

发明家高管与企业创新

虞义华, 赵奇锋, 鞠晓生

[摘要] 本文基于纯手工收集整理中国制造业上市企业内部发明家数据,分析了董事长和总经理的发明家经历对企业创新的具体效应及其影响机制。研究发现,发明家高管对企业研发投入、创新产出、创新效率具有显著的正向促进作用;发明家高管对高科技企业、国有企业、大型企业、成熟企业,以及制度环境较差地区企业创新的正向影响更加明显。考虑到模型可能存在内生性问题,本文进一步采用高管换届分析、面板工具变量估计以及倾向得分匹配等识别策略进行验证,结果均显示发明家高管能显著提高企业创新。机制研究表明,发明家高管通过提供专业知识、提高管理层多元化、减轻管理层短视、向企业内部个体发明家传递激励信号等途径促进企业创新。同时,本文排除创始人高管、过度自信高管等潜在竞争性解释的干扰后的一系列稳健性检验进一步证明文章结论的稳健性和可靠性。本文首次使用中国企业数据实证分析发明家高管对企业创新的影响及其作用机制,弥补了相关领域研究不足,为企业高管与创新研究提供重要补充,对推动“大众创业、万众创新”政策落地提供微观经验支撑。

[关键词] 发明家高管; 企业创新; 专业知识; 管理层短视; 激励信号

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)03-0136-19

一、问题提出

作为经济增长的重要驱动力,技术创新是一个国家实现经济可持续发展的决定力量。改革开放以来,中国经济取得了举世瞩目的发展成就,国内生产总值仅次于美国,跃居世界第二位。以华为公司为代表的一批具有较强创新能力的优秀民族企业不断涌现。此外,中国的初创企业也表现亮眼,在全世界“独角兽”企业榜单中排名靠前。^①然而,中国仍然面临一些比较突出的困难与挑战,自2008年国际金融危机以来,中国经济从高速增长步入中高速增长的“新常态”,国内土地、劳动力等

[收稿日期] 2017-10-31

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“国家区域发展战略调整、总部迁移与企业成长”(批准号 71503259)。

[作者简介] 虞义华,中国人民大学经济学院副教授,经济学博士;赵奇锋,中国人民大学经济学院,博士研究生;鞠晓生,国防科技大学文理学院副教授,经济学博士。通讯作者:赵奇锋,电子邮箱:zhaoqifeng1992@163.com。本文感谢北京合享智慧科技有限公司刘志伟提供的数据支持,感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

^① “独角兽”企业是指那些估值达到10亿美元以上的未上市的初创企业。根据德勤有限公司(Deloitte Touche Tohmatsu Limited)与上海投中信息咨询股份有限公司联合发布的《中美独角兽研究报告》显示,截至2017年6月底,全球共有252家非上市企业的估值大于10亿美元,其中美国和中国分别位居独角兽企业数量的前两位,全球占比分别为42.1%和38.9%,占据绝对优势。

生产成本大幅上涨,企业自主创新能力仍然较弱,中国企业的传统竞争优势不断消减,不仅影响中国经济可持续发展,而且决定中国能否成功走出“中等收入陷阱”,迈入发达国家行列。在此背景下,党的十九大报告指出,创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑,要瞄准世界科技前沿,不断强化基础研究,加强应用研究,加快完善国家创新体系,深化科技体制改革,支持中小企业创新,培育创新文化氛围,创新人才培养模式等。各级政府采取一系列举措鼓励“大众创业、万众创新”,激发全社会创新、创业活力。通过不断深化供给侧结构性改革,推进中国制造向中国创造转变,中国速度向中国质量转变,制造大国向制造强国转变,着力强化科技创新,推动传统产业优化升级,努力培育一批具有创新能力的排头兵企业。

