role of internal control in Chinese corporate innovation by adopting the internal control index of mainboard listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2012 to 2015. The study finds that there is a significant positive correlation between internal control and innovation efficiency, the result supports the hypothesis that “internal control promotes corporate innovation”. Further research finds that internal control affects company’s innovation by mitigating agency conflicts, mitigating information asymmetry and reducing innovation risk paths; internal control has a stronger positive influence on corporate innovation where the level of marketization is low and the legal environment is poor, internal control has a complementary or alternative role to the institutional environment. The unfavorable impact of incomplete institutional environment on corporate innovation can be remedied by strengthening internal control. The research in this article provides empirical evidence for the enforcement of internal control laws and regulations in China, and shows that the internal control laws and regulations implemented in China reflect the timeliness and necessity.

**Keywords:** internal control; enterprise innovation; information asymmetry; agency problem; innovation efficiency; R&D input; corporate governance