

# 股权激励计划与企业创新

## ——基于契约异质性视角的检验

李连伟 吕 镒 任浩锋 纪骁鹏\*

**摘 要：**随着我国股权激励制度的实践和创新驱动发展战略的实施，股权激励对企业创新的影响机理与制度优化成为亟待解决的问题。本文基于契约异质性视角，采用多期倾向得分匹配—双重差分（PSM-DID）方法检验了股权激励计划对企业创新的影响。研究发现，股权激励计划显著提高了企业创新投入和创新产出水平，并且提高了成长期和成熟期企业的创新投入以及成熟期企业的创新产出。影响机制检验发现，股权激励计划主要通过提高企业风险承担水平和创新团队稳定性、强化利益协同效应和监督效应机制来提高企业创新水平。进一步研究发现，股权激励计划对企业创新产出的促进效应更多地表现为“量质齐升”的创新策略，并且主要是由创新投入增加引起的，而不是由创新效率提高驱动的。本文对优化我国上市公司创新导向型股权激励机制设计，推动国家创新驱动发展战略实施具有重要意义。

**关键词：**股权激励计划 企业创新 契约异质性 创新策略

---

\* 李连伟，副教授，山东工商学院金融学院，电子邮箱：lilianwei200801@126.com；吕镒（通讯作者），讲师，山东工商学院统计学院，电子邮箱：lvzhuo200889@126.com；任浩锋，博士研究生，吉林大学商学与管理学院，电子邮箱：renhaofeng@yeah.net；纪骁鹏，硕士研究生，山东工商学院金融学院，电子邮箱：1612960903@qq.com。本文获得国家自然科学基金青年项目（71904107、72102129、71804096）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

## 一 问题提出

党的二十大报告指出，要坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位，加快实施创新驱动发展战略。实施创新驱动发展战略已成为推动我国经济增长和结构转型、增强我国经济创新力和竞争力的重要举措。企业创新理论也认为，创新是一个企业的核心，是企业实现长期增长最主要也是最可能的方式，同时也是经济持续增长的动力和源泉（Drucker, 1994）。因此，加快推动企业创新既是企业长期持续发展的战略选择，也是推动我国创新驱动发展战略实施的必然要求。作为解决现代企业代理问题的重要机制，股权激励能有效缓解管理者与股东之间的利益冲突，推动企业创新（Jensen 和 Murphy, 1990）。国外的经验证据也表明，股权激励在促进企业创新方面发挥了积极的治理效应（Lerner 和 Wulf, 2007）。

在我国，自2006年《上市公司股权激励管理办法（试行）》（以下简称《管理办法》）实施以来，特别是近年来随着我国资本市场的快速发展和股权激励制度实践经验的积累，推出股权激励计划的上市公司数量逐年增多。根据CSMAR数据库统计，截至2021年12月31日，我国共有2092家上市公司推出了3650期股权激励计划，占A股上市公司总数的44.7%。创新经济学框架下的组织控制理论认为，一个有效的公司治理机制必须有助于推动企业创新（O’ Sullivan, 2000）。《中国企业创新动向指数2017年报告》也指出，有效的股权激励机制设计是提高我国企业创新水平、推动企业转型升级的重要举措（中国企业家调查系统，2017）。那么，我国实施的股权激励计划如何影响企业创新活动就成为亟待研究的课题，有关我国上市公司股权激励对企业创新的影响机理与制度优化研究具有极强的实际应用价值。

对此，一方面，本文采用多期PSM-DID方法检验了股权激励计划对企业创新水平的影响，并基于契约异质性视角，进一步考察了股权激励计划不同合约特征对企业创新的影响机理及其异质性。另一方面，基于“投入—产出”框架，考察了股权激励计划对企业创新投入和创新产出的影响机理及其异质性。结合实证研究结果和我国上市公司实施股权激励计划的

实践情况,本文提出从股权激励强度设置、股权激励对象选择、股权激励模式选择、激励有效期设置与持续性选择以及权益预留设置等方面完善我国股权激励制度,从企业创新的角度优化我国上市公司创新导向型股权激励机制设计,加快推动企业创新和国家创新驱动发展战略实施,促进我国经济长期可持续发展。

本文可能的贡献在于:在从总体上验证了实施股权激励计划能够提高企业创新水平的基础上,基于契约异质性视角系统考察了股权激励计划不同合约特征对企业创新的影响机理及其异质性,并据此优化了我国上市公司创新导向型股权激励机制设计。现有文献主要从总体上检验股权激励计划实施是否会影响企业创新活动,而忽视了不同合约要素对企业创新活动的影响机理及其异质性,或仅从股权激励对象或激励模式单一要素视角进行检验。根据笔者的检索以及对前期文献的整理发现,目前国内仅有李丹蒙和万华林(2017)、陈文强(2018)两篇文献从契约异质性的角度相对全面地检验了股权激励计划对企业创新的影响机理,但上述两篇文献的研究视角局限于股权激励强度、激励模式和激励有效期三个方面,且陈文强(2018)仅从企业创新投入角度进行了检验,亟须进一步拓展其他契约要素特征对企业创新的影响研究。对此,本文基于合约特征全要素视角,从股权激励强度、激励模式、激励对象、激励有效期限、激励次数以及权益预留六个方面系统考察了股权激励计划与不同合约要素对企业创新投入和创新产出的影响机理及其异质性,这不仅有助于拓展有关股权激励契约异质性与企业创新的理论研究,而且对指导我国上市公司实施股权激励计划、优化我国上市公司创新导向型股权激励机制设计、加快推动企业创新和国家创新驱动发展战略实施具有一定的现实意义。

## 二 文献梳理与假设提出

### (一) 股权激励计划与企业创新水平

在现代企业中,由所有权与经营权相分离所导致的委托代理问题(Jensen 和 Meckling, 1976)一直是公司治理领域关注的主要问题。为了缓

解因两权分离而引发的代理冲突，基于激励相容理论的股权激励制度应运而生。关于股权激励计划对企业创新的影响，一种观点认为，股权激励计划抑制了企业创新活动。其原因在于，管理层报酬与股价的高度相关性可能导致高管过于关注股价的短期波动和短期业绩增长，从而忽视了对企业创新的投入（Coles等，2006），同时分析师预测等资本市场压力也会抑制高管的创新动力（He和Tian，2013）。在我国，上市公司实施的股权激励计划具有福利效应（吕长江等，2009），因此并没有提高企业的创新投入和产出水平（徐长生等，2018）。另一种观点则认为，股权激励计划缓解了企业内部的代理冲突，提高了企业风险承担水平，从而提高了企业创新水平。典型研究包括李丹蒙和万华林（2017）、田轩和孟清扬（2018）以及刘宝华和王雷（2018）等。

事实上，由于创新投入是企业管理层的决策行为，因此，有关股权激励计划对企业创新投入的影响主要集中于高管层面的分析（赵世芳等，2020），具体可概括为以下两个方面：一方面，发挥“激励效应”，提高企业风险承担水平。由于企业创新活动具有不确定性、复杂性和长期性等特点，企业创新需要承担风险（Holmstrom，1989），而股权激励增加了企业高管收益对股价波动的敏感度，进而提高了其薪酬合约的凸性及其风险承担水平（Coles等，2006；Chava等，2010）。同时，企业创新也需要容忍短期创新失败并强化其长期行为导向（Manso，2011），而股权激励计划尤其是股票期权激励模式在权利与义务上的不对称性显著提升了对短期内创新失败的容忍度，从而提高企业创新投入水平。另一方面，发挥“金手铐”效应，提高创新团队稳定性。由于股权激励计划具有一定的有效期，较长的有效期有助于降低激励对象的离职率（肖淑芳和付威，2016），提高企业创新团队的稳定性，而创新团队的稳定性也有助于管理层形成企业创新人力资本投入的稳定预期，进而提高企业创新的物质资本投入水平。同时，较长的有效期也有助于抑制激励对象的短视行为，提高企业的资本配置效率和创新投入水平（Zattoni和Minichilli，2009；Gopalan等，2014）。此外，较长的有效期还能有效降低高管离职率（宗文龙等，2013；陈健等，2017），而高管团队的稳定性也有助于进一步提高企业创新活动的持续性，从而提

高企业创新投入水平。

在企业创新投入既定的前提下,企业的创新产出将更多地依赖于企业员工的努力程度,因此,有关股权激励计划对企业创新产出的影响更多地集中于员工层面的分析(姜英兵和于雅萍,2017),具体可概括为以下三个方面:首先,发挥“利益协同效应”,激发员工创新潜力。股权激励计划通过授予员工一定的权益数量使其成为企业(潜在)股东,有助于形成其对组织的心理所有权(Psychological Ownership)(Pierce等,2001),协同股东与员工之间的利益目标,激发员工的工作积极性与创新潜力,从而提高企业创新产出水平。其次,发挥“监督效应”,提高企业内部治理水平。类似于利润分享计划的产权安排(Baker等,1988),股权激励计划通过将激励对象的股权收益与公司绩效和二级市场表现相挂钩,同样有助于激发员工的自我监督以及相互监督与合作(Baker等,1988;Hochberg等,2010)。同时,员工在成为股东后将更有动机并且也更有条件加强对管理层的监督,从而缓解因“集体行动难题”和“搭便车问题”而引发的对管理层的监督供给不足问题,提高企业创新产出水平。最后,发挥“金手铐”效应,提高创新团队稳定性。与高管股权激励类似,授予企业员工一定的权益数量同样有助于降低其离职率(肖淑芳和付威,2016),提高企业创新团队的稳定性,从而提高企业创新产出提供有力保障。据此,本文提出假设1:

H1:实施股权激励计划提高了企业创新投入和创新产出水平。

## (二) 股权激励计划、契约异质性与企业创新

股权激励计划的契约要素特征对创新活动具有显著影响(李丹蒙和万华林,2017)。考虑到数据的可得性,本文将从股权激励强度、激励对象、激励模式、激励有效期限、激励持续性以及权益预留六个方面来梳理国内外研究现状及发展动态,进而提出相应的研究假设。

### 1. 股权激励强度与企业创新

现有关于股权激励强度与企业创新的文献研究大多集中于探讨高管股权激励对企业创新投入的影响。从国外的实证研究来看,大多数学者认为,高管股权激励与企业研发(R&D)支出呈显著正相关关系(Hemmer等,1999;Cheng,2004;Lerner和Wulf,2007),并且在业绩越好的公司表现得



越明显 (Wu 和 Tu, 2007)。但也有学者研究认为, 企业实施股权激励计划与企业创新不存在显著的相关关系 (Balkin 等, 2000; Tien 和 Chen, 2012), 甚至降低了企业创新投入水平 (Bizjak 等, 1993; Tian, 2004)。

国内关于股权激励强度对企业创新的影响研究大致分为两类: 一类文献采用高管股权激励强度的替代指标来检验其对企业创新的影响。如采用管理层持股比例作为替代指标来检验高管股权激励对企业创新的影响 (赵世芳等, 2020); 或者采用 Bergstresser 和 Philippon (2006) 方法 (以下简称“B-P法”), 以高管股权激励收益占其总薪酬的比例来衡量高管股权激励强度, 进而检验其对企业创新的影响 (陈华东, 2016; 陈文强, 2018)。然而, 从管理层持股角度或采用 B-P 法来测算股权激励强度均存在一定的衡量偏误,<sup>①</sup>研究结论也值得进一步探讨。另一类文献则采用股权激励计划所涉及的标的股票数量占公司总股本的比例来衡量股权激励强度, 并检验了股权激励强度对企业创新活动的影响, 认为股权激励强度对企业研发投入的影响呈倒“U”型曲线关系 (沈丽萍和黄勤, 2016), 或者对企业创新投入和创新产出不存在显著影响 (李丹蒙和万华林, 2017)。

作为股权激励计划最基本的契约要素, 股权激励强度既反映了激励对象与股东之间的利益绑定程度, 也反映了激励对象股权或期权占其总薪酬的比重, 同时也部分反映了股权激励计划所涉及的员工覆盖面。因此, 提高股权激励强度既有助于强化激励对象与股东之间的利益协同机制, 也有助于提高激励对象报酬对公司股价的敏感度, 激发企业高管与员工的工作积极性与创新潜力, 同时也有助于扩大和稳定企业创新团队, 提高企业创新投入和创新产出水平。根据 CSMAR 数据库统计, 样本期内我国上市公司实施股权激励计划时所涉及的权益数量占公司总股本的比重不足 3%, 股权激励强度整体偏低。在相对较低的股权激励强度下, 提高股权激励强度将

① 一方面, “管理层持股”与“股权激励”在理论基础、激励对象和股份获得方式等方面存在较大差异, 以管理层持股比例衡量股权激励强度存在衡量偏误, 其研究结论也有待进一步商榷。另一方面, 采用 B-P 法统计的管理层股权既包括限制性股票也包括一般意义上的管理层持股, 并且该方法将全部的上市公司作为样本, 而非仅仅实施股权激励计划的公司样本, 存在一定的衡量偏误问题。肖淑芳等 (2013) 也认为, 该方法目前尚不适用于我国弱势有效的资本市场。

有助于促进企业创新活动。据此,本文提出假设2:

H2: 提高股权激励强度有助于提高企业创新投入和创新产出水平。

## 2. 股权激励对象与企业创新

根据我国证监会的相关规定,上市公司股权激励对象主要包括两部分,一是上市公司的董事和核心管理人员(不包括独立董事和监事,以下简称“高管股权激励”);二是对公司业绩增长和发展具有重要影响的核心技术人员、核心业务人员及其他员工(以下简称“员工股权激励”)。在现代公司制企业中,企业创新主要取决于管理层决策(Balkin等,2000),因此,必须对拥有战略决策权的高管给予足够的激励,才能激发他们的创新动力,从而推动企业创新(刘金石和王贵,2011),提高企业创新投入水平。国内的相关研究也多集中于从高管股权激励的角度进行检验(许婷和杨建君,2017),前期从管理层持股角度(朱德胜和周晓珮,2016;赵世芳等,2020)和基于B-P法测算股权激励强度(Lerner和Wulf,2007;陈华东,2016)的相关文献都属于这一研究范畴。