提高国家自主创新水平的核心是要推动企业创新,企业创新决定企业生存、比较优势、市场价值以及投资回报等(Porter, 1992)。如何增强企业自主创新能力,不仅是企业管理者,也是政策制定者以及社会大众都比较关心的一个重要话题。企业创新受多种因素影响,已有文献集中考察融资约束、公司治理、员工激励,以及高管特质等对企业创新绩效的影响(冯根福和温军, 2008; Malmendier et al., 2011; 鞠晓生等, 2013; Chang et al., 2015; 申宇等, 2017)。不同背景的企业高管具有不同的管理风格,不同的管理风格又会塑造不同的企业表现,目前,鲜有研究考察企业高管的发明家经历如何塑造企业创新战略,本文尝试对这一问题进行研究,实证考察企业高管的发明家经历对创新绩效的具体影响及其作用机制。

基于中国制造业上市企业发明家数据和专利数据,本文研究发现,发明家高管与企业创新之间存在显著的正相关关系,高管的发明家经历显著提高企业研发投入强度,以及专利授权总量、发明专利授权量、实用新型和外观设计专利授权量。此外,发明家高管同时显著提高企业的研发创新效率,在研发投入一定的条件下,发明家高管能够带来更多的专利产出。替换相关变量、改变估计方法、延长滞后期限以及变换研究样本等一系列稳健性检验,进一步证明本文结论是稳健和可靠的。另外,异质性分析表明,高管发明家经历对高科技企业、国有企业、大型企业以及成熟企业创新的促进作用更加明显,在制度环境较差的地区,高管发明家经历能够在一定程度上弥补制度环境的不足。考虑到模型可能存在遗漏变量及反向因果关系等内生性问题,本文依次采用高管换届分析、面板工具变量估计以及倾向得分匹配估计三种识别策略。高管换届分析显示,发明家高管上任能够显著提高企业创新产出。通过选取高管籍贯所在地人均耕地面积,以及以前三期发明家高管虚拟变量作为工具变量,采用面板工具变量回归估计方法研究发现,发明家高管确实有利于企业创新。此外,倾向得分匹配估计也得到一致的研究结论。发明家高管主要通过提供专业知识、减轻管理层短视,以及向企业内部个体发明家传递创新激励信号等途径促进企业创新。另外,已有研究发现,若高管为企业创始人,或者高管存在过度自信,都会促进企业创新。针对上述两种潜在竞争性解释,本文通过控制相关变量,采用逐步回归方法分别加以控制,结果发现,发明家高管对企业创新的正向促进效应依然显著存在,排除了创始人高管和过度自信高管两种潜在竞争性解释的干扰。

相对已有文献,本文存在三点创新之处:①文献方面。目前,企业创新研究主要集中在国家、行业以及企业层面,高管人力资本对企业创新影响正受到日益广泛的关注,已有研究主要关注高管受教育程度、年龄、所学专业,以及财务经历、从军经历、灾难经历、海外经历等对企业政策的影响。本文主要考察董事长和总经理的发明家经历对企业创新的影响及机制,是国内首篇实证研究高管发明家经历对企业创新绩效影响的文献,弥补了相关领域研究不足,为企业高管与创新领域研究提供重要补充。②内容方面。不同于已有文献单独基于研发投入角度或创新产出角度,本文综合考察发明家高管对企业研发投入、创新产出以及创新效率的影响,研究视角更加全面、深入。此外,本文进

一步提出并实证检验发明家高管促进企业创新的三种影响机制,即发明家高管通过提供专业知识、提高管理层多元化进而减轻管理层短视、为企业内部个体发明家提供创新激励信号等促进企业创新。③数据方面。通过手工收集并整理中国制造业上市企业内部发明家专利数据和企业高管特征数据,将发明家与企业高管进行精确匹配,进而识别出具有发明家经历的企业高管,因此,本文在数据方面存在一定的创新之处。

本文接下来的结构安排如下:第二部分为理论分析与研究假设;第三部分为研究设计;第四部分为发明家高管对企业创新的实证结果与分析;第五部分为影响机制分析;最后一部分为主要结论与政策含义。

