

管理人才政策与企业创新粉饰*

• 王蕾茜¹ 江云龙¹ 朱文涛²

(1 云南财经大学会计学院 昆明 650000;

2 集美大学财经学院 厦门 361021)

【摘要】 现有研究大多基于增加人力资本和缓解融资约束的路径来探讨人才政策对企业创新的促进作用。与之不同，本文手动筛选出人才政策中旨在引进高级管理人员的管理人才政策，并探究其可能存在的政策执行风险。本文以 2007—2022 年中国 A 股上市公司为样本研究发现，管理人才政策颁布后当地企业的创新数量显著增加，但这主要是由策略性创新增加所致，实质性创新数量并未发生显著变化。机制检验发现，短视化考核体系下，当地企业有动机通过“重数量、轻质量”的创新粉饰行为来应对管理人才政策引发的职业竞争压力。进一步，地区层面和企业层面的异质性分析发现，人才竞争激烈地区的企业、长期投资者持股比例较低的企业以及信息不对称严重的企业，更倾向于通过创新粉饰来应对管理人才政策引发的激烈竞争；而人力资源稀缺、长期投资者持股较多和企业信息透明则减轻了上述现象。政策层面的异质性分析结果表明，货币类引才措施诱发了当地企业的创新粉饰行为，而非货币类引才措施则有助于实质性创新水平的提高。本文深化了人才政策经济后果的研究，同时也丰富了创新粉饰行为影响因素的文献。

【关键词】 管理人才政策 创新粉饰 信息不对称 职业竞争压力 短视化考核

中图分类号：F270

文献标识码：A

1. 引言

习近平总书记 2024 年 1 月 31 日在二十届中央政治局第十一次集体学习时的讲话中指出，新质生

* 基金项目：国家自然科学基金项目“城市人才引进政策对企业创新的影响研究”（72162033）、国家自然科学基金项目“协同视角下政府环境审计对低碳经济发展的影响研究”（72362035）、云南省教育厅科学研究基金项目“高管媒体从业经历与‘多言寡行’的环境责任表现”（2024Y529）。

通讯作者：朱文涛，E-mail: jmuzwt@126.com。

产力主要由技术革命性突破催生而成。科技创新能够催生新产业、新模式、新动能，是发展新质生产力的核心要素。这就要求我们加强科技创新特别是原创性、颠覆性科技创新，加快实现高水平科技自立自强^①。那么，科技创新的核心驱动力量究竟是什么？“功以才成，业由才广”，人才是创新的第一资源，创新驱动本质上是人才驱动。也就是说，完善人才培养、引进、使用与合理流动的工作机制对于加强科技创新进而催生新质生产力至关重要。在此背景下，我国不少城市相继出台了旨在引进与培养高素质人力资本的人才政策，人才政策是促进优秀人才使用与合理流动的重要制度创新。那么，人才政策是否有助于原创性、颠覆性技术专利的形成呢？倘若存在政策执行风险，那么阻碍人才政策发挥作用的因素又是什么？本文拟对这些问题进行分析，深入探究人才政策与企业创新的关系。

我国各级党委和地方政府高度重视人才工作，相继颁布并落实了一系列以人才新政命名或内容与人才引进培养相关的政府文件，如温州“人才新政十条”、常州“龙城英才计划”、杭州“115 引进国外智力计划实施意见”等。区别于科技、产业政策，人才政策以各行各业急需的高素质人力资本为服务对象，通过给予人才落户、教育、住房、医疗等经济实惠的方式来筑巢引凤、构筑人才聚集高地。那么人才政策是否具有创新激励效应呢？目前已经有不少文献对此问题进行了探讨。例如，刘春林和田玲（2021）通过实证研究发现，人才政策一方面有利于企业获得政府补贴，另一方面有利于企业获得商业信用，进而从总体上促进了企业创新。孙鲲鹏等（2021）的研究结果表明，人才政策有助于吸引更多人才到当地工作，人才要素的集聚可以促进异质性知识的交流，进而助推企业创新。Chen 等（2023）研究发现，人才政策通过优化人才结构和增加外部融资促进了企业创新。王蕾茜等（2024）的研究结果表明，科技人才政策通过促使技术人才和研发资金向当地企业集聚来提升当地企业的数字技术创新水平。总的来说，现有研究大多从人才集聚效应和融资获取效应的角度来探究人才政策与企业创新的关系，并发现人才政策促进了企业创新。然而，这些文献大多是以当地政府是否颁布人才政策进行笼统测度，并未根据其所引进对象具体类别的差异来对人才政策进行区分。在影响企业创新的人才类型中，管理人才是企业内部最具影响力的角色。高级管理人员拥有经营管理企业的自由裁量权，对企业创新决策具有举足轻重的影响（Quan et al., 2023），目前也有不少城市将高级管理人员作为引进对象颁布了管理人才政策。管理人才政策的颁布加剧了高管间的职业竞争压力，高管要想在激烈的职业竞争中脱颖而出就必须体现出努力工作的意愿。现有研究表明，高管试图通过增加创新数量的方式来释放自己“勤勤恳恳”的信号。然而，实质性创新研发周期长、失败风险高，在短视化的指标考核体系下（申宇等，2018），不利于高管迅速产生数量可观的创新成果。那么，面对激烈的职业竞争，在位高管是否会通过“重专利数量、轻专利质量”的创新粉饰行为来迅速提升业绩？例如，佛山市人民政府 2011 年颁布的《佛山市引进人才落户管理办法》拓宽了管理人才的落户渠道。该政策有助于当地企业引进高级管理人才，在该政策颁布前的 2009 年和 2010 年，当地企业佛山照明的高管人数平均为 20 人，但在该政策颁布后的 2012 年和 2013

^① https://article.xuexi.cn/articles/index.html?art_id=11024560381208218261

年,佛山照明的平均高管人数提升到了24人。根据前文所述,在管理人才政策引发的职业竞争压力下,高管有可能通过“见效快”的策略性创新来迎合短视化的考核体系。佛山照明正是如此,其在管理人才政策颁布后两年申请并授权的外观设计与实用新型专利数量总和为56,是政策颁布前两年的4.3倍^①,然而其发明专利数量却未见显著增长^②。由此可见,面对管理人才政策引发的职业竞争压力,企业高管有可能通过“重数量、轻质量”的创新粉饰行为来凸显创新绩效。那么,这一现象在大样本中是否存在?背后的影响机制是什么?是否存在行之有效的纠偏措施?对该问题的探讨有助于提升人才政策的实施效果,降低人才政策的执行风险,目前却鲜有学者对此展开研究。

鉴于此,本文采用人工阅读的方式,从人才政策中手工筛选出旨在引进和培养高级管理人员的管理人才政策,并以2007—2022年中国A股上市公司为样本,考察管理人才政策对企业创新的影响。研究发现,管理人才政策下企业创新数量显著增加,但创新数量的增长主要以策略性创新为主。进一步研究发现,在管理人才政策引发的激烈竞争下,短视指标考核体系和严重的信息不对称是诱发企业“创新粉饰”的主要原因,而缓解信息不对称和长期视野的考核标准则是可能存在的纠偏措施。此外,政策层面的异质性分析发现,货币类引才措施加剧了企业的“创新粉饰”,而非货币类引才措施则有助于企业进行实质性创新。

本文的贡献包括:第一,拓展了人才政策影响企业创新作用机制的研究。尽管已经有学者探究了人才政策对企业创新的影响,但这些文献主要是从融资效应和人力资本效应分析人才政策的创新促进作用(刘春玲和田玲,2021;孙鲲鹏等,2021;Chen et al.,2023),鲜有学者探讨企业是否会通过“重数量、轻质量”的创新粉饰行为来应对管理人才政策引发的职业竞争压力,影响机制尚未得到充分揭示。本文拟对此进行研究,有助于补充人才政策影响企业创新的作用机制。第二,丰富了企业“创新粉饰”影响因素的文献。现有文献发现产业和专利奖励政策、放松卖空管制、ESG评级等外部因素诱发了企业策略性创新(黎文靖和郑曼妮,2016;Cao et al.,2024;林志帆和龙晓旋,2019;Geng et al.,2024),但是尚未有学者探讨管理人才政策引发的职业竞争压力是否也会加剧企业“创新粉饰”。本文拟对此进行分析,有助于丰富“创新粉饰”行为影响因素的文献。第三,由于人才政策的颁布会消耗大量政府资源,加重财政负担,有必要对人才政策的实施效果进行准确评估。本文的研究结论为政府部门评估人才政策的实施效果提供了新的证据,揭示了人才政策的执行风险,并探寻了可能存在的纠偏措施,具有一定的实践意义。

^① 佛山照明2009年和2010年申请并授权的外观设计与实用新型专利数量总和为13。外观设计与实用新型专利技术含量低,被视为策略性创新。

^② 在政策颁布前的2009年和2010年,佛山照明申请并授权的发明专利数量总和为1;政策颁布后的2012年和2013年,佛山照明申请并授权的发明专利数量总和仍然为1。佛山照明发明专利的授权数量在管理人才政策颁布后并未出现显著增长。

2. 制度背景与文献回顾

2.1 制度背景

千秋基业，人才为本。无论是经济发展、社会进步还是时代更迭都离不开人力资本的支撑。在此背景下，为推动经济社会高质量发展，我国各城市先后出台了一系列人才政策，旨在通过向人才提供住房补贴、子女教育、医疗保障等薪酬福利的方式来聚集高水平人才，建设人才高地。其中，管理人才政策是以吸引和培养企业高级管理人员为目的的人才政策。例如，2009 年福州市人民政府印发的《福州市引进高层次人才暂行办法》中明确指出，“引进在国内外 500 强企业中具备 3 年以上工作经历的高级管理人员，以帮助企业优化产业结构，推动经济高质量发展”。2012 年青岛市人力资源和社会保障局印发的《关于实施“青岛英才 211 计划”加快推进“百万人才集聚行动”的意见》中明确表示，“围绕新能源、新医药、新一代信息以及海洋产业等重点新兴产业发展，在 10 年内引进并培育多名高层次经营管理人才”。2016 年无锡市人才工作领导小组印发的《无锡市企业引进高级经营管理人才申报评审及扶持资金实施细则》中指出，“重在引进具有 5 年以上的相关管理工作经历且学历在本科及以上或者在国内外知名企业中具有中层及以上的工作经历，能够对企业经营管理水平产生重大影响的高级管理人才”。2022 年淄博市人民政府印发的《关于加强新时代淄博人才工作若干措施》中明确鼓励企业“培育与引进国内外 500 强、沪深京以及海外上市企业的优秀管理人才，并可根据企业经营情况与从业年限给予额外的一次性补贴，最高可达 30 万元”。

综上，目前中国已经有不少城市颁布了以引进和培养企业高级管理人员为目的的管理人才政策。基于以上制度背景，本文手动搜集整理了截至 2022 年 12 月各城市出台管理人才政策的情况。本文收集了上市公司数量大于 5 的共计 257 个城市的政府文件，并通过人工阅读的方式筛选出其中的管理人才政策。在这 257 个城市中，从未颁布过管理人才政策的城市有 210 个（未罗列具体情况），颁布了管理人才政策的城市有 47 个，这 47 个城市总共出台了 274 项管理人才政策（具体情况如表 1 所示）。

表 1 截至 2022 年 12 月各城市出台的管理人才政策总数

省份	城市	管理人才政策颁布总数	省份	城市	管理人才政策颁布总数
北京	北京市	6	海南	海口市	3
上海	上海市	9	湖北	武汉市	1
天津	天津市	10	甘肃	兰州市	3
重庆	重庆市	3	湖南	长沙市	2
四川	成都市	5	安徽	合肥市	3
吉林	长春市	3	江西	南昌市	8