然而,除了高管以外,作为企业创新过程中最直接的参与者,核心员工拥有专业技术、掌握核心业务并控制关键资源,特别是在物质资本和人力资本投入既定的情况下,企业创新产出和创新效率的提高将更多地依赖于员工的努力程度。因此,员工也是促进企业创新的重要驱动力量(Acs等,2002;姜英兵和于雅萍,2017;郭蕾等,2019)。从既有的文献研究来看,少部分学者检验了员工股权激励对企业创新的影响。如Chang等(2015)针对美国上市公司数据的研究发现,非管理层员工股票期权(Non-executive Employee Stock Options)能显著提高企业创新产出水平,并且这种促进作用要大于高管。姜英兵和于雅萍(2017)、陈效东(2017)以及郭蕾等(2019)基于中国上市公司数据也得出了类似的结论。

事实上,不同的股权激励对象——高管和员工在企业中的地位和企业创新过程中的作用存在较大差异。高管股权激励主要影响企业创新投入,而员工股权激励则主要是影响企业创新产出。也就是说,高管和员工股权激励对企业创新的影响体现在不同环节上,将股权激励作为一个整体或仅从高管股权激励的角度进行检验难以准确刻画其对企业创新的影响机理。

与此同时，由于员工股权激励强度与其所涉及的核心员工（同时也是企业创新的核心员工）人数正相关，员工股权激励强度越大，企业创新的研发人员投入就越大，相应地，企业创新的资本投入也就越大，从而提高了企业创新投入水平。据此，本文提出假设3：

H3：高管股权激励有助于提高企业创新投入水平，员工股权激励有助于提高企业创新投入和创新产出水平。

### 3. 股权激励模式与企业创新

目前，我国上市公司实施的股权激励计划所涉及的激励模式主要有股票期权和限制性股票两种，它们在权利与义务的对称性以及收益曲线特征上存在一定差异（Bryan等，2000）。理论上讲，股票期权由于权利与义务的不对称性使其作为一种凸性薪酬工具，可以有效降低管理者的风险厌恶程度，提高其风险承担水平，进而促进企业投资于研发等风险性投资项目（Rajgopal和Shevlin，2002）。而限制性股票由于具有线性的收益曲线而具有一定的惩罚性，并增加了管理者对风险的敏感性，因而对企业创新的促进作用相对较小（叶陈刚等，2015；孙菁等，2016）。从实证研究来看，基于企业研发投入和创新产出的研究普遍认为，股票期权能够提高激励对象的风险承担水平，因此，其对企业创新投入和创新产出的促进效应要强于限制性股票（陈文强，2018；姜英兵和于雅萍，2017；田轩和孟清扬，2018）。然而，从实践情况来看，根据CSMAR数据库统计，我国上市公司在实施股权激励计划时采用限制性股票激励模式的比例不断提高，自2018年起该比例已超过70%，而采用股票期权激励模式的占比则不断下降，这与前期文献的研究结论形成鲜明反差。

事实上，一方面，股票期权具有非对称的收益曲线，可以有效保护管理层免受短期股价波动的影响，从而激励管理层投入高风险的创新研发（王姝勋等，2017；田轩和孟清扬，2018）。因此，股票期权激励模式有助于提高企业创新投入水平，但对企业创新产出的促进作用则相对有限（王姝勋等，2017）。另一方面，相比于股票期权，限制性股票模式对激励对象的锁定效应更强，尤其是管理层出售股份时需要满足相应的监管要求，从而抑制管理层的短视行为，提高企业创新投入水平。与此同时，限制性股



票的授予价格一般为授予时市价的一半左右,并由激励对象先出资购买后解锁并获得收益,而股票期权的行权价格通常为授予时的市价,并授予激励对象在规定时间内按事先约定的价格购买一定数量的股票的权利,其收益受二级市场波动的影响较大。因此,相比于股票期权,限制性股票激励模式的收益更大,其对员工的绑定和激励效果也更强,更有利于提高企业创新产出水平,这也是越来越多的企业采用限制性股票激励模式的重要原因(陈文哲等,2022)。据此,本文提出假设4:

H4: 股票期权有助于提高企业创新投入水平,限制性股票有助于提高企业创新投入和创新产出水平。

#### 4. 权益预留与企业创新

根据《管理办法》,权益预留是企业实施股权激励计划之初,为了吸引并激励新进优秀员工而预留出来的一部分股份,也是股权激励机制设计的重要组成部分。为了进一步满足上市公司后续发展引进人才的实际需要,2016年我国新修订的《上市公司股权激励管理办法》也将预留权益占拟授予权益数量的比例上限由10%提高至20%,进一步提高了上市公司的自主决策权。从我国上市公司实施股权激励计划的实践情况来看,根据CSMAR数据库统计,2006~2021年推出的3650期股权激励计划中,选择预留授予方式的占比为58.8%。预留授予的数量占激励总量的比重平均为9.4%。

目前,学术界和业界有关股权激励权益预留设置的研究成果甚少。仅有少数学者研究认为,股权激励权益预留与否对企业绩效的影响甚微(陈维政等,2014)。从预留权益的目的来看,权益预留体现了管理层对外部优秀员工引进的重视,特别是对于人才密集型企业,设置权益预留有助于推动企业持续招募专业技术人才,从而为促进企业创新提供人才支撑(李博,2017)。然而,《管理办法》明确规定,如果在股东大会审议通过后超过12个月仍未明确激励对象,权益预留将自动失效,这也意味着此时股权激励强度将有所减弱,反而不利于促进企业创新。或者说,权益预留的部分如果直接授予企业高管和员工,其对企业创新的促进效应可能会更好。据此,本文提出假设5:

H5: 取消权益预留有利于促进企业创新。

### 5. 股权激励有效期与企业创新

股权激励有效期限的设定是影响其激励效应持续性的重要因素（徐宁和徐向艺，2010），适当延长薪酬激励计划的有效期能够抑制管理层的短视行为，提高企业的资本配置效率（Gopalan 等，2014；刘宝华和王雷，2018）。考虑到企业创新活动的不确定性、复杂性和长期性等特点，较长的股权激励有效期有助于吸引并留住企业创新人才，提高企业的研发投入和创新产出水平（Baranchuk 等，2014；王姝勋等，2017；刘宝华和王雷，2018），并促进企业实质性创新增长（李丹蒙和万华林，2017），而设定的股权激励有效期过短会诱导管理层的机会主义从而降低 R&D 投入水平（Ladika 等，2018；陈文强，2018）。

从我国上市公司实施股权激励计划的实践情况来看，为了满足证监会的相关规定，我国上市公司的股权激励有效期多设为4年，且存在严重的羊群效应（吕长江等，2009），并且与香港主板市场的H股和红筹股相比，我国A股市场期权激励方案设计存在较严重的短期化倾向（徐宁和徐向艺，2010）。根据CSMAR数据库统计，自2011年以来，以4年作为股权激励计划有效期的占比均在50%以上，并采用“1+3”的时间模式，其中1年为等待期（限售期）、3年为行权期（解锁期）；同时，以5年作为股权激励计划有效期的占比仅为20%~30%，并采用“2+3”的时间模式。在相对较短的股权激励有效期下，延长股权激励有效期限将有助于提高企业创新水平。据此，本文提出假设6：

H6：较长的有效期限有助于强化股权激励对企业创新的促进效应。

### 6. 股权激励持续性与企业创新

除了上述合约特征以外，股权激励计划的可持续性也是长效激励机制的重要体现，具体来看：一方面，在企业发展的不同阶段随着战略和业务的调整，需要激励的对象往往也是动态变化的，保持股权激励的可持续性并动态调整激励对象是推动企业持续创新的重要保证。在2017年举办的第一届全国公司股权激励学术研讨会上，深圳华扬资本董事长黄云凯指出，长期动态优化是股权激励制度的核心。另一方面，上市公司实施股权激励是一个经验逐渐积累的过程，在此过程中可根据公司具体情况和市场变化进行动态调

整，不断优化并构建适合企业自身发展的长期动态优化型股权激励机制。

通过梳理国内外相关文献我们发现，有关股权激励持续性对其治理效应的影响研究相对较少，既有文献主要从企业绩效、二级市场反应或动态业绩评价以及激励对象离职率等方面进行了检验，发现相比于仅实施一次股权激励计划的样本公司，连续多次实施股权激励计划的激励效果更显著，也更持久、稳定，更能体现出股权激励计划的长期激励效应（Liu 等，2016；陈文强，2016；肖淑芳和付威，2016）。此外，还有部分文献研究表明，尽管股权激励计划具有一定的有效期，但随着时间的推移，授予的权益数量分批行权或解锁，实施股权激励计划的公司治理效应将呈现边际递减趋势（屈恩义和朱方明，2017）。因此，多期股权激励计划的实施对提升其治理效应的持续性尤为重要。据此，本文提出假设 7：

H7：增加股权激励计划的实施次数有助于强化股权激励对企业创新的促进效应。

综上所述，本文首先从总体上检验实施股权激励计划对企业创新活动的影响，然后基于契约异质性视角，进一步检验股权激励强度、激励对象、激励模式、权益预留、激励有效期限及其持续性对企业创新活动的影响及其异质性，并提出相应的研究假设，以期为优化我国上市公司创新导向型股权激励机制设计提供理论依据，具体如表 1 所示。

表 1 本文提出研究假设的基本思路与具体内容

基本思路	研究假设的具体内容
总体影响	H1：实施股权激励计划提高了企业创新投入和创新产出水平
基于契约 异质性视 角的进一 步检验	H2：提高股权激励强度有助于提高企业创新投入和创新产出水平
	H3：高管股权激励有助于提高企业创新投入水平，员工股权激励有助于提高企业创新投入和创新产出水平
	H4：股票期权有助于提高企业创新投入水平，限制性股票有助于提高企业创新投入和创新产出水平
	H5：取消权益预留有利于促进企业创新
	H6：较长的有效期限有助于强化股权激励对企业创新的促进效应
	H7：增加股权激励计划的实施次数有助于强化股权激励对企业创新的促进效应

### 三 研究设计

#### (一) 数据样本

本文首先选取2006年1月1日至2018年12月31日实施股权激励计划的A股上市公司作为初始样本,为了保证在实施股权激励计划后至少有两年的观测数据,本文的财务数据截至2020年12月31日。然后,按照以下标准进行筛选:①剔除属于金融行业的公司;②剔除同时发行B股或H股的公司;③剔除样本期间内发生重大资产重组的公司和被ST或\*ST的公司;④剔除数据缺失的公司。最终得到1029家实施股权激励计划的实验组企业的6393个公司一年度观测值,以及1850家未实施股权激励计划的对照组企业的10083个公司一年度观测值。同时,为了消除极端值的影响,在后续分析中所有连续变量均在上下各1%的水平上进行了Winsorize缩尾处理。所有数据均来自于CSMAR数据库和Wind资讯数据库。

#### (二) 计量模型

##### 1. 倾向得分匹配(PSM)

作为政策实施效果检验的主流方法,双重差分模型(DID)备受推崇。然而,使用双重差分法的前提条件是满足共同趋势假设(Bertrand和Mullainathan, 2003)。考虑到实施股权激励计划的公司样本可能并不是“随机”生成的,而是因具有某些共同特征而被“挑选”出来的,进而导致样本选择偏差(Selection Bias)(魏守华等, 2020)和内生性问题,并难以满足共同趋势假设。此时,直接采用DID方法来检验政策实施效应其结果可能是有偏的(Brucal等, 2019)。为此,本文首先采用倾向得分匹配(PSM)法为每一家实施股权激励计划的实验组公司匹配一家从未实施股权激励计划的对照组公司,然后再采用双重差分法来检验股权激励计划对企业创新水平影响的“净效应”。

使用PSM-DID方法最关键的问题在于,PSM方法适用于横截面数据,而DID方法则适用于面板数据,因此,使用PSM-DID方法时必须处理好适用于两种不同类型数据的方法的融合问题。经典的PSM-DID方法仅适用于

两期面板数据,即政策冲击前后各一期(Heckman等,1998;田轩和孟清扬,2018)或政策冲击前只有一期的多期面板数据(Fowlie等,2012;何靖,2016)。而上市公司在股权激励计划实施前和实施后均具有多期数据,即多期面板数据,经典的PSM-DID方法不再适用。与此同时,传统的双重差分模型一般要求具有统一的政策实施年份,而上市公司实施股权激励计划的时间不具有 consistency,标准的双重差分法也不再适用。

为此,国内外学者也提出了一些探索性的多期PSM-DID方法,或渐进PSM-DID方法,其中使用较多的方法有二:一是混合匹配法,即将面板数据视为横截面数据并进行匹配;二是逐期匹配法(Heyman等,2007;Bockerman和Ilmakunnas,2009),即分年度为每一个实验组企业匹配一个对照组企业(Heyman等,2007;田轩和孟清扬,2018;孟庆斌等,2019)。然而,混合匹配法的最大问题在于可能发生“时间错配”问题和“自匹配”问题(谢申祥等,2021),而无法有效控制“时间固定效应”。因此,本文首先采用基于逐期匹配的PSM方法为每一家实施股权激励计划的上市公司在同年度匹配一个特征最为接近的对照组公司,然后再采用多期DID法来检验股权激励计划对企业创新水平的影响。

由于本文的实验组企业为2006~2018年实施股权激励计划的上市公司,样本区间跨度相对较长,而前期推出股权激励计划的公司数量又相对较少,更多的上市公司是在样本区间的后期才推出股权激励计划。此时,如果将分组虚拟变量 *Treat* 作为 *psmatch2* 的分组变量,将使得基于该方法测算的每家上市公司在每一年实施股权激励计划的 *Pscore* 值与现实情况存在较大差异,进而导致在为每家实验组企业匹配对照组企业时产生较大偏差。因此,在PSM匹配过程中,本文没有将分组虚拟变量 *Treat* 作为 *psmatch2* 的分组变量,而是设置哑变量 *Plan*。对于实施股权激励计划的公司样本,自实施当年起至完成, *Plan* 等于1,其他情形 *Plan* 则等于0(*Plan* 实质上就是后文中的DID)。同时,为了扩大样本容量以更准确地测算每家上市公司在每一年度实施股权激励计划的倾向得分,本文首先将面板数据作为横截面数据来测算每家上市公司每个年度实施股权激励计划的 *Pscore* 值,然后再进行逐年匹配。



具体过程当中,本文选取了既影响股权激励计划实施又影响企业创新水平的指标作为匹配变量(具体见变量定义部分),同时采用Logit模型测算每个“公司一年度”样本实施股权激励计划的Pscore值,并根据实施股权激励计划当年的Pscore值,采用1:1且无放回的最近邻匹配方法,为每一个实验组公司在同年度所有未实施股权激励计划的公司中匹配一个倾向得分最为接近的对照组公司。在剔除不满足共同支撑假设的样本后,最终得到实验组公司和对照组公司各814家。