二、理论分析与研究假设

心理学研究表明,个人经历会对行为决策产生重要影响。个人经历可能会导致其做出不同于基于预期效用理论的决定,进而产生行为偏差(Hertwig et al.,2004)。企业高管的不同经历也会对企业行为产生影响,根据“高层梯队理论”(Upper Echelons Theory),高管的不同特质和经历能够影响企业的经营管理和战略决策(Hambrick,2007)。Dearborn and Simon(1958)较早研究高管职业经历对其决策偏差的影响,发现高管所接受的训练使其决策行为出现偏差,对于特定职能领域的目标、奖励和方法的经验,使管理者能够以合适的方式感知和解释信息,并加强他们的功能培训,他们在研究中构建了一个企业中层管理人员样本,让企业中层管理人员分析一个商业案例,并确定企业存在的主要问题,其中,生产主管倾向于提出生产问题,而销售主管则倾向于发现销售问题。

一些文献实证考察了企业高管早期经历对其管理决策的影响。研究发现,高管的大萧条经历、从军经历、财务经历、学术经历、贫困经历、海外经历等均能够显著影响企业经营管理决策与行为(Malmendier et al.,2011;代昀昊和孔东民,2017;姜付秀等,2016;Luo et al.,2017;罗进辉等,2017;周楷唐等,2017)。关于高管特质经历对企业创新的影响,Lin et al.(2011)基于世界银行对中国18个城市私营制造业企业调查数据的分析,发现企业CEO的教育水平、专业背景和政治关联同企业创新绩效之间存在显著正相关关系。政治关联与技术创新之间存在替代性关系,若企业高管拥有政府工作经历,企业有更强烈动机寻求政治关联,进行技术创新的激励下降(党力等,2015)。申宇等(2017)研究了中国上市企业高管校友网络对企业创新的影响,发现高管校友网络的深度和广度与企业创新绩效显著正相关,高管校友网络通过缓解企业面临的融资约束,以及形成信息共享的创新联盟等途径促进企业创新。与本文比较接近的文献集中在企业高管技术背景和经验的影响。如果企业高管团队拥有技术相关工作经验,则企业的研发支出相对较高(Daellenbach et al.,1999)。但是,职业经历和教育背景只是间接影响企业高管创新管理和决策。不同于上述研究,本文识别出发明家经历对企业高管决策行为的影响更为直接。一系列理论假说支持高管发明家经历促进企业创新,具体如下:①根据资源依赖理论,个体体验与参与影响决策,高管的发明家经历使其对企业研发过程具有比较全面的认识和了解,更加关注技术创新,能够深刻认识到资金支持对企业研发的重要性,也就更愿意进行产品或技术创新投资(Finkelstein,1992)。②发明家高管具备较深的专业知识,是本领域的技术专家,对技术前沿的理解和把握更加深刻,能够为企业创新管理决策提供高效的指导和建议,能够发掘出更多的创新机会(Francis et al.,2015)。另外,对于公众上市企业,管理层短视是一个普遍存在的问题(Stein,1988),管理层短视不利于企业技术创新,技术创新是一项高风险、高投入的长期过程,高管的发明家经历能够一定程度上遏制企业管理层短视行为,有利于增加企业长期技术创新投资。③发明家高管拥有实施创新战略的权力,能够合理配置企业资源(Hillman and Dalziel,

2003)。综上所述,本文提出:

假说 1:高管的发明家经历提高企业研发投入强度。

研发投入增加并不必然带来创新产出和创新效率的提高。发明家高管有利于提高管理层的背景多样性,具有发明家背景的高管倾向于以不同于其他背景高管的方式思考问题,并能在企业管理过程中提供不同的观点,提高企业管理层的多样性(Francis et al.,2015)。Talke et al.(2010)研究发现,管理层的多样性能显著提高企业创新产出。发明家高管作为本领域的技术专家,凭借其专业知识、对行业和前沿技术的理解,能够实现研发资源的优化配置,避免无效和低效创新浪费宝贵的研发投入,进而提高企业研发成功率和研发效率。Audretsch and Lehmann(2006)研究发现,专家型董事可以通过促进对外部知识溢出的获取和吸收来增强企业的竞争优势。此外,Bernile et al.(2017)认为,企业高管个人经历向企业内部和外部传递出明显的信号,发明家高管对企业内部个体发明家来说是一个明显的激励信号,激励企业内部个体发明家努力工作,提高其创新效率和创新参与,而企业内部发明家又是企业从事技术创新活动的主要群体,个体发明家创新产出与创新意愿提高又会推动企业整体技术创新水平提高。综上所述,本文提出:

假说 2:高管的发明家经历不仅提高企业研发投入,而且提高企业创新产出。

假说 3:高管的发明家经历不仅提高研发投入和创新产出,还进一步提高企业创新效率。

三、研究设计

1. 计量模型设定与变量定义

基于以上分析,为了检验董事长和总经理的发明家经历对微观企业创新活动产生的影响效应,参考 Chang et al.(2015)以及张杰等(2017)的研究设计,本文构建如下基本计量模型:

$$\begin{aligned}
 Innovation_{i,t} = & \alpha + \beta Pre_CEO_inventor_{i,t-1} + \sum \gamma_k Firm_control_{k,i,t-1} \\
 & + \delta Industry_i + \theta Year_t + \mu Province_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

其中, $Innovation_{i,t}$ 为模型因变量,代表企业*i*在第*t*年的研发创新绩效,企业创新绩效可以从研发投入、创新产出和创新效率三个维度来衡量。研发投入使用企业研发投入强度($Rdsales_ratio$)来衡量,研发投入强度即企业当年研发投入与营业总收入之比。创新产出指企业所获专利授权量,根据中国国家统计局的分类,在中国所申请的专利有发明、实用新型、外观设计三种类型,本文遵循已有文献中的做法,使用企业当年所有申请的专利中最终获得授权的专利数量作为企业创新绩效的代理变量(Chang et al.,2015),理由主要有以下三点:①企业研发投入强度仅仅衡量的是技术创新活动的资源投入状况,无法体现出企业的创新质量和创新效率,不同企业间在创新效率和创新质量方面存在明显差异,企业所获专利授权量能直接衡量企业创新产出水平的高低。②由于研发投入数据是企业自愿披露的,因此,未披露研发投入的企业未必就没有进行创新活动,使用企业研发投入数据面临衡量偏误问题;另外,企业研发投入数据对财务会计准则比较敏感,会受到财务会计准则变更的干扰。③从数据可得性方面,企业专利数据要好于研发投入数据,中国上市企业的研发投入数据是从2007年开始公布,而国泰安公司专利与研发创新数据库则涵盖了所有上市企业1989—2015年历年专利申请和授权数据,数据质量明显好于企业研发支出数据。此外,本文还进一步构建衡量创新效率变量指标,考察发明家高管对企业创新效率的影响。因此,本文模型中企业创新绩效的代理变量包括:①研发投入。使用企业研发投入强度($Rdsales_ratio$)度量。②创新产出。分别使用企业当年所申请的专利中三种类型专利授权总量($Patentall_grant$)、发明专利授权量

① 企业研发支出在会计上存在资本化和费用化两种处理方法,不同处理方法会导致不同的结果。

(*Patentinv_grant*)、实用新型专利授权量 (*Patentapp_grant*), 以及外观设计专利授权量 (*Patentdes_grant*)度量创新产出,遵循已有相关文献中的处理方法,对企业创新产出进行对数化处理: $Ln_patentall_grant = \ln(1 + Patentall_grant)$,其他专利产出变量进行类似处理,得到 $Ln_patentinv_grant$ 、 $Ln_patentapp_grant$ 、 $Ln_patentdes_grant$ 。③创新效率。借鉴 Hirshleifer et al.(2013)的方法,基于单位研发支出转化的专利授权数量,构建企业创新效率度量指标。①

模型自变量为发明家高管虚拟变量,用 *PreCEO_inventor* 表示。①通过国泰安(CSMAR)和 Wind 数据库,收集并整理出中国制造业上市企业历年董事长和总经理的个人特征数据;②基于 IncoPat 科技创新情报平台,手工收集并整理中国所有制造业上市企业内部个体发明家创新专利数据库;③将企业高管与发明家数据库进行匹配,识别出拥有发明家经历的企业高管,为降低姓名重合的干扰,对每一名发明家高管的简历进行仔细甄别,根据其教育和专业背景剔除可能的重名错误匹配;④识别出拥有发明家经历的企业高管,若企业董事长或总经理至少有 1 人拥有发明家经历,*PreCEO_inventor* 取值为 1;若董事长和总经理均没有发明家经历,*PreCEO_inventor* 取值为 0。②