续表

省份	城市	管理人才政策颁布总数	省份	城市	管理人才政策颁布总数
贵州	贵阳市	4	云南	昆明市	6
黑龙江	哈尔滨市	7	河北	石家庄市	2
福建	厦门市	6	河南	郑州市	12
	福州市	7	陕西	西安市	4
辽宁	大连市	38			
	沈阳市	7	南通市	6	
山东	济南市	7	常州市	4	
	淄博市	5	无锡市	3	
	潍坊市	7	苏州市	4	
	烟台市	1	浙江	台州市	3
	青岛市	10		嘉兴市	2
广东	东莞市	5		宁波市	5
	中山市	4		杭州市	10
	佛山市	5		温州市	7
	广州市	4		湖州市	2
	汕头市	3		绍兴市	3
	深圳市	1		金华市	3
	珠海市	12			

2.2 文献回顾

2.2.1 “创新粉饰”影响因素的相关研究

企业创新可以分为策略性创新与实质性创新,前者是“量”的体现,而后者更注重“质”的提升。现实中,企业存在“重创新数量、轻创新质量”的“创新粉饰”行为(Hall and Harhoff, 2012),本部分拟对“创新粉饰”行为的影响因素进行梳理。(1)管理者短视是造成“创新粉饰”的内在动因。例如,程虹和钟光耀(2018)发现高管短期利益与实质性创新长期性间的冲突,是导致企业进行策略性创新的主要原因。孙晓华等(2024)的研究结果表明,行业锦标赛下,高管为了尽快积累职业声誉以赢得竞争优势,会更倾向于采取策略性创新行为。Xue等(2024)研究发现,在管理者短视的影响下,企业会通过“专利注水”来应对贸易政策的不确定性。(2)产业政策和专利奖励政策会诱发企业的策略性创新行为。例如,黎文靖和郑曼妮(2016)发现选择性产业政策的实施促使企业更倾向于采取“寻扶持”的机会主义行为,具体表现为“重创新数量、轻创新质量”;张杰等(2016)发现专利奖励政策的出台同样加剧了企业的策略性创新行为,在一定程度上扭曲了

技术创新对经济增长的促进作用。Cao 等 (2024) 指出地方政府将创新数量作为发放政府补助的重要依据, 这导致企业“重专利数量、轻专利质量”, 专利数量激增的同时质量却在下降。(3) 资本市场短期投资者带来的股价下跌压力也会催生“专利泡沫”。例如, 林志帆和龙晓旋 (2019) 发现, 放松卖空管制后, 短期卖空者带来的压力迫使企业不得不以策略性专利对外释放伪利好信号, 导致企业专利质量下降。谭小芬和钱佳琪 (2020) 的研究结果表明, 资本市场压力导致中国企业存在“重专利数量、轻专利质量”“重专利申请、轻专利维护”的“专利泡沫”问题。(4) 环境的硬监管与软监管措施同样会诱发企业的策略性绿色创新。例如, 刘柏等 (2023) 的研究结果表明, 第三方 ESG 评级带来的压力非但没能提升企业的绿色创新质量, 反而促使企业进行大量低质量绿色专利的研发。Geng 等 (2024) 研究发现 ESG 评级分歧加剧了企业绿色创新泡沫, 而管理者短视是潜在的影响机制。麻丽娜和陈宇含 (2024) 发现, 地方政府的环境监管并未促进企业绿色创新提质增量, 反而诱发了绿色专利“泡沫”。

本文通过梳理相关文献发现, 目前已经有大量学者从产业政策、创新补贴政策、行业锦标赛等角度探究了企业“创新粉饰”行为的影响因素, 但鲜有学者研究企业高管是否会通过“创新粉饰”来应对管理人才政策引发的职业竞争压力。这为本文的研究提供了契机。

2.2.2 人才政策影响技术创新的相关研究

目前已经有大量文献对人才政策与技术创新的关系进行了探讨。(1) 宏观层面, 乐茵等 (2021) 发现, 地区“人才新政”通过优化人力资本结构显著提升了城市创新绩效。钟腾等 (2021) 通过实证研究发现, 地方政府颁布的人才引进政策有助于吸引优秀人才流入, 促进了先进理念和先进技术的引进与发展, 最终加快了当地创新升级和产业转型。李晓萍等 (2024) 的研究结果表明, 区域人才政策促进了区域创新, 背后的影响机制为缓解融资约束和提升人力资本水平。Qiu 等 (2024) 研究发现, 人才住房政策不仅增加了当地高技能劳动力的储备, 也吸引低技能劳动力流入, 进而促进了区域创新。(2) 微观层面, 刘春林和田玲 (2021) 基于信号理论发现人才政策能够帮助企业获得更多政府资源和商业信用, 在融资约束有所缓解的情况下, 有助于企业创新能力的提高。孙鲲鹏等 (2021) 通过实证研究发现受人才政策影响的企业能够招聘更多研发人员, 最终提高了企业的技术创新水平。米旭明 (2021) 研究发现人才安居政策能够在一定程度上减轻高技术人才的房价压力, 削弱高房价对技术人才参与创新的抑制作用, 从而对企业创新产生正面影响。Chen 等 (2023) 认为人才政策可以帮助当地企业吸引各类优秀人才, 为企业研发注入资金, 从而激发企业创新活力。王蕾茜等 (2024) 的研究结果表明, 科技人才政策通过促使技术员工、技术高管和研发资金向当地企业集聚来提升当地企业的数字技术创新水平。Wang 等 (2025) 研究发现, 绿色人才政策的颁布促使当地企业雇佣更多环保背景高管和环保技术人员, 与此同时, 环保人才的信号效应缓解了企业的融资约束, 这有助于当地企业开展绿色创新活动。

本文通过梳理相关文献发现, 现有研究多从增加人力资本和缓解融资约束这两条路径来探究人才政策的经济后果, 对其他影响机制的探索不足。这为本文的研究提供了契机。

3. 理论分析与研究假设

管理人才政策指的是, 将善于经营管理、有较丰富实践经验的企业高级管理人员作为引进对象的政府文件。管理人才政策通过向企业经营管理专家提供子女教育、住房补贴、家属安置以及医疗保障等激励措施, 有助于将高层次的企业经营管理人才吸引至本地工作, 增加了高管间的职业竞争压力(陈宁和方军雄, 2022)。一方面, 管理人才政策通过向高级管理人员提供物质和非物质激励, 增强了政策颁布城市的吸引力, 有助于吸引高层次管理人才向当地集聚, 拓宽了当地企业所能选择的管理人才范围(余明桂等, 2024)。另一方面, 管理人才政策向高级管理人员提供的住房补贴和安家费, 替代了企业需要向高层次人才支付的福利津贴, 也就是说, 企业不必为雇佣高层次人才支付额外薪酬(余明桂等, 2024)。因此, 管理人才政策的颁布能够使当地企业以较低的成本、从更大的蓄水池中挑选管理人才。面对地方政府颁布的管理人才政策, 从当地企业在位高管的角度而言, 人才间竞争的加剧增加了自己被取代的职业风险, 要想在激烈的职业竞争中脱颖而出就必须体现出努力工作的意愿, 积累更高的职业声誉(金智和彭辽, 2022)。现有研究表明, 高级管理人员试图通过增加创新数量的方式向劳动力市场释放自己“兢兢业业”的信号(Prendergast et al., 1996; 孙晓华等, 2024)。原因在于, 自创新驱动发展战略实施以来, 中央和地方政府不断强调自主创新的重要性并出台了一系列支持企业创新的政府政策。在创新崇拜的市场氛围下, 企业高管热衷于塑造积极参与创新的形象。否则, 当劳动力市场对高级管理人员进行考核时, 倘若高管所任职的企业显露出创新数量不足的缺陷, 那么企业高管很容易被质疑“经营管理能力有限”(申宇等, 2018)。根据上述分析, 管理人才政策的颁布大大降低了当地企业重新寻觅并雇佣新的高层次管理人才的成本, 增加了在位高管因业绩不佳而被替换的可能性(陈宁和方军雄, 2022)。在这样的情境下, 面对管理人才政策引发的职业竞争压力, 为了避免被淘汰, 在位高管必须展现出积极参与技术创新的职业形象, 即通过提高创新数量来积累良好的职业声誉。综上, 提出如下的研究假设:

H1: 管理人才政策的颁布显著提高了当地企业的创新数量。

按照研发投入强度、回报周期以及失败风险不同, 技术创新可以被分为实质性创新与策略性创新两类: 策略性创新需要投入的资金和智力资本相对较少, 回报期短, 且开发难度小、需要承担的失败风险低, 因而不会对企业短期内的盈利波动产生显著影响(林志帆和龙晓璇, 2019)。相反, 实质性创新具有高风险、高投入以及回报期不确定等特点, 前期巨额的研发投入可能会在短期内导致企业盈利波动甚至出现亏损, 且失败率高, 最终能否形成实质性成果并产生经济效益存在极大的不确定性(罗畅拓, 2023)。尽管如此, 与策略性创新相比, 实质性创新有着更高的技术含量、原创性以及经济价值, 通常被认为是高质量创新(胡珺和任洋虬, 2024)。在现代企业制度所有权与经营权分离的情境下, 企业高管作为股东的代理人, 拥有经营管理公司的自由裁量权, 在企业创新策略选择的过程中具有举足轻重的地位。所有权与经营权分离的公司治理模式尽管促进了现代企业生产效

率的极大提升,但也因为存在严重的信息不对称,导致企业高管可能基于自身短期利益考虑采取“重专利数量、轻专利质量”的创新粉饰行为(黎文靖和郑曼妮,2016)。在此基础上,现有研究进一步发现,企业高管面临的职业竞争越激烈,其越偏好于投资“周期短、回报快”的创新项目以积累职业声誉(孙晓华等,2024)。中国各城市颁布的管理人才政策加剧了企业高管间的职业竞争压力(金智和彭辽,2022;陈宁和方军雄,2022),因此,本文认为企业可能会通过申请低质量专利的“创新粉饰”行为来应对管理人才政策引发的职业竞争压力。具体分析如下:

根据前文所述,管理人才政策下,企业能够基于更广的范围、以更低的成本雇佣高管,高级管理人员间的职业竞争加剧(陈宁和方军雄,2022),高管潜在的竞争对手增多。在此情境下,倘若高管想要在激烈的职业竞争中脱颖而出,避免被其他高管取代,就必须努力产出数量可观的创新成果。尽管实质性创新对企业未来发展的驱动力更强,但中国专利评价体系仍然将科技含量较低的策略性创新纳入了考核范围,且对不同质量专利的区分度有限,专利激励甚至存在“重创新数量、轻创新质量”的现象(谭小芬和钱佳琪,2020)。具体表现为,其一,由于任期原因,地方政府官员更偏好于“研发周期短、落地快”的创新项目,这可能导致地方政府以“速度”和“数量”论英雄,并在资源分配时对“创新数量大户”展现出更多青睐(申宇等,2018)。其二,中国资本市场以短期投资者为主,较少关注企业的长期发展(Lin et al., 2023;谭小芬和钱佳琪,2020)。因此,对企业长期利好但短期内会引起盈余波动的实质性创新很难拉动股价上涨,相反,策略性创新及其带来的短期业绩上升却能够迅速反映在股价中(谭小芬和钱佳琪,2020)。综上,地方政府和资本市场对企业创新的评价呈现出短视主义倾向。因此,当面临管理人才政策带来的职业竞争压力时,企业高管可能会力争通过见效快的研发项目来迎合地方政府和资本市场的短视偏好,以期博得地方政府和资本市场的认可,从而向劳动力市场传递出自身经营管理能力强的虚假信号。换句话说,随着人才政策落地和更多优秀人才流入,经理人市场竞争程度加剧(陈宁和方军雄,2022)。此时,充足的潜在高管候选人会给在位高管施加职业竞争压力,为了避免落入被取代的境地,在短视化考核体系下,在位高管可能会选择在短期内产出数量可观的创新成果以博得地方政府和投资者的正面反馈。从回报周期来看,实质性创新从项目立项到形成专利成果,再到实现产业化生产并最终创造经济价值,需要耗费的时间太长,不利于满足资本市场和地方政府对创新数量与创新速度的要求,增加了高管在激烈职业竞争中被取代的可能性。与实质性创新不同,策略性创新具有研发周期短、失败风险低等特点(林志帆和龙晓旋,2019)。这一特性使得企业能够在较短的时间内产出数量可观的创新成果以满足地方政府和资本市场对创新速度、创新数量的追求,进而使得高管在管理人才政策引发的激烈竞争中赢得“竞争优势”。此外,在信息不对称的情况下,地方政府和资本市场只能观察到专利数量,难以对专利质量进行甄别和筛选(黎文靖和郑曼妮,2016),这在在位高管通过“创新粉饰”赢得职业声誉提供了操纵空间。综上,提出如下的研究假设:

H2: 短视化考核体系下,企业高管可能会通过“重专利数量、轻专利质量”的“创新粉饰”行为来应对管理人才政策引发的职业竞争压力。

4. 实证设计

4.1 样本选择

本文采用 2007—2022 年中国 A 股上市公司的数据作为研究样本, 并对样本进行了如下处理: (1) 剔除非正常交易状态的公司, 如 ST、PT 企业; (2) 剔除数据中存在缺失值的样本; (3) 剔除金融行业的企业样本。同时为了避免极端值所带来的影响, 本文对所有连续变量都进行了上下 1% 的缩尾处理, 最终得到 33528 个观测值。其中, 企业专利数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS); 管理人才政策数据由中国各城市的人力资源和社会保障局官网、地方政府官网以及北大法宝数据库公布的规范性文件经手工整理得到; 企业层面控制变量的数据来源于国泰安数据库 (CSMAR); 地区层面控制变量的数据来源于《中国城市统计年鉴》。

4.2 变量定义

4.2.1 被解释变量: 企业创新

《中华人民共和国专利法》规定, 专利类型具体分为发明专利、实用新型专利与外观设计专利三种。其中, 发明专利主要指新产品研发。发明专利技术水平要求高, 获取难度大, 是企业创新质量的直接体现; 实用新型专利主要指生产工艺改进; 外观设计专利为产品样式、图标的创新。与发明专利相比, 实用新型与外观设计专利含金量小, 获取难度低, 更符合策略性创新“短平快”的特点 (罗畅拓, 2023)。因此, 参考张杨等 (2024), 本文以“申请并获得授权的发明专利、实用新型专利与外观设计专利数量之和, 加 1 后取自然对数”作为企业创新总数的衡量指标 (Patent); 以“申请并获得授权的发明专利数量加 1 后取自然对数”作为企业实质性创新水平的衡量指标 (Patenti); 以“申请并获得授权的实用新型专利与外观设计专利数量之和, 加 1 后取自然对数”作为企业策略性创新水平的衡量指标 (Patentud)。本文使用专利授权数量而非专利申请数量作为衡量指标的原因在于: 一方面, 专利申请数量侧重于反映企业的创新意图与未来潜力, 展现探索新技术的主动性, 而获得授权的专利数量则表明该研发成果已被认可且享有保护权, 是企业实际创新成果的证明, 能更直观地反映企业的创新能力。另一方面, 谭小芬和钱佳琪 (2020) 研究发现, 企业也会利用专利申请数量来营造积极创新的假象, 这些专利最终难以获得授权。

4.2.2 解释变量: 管理人才政策

参考钟腾等 (2021), 本文以企业所处城市当年是否颁布了管理人才政策 (Policy) 这一外生冲击事件作为解释变量。倘若企业所处城市当年已经颁布了管理人才政策则取值为 1, 否则取值为 0。首先, 本文以人才为关键词, 从各城市的人力资源和社会保障局官网、政府官网以及北大法宝数据库所公开的规范性文件中检索与人才相关的政策; 其次, 通过人工对比阅读的方法, 筛选出其中旨在引进与培养高级管理人员的管理人才政策; 最后, 统计出各城市每一年度颁布的管理人才政策总

数。倘若企业所处的城市当年已经颁布了管理人才政策则 Policy 取值为 1，否则 Policy 取值为 0。

4.2.3 控制变量

参考现有文献 (孙鲲鹏等, 2021; He and Tian, 2018), 本文分别从企业层面、行业层面和城市层面加入可能会对企业创新能力产生影响的控制变量。(1) 在企业层面, 本文控制了公司规模、总资产净利润率、营业收入增长率、公司上市年限、现金流比率、投资水平、资产负债率、独立董事比例、股权制衡度、两职合一、机构投资者持股比例;(2) 行业层面, 本文控制了企业是否属于高科技行业的哑变量;(3) 在城市层面, 本文控制了地区经济发展水平与产业结构。此外, 本文还控制了省份(地区)固定效应、年度固定效应以及企业固定效应。

各变量的具体定义见表 2。

表 2 变量定义表

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义
被解释变量	企业创新总数	Patent	申请并获得授权的发明专利、实用新型专利、外观设计专利数量之和, 加 1 后取自然对数
	企业实质性创新	Patenti	申请并获得授权的发明专利数量, 加 1 后取自然对数
	企业策略性创新	Patentud	申请并获得授权的实用新型专利数量与外观设计专利数量之和, 加 1 后取自然对数
解释变量	管理人才政策	Policy	倘若企业所处城市当年已经颁布了管理人才政策则取值为 1, 否则取值为 0
控制变量	公司规模	Size	年末总资产的自然对数
	总资产净利润率	ROA	净利润 / 总资产平均余额
	营业收入增长率	Growth	本年营业收入 / 上一年营业收入-1
	公司上市年限	ListAge	ln (当年年份-上市年份+1)
	现金流比率	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额 / 总资产
	投资水平	Invest	构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金 / 期初总资产
	资产负债率	Lev	年末总负债 / 年末总资产
	独立董事比例	Indep	独立董事人数除以董事会总人数
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人取值为 1, 否则为 0
	股权制衡度	Balance	第二大股东持股比例 / 第一大股东持股比例
	机构投资者持股比例	INST	机构投资者持股数量 / 总股本数量
	高科技行业	HighTech	如属于高科技行业取值为 1, 否则取值为 0
	地区经济发展水平	lnGDP	地区生产总值 (GDP) 取自然对数
产业结构	is2	第二产业增加值 / GDP	

4.3 模型设定

本文构建公式 (1) 来对假设 H1 和 H2 进行检验:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Policy}_{i,t} + \sum \gamma \text{Controls}_{i,t} + \text{Province} + \text{Year} + \text{Firm} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Y_{i,t}$ 为本文的被解释变量, 分别为企业创新总数 (Patent)、企业实质性创新 (Patenti) 与企业策略性创新 (Patentud); $\text{Policy}_{i,t}$ 为本文的解释变量, 即是否颁布了管理人才政策。倘若企业所处地区当年已经颁布了管理人才政策则取值为 1, 否则取值为 0。 $\text{Controls}_{i,t}$ 为一系列控制变量。Province 为省份 (地区) 固定效应, Year 为年度固定效应, Firm 为公司固定效应。本文主要关注核心解释变量 $\text{Policy}_{i,t}$ 的系数 α_1 。当被解释变量为企业创新总数 (Patent) 时, 倘若变量 $\text{Policy}_{i,t}$ 的系数 α_1 显著为正, 则假设 H1 得到证实。进一步, 倘若当被解释变量为企业实质性创新 (Patenti) 时, 解释变量 $\text{Policy}_{i,t}$ 的系数 α_1 不显著, 而当被解释变量为企业策略性创新 (Patentud) 时, 解释变量 $\text{Policy}_{i,t}$ 的系数 α_1 显著为正, 则表明企业倾向于通过“重数量、轻质量”的创新粉饰行为应对管理人才政策引发的职业竞争压力, 假设 H2 得到证实。

5. 实证结果

5.1 描述性统计结果

本文主要变量的描述性统计结果如表 3 所示。企业实质性创新 (Patenti) 的平均值为 0.662, 明显低于企业策略性创新 (Patentud) 的平均值 1.120, 表明我国整体上存在“专利泡沫”现象。管理人才政策 (Policy) 的平均值为 0.684, 最大值为 1, 最小值为 0。这表明我国已经有部分城市颁布了管理人才政策 (实验组), 但是仍然有部分城市从未颁布过管理人才政策 (控制组), 这为本文使用双重差分方法检验管理人才政策的实施效果提供了研究环境。

表 3 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Patent	33528	1.385	1.516	0.000	1.099	6.136
Patenti	33528	0.662	1.005	0.000	0.000	4.331
Patentud	33528	1.120	1.430	0.000	0.000	5.352
Policy	33528	0.684	0.465	0.000	1.000	1.000
Size	33528	22.196	1.306	19.923	21.998	26.062
ROA	33528	0.040	0.062	-0.190	0.038	0.210

续表

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Growth	33528	0.157	0.361	-0.518	0.104	1.874
ListAge	33528	2.149	0.815	0.000	2.303	3.367
Cashflow	33528	0.047	0.069	-0.145	0.046	0.233
Invest	33528	0.061	0.065	0.000	0.040	0.326
Lev	33528	0.434	0.205	0.060	0.430	0.869
Indep	33528	37.532	5.321	33.330	35.710	57.140
Dual	33528	0.263	0.440	0.000	0.000	1.000
Balance	33528	0.354	0.288	0.010	0.270	0.993
INST	33528	46.485	24.983	0.509	47.951	94.241
HighTech	33528	0.575	0.494	0.000	1.000	1.000
lnGDP	33528	18.133	1.156	15.243	18.250	19.917
is2	33528	40.477	11.354	15.830	41.400	64.760

5.2 基准回归结果

表 4 列示了本文基准模型的回归结果。列 (1) — 列 (3) 控制了地区、年度和企业固定效应, 但尚未加入控制变量; 列 (4) — 列 (6) 则是在控制地区、年度和企业固定效应的基础上加入了控制变量。可以发现, 在第 (1) 列和第 (4) 列中, 当因变量为企业创新总数 (Patent) 时, 管理人才政策 (Policy) 的系数分别为 0.086 与 0.090 且均在 5% 的水平上显著, 假设 H1 得到证实。