## 2. 多期DID模型

为了检验股权激励计划实施对企业创新活动的影响,参照Beck等(2010)的做法,本文基于逐年匹配的PSM方法构建如下双向固定效应双重差分模型:

$$Innovation_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \gamma H_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $i$ 和 $t$ 分别表示企业 $i$ 的第 $t$ 期, $Innovation$ 为企业创新,考虑到企业创新活动的滞后性特征,也为了缓解内生性问题,本文采用 $Innovation$ 的超前一期项作为被解释变量。 $DID_{i,t} = Treat_i \times Post_{i,t}$ ,其中, $Treat$ 为分组虚拟变量,如果截至2018年底企业实施过股权激励计划,则 $Treat$ 取1,其他则取0; $Post$ 为实施股权激励计划的时间虚拟变量,在股权激励计划实施当年及以后, $Post$ 取1,其他则取0。而对于对照组企业,本文将按照逐年匹配方法配对成功的年份作为其实施股权激励计划的基准年份,在此基准年份及以后, $Post$ 取1,其他则取0。 $H$ 为一组表述企业特征的控制变量, $\mu_i$ 和 $\nu_t$ 分别表示不随个体和时间变化的企业固定效应和年度固定效应。

## (三) 变量定义

### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为企业创新,包括企业创新投入和创新产出两个方面。本文采用企业研发资本投入( $Rd$ )来衡量企业创新投入,并采用专利申请数量( $Apply$ )来衡量企业创新产出。其中,研发资本投入( $Rd$ )等于企业研发投入金额的自然对数,专利申请数量( $Apply$ )等于上市公司及子公司合营联营公司当年的专利申请总数加1的自然对数。同时,本文还将采

用企业研发人员投入 ( $Rdperson$ ) 和专利授权数量 ( $Agrant$ ) 作为替代性指标进行稳健性检验。

## 2. 解释变量

本文的解释变量为交互项  $DID_{i,t} = Treat_i \times Post_{i,t}$ , 具体如式(1)所示, 不再赘述。

## 3. 控制变量

本文的控制变量  $H$  和倾向得分匹配PSM中的协变量保持一致, 具体包括: 企业产权属性 ( $State$ ),  $State=1$  表示国企, 否则为非国企; 管理层持股比例 ( $Mhold$ ), 等于管理层持股数量与总股本之比; 高管薪酬 ( $Lnpay$ ), 等于董事、监事及高管前三名薪酬总额的自然对数; 第一大股东持股比率 ( $Large$ ), 等于第一大股东持股数量与公司总股本之比; 股权制衡度 ( $Z$ ), 等于第二大股东至第十大股东持股比例之和; 独立董事占比 ( $Ind$ ), 等于独立董事人数与董事会规模之比; 总资产净利润率 ( $ROA$ ); 资产负债率 ( $Lev$ ), 等于年末总资产的自然对数; 公司规模 ( $Lnsize$ ), 等于年末企业总资产的自然对数; 同时, 模型中还控制了个体固定效应 ( $\mu_i$ ) 和年度固定效应 ( $v_t$ )。需要指出的是, 企业创新投入对企业创新产出产生直接影响, 因此, 在以企业创新产出作为被解释变量时, 本文还加入了企业创新投入作为控制变量。

# 四 实证结果与分析

## (一) PSM匹配结果与单变量DID检验

在基于股权激励计划实施当年的Pscore值进行逐年匹配后, 本文进行了逐期平衡性检验, 结果显示, PSM匹配后的处理组与对照组企业在股权激励计划实施当年的控制变量差异得到了有效缓解与控制。Pscore值的核密度函数也显示, 匹配前处理组与对照组企业的Pscore值的核密度函数存在较大差异, 而在匹配后则较为接近, 表明满足共同支撑假设。<sup>①</sup>

① 限于篇幅, 逐期平衡性检验和Pscore值的核密度函数图没有列出, 备索。

在进行倾向得分匹配(PSM)的基础上,参照郝项超等(2018)、田轩和孟清扬(2018)等的做法,本文首先采用单变量DID方法来检验实施股权激励计划对企业创新投入和创新产出的影响。具体来看,本文首先用*Before*表示实施股权激励计划前4年( $t-i$ ;  $i=1, 2, 3, 4$ )的时间区间,*After*表示实施股权激励计划后4年( $t+i$ ;  $i=1, 2, 3, 4$ )的时间区间。然后,分别计算实验组(*Treated*)和对照组(*Control*)企业创新投入和创新产出水平在*Before*和*After*两个时间区间内的均值。在此基础上,对两组企业的创新投入和创新产出水平在实施股权激励计划前后的均值差异进行*t*检验,结果如表2所示。可以发现,实施股权激励计划显著提高了企业创新投入水平,其政策效应为0.045。同时,实施股权激励计划也显著提高了企业创新产出水平,其政策效应为0.054。

表2 股权激励计划对企业创新的影响:基于PSM的单变量DID检验

	变量	<i>Control</i>	<i>Treated</i>	<i>Diff</i> ( <i>Treated-Control</i> )
企业创新投入 ( <i>Rd</i> )	<i>Before</i>	17.503	17.663	0.160*** (0.023)
	<i>After</i>	17.616	17.819	0.203*** (0.020)
	<i>Diff</i> ( <i>After-Before</i> )	0.113*** (0.005)	0.156*** (0.004)	0.043*** (0.007)
企业创新产出 ( <i>Apply</i> )	<i>Before</i>	2.986	3.122	0.136*** (0.025)
	<i>After</i>	3.055	3.232	0.177*** (0.028)
	<i>Diff</i> ( <i>After-Before</i> )	0.070*** (0.007)	0.110*** (0.007)	0.040*** (0.012)

注:①\*、\*\*、\*\*\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。括号内为稳健标准误。②*Diff* (*Treated-Control*)表示实验组和对照组企业创新投入和产出均值的差异,*Diff* (*After-Before*)表示股权激励计划实施前后企业创新投入和产出均值的差异。

## (二) 基准回归分析

本文通过构建多期PSM-DID双向固定效应模型来检验实施股权激励计划对企业创新投入和创新产出的影响,作为比较基准,本文同时进行了多元OLS回归,结果如表3所示。其中,第(1)和第(4)列为多元OLS回归结果,其他列均为多期PSM-DID双向固定效应模型的回归结果,第(2)和第(5)列

仅控制了企业固定效应（*Firm*）和年度固定效应（*Year*），第（3）和第（6）列则进一步引入了企业层面的控制变量 *H*。检验结果表明，*DID* 的估计系数均至少在 5% 的水平上显著为正，表明实施股权激励计划显著提高了企业创新投入和创新产出水平，研究假设 1（*H1*）得以验证。从经济意义上讲，第（3）和第（6）列的估计结果显示，相比于逐期 PSM 匹配后的对照组企业，实验组企业实施股权激励计划后其创新投入和创新产出水平分别提高 7.7% 和 6.8%。

表 3 基准回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Rd_{t+1}$			$Apply_{t+1}$		
	多元 OLS	多期 PSM-DID		多元 OLS	多期 PSM-DID	
<i>DID</i>	0.287*** (0.023)	0.128*** (0.019)	0.077*** (0.018)	0.071** (0.034)	0.138*** (0.036)	0.068** (0.034)
<i>Rd</i>				0.441*** (0.017)		0.069*** (0.025)
<i>State</i>	-0.022 (0.044)		0.130 (0.095)	0.109** (0.051)		0.375** (0.162)
<i>Mhold</i>	0.005*** (0.000)		0.005*** (0.001)	0.004*** (0.001)		-0.001 (0.002)
<i>Ln pay</i>	0.343*** (0.018)		0.073** (0.029)	0.026 (0.026)		0.062 (0.043)
<i>Large</i>	-0.004*** (0.001)		0.001 (0.002)	0.001 (0.001)		-0.002 (0.003)
<i>Z</i>	0.000 (0.001)		0.005*** (0.002)	-0.003** (0.001)		-0.002 (0.002)
<i>Ind</i>	-0.109 (0.190)		-0.608*** (0.224)	0.158 (0.264)		-0.121 (0.336)
<i>Roa</i>	2.059*** (0.189)		1.297*** (0.163)	1.118*** (0.316)		1.065*** (0.312)
<i>Lev</i>	-0.565*** (0.068)		0.011 (0.104)	0.469*** (0.089)		0.103 (0.137)
<i>Ln size</i>	0.644*** (0.014)		0.583*** (0.028)	0.193*** (0.023)		0.361*** (0.041)
<i>Constant</i>	-1.039*** (0.329)	15.804*** (0.141)	2.752*** (0.690)	-9.459*** (0.463)	1.701*** (0.071)	-7.061*** (0.987)
<i>Firm/Year</i>	否	是	是	否	是	是
样本量	12375	12507	12375	6757	8625	6757
调整 $R^2$ 值	0.367	0.470	0.574	0.300	0.285	0.245

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。为了缓解可能存在的序列相关问题，括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 平行趋势检验及其动态效应

本文采用多期PSM-DID方法检验实施股权激励计划对企业创新影响的一个前提条件是满足平行趋势假设,同时也为了进一步考察平行趋势检验的动态效应,本文借鉴事件研究法的基本思想,逐年测算实施股权激励计划的政策效应。具体来看,本文以 $t-1$ 期作为基期,将股权激励计划实施前四年、实施当年以及实施后五年的年度虚拟变量 $Year_{t+j}$  ( $j=-4, -3, -2, 0, 1, 2, 3, 4, 5$ )分别与分组虚拟变量 $Treat$ 相乘,并构建如下计量模型:

$$Innovation_{i,t+1} = \beta_0 + \sum_{j=-4, \neq -1}^5 \beta_{t+j} Treat_i \times Year_{i,t+j} + \gamma H_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

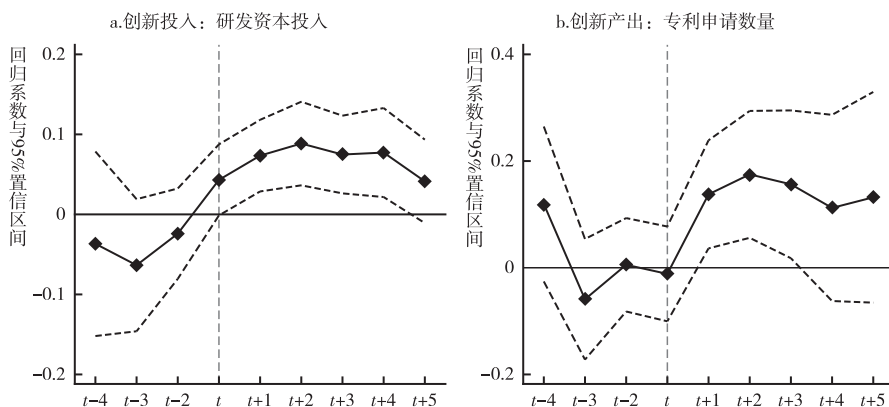


图1 股权激励计划影响企业创新的平行趋势检验及其动态效应

图1展示了基于逐期PSM匹配后的双向固定效应模型(2)测算的回归系数 $\beta_{t+j}$ 及其95%的置信区间,其中,竖虚线表示实施股权激励计划的基期 $t$ ,左右两侧分别表示股权激励计划实施前和实施后的年份。不难发现,一方面,对于企业创新投入而言,在股权激励计划实施以前,系数 $\beta_{t+j}$  ( $j=-4, -3, -2$ )均小于0且并不显著,在实施当年虽然系数 $\beta_0$ 仍不显著,<sup>①</sup>但已实现由负转正,并在实施后第一年起,系数 $\beta_{t+j}$  ( $j=1, 2, 3, 4$ )均至少

<sup>①</sup> 事实上,系数 $\beta_0$ 只是在95%的置信水平下不显著,但在90%的置信水平下已经显著为正。



在5%的水平上显著为正,且从实施第五年起,系数 $\beta_{t+5}$ 变得不再显著,并且其促进效应呈现先上升后下降的倒“U”型曲线特征。另一方面,对于企业创新产出而言,考虑到企业创新产出的时滞性特征,在股权激励计划实施前四年以及实施当年,系数 $\beta_{t+j}$  ( $j=-4, -3, -2, 0$ )均不显著,并在实施后的三年时间里,系数 $\beta_{t+j}$  ( $j=1, 2, 3$ )均至少在5%的水平上显著为正,且从实施第四年起,系数 $\beta_{t+j}$  ( $j=4, 5$ )变得不再显著,并且其促进效应的大小也呈现先上升后下降的倒“U”型曲线特征。

上述分析一方面表明,实验组与对照组企业的创新投入和创新产出水平在股权激励计划实施前不存在显著差异,这意味着本文采用多期PSM-DID方法满足平行趋势假设的前提条件;另一方面也表明,股权激励计划对企业创新投入和创新产出的影响具有显著的正向效应,并且这种促进效应具有明显的周期性和倒“U”型曲线关系特征,这与股权激励计划的有效期设置有关。在股权激励计划的契约条款中,一般都设有等待期(禁售期)和行权期(解锁期),整个有效期限多为4年或5年。在等待期(禁售期)内,股权激励对象不能随意处置激励标的物,并且需要在完成一定的约束条件后才有可能获得激励标的物及其处置权,此时,股权激励计划对企业创新的促进效应不断增强。而在进入行权期(解锁期)以后,股权激励对象可以按照事先约定的比例分期行权或解锁,随着股权激励强度的下降,股权激励计划对企业创新的促进效应将逐渐减弱,从而呈现先上升后下降的倒“U”型曲线关系特征,并且整个过程持续4~5年,与股权激励计划的有效期限相对应,这也表明上市公司实施股权激励计划应提高其连续性。

## 2. 安慰剂检验

为了排除其他不可观测因素可能对股权激励计划与企业创新关系产生的影响,本文随机生成伪实验组和伪政策时间点的安慰剂检验。具体来看,在所有的公司样本中随机挑选814家作为实验组公司,其他的公司样本作为对照组,同时随机生成股权激励计划的伪实施年份,并按照模型(1)进行回归。重复上述过程1000次,并生成DID变量的伪回归系数的概率分布密度函数,如图2所示。不难看出,不论对于企业创新投入还是创新产出,DID变量的伪回归系数基本都分布在0值附近,且 $p$ 值绝大多数都大于0.1。

同时,基准回归分析表2中第(3)列和第(6)列中 $DID$ 的回归系数分别为0.077和0.068与伪估计系数的概率密度函数的均值存在显著差异。上述分析表明,其他不可观测因素对股权激励计划与企业创新内在关系的影响不大,实验组企业创新投入和创新产出水平的提高确实是由股权激励计划实施引起的。