Firm_control 为企业层面一系列控制变量,下标 k 代表控制变量个数,参照 Chang et al.(2015)的研究设计,本文所用到的控制变量包括:企业总资产自然对数(Ln_assets),作为企业规模的代理指标。企业年龄自然对数($Ln_firmage$),在企业不同的发展阶段,企业的战略决策与行为也有所不同,根据企业成立时间推算出企业的年龄并加以控制。企业人均固定资产净额自然对数($Ln_fixedpp$),本文使用企业人均固定资产净额的自然对数作为企业资本密度的代理指标并加以控制。企业人均营业收入自然对数($Ln_salespp$),本文使用企业人均营业收入的自然对数作为企业员工劳动生产率的代理指标。企业营业收入同比增速($Salesgrowth$),本文使用企业营业收入同比增速作为企业未来成长机会的代理变量,企业未来成长机会越多,发展前景越好,企业进行技术创新的动力也就越大。企业账面市值比(MB_ratio),本文同时还采用企业账面市值比来衡量企业未来成长机会。企业资产负债率($Leverage$),本文通过在模型中引入资产负债率来控制企业资本结构对创新产出的影响。现金资产比率($Cashassets_ratio$),本文还考虑了企业现金持有对技术创新的影响,使用现金资产占企业总资产比率作为现金持有的代理变量。企业总资产收益率(ROA),使用企业总资产收益率度量企业盈利状况,总资产收益率的计算方法为企业当年的净利润除以平均总资产。企业股票持有期年收益率($Stockreturn$),本文采用企业股票当年持有期年收益率作为股票市场表现的衡量指标。企业股票当年交易日收益率标准差($Stockvolatility$),为了控制企业股票波动的影响,本文使用企业股票当年日收益率的标准差来度量企业股票收益的波动状况;企业所在行业竞争程度,用赫芬达尔指数($Herfindahl$)及其平方项($Herfindahl_sq$)描述创新与产品市场竞争之间存在的“倒 U 型”关系(Aghion et al.,2005)。

考虑到企业从研发创新到获得专利授权存在一定时滞,已有研究采取将解释变量进行滞后一期处理,本文同样对模型所有控制变量进行滞后一期处理。为消除样本离群值的影响,本文对所有总量变量在 99%和 1%分位处进行缩尾处理。③ *Industry*、*Year*、*Province* 分别表示企业所属行业效应、年份效应以及所属省份效应,本文在回归分析中对以上三种效应均进行控制。

① 限于篇幅,企业创新效率指标构建方法可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件查看。

② 限于篇幅,中国制造业上市企业中发明家高管历年分布情况可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件查看。

③ 处理样本离群值主要有缩尾和截尾两种方法,由于不会造成样本自由度损失,文献中常采用缩尾方法处理离群值。

2. 内生性问题讨论与工具变量设计

根据本文的模型设定,要想获得发明家高管对企业创新的因果识别效应,需要处理好两种可能存在的内生性问题:①模型遗漏变量偏误。虽然本文在参考已有研究的基础上控制一系列影响企业创新的重要因素,但仍然可能会存在一些遗漏变量,这些遗漏变量可能会导致模型估计结果产生偏误。②反向因果关系。企业本身在选择高管时存在内生性,不同类型的企业对高管能力的偏好也各不相同,创新型的企业可能更加偏好拥有发明家经历的高管,这种由反向因果关系所产生的内生性问题也会导致模型估计结果有偏。