在第 (2) 列和第 (5) 列中, 当因变量为企业实质性创新 (Patenti) 时, 管理人才政策 (Policy) 的系数均不显著; 而在第 (3) 列和第 (6) 列中, 当因变量为企业策略性创新 (Patentud) 时, 管理人才政策 (Policy) 的系数分别为 0.082 与 0.094 且均在 5% 水平上显著, 假设 H2 得到证实。上述回归结果表明, 管理人才政策的颁布使得当地企业的创新数量显著增加, 但这主要是由于策略性创新增加所致, 实质性创新数量并未发生显著变化。也就是说, 企业高管倾向于通过“创新粉饰”来应对管理人才政策引发的激烈竞争。本文认为造成上述现象的原因在于, 实质性创新资金需求量大、周期长、风险高, 倘若中途失败, 前期的研发投入将“竹篮打水一场空” (林志帆和龙晓旋, 2019)。在地方政府和资本市场以创新数量、创新速度为主要考核依据的环境下 (申宇等, 2018), 实质性创新不利于高管迅速做出业绩以应对管理人才政策引发的激烈竞争。相反, 策略性创新研发周期短、不确定性程度低 (林志帆和龙晓旋, 2019), 能够帮助高管迅速“冲出”业绩以迎合地方政府和资本市场的短视倾向, 进而在管理人才政策引发的职业竞争中赢得竞争优势。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Patent	Patenti	Patentud	Patent	Patenti	Patentud
Policy	0.086 ** (1.965)	0.047 (1.370)	0.082 ** (1.989)	0.090 ** (2.089)	0.036 (1.059)	0.094 ** (2.292)
Size				0.110 *** (4.999)	0.108 *** (6.962)	0.071 *** (3.438)
ROA				-0.026 (-0.190)	-0.229 ** (-2.335)	0.201 (1.521)
Growth				-0.029 ** (-2.094)	-0.025 ** (-2.553)	-0.029 ** (-2.080)
ListAge				0.066 ** (2.043)	0.049 ** (2.027)	0.055 * (1.778)
Cashflow				-0.257 *** (-2.882)	-0.102 (-1.576)	-0.251 *** (-2.908)
Invest				0.251 ** (1.975)	0.201 ** (2.306)	0.209 * (1.692)
Lev				-0.053 (-0.686)	-0.041 (-0.773)	-0.025 (-0.348)
Indep				0.002 (0.858)	0.003 ** (2.369)	-0.000 (-0.191)
Dual				-0.008 (-0.364)	-0.007 (-0.451)	-0.006 (-0.266)
Balance				-0.015 (-0.290)	-0.031 (-0.852)	-0.008 (-0.172)
INST				-0.004 *** (-4.835)	-0.002 *** (-4.557)	-0.003 *** (-4.090)
HighTech				0.192 *** (3.671)	0.086 ** (2.548)	0.173 *** (3.678)
lnGDP				-0.100 (-1.607)	0.049 (1.185)	-0.149 ** (-2.539)
is2				0.002 (0.626)	-0.003 (-1.421)	0.003 (1.091)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Patent	Patenti	Patentud	Patent	Patenti	Patentud
常数项	1.326*** (44.390)	0.630*** (26.912)	1.064*** (37.530)	0.524 (0.421)	-2.676*** (-3.200)	2.027* (1.703)
控制年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制个体	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制省份	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	33528	33528	33528	33528	33528	33528
调整 R ²	0.751	0.666	0.724	0.753	0.669	0.725

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著；括号内为 *t* 值；标准误经公司层面聚类调整。后同。

5.3 稳健性与内生性检验

5.3.1 安慰剂检验

考虑到管理人才政策对企业创新的影响可能是由其他未观测到的随机因素所引起的，为了排除这些随机因素的干扰，本文参考现有文献进行了安慰剂检验 (Liu and Lu, 2015)。检验结果如图 1 所示 (重复随机抽样 500 次得到的“虚拟”估计系数分布图)，无论是企业创新总数 (图 a)、实质性创新 (图 b) 还是策略性创新 (图 c)，“虚拟”估计系数均接近于 0，呈正态分布，且远远无法涵盖估计系数的真实值 (企业创新为 0.090，实质性创新为 0.036，策略性创新为 0.094)。该结果表明本文的研究结果未受到其他未观测到的随机因素干扰，进一步验证了本文基准回归结果的稳健性。

5.3.2 平行趋势检验

基准回归中，本文使用双重差分方法来检验管理人才政策对企业创新的影响。使用双重差分方法的前提条件是满足平行趋势假设，即评估处理组与控制组所独立获得的专利数量在政策实施前是否具有相同的变动趋势。平行趋势检验成立能够缓解双重差分方法的估计偏误。本文以政策出台当年为基准年 (current)，倘若处理组的样本观测值分别处于政策出台前 1、2、3、4、5、6 年及 6 年以前 (≥6 年)，则 pre_1、pre_2、pre_3、pre_4、pre_5、pre_6 分别取值为 1，否则取值为 0。倘若处理组的观测值分别处于政策出台后的 1、2、3 年及 3 年以后 (≥3 年)，则 post_1、post_2、post_3 分别取值为 1，否则取值为 0。回归结果如表 5 所示。回归结果表明，无论因变量是企业创新总数 (Patent)、实质性创新 (Patenti) 还是策略性创新 (Patentud)，都满足平行趋势假设，即 pre_6、pre_5、pre_4、pre_3、pre_2 的回归系数均不显著^①。进一步，表 5 第 (2) 列中，当因变量为实质性创新时，post_3、post_2、post_1 的回归系数均不显著，也就是说，管理人才政策没能促进企业实质

^① pre_1 作为对照组在回归中被省略了。

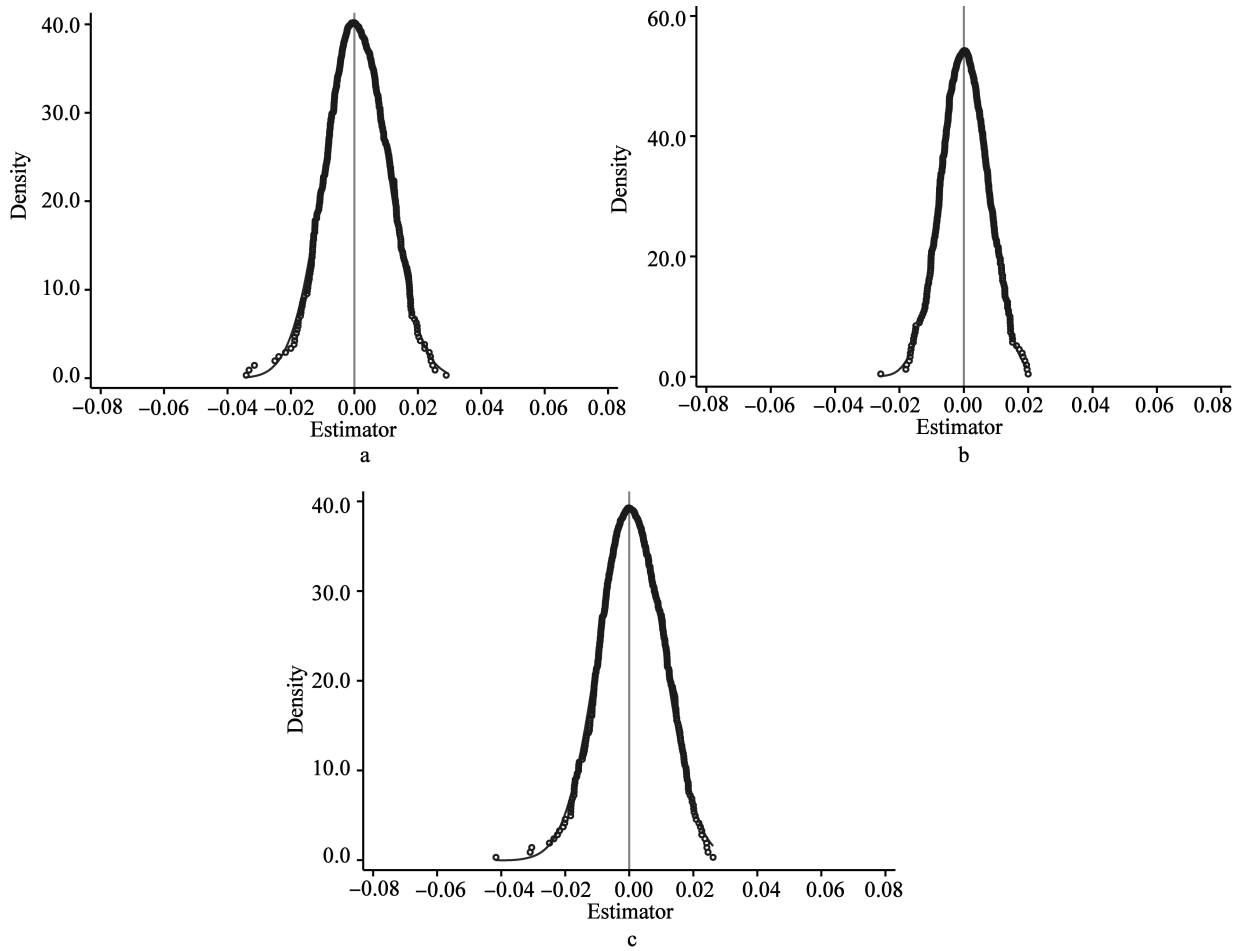


图1 安慰剂检验

性创新水平的提高。此外,表5第(3)列中,当因变量为策略性创新时,post_3、post_2、post_1的回归系数均显著为正,表明管理人才政策实施后企业的策略性创新水平显著提高。这进一步证明了假设H2。

表5 平行趋势检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent	Patenti	Patentud
pre_6	0.035 (0.415)	-0.002 (-0.039)	0.046 (0.648)
pre_5	-0.066 (-0.913)	-0.001 (-0.023)	-0.052 (-0.758)

续表

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent	Patenti	Patentud
pre_4	0.021 (0.331)	0.005 (0.112)	0.011 (0.183)
pre_3	0.008 (0.171)	-0.039 (-1.003)	0.028 (0.596)
pre_2	0.015 (0.370)	-0.016 (-0.493)	0.054 (1.320)
current	0.068* (1.782)	-0.023 (-0.825)	0.093** (2.458)
post_1	0.059 (1.388)	-0.019 (-0.579)	0.085** (2.003)
post_2	0.097** (1.999)	0.044 (1.203)	0.128*** (2.697)
post_3	0.122** (2.253)	0.058 (1.413)	0.127** (2.513)
Size	0.110*** (5.011)	0.108*** (6.963)	0.071*** (3.448)
ROA	-0.025 (-0.187)	-0.227** (-2.322)	0.201 (1.516)
Growth	-0.029** (-2.094)	-0.025** (-2.536)	-0.029** (-2.073)
ListAge	0.067** (2.051)	0.049** (2.029)	0.055* (1.782)
Cashflow	-0.257*** (-2.885)	-0.102 (-1.577)	-0.251*** (-2.906)
Invest	0.249* (1.959)	0.198** (2.278)	0.208* (1.680)
Lev	-0.054 (-0.702)	-0.042 (-0.789)	-0.026 (-0.357)
Indep	0.002 (0.864)	0.003** (2.389)	-0.000 (-0.190)

续表

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent	Patenti	Patentud
Dual	-0.007 (-0.331)	-0.006 (-0.393)	-0.005 (-0.239)
Balance	-0.016 (-0.301)	-0.032 (-0.881)	-0.009 (-0.177)
INST	-0.004 ^{***} (-4.830)	-0.002 ^{***} (-4.543)	-0.003 ^{***} (-4.088)
HighTech	0.192 ^{***} (3.665)	0.085 ^{**} (2.529)	0.173 ^{***} (3.676)
lnGDP	-0.108 [*] (-1.714)	0.043 (1.004)	-0.157 ^{***} (-2.607)
is2	0.002 (0.710)	-0.002 (-1.259)	0.003 (1.160)
常数项	0.643 (0.512)	-2.581 ^{***} (-3.057)	2.128 [*] (1.770)
控制年度	YES	YES	YES
控制个体	YES	YES	YES
控制省份	YES	YES	YES
样本量	33528	33528	33528
调整 R ²	0.753	0.669	0.725