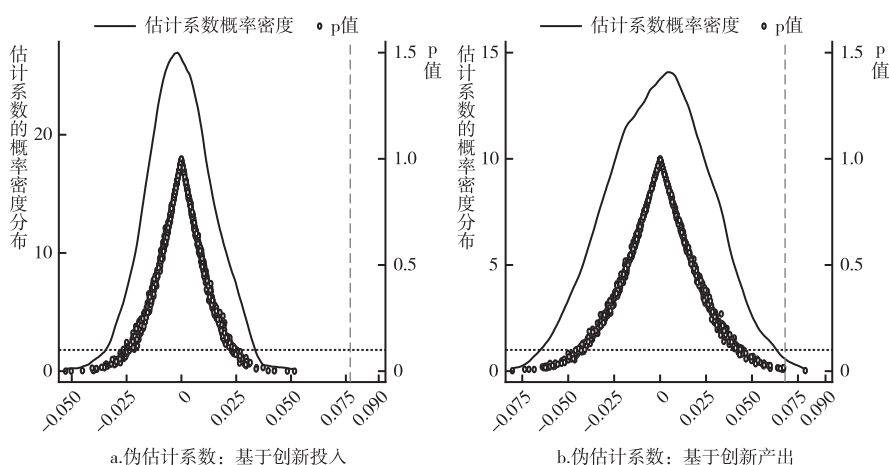


图2 安慰剂检验 II: 随机生成伪实验组和伪政策时间点

### 3. 排除其他政策干扰

在检验股权激励计划对企业创新活动的影响过程中,可能还会受到其他政策的干扰,从而使回归结果产生偏差。其中,最重要的政策干扰就是员工持股计划(Employee Stock Option Plans, ESOPs)的实施。<sup>①</sup>ESOPs是一种通过让员工持有本公司股票和期权而使其获得激励的长期绩效奖励计划。它在契约要素设计上与股权激励计划有很多相似之处,也是现阶段股权激励制度的创新,同时也是影响企业创新的重要激励机制(孟庆斌等,2019)。

① 另一个可能对研究结果产生重要影响的政策就是管理层持股制度。管理层持股在我国上市公司中普遍存在,也是一种重要的激励方式和公司治理机制,同时也是影响企业创新的重要因素。在基准回归分析中,本文已经将管理层持股比例作为控制变量引入模型,故在此不再赘述。

为了进一步排除员工持股计划(ESOPs)可能对股权激励计划与企业创新之间内在关系的影响,本文进行了以下三个方面的检验:一是剔除2014年及以后年份的公司样本数据,二是剔除同时实施股权激励计划和员工持股计划(ESOPs)的公司样本数据,三是引入实施员工持股计划(ESOPs)的虚拟变量(*Esoptreat*)作为控制变量,并进行再次检验,结果如表4所示。不难看出,*DID*的估计系数均至少在10%的水平上显著为正,表明实施股权激励计划显著提高了企业创新投入和创新产出水平,与前文研究结论保持一致。

表4 稳健性检验:排除员工持股计划ESOPs的干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Rd_{i,t+1}$			$Apply_{i,t+1}$		
	剔除2014年以后的数据	剔除同时实施ESOPs的样本	引入ESOPs虚拟变量	剔除2014年以后的数据	剔除同时实施ESOPs的样本	引入ESOPs虚拟变量
<i>DID</i>	0.083*** (0.030)	0.078*** (0.019)	0.081*** (0.018)	0.121*** (0.046)	0.062* (0.036)	0.067* (0.034)
<i>Esoptreat</i>			0.065* (0.035)			-0.013 (0.052)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是
Firm/Year	是	是	是	是	是	是
样本量	5230	11537	12375	3187	6518	6757
调整R <sup>2</sup> 值	0.610	0.563	0.574	0.307	0.235	0.245

注:①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅,控制变量和常数项未具体列出,供备索。

#### 4. 解决内生性问题

虽然本文通过倾向得分匹配(PSM)方法部分缓解了因可观测因素而造成的自选择偏差(Self-Selection Bias)进而引起的内生性问题,并结合双向固定效应(控制个体和年度固定效应)的多期DID方法部分缓解了因不可观测因素而引起的自选择偏差以及因遗漏变量而产生的内生性问题。然而,本文仍可能存在反向因果关系,即创新投入和创新产出水平高的企业可能更倾向于实施股权激励计划,一方面,为了进一步激发员工的工作积极性

并留住对企业创新发挥核心作用的员工，创新水平高的企业更有可能实施股权激励计划；另一方面，股权激励作为对企业高管和创新团队的奖励或福利，创新水平高的企业也更有可能实施股权激励计划。与此同时，模型中还可能存在不可观测的变量或遗漏变量同时影响企业创新水平和股权激励计划的实施，如高管创新能力、高管创新动力、企业吸收能力等。

对此，本文将采用工具变量法来解决由上述原因引起的内生性问题。考虑到同一区域内的企业可能存在管理者争夺问题，竞争压力会促使本企业参照区域内其他企业管理层持股比例的平均水平对高管进行股权激励。同时，区域内特别是不同行业上市公司管理层持股比例的年度均值对本企业的创新水平没有直接影响。因此，借鉴朱德胜（2019）的做法，本文将同区域不同行业管理层持股比例的年度均值  $M\_mhold$  作为对应的工具变量，进行两阶段最小二乘估计（TSLS）。

表5 内生性处理：工具变量法

变量	(1)	(2)
	$Rd_{i+1}$	$Apply_{i+1}$
$DID$	2.553*** (0.424)	1.351*** (0.412)
控制变量&常数项	是	是
Firm/Year	是	是
样本量	10906	7244
两步法第一阶段回归结果		
$M\_mhold$	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
第一阶段F检验统计量	76.719	76.925
最小特征统计量	66.492	59.346

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平，括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅，控制变量和常数项未具体列出，供备索。

表5的检验结果显示，在第一阶段的回归结果中，同区域不同行业上市公司管理层持股比例的年度均值  $M\_mhold$  与本企业是否实施股权激励计划在1%的水平上显著正相关，F统计量分别为76.72和76.92，均大于临界值

10。同时,最小特征统计量分别为66.49和59.35,远大于10%偏误水平下的临界值16.38(Stock和Yogo, 2002),表明工具变量的选择是有效的,不存在弱工具变量问题。工具变量的回归结果显示,*DID*的估计系数仍在1%的水平下显著为正,表明在解决了内生性问题后,实施股权激励计划仍显著提高了企业创新投入和创新产出水平。

### 5. 解决多期DID的异质性处理效应问题

本文采用多期DID来检验股权激励计划对企业创新的影响时可能存在异质性处理效应(Heterogeneous Treatment Effects),从而使得基于传统双向固定效应模型的检验结果存在潜在偏误(刘冲等, 2022)。同时,负权重问题也可能导致本文研究结论不稳健。对此,本文采用De Chaisemartin和D'Haultfoeuille(2020)提出的估计量进行稳健性检验,具体采用Stata中的did\_multiplegt命令对基准模型进行再次检验,结果如图3所示。可以看出,股权激励计划影响企业创新投入和创新产出的平均处理效应在股权激励计划推出之前均不显著,说明满足共同趋势假定,而在推出之后则分别在5期和3期内显著为正,此后便不再显著,与前文结论保持一致,这在一定程度上表明异质性处理效应对本文的研究结论不存在实质性影响。

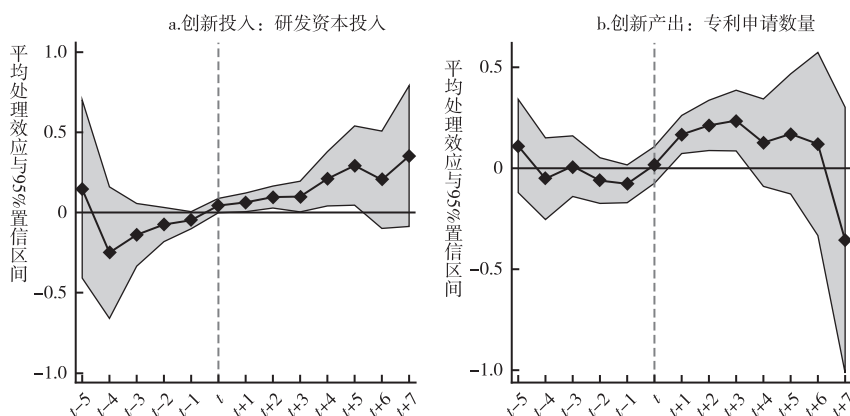


图3 多期DID异质性处理效应的稳健性检验

### 6. 替换关键指标

为了检验研究结论的稳健性,本文进一步替换被解释变量,具体地,



以企业研发人员投入 ( $Rdperson$ ) 衡量企业创新投入, 以企业专利授权数量 ( $Agrant$ ) 衡量企业创新产出, 并以专利授权数量与前期企业员工人数的比值来衡量企业研发强度 ( $Rdintensity$ )。其中, 研发人员投入 ( $Rdperson$ ) 以企业研发人员数量的自然对数来衡量, 专利授权数量 ( $Agrant$ ) 以上市公司及子公司合营联营公司当年申请截至数据更新时间被授权的专利个数加 1 并取自然对数来衡量。并再次利用模型 (1) 来检验假设 1, 结果如表 6 所示。可以看出,  $DID$  的估计系数均至少在 10% 的水平上显著为正, 表明实施股权激励计划显著提高了企业创新水平, 也再次印证了前文的基本结论。

表 6 稳健性检验: 替换关键指标后的基准回归分析

变量	(1)	(2)	(3)
	$Rdperson_{t+1}$	$Agrant_{t+1}$	$Rdintensity_{t+1}$
$DID$	0.038*** (0.014)	0.069* (0.040)	0.091* (0.054)
控制变量&常数项	是	是	是
Firm/Year	是	是	是
样本量	8332	6757	5227
调整 $R^2$ 值	0.281	0.086	0.152

注: ① \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, 括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。② 限于篇幅, 控制变量和常数项未具体列出, 供备索。

#### (四) 进一步检验: 基于企业生命周期理论视角

根据企业生命周期理论, 处于不同发展阶段的企业在管理模式、盈利能力、代理问题、投融资策略、研发创新的意愿和能力以及激励目标等方面存在明显差异, 因此, 股权激励计划对企业创新投入和创新产出的影响在企业不同的生命周期阶段可能具有异质性。关于企业生命周期阶段的划分方法包括单变量法、综合指数法及现金流组合法等。本文采用 Dickinson (2011) 提出的现金流组合法, 并借鉴李英利和谭梦卓 (2019)、陈红等 (2019) 等的研究, 基于企业现金流指标将企业生命周期划分为成长期、成熟期和衰退期, 具体划分标准如表 7 所示。

表7 企业不同生命周期阶段划分标准

标准	成长期	成熟期	衰退期		
经营活动净现金流	+	+	-	+	+
投资活动净现金流	-	-	-	+	+
筹资活动净现金流	-	+	-	+	-

注：按照上述划分标准，对于企业创新投入（创新产出），处于三种时期、五种不同情况的企业观测值数量分别为4210、4608、371、177和905（2235、2701、223、72和344）。

在此基础上，利用模型（1）进一步检验不同生命周期阶段下股权激励计划对企业创新投入和创新产出的影响及其异质性，结果如表8所示。不难看出，一方面，第（1）至第（3）列的结果显示，实施股权激励计划对企业创新投入的促进效应在成长期和成熟期显著为正，在衰退期虽然也为正，但却并不显著。另一方面，实施股权激励计划对企业创新产出的促进效应在成熟期显著为正，而在成长期和衰退期则均不显著。上述分析表明，股权激励计划对企业创新投入的促进效应主要体现在成长期和成熟期，对企业创新产出的促进效应则主要体现在成熟期。

表8 不同生命周期阶段下股权激励计划与企业创新活动

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业创新投入 $Rd_{i,t+1}$			企业创新产出 $Apply_{i,t+1}$		
	成长期	成熟期	衰退期	成长期	成熟期	衰退期
<i>DID</i>	0.080*** (0.027)	0.062** (0.030)	0.086 (0.077)	-0.002 (0.067)	0.162*** (0.055)	-0.178 (0.181)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是
<i>Firm/Year</i>	是	是	是	是	是	是
样本量	4210	4608	1453	2235	2701	639
调整 $R^2$ 值	0.592	0.661	0.536	0.200	0.312	0.236

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平，括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅，控制变量和常数项未具体列出，供备案。

五 契约异质性分析

前文分析表明，实施股权激励计划显著提高了企业创新投入和创新产

出水平，并通过了一系列的稳健性检验。那么，接下来的问题是，股权激励计划的各个契约要素或合约特征变量如何影响企业创新？对此，基于契约异质性视角，本部分将进一步考察股权激励计划不同契约要素对企业创新的影响机理。

（一）股权激励强度的影响

关于股权激励强度（*Incentive*），本文采用股权激励计划所涉及的有效的权益数量（包括限制性股票和股票期权）占公司总股本的比例予以衡量。在此基础上，一方面，将分组虚拟变量 *Treat* 替换为股权激励强度 *Incentive*，以检验股权激励强度对企业创新投入和创新产出的影响；另一方面，按照股权激励强度 *Incentive* 的“行业—年度”中位数将样本分为两组，并进行分组检验，结果汇总如表9所示。

不难发现，从总体上看，股权激励强度对企业创新投入和创新产出的影响（*Incentive*×*Post* 的系数）分别在5%和1%的水平上显著为正（分别为2.179和4.803）。从分组检验结果来看，股权激励强度对企业创新投入的影响在低激励组不显著（为-0.011），在高激励组则在5%的水平上显著为正（为2.937）；同时，股权激励强度对企业创新产出的影响在低激励组和高激励组均显著为正（分别为12.444和8.470）。上述研究结果表明，提高股权激励强度有助于提高企业创新投入和创新产出水平，假设2得以验证。

表9 股权激励强度与企业创新活动

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Rd<sub>t+1</sub></i>			<i>Apply<sub>t+1</sub></i>		
	全样本	低激励组	高激励组	全样本	低激励组	高激励组
<i>Incentive</i> × <i>Post</i>	2.179** (0.989)	-0.011 (3.543)	2.937** (1.237)	4.803*** (1.511)	12.444* (6.748)	8.470*** (1.925)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是
Firm/Year	是	是	是	是	是	是
样本量	3088	1584	1504	1749	901	848
调整 R <sup>2</sup> 值	0.508	0.548	0.438	0.203	0.179	0.213

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平，括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅，控制变量和常数项未具体列出，供备索。

(二) 股权激励对象的影响

股权激励对象主要包括企业高管和员工,本文分别以授予高管和员工的有效权益数量(包括限制性股票和股票期权)占公司总股本的比例来衡量高管股权激励(*Incentgg*)和员工股权激励(*Incentfg*)。在此基础上,一方面,将分组虚拟变量*Treat*分别替换为*Incentgg*和*Incentfg*,以检验不同激励对象股权激励对企业创新投入和创新产出的影响;另一方面,分别按照不同激励对象股权激励*Incentgg*和*Incentfg*的“行业一年度”中位数进行分组检验,结果汇总如表10所示。

表10 股权激励对象与企业创新活动

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	<i>Rd<sub>t+1</sub></i>			<i>Apply<sub>t+1</sub></i>			<i>Rd<sub>t+1</sub></i>			<i>Apply<sub>t+1</sub></i>		
	全样本	低激励组	高激励组	全样本	低激励组	高激励组	全样本	低激励组	高激励组	全样本	低激励组	高激励组
<i>Incentgg</i> <i>×Post</i>	3.411 (3.341)	-4.254 (10.662)	7.444** (3.589)	2.954 (4.578)	-26.109 (24.366)	-1.667 (4.986)						
<i>Incentfg</i> <i>×Post</i>							3.304*** (1.186)	-0.285 (5.134)	2.954** (1.228)	6.418*** (1.996)	7.850 (10.041)	7.962*** (2.342)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Firm/ Year	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2906	1494	1412	1659	860	799	3048	1556	1492	1725	880	845
调整 R <sup>2</sup> 值	0.501	0.499	0.465	0.193	0.203	0.165	0.506	0.514	0.503	0.204	0.193	0.175

注:①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅,控制变量和常数项未具体列出,供备索。

不难发现,从总体上看,高管股权激励对企业创新投入和创新产出的影响(*Incentgg×Post*的系数)均不显著(分别为3.411和2.954),而员工股权激励对企业创新投入和创新产出的影响(*Incentfg×Post*的系数)则均在1%的水平上显著为正(分别为3.304和6.418)。这表明,员工股权激励对企业创新的促进效应总体上要强于高管股权激励。

从分组检验结果来看,①对于高管股权激励而言,高管股权激励对企业创新投入的影响在低激励组并不显著(为-4.254),在高激励组则在5%的水平上显著为正(为7.444);同时,高管股权激励对企业创新产出的影响在低激励组和高激励组则均不显著(分别为-26.109和-1.667)。这表明,高管股权激励有助于提高企业创新投入水平,但对企业创新产出的影响并不显著。②对于员工股权激励而言,员工股权激励对企业创新投入和创新产出的影响在低激励组均不显著(-0.285和7.850),而在高激励组则分别在5%和1%的水平上显著为正(2.954和7.962)。这意味着,员工股权激励则既能提高企业创新产出水平,也能提高企业创新投入水平,假设3得以验证。可能的原因在于,一般而言,员工股权激励强度与其所涉及的核心员工(企业研发创新的核心员工)人数正相关,员工股权激励强度越大,涉及的企业创新的研发人员投入就越大,相应地,企业创新的研发资本投入也就越大,从而提高了企业创新投入水平。

### (三) 股权激励模式的影响

股权激励模式主要包括限制性股票和股票期权,本文分别以股权激励计划所涉及的有效的限制性股票和股票期权占公司总股本的比例来衡量限制性股票(*Restrict*)和股票期权(*Option*)两种激励模式。在此基础上,一方面,将分组虚拟变量*Treat*分别替换为*Restrict*和*Option*,以检验不同激励模式对企业创新投入和创新产出的影响;另一方面,分别按照不同激励模式*Restrict*和*Option*的“行业一年度”中位数进行分组检验,结果汇总如表11所示。

不难发现,从总体上看,限制性股票激励模式对企业创新投入和创新产出的影响(*Restrict*×*Post*的系数)分别在1%和5%的水平上显著为正(分别为3.803和7.296),而股票期权激励模式对企业创新投入和创新产出的影响(*Option*×*Post*的系数)则均不显著(分别为2.206和2.250)。这表明,限制性股票激励模式对企业创新的促进效应总体上要强于股票期权。

从分组检验结果来看,①对于限制性股票而言,限制性股票激励模式对企业创新投入和创新产出的影响在低激励组均不显著(分别为2.413和4.857),而在高激励组则分别在10%和5%的水平上显著为正(分别为2.920

和8.494)。这表明,限制性股票激励模式有助于提高企业创新投入和创新产出水平。②对于股票期权而言,股票期权对企业创新投入的影响在低激励组并不显著(为3.636),而在高激励组则在10%的水平上显著为正(为5.078);同时,股票期权对企业创新产出的影响在低激励组和高激励组则均不显著(分别为5.523和2.632)。这意味着,股票期权激励模式有助于提高企业创新投入水平,但并不能提高企业创新产出水平。上述分析表明,总体上,限制性股票激励模式对企业创新投入和创新产出的促进效应要强于股票期权,股票期权激励模式主要是提高企业创新投入水平,而限制性股票激励模式能同时提高企业创新投入和创新产出水平,假设4得以验证。

表 11 股权激励模式与企业创新活动

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	$Rd_{t+1}$			$Apply_{t+1}$			$Rd_{t+1}$			$Apply_{t+1}$		
	全样本	低激励组	高激励组	全样本	低激励组	高激励组	全样本	低激励组	高激励组	全样本	低激励组	高激励组
$Restrict \times Post$	3.803*** (1.342)	2.413 (4.505)	2.920* (1.570)	7.296** (2.861)	4.857 (7.890)	8.494** (3.655)						
$Option \times Post$							2.206 (1.895)	3.636 (5.103)	5.078* (2.683)	2.250 (1.968)	5.523 (7.997)	2.632 (2.492)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Firm/Year	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2178	1128	1050	1077	557	520	1380	724	656	939	492	447
调整R <sup>2</sup> 值	0.499	0.552	0.416	0.165	0.207	0.091	0.493	0.470	0.479	0.215	0.182	0.262

注:①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅,控制变量和常数项未具体列出,供备案。

(四) 权益预留的影响

关于股权激励权益预留(YL),变量设定如下:如果企业有权益预留,则YL=1,如果企业没有权益预留或者预留部分失效,则YL=0。在此基础上,一方面,将分组虚拟变量Treat替换为权益预留YL,以检验股权激励权



益预留对企业创新投入和创新产出的影响；另一方面，由于权益预留属于股权激励总量的一部分，并且在股东大会审议通过后的12个月内如若仍未明确激励对象将自动失效，本文将基于股权激励强度 *Incentive* 按照是否有权益预留 *YL* 进行分组检验，结果汇总如表12所示。

不难发现，从总体上看，第（1）列中 *YL*×*Post* 的估计系数为0.022，但并不显著，表明权益预留虽然体现了管理层对外部员工引进的重视，有助于促进企业创新投入，但这种影响并不显著。第（4）列中 *YL*×*Post* 的估计系数为-0.027，也不显著，表明权益预留不利于促进企业创新产出，但这种影响也不显著。从分组检验结果来看，*Incentive*×*Post* 的系数在第（2）、第（3）和第（6）列中虽然均为正但却均不显著，而在第（5）列的无权益预留组则在1%的水平上显著为正（为6.669）。上述分析表明，股权激励权益预留对企业创新投入不存在显著影响，取消权益预留反而更有助于提高企业创新产出水平，假设5得以验证。

表 12 股权激励权益预留与企业创新活动

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Rd<sub>t+1</sub></i>			<i>Apply<sub>t+1</sub></i>		
	全样本	<i>YL</i> =0	<i>YL</i> =1	全样本	<i>YL</i> =0	<i>YL</i> =1
<i>YL</i> × <i>Post</i>	0.022 (0.022)			-0.027 (-0.043)		
<i>Incentive</i> × <i>Post</i>		1.546 (1.524)	2.472 (2.076)		6.669*** (2.084)	2.053 (2.958)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是
Firm/Year	是	是	是	是	是	是
样本量	3152	2023	1065	1785	1174	575
调整 R <sup>2</sup> 值	0.499	0.445	0.606	0.203	0.164	0.293

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平，括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅，控制变量和常数项未具体列出，供备索。

（五）股权激励有效期的影响

股权激励计划的有效期由等待期（禁售期）和行权期（解锁期）两部分组成，与股权激励强度、激励对象、激励模式以及权益预留等契约要素

不同,股权激励计划的有效期在实施过程中一般不作调整。为了检验股权激励计划整个有效期对企业创新水平的影响,本文设定上市公司首次实施股权激励计划的有效期变量(*Period*),并运用模型(1)按照*Period*的中位数进行分样本双重差分检验。具体地,对于实验组企业,按照*Period*的中位数分为短期限组和长期限组;对于对照组企业,根据与其匹配的实验组样本的分组情况进行分组,并分别做双重差分检验。结果如表13的第(1)至第(4)列所示。同时,考虑到股权激励计划剩余(或实际上)的有效期限会随着自然年份的推移而递减,并且很多样本企业在同一年可能实施或存在多期股权激励计划,从而导致各期股权激励计划的剩余有效期存在交叉重叠现象。对此,本文基于久期的思想来测算股权激励计划的剩余有效期(*Duration*)。在此基础上,基于股权激励强度*Incentive*按照剩余有效期*Duration*的“行业一年度”中位数进行分组检验,结果如表13的第(5)至第(8)列所示。

表13 股权激励有效期限与企业创新活动

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	按 <i>Period</i> 分组				按 <i>Duration</i> 分组			
	<i>Rd</i> <sub><i>t</i>+1</sub>		<i>Apply</i> <sub><i>t</i>+1</sub>		<i>Rd</i> <sub><i>t</i>+1</sub>		<i>Apply</i> <sub><i>t</i>+1</sub>	
	短期限	长期限	短期限	长期限	短期限	长期限	短期限	长期限
<i>DID</i>	0.061** (0.024)	0.098*** (0.028)	0.038 (0.046)	0.104* (0.053)				
<i>Incentive</i> × <i>Post</i>					-0.083 (1.203)	2.840* (1.637)	11.041*** (2.923)	8.157*** (2.246)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Firm/Year</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	6690	5685	3629	3128	1545	1543	906	843
调整 <i>R</i> <sup>2</sup> 值	0.562	0.589	0.226	0.269	0.446	0.542	0.169	0.265

注:①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅,控制变量和常数项未具体列出,供备索。

可以看出,一方面,第(1)至第(4)列的结果显示,实施股权激励计划对企业创新投入的影响(*DID*的估计系数)在短期限组和长期限组均显

著为正（分别为0.061和0.098），而对企业创新产出的影响在短期限组并不显著（为0.038），在长期限组则在10%的水平上显著为正（为0.104）。这意味着，从股权激励计划的整个有效期来看，较长的有效期限更有助于提高股权激励计划对企业创新产出的促进效应。另一方面，第（5）至第（8）列的结果显示，股权激励强度对企业创新投入的影响（ $Incentive \times Post$ 的估计系数）在短期限组并不显著（为-0.083），在长期限组则在10%的水平上显著为正（为2.840），同时，股权激励强度对企业创新产出的影响在短期限组和长期限组均显著为正（分别为11.041和8.157）。这意味着，从股权激励计划的剩余有效期来看，较长的剩余有效期更有助于提高股权激励强度对企业创新投入的促进效应。上述分析表明，较长的股权激励有效期限有助于强化股权激励对企业创新的促进效应，假设6得以验证。

#### （六）股权激励持续性的影响

与股权激励有效期类似，股权激励计划的实施次数相对独立于其内部契约要素设计，因此，为了检验股权激励计划的持续性对企业创新活动的影响，本文设定样本区间内上市公司实施股权激励计划的总次数变量（ $S\_Num$ ），即截至2018年底，样本公司实施股权激励计划的总期数，并运用模型（1）按照 $S\_Num$ 的大小进行分样本双重差分检验。具体地，对于实验组企业，按照 $S\_Num$ 是否大于1分为仅实施一次和实施多次两组；对于对照组企业，根据与其匹配的实验组样本的分组情况进行分组，并分别做双重差分检验。结果如表14的第（1）至第（4）列所示。同时，为了进一步考察不同激励次数下股权激励对企业创新活动的影响，本文设定股权激励计划的实施次数变量（ $Num$ ），自首次实施当年起， $Num=1$ ，直到实施完毕。但如果在此期间又推出了第二期股权激励计划，则自第二期实施当年起， $Num=2$ ，直到实施完毕，以此类推。在此基础上，基于股权激励强度 $Incentive$ 按照股权激励计划实施次数 $Num$ 是否大于1进行分组检验，结果如表14的第（5）至第（8）列所示。

可以看出，一方面，第（1）至第（4）列的结果显示，实施股权激励计划对企业创新投入和创新产出的影响（ $DID$ 的估计系数）在短期限组均不显著（分别为0.037和0.072），在长期限组则分别在1%和10%的水平上显著为

正(分别为0.085和0.099)。这意味着,从股权激励计划实施的总次数来看,提高股权激励计划的实施次数有助于提高股权激励计划对企业创新投入和创新产出的促进效应。另一方面,第(5)至第(8)列的结果显示,股权激励强度对企业创新投入和创新产出的影响( $Incentive \times Post$ 的估计系数)在短期限组也均不显著(分别为2.599和3.256),在长期限组则均在1%的水平上显著为正(分别为3.023和7.293)。这意味着,与仅实施一次股权激励计划的公司样本相比,多次实施股权激励计划更有助于提高股权激励强度对企业创新投入和创新产出的促进效应。上述分析表明,增加股权激励计划的实施次数有助于强化股权激励对企业创新的促进效应,假设7得以验证。

表 14 股权激励持续性与企业创新活动

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$Rd_{i+1}$		$Apply_{i+1}$		$Rd_{i+1}$		$Apply_{i+1}$	
	$S\_Num=1$	$S\_Num \geq 2$	$S\_Num=1$	$S\_Num \geq 2$	$Num=1$	$Num \geq 2$	$Num=1$	$Num \geq 2$
<i>DID</i>	0.037 (0.027)	0.085*** (0.026)	0.072 (0.058)	0.099* (0.052)				
<i>Incentive</i> $\times$ <i>Post</i>					2.599 (2.864)	3.023*** (1.153)	3.256 (4.454)	7.293*** (2.184)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
Firm/Year	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	5704	6671	3002	3755	1574	1514	945	804
调整 R <sup>2</sup> 值	0.539	0.597	0.183	0.284	0.460	0.417	0.123	0.187