5.3.3 倾向得分匹配下的双重差分方法 (PSM-DID)

参考刘春林和田玲 (2021) 的做法, 本文使用倾向得分匹配下的双重差分方法 (PSM-DID) 来缓解潜在的内生性问题。具体而言, 选取基准回归中的控制变量作为协变量, 采取卡尺内一对四匹配的方法 (caliper=0.05) 为处理组企业寻找尽可能相似的控制组企业。基于匹配后的样本重新回归基准模型。使用 PSM-DID 检验的回归结果如表 6 所示: (1) 当因变量为企业创新总数时, 解释变量 Policy 的系数显著为正; (2) 当因变量为实质性创新时, 解释变量 Policy 的系数不显著; 而当因变量为企业策略性创新时, 解释变量 Policy 的系数在 10% 水平上显著为正, 与上文基准回归的研究结论一致。此外, 本文还使用了半径匹配和熵平衡匹配方法进行稳健性检验, 回归结果依然支持假设 H1、H2。

表 6 采用 PSM-DID 方法进行回归的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	卡尺内一对四匹配 (caliper=0.05)			半径匹配			熵平衡匹配		
	Patent	Patenti	Patentud	Patent	Patenti	Patentud	Patent	Patenti	Patentud
Policy	0.100** (2.090)	0.042 (1.175)	0.089* (1.887)	0.092** (2.127)	0.029 (0.863)	0.097** (2.332)	0.084* (1.927)	0.039 (1.151)	0.082** (1.962)
Size	0.123*** (3.659)	0.117*** (4.946)	0.081*** (2.609)	0.108*** (4.175)	0.112*** (6.117)	0.068*** (2.782)	0.106*** (4.397)	0.098*** (5.870)	0.071*** (3.143)
ROA	0.102 (0.457)	-0.154 (-0.939)	0.303 (1.388)	0.068 (0.429)	-0.193* (-1.715)	0.250 (1.583)	0.132 (0.853)	-0.160 (-1.469)	0.356** (2.401)
Growth	-0.022 (-0.956)	-0.021 (-1.236)	-0.026 (-1.190)	-0.028* (-1.793)	-0.022** (-2.014)	-0.022 (-1.448)	-0.031* (-1.839)	-0.016 (-1.516)	-0.033** (-1.964)
ListAge	0.063 (1.185)	0.054 (1.406)	0.069 (1.333)	0.069* (1.800)	0.055* (1.914)	0.061 (1.643)	0.044 (1.258)	0.035 (1.340)	0.039 (1.148)
Cashflow	-0.094 (-0.656)	-0.064 (-0.643)	-0.123 (-0.858)	-0.244** (-2.437)	-0.118 (-1.639)	-0.244** (-2.457)	-0.278*** (-2.630)	-0.091 (-1.234)	-0.284*** (-2.724)
Invest	0.346* (1.895)	0.371*** (2.963)	0.246 (1.347)	0.273** (2.009)	0.229** (2.442)	0.220 (1.616)	0.287** (2.044)	0.238** (2.464)	0.201 (1.432)
Lev	-0.063 (-0.524)	-0.044 (-0.539)	-0.006 (-0.055)	-0.143 (-1.588)	-0.098 (-1.587)	-0.117 (-1.368)	-0.071 (-0.844)	-0.062 (-1.095)	-0.026 (-0.318)
Indep	0.001 (0.359)	0.002 (1.017)	0.002 (0.735)	0.002 (0.704)	0.003 (1.565)	0.001 (0.602)	0.003 (0.865)	0.003* (1.950)	0.001 (0.460)
Dual	0.007 (0.191)	-0.008 (-0.337)	0.009 (0.230)	-0.011 (-0.414)	-0.014 (-0.780)	-0.010 (-0.370)	-0.005 (-0.210)	-0.001 (-0.068)	-0.012 (-0.480)
Balance	0.029 (0.361)	-0.017 (-0.316)	0.045 (0.616)	-0.006 (-0.094)	-0.027 (-0.655)	0.004 (0.067)	0.038 (0.624)	-0.010 (-0.255)	0.041 (0.716)
INST	-0.006*** (-4.333)	-0.003*** (-4.097)	-0.004*** (-3.559)	-0.004*** (-4.826)	-0.003*** (-4.830)	-0.003*** (-3.921)	-0.005*** (-5.493)	-0.003*** (-4.774)	-0.004*** (-4.787)
HighTech	0.182** (2.162)	0.037 (0.752)	0.179** (2.379)	0.178*** (3.050)	0.074** (2.032)	0.162*** (3.079)	0.179*** (2.988)	0.070* (1.955)	0.170*** (3.004)
lnGDP	-0.124 (-1.238)	0.023 (0.330)	-0.189** (-1.995)	-0.070 (-1.046)	0.064 (1.375)	-0.136** (-2.156)	-0.059 (-0.820)	0.054 (1.144)	-0.108 (-1.554)
is2	-0.004 (-0.963)	-0.007** (-2.211)	-0.000 (-0.041)	-0.002 (-0.551)	-0.005** (-2.443)	0.001 (0.184)	0.001 (0.308)	-0.003 (-1.412)	0.002 (0.762)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	卡尺内一对四匹配 (caliper=0.05)			半径匹配			熵平衡匹配		
	Patent	Patenti	Patentud	Patent	Patenti	Patentud	Patent	Patenti	Patentud
常数项	0.968 (0.510)	-2.116 (-1.624)	2.483 (1.377)	0.229 (0.172)	-2.819*** (-3.081)	1.919 (1.504)	-0.054 (-0.039)	-2.470*** (-2.653)	1.297 (0.962)
控制年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制个体	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制省份	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	13113	13113	13113	25897	25897	25897	33528	33528	33528
调整 R ²	0.748	0.655	0.725	0.759	0.661	0.731	0.753	0.681	0.722

5.3.4 替换被解释变量

(1) 以创新数量占比作为被解释变量。为进一步验证研究结论的稳健性, 本文采用替换被解释变量的方法重新回归基准模型。参考徐佳和崔静波 (2020), 本文使用上市公司所获得的创新数量占比作为被解释变量。具体而言, 分别构造变量发明专利占比 (Patent_f) 和实用新型专利占比 (Patent_s), 其中, 发明专利占比=申请并授权的发明专利数量/申请并授权的专利总数; 实用新型专利占比=申请并授权的实用新型专利数量/申请并授权的专利总数。回归结果如表 7 所示, 在列 (1) 中, 当因变量为发明专利占比时, 变量 Policy 的系数不显著; 在列 (2) 中, 当因变量为实用新型专利占比时, 变量 Policy 的系数在 5% 的水平上显著为正。这一回归结果进一步验证了上文的研究结论, 即企业高管倾向于通过“创新粉饰”来应对管理人才政策带来的激烈竞争。

(2) 利用知识宽度衡量创新质量。参考现有文献 (Aghion et al., 2015; Akcigit et al., 2016), 本文使用知识宽度来衡量企业的创新质量 (Patent_z)。企业专利所涉及的知识宽度越大, 该专利的质量越高 (Aghion et al., 2015; Akcigit et al., 2016)。使用 Patent_z 作为因变量的回归结果见表 7 第 (3) 列, 解释变量 Policy 的系数为-0.032 且在 1% 的水平上显著。这一回归结果表明, 管理人才政策出台并没有促进创新质量提升。背后的原因可能是提升专利质量需要耗费较长的时间, 难以满足地方政府和资本市场对创新速度的追求。因此, 为了应对管理人才政策引发的激烈竞争, 当地高管更倾向于采取“重数量、轻质量”的“创新粉饰”策略, 这导致专利质量下降。这一回归结果与前文的研究结论基本一致, 进一步支持本文的研究结论。

表 7 替换被解释变量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent_f	Patent_s	Patent_z
Policy	-0.011 (-1.138)	0.028** (2.545)	-0.032*** (-2.626)

续表

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent_f	Patent_s	Patent_z
Size	0.015 *** (3.160)	-0.005 (-0.920)	-0.008 (-1.359)
ROA	-0.117 *** (-2.923)	0.093 ** (2.278)	-0.039 (-0.816)
Growth	0.001 (0.165)	-0.001 (-0.202)	-0.000 (-0.033)
ListAge	0.004 (0.438)	-0.003 (-0.296)	-0.009 (-0.970)
Cashflow	-0.019 (-0.751)	-0.064 ** (-2.278)	0.037 (1.028)
Invest	0.003 (0.087)	0.056 (1.432)	0.004 (0.095)
Lev	-0.010 (-0.504)	0.017 (0.749)	0.011 (0.490)
Indep	0.001 ** (2.153)	-0.000 (-0.211)	0.001 (1.347)
Dual	-0.003 (-0.413)	-0.008 (-1.278)	-0.004 (-0.600)
Balance	-0.003 (-0.222)	0.014 (0.978)	0.010 (0.743)
INST	-0.000 ** (-2.359)	-0.001 *** (-3.150)	0.000 (0.282)
HighTech	0.006 (0.519)	0.044 *** (3.168)	-0.022 (-1.323)
lnGDP	0.044 *** (3.483)	-0.062 *** (-3.977)	0.042 *** (2.619)
is2	-0.001 (-1.092)	0.002 ** (2.275)	-0.001 (-0.686)
常数项	-0.918 *** (-3.702)	1.461 *** (4.741)	-0.157 (-0.498)
控制年度	YES	YES	YES

续表

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent_f	Patent_s	Patent_z
控制个体	YES	YES	YES
控制省份	YES	YES	YES
样本量	33528	33528	22213
调整 R^2	0.436	0.540	0.438

6. 进一步分析

6.1 机制检验

前文的研究结果表明, 高级管理人员倾向于通过“重数量、轻质量”的创新粉饰行为来应对管理人才政策引发的职业竞争压力。背后的逻辑是: 管理人才政策的颁布降低了当地企业重新寻觅并雇佣新的高层次管理人才的成本, 短视化考核体系下, 这导致高管因“短期业绩不佳”而被替换的可能性增加。为了应对这一竞争压力, 企业高管可能会通过“重数量、轻质量”的创新粉饰行为来迅速做出业绩。本部分拟对此进行检验。

首先, 参考刘春林和田玲 (2021), 本文以硕士及以上学历的高管占比^①作为高素质管理人才的衡量指标 (TMT), 以管理层薪酬总额取对数作为高管薪酬的衡量指标 (TMTPay), 并分别对 Policy 进行回归。回归结果如表 8 第 (1) 列和第 (2) 列所示。回归结果表明, 管理人才政策使得企业在不增加额外劳动成本的情况下就能雇佣更多高素质管理人才。这一结果从侧面证明了, 管理人才政策的颁布降低了当地企业重新寻觅并雇佣新的高层次管理人才的成本, 加剧了高管间的职业竞争压力。

其次, 参考刘青松和肖星 (2015), 本文使用当年被动离职的高管人数^②占高管总人数的比例衡量高管离职率 (Turnover)。与此同时, 使用企业第 $t-1$ 年的 ROE 衡量短期业绩, 具体来说, 倘若企业第 $t-1$ 年的 ROE 小于行业均值则 Per 取值为 1, 表明短期业绩不佳, 否则 Per 取值为 0。回归结果见表 8 第 (3) 列和第 (4) 列。回归结果表明, 短视化考核体系下, 企业短期业绩不佳会导致高管被动离职, 并且这一现象在颁布了管理人才政策的地区更明显。背后的原因是, 管理人才政策的颁布使得当地企业可选择的高管增多, 短视化考核体系下, 企业对于高管短期内失败的容忍度降低, 在位高管更有可能因为短期业绩不佳而“丢掉饭碗”。也正是因为如此, 高管更有可能采取“重数