注:①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅,控制变量和常数项未具体列出,供备索。

综上所述,本部分基于契约异质性角度检验了股权激励计划不同契约要素对企业创新的影响机制,研究结果表明,第一,增加股权激励强度、股权激励有效期限以及股权激励计划实施次数均能显著提高股权激励对企业创新投入和创新产出的促进效应。第二,限制性股票激励模式对企业创新的促进效应要强于股票期权,股票期权主要提高企业创新投入水平,而限制性股票能同时提高企业创新投入和创新产出水平。第三,高管股权激

励主要提高企业创新投入水平,员工股权激励能同时提高企业创新投入和创新产出水平。第四,取消权益预留更有助于提高股权激励对企业创新的促进效应。本文能为厘清股权激励计划对企业创新的影响机理、优化上市公司创新导向型股权激励机制设计提供有益参考。

## 六 影响机制分析

前文检验了股权激励计划以及不同契约要素对企业创新投入和创新产出的影响及其异质性,结合前文的理论分析,以下将从提高企业风险承担水平和创新团队稳定性、强化利益协同效应和监督效应等方面,进一步考察股权激励计划提高企业创新水平的影响机制,采用的方法是以股权激励计划实施前一年各影响机制代理变量的中位数为界进行分组回归,并进行系数差异性检验。

### (一) 激励效应:提高企业风险承担机制

前文的理论分析认为,股权激励计划通过发挥其激励效应来提高企业风险承担水平,进而提高企业创新投入水平。参照 John 等(2008)、Boubakri 等(2013)做法,本文以滞后一期、当期和未来一期的企业利润率的标准差来衡量企业风险承担( $Risk\_T$ )。其中,企业利润率等于企业息税前利润与年末总资产之比,为了缓解行业异质性的影响,本文以企业利润率的行业年度均值对企业利润率进行平减。在此基础上,参照曹春方和张超(2020)的做法,本文以股权激励计划实施前一年企业风险承担水平( $Risk\_T$ )的中位数为界,将样本分为高风险承担企业组和低风险承担企业组。如果股权激励计划能够通过提高企业风险承担水平来提高企业创新投入水平,那么,相较于高风险承担企业组,股权激励计划提高企业创新投入水平的促进效应将在低风险承担企业组的处理组更容易观察到。

检验结果如表15的第(1)至第(4)列所示,从企业创新投入来看,第(1)列低风险承担企业组的回归结果显示, $DID$ 的估计系数为0.109,并在1%的水平上显著为正;第(2)列高风险承担企业组的 $DID$ 的估计系数为0.041,但并不显著,且两者之间的差异在5%的水平上通过了系数差异

性检验。从企业创新产出来看，第（3）和第（4）列的 *DID* 的估计系数虽然均为正，但却均不显著，且两者之间的差异也未通过系数差异性检验。这表明，股权激励计划通过提高企业风险承担水平提高了企业创新投入水平，支持了前文的推断。

表 15 机制检验 I：提高企业风险承担水平和创新团队稳定性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Rd<sub>t+1</sub></i>		<i>Apply<sub>t+1</sub></i>		<i>Rd<sub>t+1</sub></i>		<i>Apply<sub>t+1</sub></i>	
	低 <i>Risk<sub>T</sub></i>	高 <i>Risk<sub>T</sub></i>	低 <i>Risk<sub>T</sub></i>	高 <i>Risk<sub>T</sub></i>	低 <i>Sigma</i>	高 <i>Sigma</i>	低 <i>Sigma</i>	高 <i>Sigma</i>
<i>DID</i>	0.109*** (0.025)	0.041 (0.026)	0.064 (0.044)	0.078 (0.056)	0.017 (0.029)	0.106*** (0.022)	-0.018 (0.079)	0.098** (0.039)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
Firm/Year	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	6607	5768	3633	3124	3227	9148	1584	5173
调整 R <sup>2</sup> 值	0.577	0.575	0.250	0.241	0.457	0.603	0.087	0.296
系数差异检验	0.068**		-0.014		-0.089***		-0.117**	
<i>P-value</i>	0.024		0.360		0.010		0.048	

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平，括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅，控制变量和常数项未具体列出，供备索。

（二）“金手铐”效应：提高创新团队稳定性

前文的理论分析认为，股权激励计划较长的有效期有助于吸引并留住企业高管和核心人才，提高创新团队稳定性，从而提高企业创新投入和创新产出水平。具体来看，参照 Bently 等（2013）、孟庆斌等（2019）等的研究方法，本文以过去 1 年至未来 3 年企业研发人员数量的标准差（*Sigma*）来衡量企业创新团队的稳定性。如果 *Sigma* 越大，则意味着企业创新团队的稳定性越差，越不利于企业创新水平的提高；反之则相反。在此基础上，本文以股权激励计划实施前一年企业研发人数标准差（*Sigma*）的中位数为界，将样本分为高研发人数标准差组和低研发人数标准差组。如果股权激励计划能够通过提高创新团队稳定性来提高企业创新水平，那么，相较于低研发人数标准差组，在高研发人数标准差组将更容易观察到处理组在实



施股权激励计划后对企业创新的促进效应。

检验结果如表15的第(5)至第(8)列所示,可以看出,在第(5)和第(7)列的低研发人数标准差组,*DID*的估计系数均不显著(分别为0.017和-0.018),而在第(6)和第(8)列的高研发人数标准差组,*DID*的估计系数则分别在1%和5%的水平上显著为正(分别为0.106和0.098),并且研发人数标准差高低两组之间的系数差异分别在1%和5%的水平上通过了差异性检验。这表明,股权激励计划通过提高创新团队稳定性渠道既提高了企业创新投入水平,也提高了企业创新产出水平,支持了前文的推断。

### (三) 利益协同效应: 强化利益协同机制

股权激励计划能够通过强化企业员工与股东的利益协同机制,激发员工的工作积极性与创新潜力,提高企业创新产出水平。借鉴孟庆斌等(2019)的做法,本文以单位员工成长性(*EPG*)来衡量企业员工的努力程度,等于股东权益市场价值与账面价值之差除以年初员工人数(单位:十亿元/人)。如果*EPG*越小,则意味着企业员工的努力程度越低,越不利于企业创新产出水平的提高;反之则相反。在此基础上,本文以股权激励计划实施前一年单位员工成长性(*EPG*)的中位数为界,将样本分为高单位员工成长性企业组和低单位员工成长性企业组。如果股权激励计划能够通过强化利益协同机制来提高企业创新水平,那么,相较于高单位员工成长性企业组,在低单位员工成长性企业组将更容易观察到处理组在实施股权激励计划后对企业创新的促进效应。

检验结果如表16的第(1)至第(4)列所示,其中,从企业创新投入来看,第(1)和第(2)列的*DID*的估计系数均在5%或1%的水平上显著为正,且两者之间的差异未通过系数差异性检验。从企业创新产出来看,第(3)列低单位员工成长性企业组的*DID*的估计系数为0.110,且在5%的水平上显著为正;第(4)列高单位员工成长性企业组的*DID*的估计系数为0.026,但并不显著;两者之间的差异在10%的边际水平上通过了系数差异性检验( $p=0.1160$ )。这表明,股权激励计划通过强化利益协同机制提高了企业创新产出水平,支持了前文的推断。

表 16 机制检验 II：强化利益协同机制和监督效应机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$Rd_{i+1}$		$Apply_{i+1}$		$Rd_{i+1}$		$Apply_{i+1}$	
	低 $Epg$	高 $Epg$	低 $Epg$	高 $Epg$	低 $NK$	高 $NK$	低 $NK$	高 $NK$
$DID$	0.057** (0.028)	0.091*** (0.024)	0.110** (0.047)	0.026 (0.050)	0.089*** (0.027)	0.068** (0.026)	0.107** (0.049)	0.016 (0.049)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
Firm/Year	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	5010	7365	2888	3869	6387	5608	3507	3088
调整 $R^2$ 值	0.608	0.549	0.275	0.225	0.572	0.576	0.237	0.263
系数差异检验	-0.034		0.085		0.021		0.091*	
$P$ -value	0.176		0.1160		0.290		0.090	

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅，控制变量和常数项未具体列出，供备索。

（四）监督效应：强化监督效应机制

股权激励计划能够通过强化监督效应机制来加强企业员工的自我监督与相互监督，并缓解针对管理层的监督供给不足问题，从而提高企业创新产出水平。具体参照曹春方和张超（2020）的做法，本文以迪博公司的内部控制得分（ $NK$ ）来衡量企业的内部监督效应。如果  $NK$  越高，说明企业内部的治理水平越高，企业内部的监督效应就越强；反之则相反。在此基础上，本文以股权激励计划实施前一年企业内部控制得分（ $NK$ ）的中位数为界，将样本分为高内部控制企业组和低内部控制企业组。如果股权激励计划能够通过强化监督效应机制来提高企业创新水平，那么，相较于高内部控制企业组，在低内部控制企业组将更容易观察到处理组在实施股权激励计划后对企业创新的促进效应。

检验结果如表 16 的第（5）至第（8）列所示，从企业创新投入来看，第（5）和第（6）列的  $DID$  的回归系数均在 5% 或 1% 的水平上显著为正，且两者之间的差异未通过系数差异性检验。从企业创新产出来看，第（7）列低内部控制企业组的  $DID$  的估计系数为 0.107，且在 5% 的水平上显著为正；第（8）列高内部控制企业组的  $DID$  的估计系数为 0.016，但并不显著；并且两者之间的差异在 10% 的水平上通过了系数差异性检验。这表明，股

股权激励计划通过强化监督效应机制提高了企业创新产出水平，支持了前文的推断。

## 七 拓展性分析

既然股权激励计划显著提高了企业创新投入和创新产出水平，那么，需要进一步回答的问题还包括以下两个方面：一是股权激励计划下企业的创新策略如何？即股权激励计划是否仅增加了企业创新数量，而忽视了企业创新质量，进而表现为“以量换质”的策略性创新，还是表现为“量质齐升”的实质性创新？二是股权激励计划提高了企业创新效率吗？或者说，股权激励计划下企业创新产出水平的提升究竟是由创新投入增加所致还是由创新效率提高驱动的？对此，本部分将对上述两个问题予以进一步分析。

### （一）股权激励计划下的企业创新策略：以量换质还是量质齐升？

为了进一步检验股权激励计划对企业创新策略的影响，参考黎文靖和郑曼妮（2016）、刘宝华和王雷（2018）等的做法，本部分将企业专利申请总量划分为发明专利申请数量（*Invent\_Ap*）和非发明专利（实用新型和外观设计）申请数量（*Uninvent\_Ap*）。同时，相比于专利申请，专利授权特别是发明专利的授权由于通过了国家知识产权局的形式审查和实质审查并最终获得认证，其数量能更准确地反映企业创新产出的质量。因此，参考林志帆等（2021）的做法，本部分还将企业专利授权总量划分为发明专利授权数量（*Invent\_Gr*）和非发明专利（实用新型和外观设计）授权数量（*Uninvent\_Gr*）<sup>①</sup>。在此基础上，利用模型（1）进一步检验股权激励计划对企业创新策略的影响，结果如表17所示。

不难看出，一方面，第（1）和第（2）列的回归结果显示，股权激励计划对企业发明专利申请数量（*Invent\_Ap<sub>t+1</sub>*）的影响为0.053，并在10%的水平上边际显著（ $p=0.141$ ）。同时，股权激励计划对企业发明专利授权数量

① 由于我国针对实用新型和外观设计专利申请采取的是形式审查制度（也称“登记制度”），即实用新型专利和外观设计专利申请经初审合格后即授权，因此，非发明专利申请数量与授权数量基本保持一致，回归结果也很接近。

( $Invent\_Gr_{t+1}$ )的影响为0.133,并在1%的水平上显著为正。这表明,在实施股权激励计划的背景下,企业更侧重于提高企业专利产出的质量并最终通过了国家知识产权局的实质审查,而不是将创新含量不高的技术也“滥竽充数”地进行发明专利申请。另一方面,第(3)和第(4)列的回归结果显示,股权激励计划对企业非发明专利申请数量( $Uninvent\_Ap_{t+1}$ )和授权数量( $Uninvent\_Gr_{t+1}$ )的影响分别为0.075和0.074,并均在10%的水平上显著为正。上述分析表明,股权激励计划既增加了企业发明专利的申请和授权数量,同时也增加了非发明专利的申请和授权数量。这也意味着,股权激励计划对企业创新产出的促进效应更多地体现为“量质齐升”的创新策略,而非“以量换质”的创新策略。

表 17 股权激励计划下的企业创新策略

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Invent\_Ap_{t+1}$	$Invent\_Gr_{t+1}$	$Uninvent\_Ap_{t+1}$	$Uninvent\_Gr_{t+1}$
<i>DID</i>	0.053* (0.036)	0.133*** (0.040)	0.075* (0.041)	0.074* (0.041)
控制变量&常数项	是	是	是	是
<i>Firm/Year</i>	是	是	是	是
样本量	6757	6757	6757	6757
调整 R <sup>2</sup> 值	0.234	0.385	0.176	0.174

注:①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅,控制变量和常数项未具体列出,供备索。③+p=0.141。

(二) 股权激励计划下的创新产出提升:投入增加还是效率提高?