^① 我国独立董事的主要功能为咨询和监督, 难以发挥决策作用 (钱先航等, 2021), 故本文剔除了独立董事。

^② 因为解聘、免职、结束代理和完善公司法人治理结构等原因离职的高管, 在本文中被定义为被动离职高管。本文统计了因上述原因而离职的高管人数, 并计算其占比。

量、轻质量”的创新粉饰行为。

表 8 影响机制的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TMTPay	TMT	Turnover	Turnover
Per			0.005** (2.432)	-0.001 (-0.410)
Policy	-0.013 (-0.475)	0.010** (2.298)		0.001 (0.408)
Per×Policy				0.005* (1.705)
Size	0.279*** (11.408)	0.015*** (6.532)	0.002 (0.724)	0.002 (1.156)
ROA	1.203*** (9.495)	-0.020 (-1.329)	-0.098*** (-4.643)	-0.079*** (-4.721)
Growth	-0.047*** (-3.095)	-0.004*** (-2.650)	0.010*** (3.709)	0.006*** (2.832)
ListAge	-0.029 (-0.941)	0.002 (0.687)	-0.021*** (-4.785)	-0.022*** (-6.170)
Cashflow	0.086 (0.887)	0.004 (0.408)	0.006 (0.465)	0.005 (0.445)
Invest	-0.088 (-0.518)	0.010 (0.765)	-0.021 (-1.205)	-0.035*** (-2.664)
Lev	0.077 (0.902)	-0.006 (-0.756)	-0.008 (-0.939)	-0.005 (-0.684)
Indep	-0.008*** (-4.779)	0.000* (1.672)	0.003*** (14.538)	0.002*** (13.846)
Dual	-0.061*** (-3.560)	0.018*** (6.541)	-0.002 (-0.583)	-0.001 (-0.599)
Balance	0.030 (0.525)	-0.006 (-1.143)	0.014** (2.551)	0.010** (2.336)
INST	0.000 (0.107)	0.000 (0.019)	0.000*** (3.214)	0.000*** (2.622)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TMTPay	TMT	Turnover	Turnover
HighTech	0.099 (1.585)	0.006 (0.903)	-0.004 (-0.676)	0.001 (0.147)
lnGDP	-0.083** (-2.143)	0.001 (0.139)	-0.013** (-2.335)	-0.010** (-2.294)
is2	0.001 (0.295)	0.001*** (3.231)	0.000 (0.866)	0.000 (0.743)
常数项	10.784*** (10.972)	-0.329*** (-2.609)	0.189* (1.774)	0.170** (1.987)
控制年度	YES	YES	YES	YES
控制个体	YES	YES	YES	YES
控制省份	YES	YES	YES	YES
样本量	33528	33528	26856	26856
调整 R^2	0.588	0.659	0.148	0.172

6.2 异质性分析

出于影响机制再验证以及纠偏措施探讨等目的, 本文分别从地区层面、企业层面和政策层面三个维度进行了异质性分析。

6.2.1 地区层面的异质性分析

根据前文所述, 为了应对管理人才政策引发的职业竞争压力, 在短视化考核体系下, 企业高管倾向于通过“重数量、轻质量”的“创新粉饰”行为来迅速做出业绩。倘若这一研究假设成立, 那么本文推测, 东部地区企业的高管更有可能通过策略性创新来应对管理人才政策引发的激烈竞争。因为东部地区本来就人力资源丰富(刘春林和田玲, 2021), 管理人才政策的颁布会进一步加剧当地职业经理人市场的竞争激烈程度, 短视化考核体系下, 高管迫于职业竞争压力更有可能进行“专利注水”。为了对此进行检验, 本文引入企业所处地区的地理位置作为分组变量, 考察区域环境是否会影响管理人才政策的实施效果。具体而言, 本文根据企业注册地地理位置的差异将企业划分为东部地区企业以及中西部地区企业。表9展示了基于地理位置进行异质性分析的回归结果。当因变量为策略性创新时, 核心解释变量 Policy 的系数在东部地区显著为正, 但在中西部地区不显著, 且这一

差异通过了组间差异检验^①。上述回归结果表明,相较于中西部地区,东部地区企业更倾向于通过策略性创新来应对管理人才政策引发的激烈竞争。本文认为造成上述现象的原因在于:东部地区本来就人力资源丰富(刘春林和田玲,2021),管理人才政策的颁布进一步增加了这些地区的管理人才供给,有可能导致管理人才之间出现过度竞争。面对激烈的职业竞争,为了避免被淘汰,在位高管更倾向于迎合地方政府和资本市场的短视倾向,即采取“重数量、轻质量”的“创新粉饰”策略。与这一结论相似,现有研究认为过度竞争会降低创新质量(Pan et al., 2023; Hill and Stein, 2025)。相反,在中西部地区人力资源稀缺,管理人才政策的出台类似于“雪中送炭”,及时增加了当地的人才储备而不至于造成过度竞争。因此,当地企业的高管并不急于通过策略性创新来粉饰其创新绩效。上述回归结果进一步证明了本文研究假设的逻辑。

表 9 基于地区的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区		中西部地区	
	实质性创新	策略性创新	实质性创新	策略性创新
Policy	0.028 (0.706)	0.106** (2.123)	0.057 (0.930)	0.061 (0.824)
Size	0.131*** (6.320)	0.069** (2.470)	0.075*** (3.110)	0.082*** (2.747)
ROA	-0.228* (-1.894)	0.039 (0.246)	-0.354** (-2.032)	0.485** (2.047)
Growth	-0.016 (-1.268)	-0.027 (-1.641)	-0.044*** (-2.670)	-0.027 (-1.075)
ListAge	0.056** (1.967)	0.053 (1.511)	0.017 (0.343)	0.090 (1.358)
Cashflow	-0.157** (-2.063)	-0.169* (-1.725)	0.070 (0.562)	-0.477*** (-2.742)
Invest	0.130 (1.146)	0.140 (0.897)	0.332** (2.452)	0.344* (1.735)
Lev	-0.051 (-0.770)	-0.018 (-0.196)	-0.011 (-0.128)	-0.011 (-0.084)
Indep	0.004** (2.345)	-0.001 (-0.206)	0.002 (0.694)	0.000 (0.036)

① 组间差异检验的 p 值为 0.049, 由似无相关检验得出。

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区		中西部地区	
	实质性创新	策略性创新	实质性创新	策略性创新
Dual	-0.002 (-0.093)	-0.000 (-0.016)	-0.020 (-0.718)	-0.010 (-0.255)
Balance	-0.053 (-1.140)	-0.008 (-0.128)	-0.005 (-0.089)	-0.018 (-0.222)
INST	-0.002*** (-3.370)	-0.003*** (-2.951)	-0.002*** (-2.741)	-0.004*** (-3.033)
HighTech	0.098** (2.491)	0.122** (2.360)	0.041 (0.613)	0.256** (2.579)
lnGDP	0.028 (0.458)	-0.185** (-2.051)	0.093 (1.284)	-0.181* (-1.755)
is2	-0.004 (-1.082)	0.002 (0.488)	-0.002 (-0.566)	0.002 (0.549)
常数项	-2.783** (-2.250)	2.854 (1.589)	-2.664* (-1.919)	2.051 (1.084)
控制年度	YES	YES	YES	10074
控制个体	YES	YES	YES	0.705
控制省份	YES	YES	YES	YES
样本量	23454	23454	10074	10074
调整 R ²	0.672	0.735	0.658	0.705

6.2.2 企业层面的异质性分析

(1) 基于长期投资者的异质性分析。参考现有文献 (刘京军和徐浩萍, 2012), 本文以机构投资者持股数量除以流通股总股数来衡量机构投资者持股比例。进一步, 本文根据该指标将企业划分为长期投资者较少组和长期投资者较多组, 并基于分组后的样本分别按公式 (1) 回归。回归结果如表 10 所示。回归结果表明, 在长期投资者较少的企业, 高级管理人员更倾向于通过策略性创新来应对管理人才政策引发的职业竞争压力。究其背后的原因, 长期投资者较少的企业更偏好短期盈余, 更倾向于将“短期业绩、创新数量以及创新速度”作为考核高管经营能力的重要依据 (刘祎等, 2024)。面对较大的短视化考核压力, 迫于激烈的职业竞争, 在位高管不得不专注于短期创新数量, 更侧重于将资源投入周期短、见效快、风险低的策略性创新。上述回归结果辅助验证了研究假设的逻辑推演。

与上述情况不同,在长期投资者较多的企业,管理人才政策有利于企业创新“量质齐升”。本文的研究结果表明,与长期投资者较少的企业相比,管理人才政策对实质性创新的促进作用在长期投资者较多的企业更明显^①。究其背后的原因,长期投资者通常秉持的是长期价值投资理念(刘伟等,2024),更倾向于以长期价值是否提升作为考核高管经营能力的重要依据。因此,在长期投资者较多的企业,高管更有可能进行对企业长期发展有利的实质性创新以期博得长期投资者的认可,进而在管理人才政策引发的职业竞争中取胜。上述回归结果有助于探寻可能存在的纠偏措施。

表 10 基于长期投资者的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	长期投资者较少组		长期投资者较多组	
	实质性创新	策略性创新	实质性创新	策略性创新
Policy	0.007 (0.195)	0.106** (2.100)	0.095* (1.655)	0.132** (2.044)
Size	0.099*** (5.515)	0.106*** (4.363)	0.087*** (3.084)	0.053 (1.553)
ROA	-0.159 (-1.399)	0.219 (1.395)	-0.252 (-1.413)	0.357 (1.569)
Growth	-0.039*** (-3.158)	-0.029 (-1.551)	-0.009 (-0.522)	-0.044** (-2.022)
ListAge	0.046* (1.654)	-0.015 (-0.363)	0.090** (2.223)	0.155*** (3.186)
Cashflow	-0.031 (-0.410)	-0.160 (-1.537)	-0.200* (-1.771)	-0.385*** (-2.683)
Invest	0.082 (0.793)	0.021 (0.134)	0.276** (1.972)	0.276 (1.474)
Lev	-0.081 (-1.450)	-0.081 (-0.953)	0.044 (0.478)	0.029 (0.241)
Indep	0.001 (0.849)	-0.002 (-0.877)	0.005** (2.256)	0.001 (0.482)
Dual	0.008 (0.427)	-0.026 (-1.013)	-0.018 (-0.666)	0.051 (1.477)
Balance	-0.081** (-2.076)	0.011 (0.186)	0.015 (0.222)	-0.072 (-0.893)

^① 组间差异检验的 p 值为 0.039,由似无相关检验得出。

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	长期投资者较少组		长期投资者较多组	
	实质性创新	策略性创新	实质性创新	策略性创新
INST	-0.002 *** (-3.233)	-0.003 *** (-2.671)	-0.002 ** (-2.126)	-0.003 ** (-2.344)
HighTech	0.042 (1.187)	0.131 ** (2.049)	0.142 ** (2.503)	0.251 *** (3.489)
lnGDP	0.056 (1.418)	-0.048 (-0.757)	0.045 (0.574)	-0.205 * (-1.923)
is2	-0.003 (-1.330)	0.003 (0.918)	-0.002 (-0.718)	0.004 (0.802)
常数项	-2.527 *** (-3.226)	-0.417 (-0.326)	-2.384 (-1.539)	3.112 (1.476)
控制年度	YES	YES	YES	YES
控制个体	YES	YES	YES	YES
控制省份	YES	YES	YES	YES
样本量	16764	16764	16764	16764
调整 R^2	0.624	0.715	0.703	0.744