为了进一步考察股权激励计划下企业创新产出水平的提升究竟是由创新投入增加引起的还是由创新效率提高驱动的,抑或两者兼具,本部分将进一步考察股权激励计划对企业创新效率的影响,包括两个方面:一方面,从企业创新产出与创新投入之比的角度来衡量企业创新效率(*Efficiency*)。具体地,一是采用企业当年专利申请数量(个)与上年研发投入(千万元)之比来衡量(赵晶等,2019),二是采用下一年的息税前利润相对当年息税前利润的变化值来衡量企业当年的创新产出,并与企业创新投入之比来衡

量（朱德胜和周晓珮，2016）。另一方面，从创新转化率的角度（赵世芳等，2020）来衡量企业创新效率，并分别构建计量模型（3）和（4），以进一步检验股权激励计划对企业创新效率的影响，进而阐明股权激励计划下企业创新产出水平提升的驱动因素：

$$Efficiency_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \beta_2 Rd_{i,t+1} + \gamma H_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Apply_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{i,t} + \gamma_2 Rd_{i,t+1} + \gamma_3 DID_{i,t} \times Rd_{i,t+1} + \lambda H_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，系数 $\beta_1$ 测度了股权激励计划对企业创新效率的影响，系数 $\gamma_3$ 测度了股权激励计划对企业创新转化率的影响，如果 $\gamma_3$ 显著为正，则表明股权激励计划对企业创新投入与创新产出之间的关系起到正向调节作用，即提高了企业创新转化率。其他各变量符号与模型（1）保持一致，在此不再赘述。同时，为了深入分析股权激励计划对企业创新投入与不同类型专利产出之间内在关系的调节作用，本文进一步区分发明专利申请数量（*Invent\_Ap*）和非发明专利申请数量（*Uninvent\_Ap*）并作为模型（4）的被解释变量进行回归。检验结果如表18所示。

可以看出，一方面，第（1）和第（2）列的回归结果显示，*DID*的估计系数均不显著，表明实施股权激励计划并没有显著提高企业创新效率。另一方面，表18第（3）列的回归结果显示，*Rd<sub>t+1</sub>*的估计系数在1%的水平上显著为正（为0.186），表明企业创新投入显著提高了企业创新产出水平，同时结合表3基准回归分析中第（3）列的回归结果，实施股权激励计划也显著提高了企业创新产出水平（*DID*的估计系数为0.077且在1%的水平上显著）。然而，表18中第（4）列的回归结果显示，交互项*DID*×*Rd<sub>t+1</sub>*的系数虽然为正（0.026），但却并不显著，这表明股权激励计划并没有提高企业创新转化率。在区分发明专利申请数量和非发明专利申请数量后的第（5）至第（8）列的回归结果显示，股权激励计划仅仅提高了企业创新投入对非发明专利产出的创新转化率，但并没有显著提高企业创新投入对发明专利产出的创新转化率。上述分析表明，股权激励计划虽然提高了企业创新投入和创新产出水平，但并没有提高企业创新效率，这也说明股权激励计划下企业创新产出水平的提升主要是由企业创新投入增加引起的，而不是由创新效率提高驱动的。

表 18 股权激励计划与企业创新效率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$Efficiency_{t+1}$		$Apply_{t+1}$		$Invent\_Ap_{t+1}$		$Uninvent\_Ap_{t+1}$	
$DID$	0.092 (0.269)	-0.129 (0.103)		-0.404 (0.502)		-0.226 (0.538)		-1.003 (0.622)
$DID \times Rd_{t+1}$				0.026 (0.028)		0.014 (0.030)		0.060* (0.034)
$Rd_{t+1}$	-0.237 (0.297)	0.038 (0.052)	0.186*** (0.026)	0.180*** (0.027)	0.163*** (0.027)	0.160*** (0.028)	0.169*** (0.030)	0.157*** (0.031)
控制变量&常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
Firm/Year	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	5551	1164	7140	7140	7140	7140	7140	7140
调整 $R^2$ 值	0.021	0.021	0.272	0.272	0.255	0.255	0.196	0.197

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平，括号内为聚集到企业层面的稳健标准误。②限于篇幅，控制变量和常数项未具体列出，供备索。

## 八 结论与启示

### (一) 基本结论

企业作为创新活动的主体，加快提高创新能力已成为实施创新驱动发展战略和实现经济高质量发展的关键举措。本文选取2006年1月1日至2018年12月31日实施股权激励计划的A股上市公司为样本，采用单变量DID方法和多期PSM-DID方法检验了股权激励计划对企业创新的影响，研究发现：第一，实施股权激励计划显著提高了企业创新投入和创新产出水平，并且这种促进效应呈现先上升后下降的倒U型曲线特征，在实施第四年至第五年以后便不再显著，这与股权激励计划的有效期限设置有关。在将企业生命周期分为成长期、成熟期和衰退期三个阶段后，基于企业生命周期理论的分析表明，股权激励计划对企业创新投入的促进效应主要体现在成长期和成熟期，对企业创新产出的促进效应主要体现在成熟期。

第二，基于契约异质性的分析表明，增加股权激励强度、激励有效期限以及股权激励实施次数均有助于提高股权激励对企业创新投入和创新产出的促进效应；从股权激励模式来看，股票期权主要是提高了企业创新投



入水平，而限制性股票则同时提高了企业创新投入和创新产出水平；从股权激励对象来看，高管股权激励主要是提高了企业创新投入水平，而员工股权激励则同时提高了企业创新投入和创新产出水平；从权益预留来看，取消权益预留对企业创新投入不存在显著影响，但更有助于提高企业创新产出水平。

第三，影响机制分析表明，股权激励计划主要是通过发挥其激励效应、“金手铐”效应、利益协同效应以及监督效应来提高企业创新水平。具体来看，股权激励计划主要是通过提高企业风险承担水平和创新团队稳定性来提高企业创新投入水平，并通过强化利益协同效应和监督效应以及提高创新团队稳定性来提高企业创新产出水平。基于企业创新策略的检验发现，股权激励计划对企业创新产出的促进效应更多地体现为“量质齐升”的实质性创新，而非“以量换质”的策略性创新。进一步分析发现，股权激励计划并没有提高企业创新效率和创新转化率，股权激励计划对企业创新产出的促进效应主要是由企业创新投入增加引起的。

## （二）构建并优化创新导向型股权激励机制设计的启示

本文研究表明，实施股权激励计划显著提高了企业创新投入和创新产出水平，并且股权激励强度、激励模式、激励对象、有效期限、实施次数以及权益预留等契约要素设计对股权激励计划与企业创新之间的关系产生了显著影响。基于此，本文提出以下建议，以期优化我国上市公司创新导向型股权激励机制设计提供经验借鉴。

第一，从整体上适当提高股权激励强度。股权激励强度是上市公司股权激励机制设计的核心要素，提高股权激励强度对提高企业创新投入和创新产出水平具有显著的促进效应。然而，从我国上市公司实施股权激励计划的实践情况来看，根据CSMAR数据库统计，样本区间内上市公司股权激励强度平均仅为2.46%，并呈现逐年下降的趋势。2020年上市公司在实施股权激励计划时授予的权益数量占公司总股本的比例平均仅为2.03%。因此，我国上市公司在实施股权激励计划时的股权激励强度有待进一步提高。

第二，着重提高授予员工的股权激励强度。本文研究发现，作为企业

创新决策的主要制定者,高管股权激励主要是提高了企业创新投入水平,而员工股权激励则同时提高了企业创新投入与创新产出水平。然而,股权激励计划并没有显著提高企业创新效率和创新转化率,其原因可能与员工股权激励强度偏低有关。因此,在从整体上提高股权激励强度时,应着重提高授予员工的股权激励强度,进一步激发员工的工作积极性和创新潜力,从而提高企业创新效率和创新产出水平。

第三,优化股权激励模式的选择。由于折价授予和先出资后解锁的机制设计,限制性股票能更有效地激励员工努力工作。本文研究也发现,限制性股票确实在提高企业创新投入和创新产出水平方面具有显著的效应,但股票期权在提高企业创新投入水平方面也发挥了重要作用。因此,上市公司在实施股权激励计划时,要合理选择适合企业自身的股权激励模式,提高企业创新投入与创新产出水平。

第四,适当延长股权激励有效期限。根据《管理办法》的相关规定,整个股权激励计划的有效期限不得低于3年,且不得超过10年。然而,从我国的实践情况来看,2020年440家公司公告的448个股权激励计划中,以3年为有效期的占比12.50%,以4年为有效期的占比50.89%,以5年为有效期的占比22.32%,有效期限超过5年的占比仅14.29%。因此,我国上市公司股权激励设置的有效期限普遍偏短,应适当延长股权激励计划的有效期限。

第五,增加股权激励计划的实施次数。本文研究表明,增加股权激励计划的实施次数有助于强化股权激励对企业创新的促进效应。然而,在推出多期股权激励计划时,要注意把握多期股权激励计划的实施节奏,短期内密集推出多期股权激励计划,或者在有效期限结束后才推出下一期股权激励计划,都不利于提高其对企业创新促进效应的持续性。

第六,取消股权激励权益预留。尽管权益预留体现了管理层对引进外部员工的重视,然而,本文的研究结果表明,权益预留并没有发挥相应的激励效应。因此,本文建议取消股权激励计划中的权益预留部分,并将预留部分直接授予企业员工和高管,以提高企业创新投入和创新产出水平。同时,为了激励新进员工,取消股权激励权益预留的设置应当与增加股权

激励计划实施的次数及其连续性协同推进。

尽管本文基于契约异质性视角系统考察了股权激励计划对企业创新的影响机制,并提出了优化我国上市公司创新导向型股权激励机制设计的对策建议。然而,在以下几个方面仍存在一定局限:一是由于多期股权激励计划的交叉重叠问题,本文未能检验股权激励计划的绩效约束条件对企业创新的影响。二是本文仅基于实证研究结果来提出相应的制度优化对策,并未考虑到上市公司在推出股权激励计划过程中面临的实际问题,比如限制性股票半价授予时的资金补偿问题等,这也是将来进一步拓展相关研究的主要方向。

#### 参考文献

- [1] 陈红、张玉、刘东霞,2019,《政府补助、税收优惠与企业创新绩效——不同生命周期阶段的实证研究》,《南开管理评论》第3期。
- [2] 陈华东,2016,《管理者任期、股权激励与企业创新研究》,《中国软科学》第8期。
- [3] 陈维政、蒋云波、杨万福,2014,《股权激励中关键设计要素整合性实证分析》,《重庆理工大学学报(社会科学)》第1期。
- [4] 陈文强,2018,《股权激励、契约异质性与企业研发投入》,《研究与发展管理》第3期。
- [5] 陈文强,2016,《长期视角下股权激励的动态效应研究》,《经济理论与经济管理》第11期。
- [6] 陈文哲、石宁、梁琪、郝项超,2022,《股权激励模式选择之谜——基于股东与激励对象之间的博弈分析》,《南开管理评论》第1期。
- [7] 陈效东,2017,《谁才是企业创新的真正主体:高管人员还是核心员工》,《财贸经济》第12期。
- [8] 郭蕾、肖淑芳、李雪婧、李维维,2019,《非高管员工股权激励与创新产出——基于中国上市高科技企业的经验证据》,《会计研究》第7期。
- [9] 郝项超、梁琪、李政,2018,《融资融券与企业创新:基于数量与质量视角的分析》,《经济研究》第6期。
- [10] 何靖,2016,《延付高管薪酬对银行风险承担的政策效应——基于银行盈余管理动

- 机视角的PSM-DID分析》，《中国工业经济》第11期。
- [11] 姜英兵、于雅萍，2017，《谁是更直接的创新者？——核心员工股权激励与企业创新》，《经济管理》第3期。
- [12] 李博，2017，《2016年深市公司股权激励与员工持股计划情况分析》，《证券市场导报》第12期。
- [13] 黎文靖、郑曼妮，2016，《实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响》，《经济研究》第4期。
- [14] 李丹蒙、万华林，2017，《股权激励契约特征与企业创新》，《经济管理》第10期。
- [15] 李英利、谭梦卓，2019，《会计信息透明度与企业价值——基于生命周期理论再检验》，《会计研究》第10期。
- [16] 林志帆、杜金岷、龙晓旋，2021，《股票流动性与中国企业创新策略：流水不腐还是洪水猛兽？》，《金融研究》第3期。
- [17] 刘宝华、王雷，2018，《业绩型股权激励、行权限制与企业创新》，《南开管理评论》第1期。
- [18] 刘冲、沙学康、张妍，2022，《交错双重差分：处理效应异质性与估计方法选择》，《数量经济技术经济研究》第9期。
- [19] 刘金石、王贵，2011，《公司治理理论：异同探源、评介与比较》，《经济学动态》第5期。
- [20] 吕长江、郑慧莲、严明珠、许静静，2009，《上市公司股权激励制度设计：是激励还是福利？》，《管理世界》第9期。
- [21] 孟庆斌、李昕宇、张鹏，2019，《员工持股计划能够促进企业创新吗？——基于企业员工视角的经验证据》，《管理世界》第11期。
- [22] 屈恩义、朱方明，2017，《中国上市公司股权激励效应再评估——来自PSM+DID的新证据》，《重庆大学学报（社会科学版）》第6期。
- [23] 沈丽萍、黄勤，2016，《经营者股权激励、创新与企业价值——基于内生视角的经验分析》，《证券市场导报》第4期。
- [24] 孙菁、周红根、李启佳，2016，《股权激励与企业研发投入——基于PSM的实证分析》，《南方经济》第4期。
- [25] 田轩、孟清扬，2018，《股权激励计划能促进企业创新吗》，《南开管理评论》第3期。
- [26] 王姝勋、方红艳、荣昭，2017，《期权激励会促进公司创新吗？——基于中国上市公司专利产出的证据》，《金融研究》第3期。
- [27] 魏守华、杨阳、陈珑隆，2020，《城市等级、人口增长差异与城镇体系演变》，《中国工业经济》第7期。

- [28] 肖淑芳、付威, 2016,《股权激励能保留人才吗?——基于再公告视角》,《北京理工大学学报(社会科学版)》第1期。
- [29] 谢申祥、范鹏飞、宛圆渊, 2021,《传统PSM-DID模型的改进与应用》,《统计研究》第2期。
- [30] 徐长生、孔令文、倪娟, 2018,《A股上市公司股权激励的创新激励效应研究》,《科研管理》第9期。
- [31] 徐宁、徐向艺, 2010,《股票期权激励契约合理性及其约束性因素——基于中国上市公司的实证分析》,《中国工业经济》第2期。
- [32] 许婷、杨建君, 2017,《股权激励、高管创新动力与创新能力——企业文化的调节作用》,《经济管理》第4期。
- [33] 叶陈刚、刘桂春、洪峰, 2015,《股权激励如何驱动企业研发支出?——基于股权激励异质性的视角》,《审计与经济研究》第3期。
- [34] 应千伟、何思怡, 2022,《政府研发补贴下的企业创新策略:“滥竽充数”还是“精益求精”》,《南开管理评论》第2期。
- [35] 赵晶、李林鹏、和雅娴, 2019,《群团改革对企业创新的影响》,《管理世界》第12期。
- [36] 赵世芳、江旭、应千伟、霍达, 2020,《股权激励能抑制高管的急功近利倾向吗——基于企业创新的视角》,《南开管理评论》第6期。
- [37] 仲为国、李兰、路江涌、彭泗清、潘建成、郝大海、王云峰, 2017,《中国企业创新动向指数:创新的环境、战略与未来——2017·中国企业家成长与发展专题调查报告》,《管理世界》第6期。
- [38] 朱德胜、周晓珮, 2016,《股权制衡、高管持股与企业创新效率》,《南开管理评论》第3期。
- [39] 朱德胜, 2019,《不确定环境下股权激励对企业创新活动的影响》,《经济管理》第2期。
- [40] Acs Z., Anselin L., Varga A. 2002. "Patents and Innovation Counts as Measures of Regional Production of New Knowledge." *Research Policy* 31(7): 1069-1085.
- [41] Baker G., Jensen M., Murphy K. 1988. "Compensation and Incentives: Practice vs. Theory." *The Journal of Finance* 43(3): 593-616.
- [42] Balkin D., Markman G., Gomez-Mejia L. 2000. "Is CEO Pay in High-Technology Firms Related to Innovation?" *Academy of Management Journal* 43(6): 1118-1129.
- [43] Baranchuk N., Kieschnick R., Moussawi R. 2014. "Motivating Innovation in Newly Public Firms." *Journal of Financial Economics*, 111(3): 578-588.
- [44] Beck T., Levine R., Levkov A. 2010. "Big Bad Banks? The Winners and Losers from

- Bank Deregulation in the United States.” *Journal of Finance* 65(5): 1637–1667.
- [45] Bentley K., Omer T., Sharp N. 2013. “Business Strategy, Financial Reporting Irregularities, and Audit Effort.” *Contemporary Accounting Research* 30(2): 780–817.
- [46] Bergstresser D., Philippon T. 2006. “CEO Incentives and Earnings Management.” *Journal of Financial Economics* 80(3): 511–529.
- [47] Bertrand M., Mullainathan S. 2003. “Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences.” *Journal of political Economy* 111(5): 1043–1075.
- [48] Bizjak J., Brickley J., Coles J. 1993. “Stock-based Incentive Compensation and Investment Behavior.” *Journal of Accounting and Economics* 16(1–3): 349–372.
- [49] Bockerman P., Ilmakunnas P. 2009. “Unemployment and Self-assessed Health: Evidence from Panel Data.” *Health Economics* 18(2): 161–179.
- [50] Boubakri N., Cosset J. C., Saffar W. 2013. “The Role of State and Foreign Owners in Corporate Risk-taking: Evidence from Privatization.” *Journal of Financial Economics* 108(3), 641–658.
- [51] Brown J., Martinsson G., Petersen B. 2012. “Do Financing Constraints Matter for R&D?” *European Economic Review* 56(8): 1512–1529.
- [52] Brucal A., Javorcik B., Love I. 2019. “Good for the Environment, Good for Business: Foreign Acquisitions and Energy Intensity.” *Journal of International Economics* 121: 103247.
- [53] Bryan S., Hwang L., Lilien S. 2000. “CEO Stock-Based Compensation: An Empirical Analysis of Incentive-intensity, Relative Mix, and Economic Determinants.” *The Journal of Business* 73(4): 661–693.
- [54] Chang X., Fu K., Low A., Zhang W. 2015. “Non-executive Employee Stock Options and Corporate Innovation.” *Journal of Financial Economics* 115(1): 168–188.
- [55] Chava S., Purnanandam A. 2010. “CEOs Versus CFOs: Incentives and Corporate Policies.” *Journal of Financial Economics* 97(2): 263–278.
- [56] Cheng S. 2004. “R&D Expenditures and CEO Compensation.” *The Accounting Review* 79(2): 305–328.
- [57] Coles J., Daniel N., Naveen L. 2006. “Managerial Incentives and Risk-taking.” *Journal of Financial Economics* 79(2): 431–468.
- [58] De Chaisemartin C., D’Haultfoeuille X. 2020. “Two-way Fixed Effects Estimators With Heterogeneous Treatment Effects.” *American Economic Review* 110(9): 2964–2996.
- [59] Dickinson V. 2011. “Cash Flow Patterns as a Proxy for Firm Life Cycle.” *The Accounting Review* 86(6): 1969–1994.



- [60] Drucker P. 1994. *Innovation and Entrepreneurship*. New York: Harper & Row.
- [61] Fowle M., Holland S., Mansur T. 2012. "What do Emissions Markets Deliver and to Whom? Evidence from Southern California's NOx Trading Program." *American Economic Review* 102(2): 965-93.
- [60] Gopalan R., Milbourn T., Song F., Thakor A. 2014. "Duration of Executive Compensation." *Journal of Finance* 69(6): 2777-2817.
- [61] He J., Tian X. 2013. "The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation." *Journal of Financial Economics* 109(3): 856-878.
- [62] Heckman J., Ichimura H., Todd P. 1998. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator." *The Review of Economic Studies* 65(2): 261-294.
- [63] Hemmer T., Kim O., Verrecchia R. 1999. "Introducing Convexity into Optimal Compensation Contracts." *Journal of Accounting and Economics* 28(3): 307-327.
- [64] Heyman F., Sjöholm F., Tingvall P. 2007. "Is There Really a Foreign Ownership Wage Premium? Evidence from Matched Employer-employee Data." *Journal of International Economics* 73(2): 355-376.
- [65] Hirshleifer D., Hsu P., Li D. 2013. "Innovative Efficiency and Stock Returns." *Journal of Financial Economics* 107(3): 632-654.
- [66] Hochberg Y., Lindsey L. 2010. "Incentives, Targeting, and Firm Performance: an Analysis of Non-executive Stock Options." *The Review of Financial Studies* 23(11): 4148-4186.
- [67] Holmstrom B. 1989. "Agency Costs and Innovation." *Journal of Economic Behavior & Organization* 12(3): 305-327.
- [68] Jensen M., Meckling W. 1976. "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure." *Journal of Financial Economics* 3(4): 305-360.
- [69] Jensen M., Murphy K. 1990. "CEO Incentives: It's Not How Much You Pay, But How." *Harvard Business Review* 68(3): 138-149.
- [70] John K., Litov L., Yeung B. 2008. "Corporate Governance and Risk-taking." *The Journal of Finance* 63(4): 1679-1728.
- [71] Kato H., Lemmon M., Luo M., Schallheim J. 2005. "An Empirical Examination of the Costs and Benefits of Executive Stock Options: Evidence from Japan." *Journal of Financial Economics* 78(2): 435-461.
- [72] Ladika T., Sautner Z. 2018. "Managerial Short-termism and Investment: Evidence from Accelerated Option Vesting." Available at SSRN 2286789.
- [73] Lerner J., Wulf J. 2007. "Innovation and Incentives: Evidence from Corporate R&D." *The*

- Review of Economics and Statistics* 89(4): 634–644.
- [74] Liu N., Chen M., Wang M. 2016. “The Effects of Non-expensed Employee Stock Bonus on Firm Performance: Evidence from Taiwanese High-tech Firms.” *British Journal of Industrial Relations* 54(1): 30–54.
- [75] Manso G. 2011. “Motivating Innovation.” *Journal of Finance* 66(5): 1823–1860.
- [76] O’ Sullivan M. 2000. “The Innovative Enterprise and Corporate Governance.” *Cambridge Journal of Economics* 24(4): 393–416.
- [77] Rajgopal S., Shevlin T. 2002. “Empirical Evidence on the Relation between Stock Option Compensation and Risk Taking.” *Journal of Accounting and Economics* 33(2): 145–171.
- [78] Stock J. H., Yogo M. 2002. “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression.” NBER Working Paper.
- [79] Tian Y. 2004. “Too Much of a Good Incentive? The Case of Executive Stock Options.” *Journal of Banking & Finance* 28(6): 1225–1245.
- [80] Tien C., Chen C. 2012. “Myth or Reality? Assessing the Moderating Role of CEO Compensation on the Momentum of Innovation in R&D.” *The International Journal of Human Resource Management* 23(13): 2763–2784.
- [81] Wu J., Tu R. 2007. “CEO Stock Option Pay and R&D Spending: A Behavioral Agency Explanation.” *Journal of Business Research* 60(5): 482–492.
- [82] Zattoni A., Minichilli A. 2009. “The Diffusion of Equity Incentive Plans in Italian Listed Companies: What is the Trigger?” *Corporate Governance: An International Review* 17(2): 224–237.

(责任编辑: 李兆辰)

Compared with the existing studies, the possible marginal contribution of this paper lies in: First, this paper focuses on the specific issue of how the Launching of CR-Express affects the urban export competitiveness with the “urban export competitiveness” as the starting point, and strives to extend the research horizon of the impact effect of the Launching of CR-Express, further highlighting the academic value of this new open transport corridor research. Secondly, this paper takes the Launching of CR-Express as a Quasi-natural experiment to explore the behavior changes of urban export competitiveness, which not only expands the research horizon of factors affecting export competitiveness from the urban level, but also supplements the research literature of factors affecting export competitiveness from the perspective of transportation infrastructure construction. Third, this paper reveals the important role of the Launching of CR-Express in improving the export competitiveness of cities from different perspectives, and strives to provide policy inspiration for government departments to build a sustainable and high-quality CR-Express.

**Keywords:** CR-Express; City; Export Competitiveness

**JEL Classification:** F532; F752

## Equity Incentive Plan and Enterprise Innovation: From the Perspective of Contract Heterogeneity

LI Lianwei<sup>1</sup> LV Zhuo<sup>2</sup> REN Haofeng<sup>3</sup> JI Xiaopeng<sup>1</sup>

(1. School of Finance, Shandong Technology and Business University; 2. School of Statistics, Shandong Technology and Business University; 3. School of Business and Management, Jilin University, Changchun 130012, China)

**Summary:** The report of the 19th National Congress of the CPC emphasizes that “innovation is the primary driving force for development and the strategic support for building a modern economic system”. The report of the 20th National Congress of the CPC once again pointed out that innovation will remain at the

heart of China's modernization drive and accelerate the implementation of innovation-driven development strategy. The implementation of innovation-driven development strategy has become an important measure to promote China's economic growth and structural transformation, and to enhance China's economic innovation and competitiveness. The theory of enterprise innovation also holds that innovation is the core process of an enterprise and the main and most possible way for an enterprise to achieve long-term growth, and also the driving force and source of sustained economic growth. Therefore, accelerating enterprise innovation is not only a strategic choice of long-term sustainable development of enterprises, but also an inevitable requirement to promote the implementation of innovation-driven development strategy in China.

As an important mechanism to solve modern enterprise agency problems, equity incentive plan has made considerable development in Chinese listed companies. Especially in recent years, with the rapid development of Chinese capital market and the accumulation of practical experience of equity incentive plan, the number of listed companies who launched equity incentive plan increased year by year. According to China Stock Market & Accounting Research Database, as of December 31st, 2021, a total of 2092 listed companies in China have launched 3650 equity incentive plan, accounting for 44.7% of the total number of A-share listed companies. Under this background, how the implementation of equity incentive plan in China affects the enterprise's innovation activities becomes a problem to be solved urgently.

Based on the perspective of contract heterogeneity, this study uses the multi-period PSM-DID method to test the impact of equity incentive plan on enterprise innovation and its mechanism. It is found that the equity incentive plan significantly improves the level of innovation input and innovation output of enterprises, and this promoting effect is no longer significant after the fourth to fifth year of implementation. The analysis based on the theory of enterprise life cycle shows that the equity incentive plan mainly improves the innovation input and the innovation output of enterprises in the growth and maturity stages. The analysis of Contract heterogeneity shows that increasing the intensity, validity period and implementation times of equity incentive and cancelling equity reservation can improve the promotion effect of equity incentive on enterprise

innovation. From the perspective of equity incentive model, stock option mainly increases the innovation input of enterprises, while restricted stock simultaneously increases both innovation input and innovation output of enterprises. From the perspective of equity incentive object, executive equity incentive mainly improves enterprise innovation input, while employee equity incentive simultaneously improves enterprise innovation input and innovation output. The impact mechanism test shows that the equity incentive plan can improve the innovation input of enterprises mainly through its incentive effect and “golden handcuffs” effect and improve the innovation output of enterprises through its benefit synergy effect, supervision effect and “golden handcuffs” effect. Based on the test of enterprise innovation strategy, it is found that the promotion effect of equity incentive plan on enterprise innovation output is more manifested as the substantive innovation of “improving both quality and quantity”. Further analysis shows that the promotion effect of equity incentive plan on enterprise innovation output is mainly caused by the increase of enterprise innovation input, rather than driven by the improvement of innovation efficiency.

Combining the empirical research conclusion with the practice of equity incentive plan in China, this study puts forward the following recommendations: First, increase the equity incentive intensity appropriately as a whole. The average equity incentive intensity of listed companies in the sample interval is only 2.46%, far below the upper limit of 10%, with a downward trend year by year. The equity incentive intensity of listed companies in China needs to be further improved. Second, focus on improving the intensity of employee equity incentive. Although the equity incentive plan improves the level of innovation input and innovation output of enterprises, it does not improve the innovation efficiency of enterprises. The reason may be related to the low intensity of employee equity incentive. Therefore, we should focus on improving the intensity of employee equity incentive. Third, optimize the choice of equity incentive mode. Although restricted stock has a stronger promoting effect on enterprise innovation, stock options also play an important role in improving enterprise innovation input. It is necessary to rationally choose the equity incentive mode suitable for enterprises to promote the synergistic growth of enterprise innovation input and innovation output. Fourth, extend the effective

period of equity incentive appropriately. The setting of equity incentive validity period of Chinese listed companies is generally short. Among the 448 equity incentive plans announced in 2020, only 14.29% of them have an effective period of more than 5 years. Therefore, the effective period of equity incentive plan should be appropriately extended. Fifth, increase the number of equity incentive plan implementation. Increasing the number of implementations of equity incentive plan is helpful to strengthen the promotion effect of equity incentive on enterprise innovation. Sixth, cancel the equity incentive equity reservation. Although equity reservation reflects management's emphasis on and introduction of external employees, this study finds that equity reservation does not play a corresponding incentive effect. Therefore, this study proposes to cancel the equity reservation part in the equity incentive plan and directly grant it to employees and executives in order to improve the level of innovation input and innovation output. This Study is of great significance for building and optimizing the design of innovation-oriented equity incentive mechanism of listed companies in China and promoting the implementation of national innovation-driven development strategy.

**Keywords:** Equity Incentive Plan; Enterprise Innovation; Contract Heterogeneity; Innovation Strategy

**JEL Classification:** O31; M12

## The Measurement, Spatial Evolution and Influencing Factors of China's Digital Economy

FANG Yuxia

(Jiangxi Normal University, Nanchang 330022, China)

**Summary:** Digital economy plays an important role in national economy and has become an important engine driving the high-quality development of Chinese economy. The Chinese government has proposed to accelerate the construction of