(2) 基于信息不对称的异质性分析。参考现有文献 (Bharath et al., 2009; 于蔚等, 2012), 本文利用公司的个股交易资料来捕捉投资者与企业间的信息不对称程度, 该指标越大表明信息不对称越严重。进一步, 本文根据该指标将企业划分为信息不对称严重企业和信息透明度较高企业, 并基于分组后的样本分别按公式 (1) 回归。回归结果见表 11。回归结果表明, 在信息不对称严重的企业, 高级管理人员倾向于通过策略性创新来应对管理人才政策引发的激烈竞争。本文认为造成上述现象的原因是, 在信息不对称严重的情况下, 地方政府和资本市场只能观察到专利数量, 难以对专利质量进行甄别和筛选 (刘柏等, 2023), 这在位高管通过“创新粉饰”应对管理人才政策引发的激烈竞争提供了操纵空间。上述回归结果辅助验证了研究假设的逻辑推演。

与上述情况不同, 在信息透明度较高的企业, 管理人才政策有利于企业创新“量质并举”。本文的研究结果表明, 与信息不对称严重的企业相比, 管理人才政策对实质性创新的促进作用在信息透明度较高的企业更明显^①。究其背后的原因, 信息透明度的提高有助于外部投资者识破企业的“创新粉饰”行为。一旦外部投资者发现高管通过专利注水塑造积极参与创新的形象, 就会降低对其所处企业的市场估值, 不利于高管职业声誉的累积。这在一定程度上约束了高管通过“创新粉饰”来

^① 组间差异检验的 p 值为 0.038, 由似无相关检验得出。

应对管理人才政策引发的激烈职业竞争。上述回归结果有助于探寻可能存在的纠偏措施。

表 11 基于信息不对称的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	信息不对称严重企业		信息透明度较高企业	
	实质性创新	策略性创新	实质性创新	策略性创新
Policy	0.011 (0.316)	0.079* (1.699)	0.131* (1.915)	0.128* (1.708)
Size	0.079*** (4.727)	0.068*** (2.995)	0.131*** (3.959)	0.067 (1.597)
ROA	-0.226** (-2.040)	-0.007 (-0.042)	-0.476** (-2.524)	0.159 (0.657)
Growth	-0.026** (-2.345)	-0.013 (-0.792)	-0.012 (-0.631)	-0.024 (-0.916)
ListAge	0.045* (1.733)	0.028 (0.781)	0.062 (1.118)	0.129* (1.939)
Cashflow	-0.069 (-0.989)	-0.163* (-1.659)	-0.205 (-1.549)	-0.272* (-1.694)
Invest	0.154 (1.527)	0.091 (0.634)	0.357** (2.137)	0.343 (1.520)
Lev	-0.091* (-1.646)	-0.123 (-1.547)	0.054 (0.512)	0.090 (0.682)
Indep	0.001 (0.812)	0.000 (0.066)	0.004* (1.718)	-0.002 (-0.653)
Dual	-0.009 (-0.517)	-0.018 (-0.699)	-0.002 (-0.054)	-0.004 (-0.109)
Balance	-0.047 (-1.257)	-0.038 (-0.716)	-0.029 (-0.376)	0.035 (0.367)
INST	-0.001** (-2.201)	-0.003*** (-2.953)	-0.003*** (-3.384)	-0.004*** (-3.229)
HighTech	0.054 (1.439)	0.195*** (3.662)	0.135** (2.048)	0.194** (2.012)
lnGDP	0.045 (1.046)	-0.142** (-2.290)	0.017 (0.197)	-0.193* (-1.722)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	信息不对称严重企业		信息透明度较高企业	
	实质性创新	策略性创新	实质性创新	策略性创新
is2	-0.001 (-0.391)	0.004 (1.208)	-0.004 (-1.050)	0.004 (0.851)
常数项	-2.010** (-2.284)	1.988 (1.588)	-2.619 (-1.542)	2.728 (1.202)
控制年度	YES	YES	YES	YES
控制个体	YES	YES	YES	YES
控制省份	YES	YES	YES	YES
样本量	20340	20340	12979	12979
调整 R ²	0.628	0.727	0.724	0.752

6.2.3 政策层面的异质性分析

管理人才政策的引才措施主要包括：第一，货币类引才措施，主要通过给予高层次人才货币补贴、购房补贴等经济实惠来吸引高层次人才到本地工作；第二，非货币类引才措施，主要通过职业晋升绿色通道、子女教育、家属安置、就医便利等优惠政策来吸引和培养优秀人才。现有研究表明，非货币类引才措施体现出城市邀请人才在本地长期发展的诚意，重点考虑此类优惠措施的人才更具有长远目光，在工作中更具备长期视野，能够容忍短期研发失败，因而更倾向于选择“攻坚克难”（胡珺和任洋虬，2024）。相反，关注货币类引才措施的人才希望在短期内迅速获得高额回报，可能相对“短视”，更有可能为了迅速产出成果而进行“专利注水”（胡珺和任洋虬，2024）。综上，本文认为，货币类引才力度越强的城市，越容易吸引到短视的管理者，他们更倾向于进行“重数量、轻质量”的“创新粉饰”行为。相反，非货币类引才力度较强的城市，则更容易吸引具备长期视野的管理者，进而产出更多实质性创新。

根据上述分析，为了明晰不同引才措施的影响差异，本文将管理人才政策的引才措施具体分为非货币类与货币类两种，并加入引才措施实施力度变量（ $Str_mom_{i,t} / Str_non_{i,t}$ ）来替换是否颁布管理人才政策的笼统测度（ $Policy_{i,t}$ ）。具体模型如下：

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Str_mom_{i,t} / Str_non_{i,t} + \sum \gamma Controls_{i,t} + Province + Year + Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

公式（2）中， $Str_mom_{i,t}$ 表示货币类引才措施的实施力度， $Str_non_{i,t}$ 表示非货币类引才措施的实施力度。参考胡珺和任洋虬（2024）， $Str_mom_{i,t}$ 和 $Str_non_{i,t}$ 的构建方法如下：首先，收集各城市颁布的管理人才政策，并将其中的引才措施提取出来，通过人工阅读的方式判断该措施属于“非货币类引才措施”还是“货币类引才措施”。其次，收集各城市货币类引才措施所涉及的最高补助金

额, 然后按照中位数划分层级。货币补助金额高于样本中位数的城市 $Str_mom_{i,t}$ 赋值为 2, 货币补助金额低于中位数但大于 0 的城市 $Str_mom_{i,t}$ 赋值为 1, 没有采取货币类引才措施的城市 $Str_mom_{i,t}$ 赋值为 0。 $Str_mom_{i,t}$ 越大表明货币类引才措施的实施力度越强。最后, 对非货币类引才措施进行数量加总, 然后按照中位数进行划分。非货币类引才措施的数量倘若高于样本中位数则 $Str_non_{i,t}$ 赋值为 2, 非货币类引才措施的数量倘若低于样本中位数但大于 0 则 $Str_non_{i,t}$ 赋值为 1, 非货币类引才措施的数量倘若为 0 则 $Str_non_{i,t}$ 赋值为 0。 $Str_non_{i,t}$ 越大表明非货币类引才措施的实施力度越强。表 12 汇报了不同类型引才措施对企业创新的影响。其中, 第(1)—(2)列的解释变量为管理人才政策中货币类引才措施的实施力度, 回归结果表明, 随着货币类引才措施实施力度的加强, 当地企业的策略性创新数量显著增加。表 12 第(3)—(4)列的解释变量为管理人才政策中非货币类引才措施的实施力度, 回归结果表明, 非货币类引才措施促进了企业实质性创新水平的提高。这与本文的预期基本一致。

表 12 基于引才措施的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Patenti	Patentud	Patenti	Patentud
	货币类引才措施		非货币类引才措施	
Str_mom	0.012 (0.800)	0.033* (1.937)		
Str_non			0.050* (1.742)	0.021 (0.610)
Size	0.108*** (6.963)	0.071*** (3.455)	0.108*** (6.958)	0.071*** (3.444)
ROA	-0.226** (-2.308)	0.209 (1.576)	-0.230** (-2.347)	0.198 (1.494)
Growth	-0.025** (-2.520)	-0.028** (-2.008)	-0.025** (-2.541)	-0.028** (-2.035)
ListAge	0.049** (1.990)	0.053* (1.701)	0.050** (2.056)	0.055* (1.790)
Cashflow	-0.104 (-1.601)	-0.256*** (-2.963)	-0.103 (-1.588)	-0.255*** (-2.952)
Invest	0.199** (2.285)	0.204* (1.655)	0.200** (2.292)	0.208* (1.680)
Lev	-0.041 (-0.787)	-0.027 (-0.377)	-0.040 (-0.760)	-0.024 (-0.332)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Patenti	Patentud	Patenti	Patentud
	货币类引才措施		非货币类引才措施	
Indep	0.003** (2.377)	-0.000 (-0.182)	0.003** (2.402)	-0.000 (-0.168)
Dual	-0.008 (-0.471)	-0.007 (-0.306)	-0.008 (-0.466)	-0.007 (-0.308)
Balance	-0.030 (-0.836)	-0.007 (-0.141)	-0.031 (-0.857)	-0.007 (-0.151)
INST	-0.002*** (-4.529)	-0.003*** (-4.050)	-0.002*** (-4.574)	-0.003*** (-4.087)
HighTech	0.086** (2.575)	0.175*** (3.731)	0.088*** (2.622)	0.175*** (3.727)
lnGDP	0.049 (1.178)	-0.151** (-2.556)	0.052 (1.271)	-0.134** (-2.285)
is2	-0.003 (-1.518)	0.003 (0.897)	-0.003 (-1.490)	0.003 (1.030)
常数项	-2.655*** (-3.179)	2.104* (1.762)	-2.777*** (-3.315)	1.774 (1.484)
控制年度	YES	YES	YES	YES
控制个体	YES	YES	YES	YES
控制省份	YES	YES	YES	YES
样本量	33528	33528	33528	33528
调整 R ²	0.669	0.725	0.669	0.725

7. 结论与启示

7.1 研究结论

本文基于 2007—2022 年中国 A 股上市公司数据研究发现：(1) 管理人才政策的颁布使得当地上市公司的创新数量显著增加，然而，这主要是由实用新型和外观设计这两类低质量专利增加所致，

并非高科技含量的发明专利增长所驱动。上述研究结论在经过一系列内生性和稳健性检验后依然成立。(2) 机制检验发现, 管理人才政策的颁布降低了当地企业重新寻觅并雇佣新的高层次管理人才的成本, 短视化考核体系下, 这导致高管因“短期业绩不佳”而被替换的可能性增加, 高管也因此更倾向于通过“重数量、轻质量”的创新粉饰来迅速做出业绩。(3) 基于地理位置的异质性分析发现, 东部地区本来就人力资源丰富, 管理人才政策的颁布可能使这些地区的职业经理人市场出现过度竞争, 进一步促使当地高管通过创新粉饰行为来迎合地方政府和投资者的短视倾向。这一现象在中西部地区则较不明显。(4) 基于长期投资者持股比例的异质性分析发现, 在长期投资者持股比例较低的企业, 企业高管更倾向于通过创新粉饰策略来应对管理人才政策引发的激烈竞争。随着长期投资者持股比例的增加, 创新粉饰现象显著减少, 管理人才政策能够对企业创新起到“提质增效”的作用。(5) 基于信息不对称程度的异质性分析发现, 在信息不对称严重的企业, 高管更热衷于通过创新粉饰行为来应对管理人才政策引发的激烈竞争。随着企业信息透明度的提高, 创新粉饰现象显著减少, 管理人才政策有助于企业创新“量质并举”。(6) 基于政策层面的异质性分析发现, 货币类引才措施更容易吸引短视的管理者, 因此, 随着货币类引才措施实施力度的加强, 当地企业更倾向于进行策略性创新。相反, 具备长期视野的管理人才更容易被非货币类引才措施吸引, 因此, 随着非货币类引才措施实施力度的加强, 当地企业的实质性创新水平显著提高。

7.2 政策启示

各城市颁布的管理人才政策将消耗大量政府资源, 加重财政负担。因此, 有必要针对管理人才政策执行过程中存在的风险探寻可能存在的纠偏措施, 以期提高管理人才政策的实施效果。本文根据上述研究结论, 提出如下的政策启示:

第一, 本文的研究结果表明, 由于地方政府和资本市场具有短视倾向, 当地企业的高管会通过“重数量、轻质量”的创新粉饰行为来应对管理人才政策引发的职业竞争压力。鉴于此, 本文认为, 首先, 应当引导更多中长期投资者进入资本市场, 鼓励投资者进行长期投资, 引导投资者关注企业长期价值而不是过分聚焦短期盈余。其次, 地方政府应重视对企业专利质量的培育, 在制定激励政策时注重区分创新数量和创新质量, 对科技含量高的发明专利予以更多政府扶持, 而不是“重数量、轻质量”。

第二, 本文研究发现, 随着机构投资者持股比例的增加, 管理者通过“创新粉饰”应对管理人才政策的现象显著减少。鉴于此, 本文认为应鼓励养老基金等长期性质的机构投资者投资于上市公司, 同时, 完善机构投资者参与公司治理的制度保障。

第三, 本文研究发现, 随着企业信息透明度的提高, 高管不再利用“创新粉饰”应对管理人才政策, 而是会踏实进行实质性创新。鉴于此, 本文认为监管部门应加强对企业信息披露质量的监管, 同时, 改善企业信息披露环境, 提升企业信息透明度。

第四, 科学制定管理人才政策的引才措施, 注重非货币类措施与货币类措施的权衡, 通过制定合理的引才措施来降低创新工作中的粉饰行为, 提高科技创新含量。

◎ 参考文献

- [1] 陈宁, 方军雄. 池水微澜: 地区人才政策对高管薪酬契约的影响 [J]. 外国经济与管理, 2022, 44 (11).
- [2] 程虹, 钟光耀. 科技创新政策绩效为何被扭曲: 基于企业迎合的实证解释——来自“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)的经验证据 [J]. 广东社会科学, 2018 (2).
- [3] 胡珺, 任洋虬. 人才激励、企业创新绩效与创新结构扭曲——基于城市人才引进的准自然实验 [J]. 管理评论, 2024, 36 (4).
- [4] 金智, 彭辽. 地方人才引进政策与公司人力资本 [J]. 金融研究, 2022 (10).
- [5] 乐菡, 黄明, 李元旭. 地区“人才新政”能否提升创新绩效? ——基于出台新政城市的准自然实验 [J]. 经济管理, 2021, 43 (12).
- [6] 黎文靖, 郑曼妮. 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 [J]. 经济研究, 2016, 51 (4).
- [7] 李晓萍, 赵浩云, 江飞涛, 等. 中国区域人才政策与区域创新绩效——基于 3171 份政策文本的创新测度与实证检验 [J]. 财经研究, 2024, 50 (9).
- [8] 林志帆, 龙晓旋. 卖空威胁能否激励中国企业创新 [J]. 世界经济, 2019, 42 (9).
- [9] 刘柏, 卢家锐, 琚涛. 形式主义还是实质主义: ESG 评级软监管下的绿色创新研究 [J]. 南开管理评论, 2023, 26 (5).
- [10] 刘春林, 田玲. 人才政策“背书”能否促进企业创新 [J]. 中国工业经济, 2021 (3).
- [11] 刘京军, 徐浩萍. 机构投资者: 长期投资者还是短期机会主义者? [J]. 金融研究, 2012 (9).
- [12] 刘青松, 肖星. 败也业绩, 成也业绩? ——国企高管变更的实证研究 [J]. 管理世界, 2015 (3).
- [13] 刘祎, 尹云龙, 杨旭. 数量或质量: 环境信息披露对绿色创新的影响 [J]. 科研管理, 2024, 45 (4).
- [14] 罗畅拓. 并购业绩补偿承诺与企业策略性创新行为 [J]. 金融学季刊, 2023, 17 (2).
- [15] 麻丽娜, 陈宇含. 环境监管对绿色创新增量提质的影响研究 [J/OL]. 科研管理, <https://link.cnki.net/urlid/11.1567.g3.20241205.1634.011>.
- [16] 米旭明. 人才安居政策与企业技术创新 [J]. 南开经济研究, 2021 (3).
- [17] 钱先航, 刘芸, 王莹. 高管媒体从业经历与股价大跌风险——基于上市公司的实证研究 [J]. 金融研究, 2023 (3).
- [18] 申宇, 黄昊, 赵玲. 地方政府“创新崇拜”与企业专利泡沫 [J]. 科研管理, 2018, 39 (4).
- [19] 孙鲲鹏, 罗婷, 肖星. 人才政策、研发人员招聘与企业创新 [J]. 经济研究, 2021, 56 (8).
- [20] 孙晓华, 翟钰, 冀浩正. 行业锦标赛激发了企业策略性创新吗 [J]. 南开管理评论, 2024, 27 (5).
- [21] 谭小芬, 钱佳琪. 资本市场压力与企业策略性专利行为: 卖空机制的视角 [J]. 中国工业经济, 2020 (5).

- [22] 王蕾茜, 江云龙, 余怒涛. 科技人才政策与企业数字技术创新 [J]. 当代会计评论, 2024, 1 (2).
- [23] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新 [J]. 中国工业经济, 2020 (12).
- [24] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应 [J]. 经济研究, 2012, 47 (9).
- [25] 余明桂, 贺蒙蒙, 张萌萌. 人才引进政策、劳动力优化配置与制造业智能化 [J]. 中国工业经济, 2024 (5).
- [26] 张杰, 高德步, 夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释 [J]. 中国工业经济, 2016 (1).
- [27] 张杨, 袁宝龙, 郑晶晶, 等. 策略性回应还是实质性响应? 碳排放权交易政策的企业绿色创新效应 [J]. 南开管理评论, 2024, 27 (3).
- [28] 钟腾, 罗吉罡, 汪昌云. 地方政府人才引进政策促进了区域创新吗? ——来自准自然实验的证据 [J]. 金融研究, 2021 (5).
- [29] Aghion, P., Akcigit, U., Bergeaud, A., et al. Innovation and top income inequality [J]. *The Review of Economic Studies*, 2019, 86 (1).
- [30] Akcigit, U., Baslandze, S., Stantcheva, S. Taxation and the international mobility of inventors [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (10).
- [31] Bharath, S. T., Pasquariello, P., Wu, G. Does asymmetric information drive capital structure decisions? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22 (8).
- [32] Chen, Q., Sun, T., Wang, T. Synergy effect of talent policies on corporate innovation—Evidence from China [J]. *Frontiers in Psychology*, 2023, 13.
- [33] Cao, L., Jiang, H., Li, G., et al. Haste makes waste? Quantity-based subsidies under heterogeneous innovations [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2024, 142.
- [34] Geng, Y., Chen, J., Liu, R. ESG rating disagreement and corporate green innovation bubbles: Evidence from Chinese A-share listed firms [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 95.
- [35] Hall, B. H., Harhoff, D. Recent research on the economics of patents [J]. *Annu. Rev. Econ.*, 2012, 4 (1).
- [36] He, J., Tian, X. Finance and corporate innovation: A survey [J]. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 2018, 47 (2).
- [37] Hill, R., Stein, C. Race to the bottom: Competition and quality in science [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2025, 140 (2).
- [38] Lin, X., Zhu, H., Meng, Y. ESG greenwashing and equity mispricing: Evidence from China [J]. *Finance Research Letters*, 2023, 58.

- [39] Liu, Q. , Lu, Y. Firm investment and exporting: Evidence from China's value-added tax reform [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97 (2).
- [40] Pan, Y. , Shroff, N. , Zhang, P. The dark side of audit market competition [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2023, 75 (1).
- [41] Prendergast, C. , Stole, L. Impetuous youngsters and jaded old-timers: Acquiring a reputation for learning [J]. *Journal of political Economy*, 1996, 104 (6).
- [42] Qiu, J. , Lyu, P. , Tian, M. Do talent housing policies foster regional innovation? An analysis based on labor force heterogeneity [J]. *Economic Analysis and Policy*, 2024, 83.
- [43] Quan, X. , Ke, Y. , Qian, Y. , et al. CEO foreign experience and green innovation: Evidence from China [J]. *Journal of Business Ethics*, 2023, 182 (2).
- [44] Wang, L. , Pan, X. , Zhu, W. Green talent policy and green innovation: Evidence from China [J]. *Polish Journal of Environmental Studies*, 2025, Online.
- [45] Xue, X. , Liang, P. , Xue, F. , et al. Trade policy uncertainty and the patent bubble in China: Evidence from machine learning [J]. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 2024, 31 (5).

Management Talent Policy and Enterprise Innovation Whitewashing

Wang Leixi¹ Jiang Yunlong¹ Zhu Wentao²

(1 School of Accounting, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming, 650000;

2 Institute of Finance and Economics, Jimei University, Xiamen, 361021)

Abstract: Most existing research focuses on exploring the role of talent policies in promoting corporate innovation by increasing human capital and alleviating financing constraints. In contrast, this paper manually selects management talent policies aimed at introducing senior management personnel from talent policies and explores the potential policy implementation risks. This paper takes Chinese A-share listed companies from 2007 to 2022 as a sample. Research has found that after the implementation of management talent policies, the number of innovations in local enterprises has significantly increased, but this is mainly due to an increase in strategic innovation, while the number of substantive innovations has not changed significantly. Mechanism testing found that under the short-sighted assessment system, local enterprises have the motivation to cope with the occupational competition pressure caused by management talent policies through innovative whitewashing behaviors that prioritize quantity over quality. Furthermore, heterogeneity analysis at the regional and enterprise levels reveals that companies in regions with intense talent competition, companies with low long-term investor shareholding ratios, and companies with severe information asymmetry are more inclined to respond to the intense competition caused by management talent policies through “innovation whitewashing”; However, the scarcity of human resources, the large number of long-term investors holding shares, and the

transparency of corporate information have alleviated the above phenomenon. The heterogeneity analysis at the policy level shows that monetary talent introduction measures induce local enterprises to engage in “innovation whitewashing” behavior, while non monetary talent introduction measures contribute to the improvement of substantive innovation levels. This paper deepens the study of the economic consequences of talent policies and enriches the literature on the factors influencing the behavior of “innovation whitewashing”.

Key words: Management talent policy; Innovation whitewashing; Information asymmetry; Occupational competition pressure; Short sighted assessment system

专业主编：潘红波