针对模型可能存在的内生性问题,本文采取三种识别策略:高管换届分析、面板工具变量估计以及倾向得分匹配估计。在面板工具变量回归中,本文选取两个工具变量:①企业高管籍贯所在地人均耕地面积(*PreCEO_homelandpp*)。本文使用人均耕地面积度量各地区自然资源禀赋,自然资源禀赋在一定程度上影响地区文化和创新创业精神。由于各地区人均耕地面积变化较小,因此,本文使用数据较全的2008年各地区人均耕地面积数据作为发明家高管的工具变量。若企业董事长和总经理均具有发明家经历,*PreCEO_homelandpp*取董事长和总经理籍贯所在省份2008年人均耕地面积的算术平均值;①同理,若董事长和总经理均不具有发明家背景,取董事长和总经理籍贯所在地人均耕地面积的算术平均值,若董事长和总经理只有1人具有发明家背景,*PreCEO_homelandpp*等于具有发明家背景高管的籍贯所在省份人均耕地面积。企业高管家乡所在地资源越丰裕,成为发明家的概率相对也就越低,工具变量满足相关性条件。②此外,企业高管籍贯所在地与企业所在地普遍不一致,因此,企业高管籍贯所在地土地资源禀赋不会直接影响企业的创新绩效,工具变量只能通过内生解释变量影响因变量,满足工具变量外生性条件。②前三期发明家高管变量(*F3.PreCEO_inventor*)。一般来说,前三期高管是否具有发明家背景与当期高管发明家背景自变量正相关,而且与当期企业创新专利产出关系较小,同样也满足相关性和外生性条件。综上所述,从理论上分析,企业高管籍贯所在地人均耕地面积以及前三期发明家高管变量符合工具变量的要求,其中,理论预期表明,企业高管籍贯所在地人均耕地面积与发明家高管自变量负相关,前三期发明家高管变量与当期发明家高管自变量之间存在正相关关系。

3. 数据来源与描述性统计

本文研究所使用的数据来源主要包括:企业创新数据来源于国泰安上市公司研发创新数据库,该数据库提供了中国上市企业1988—2015年历年发明、实用新型和外观设计三种类型专利申请量和授权量数据,本文使用专利授权量作为企业创新专利产出的代理指标,由于企业专利授权存在一定的滞后期,企业在当年申请的专利要在之后几年中陆续获得授权,本文使用企业在统计年度申请,截至数据最近更新时间获得授权的专利数量;③企业研发投入数据取自Wind数据库;董事长和总经理高管是否具有发明家经历来源于手工收集整理中国制造业上市企业发明家数据以及国泰安(CSMAR)上市企业人物特征数据库;上市企业一系列财务指标来自国泰安(CSMAR)数据库、Wind数据库以及上市企业历年年报;中国各地区人均耕地面积源自各省份历年统计年鉴。由于2000年以前上市企业专利存在大量缺失,而且缺少2000年之前的上市企业年报,因此,本文样本

① 本文使用的是2008年统计数据,原因在于2008年数据较全,且各地区人均耕地面积随时间变化较小,此外,本文还使用了其他年份数据,结论未发生改变。

② 限于篇幅,中国各地区自然资源禀赋与创新氛围分布情况可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分查看。

③ 由于本文研究期限限定在2001—2015年,因此,不会产生系统性数据遗漏。

范围限定在 2001—2015 年。

表 1 汇报了模型主要变量的基本描述性统计量,包括样本观测值、平均值以及标准差。由表 1 可知,在所有样本企业中,发明家高管企业样本占全部样本比例约为 25%,其中,发明家董事长和发明家总经理企业样本占全部企业样本的比重均为 20%。发明专利平均授权量约为 3.76 件,实用新型专利平均授权量约为 9.60 件,外观设计专利平均授权量约为 3.53 件,所有三种类型专利平均授权量约为 16.88 件。由此可知,中国上市企业创新专利产出主要以实用新型专利为主,价值较高的原创性发明专利占比相对较小,说明中国企业现阶段技术创新主要以改良型的实用新型专利为主,整体专利质量相对较低。此外,表 1 同时报告发明家高管企业与非发明家高管企业的均值差异检验结果(第(4)列和第(5)列),均值差异检验结果显示,不论是专利授权总量,还是三种不同类型专利授权量,发明家高管企业均显著高于非发明家高管企业。另外,发明家高管企业的研发投入强度也明显高于非发明家高管企业。初步分析表明,发明家高管可能对企业创新存在正向促进作用。其他控制变量中,样本企业平均总资产约为 54.31 亿元,企业成立年限平均约为 14.20 年,企业人均固定资产净额和人均营业收入分别约为 38.43 万元和 109.74 万元,企业资产负债率平均约为 43%,现金资产比率平均约为 19%,账面市值比平均约为 82%,企业营业收入同比增速平均约为 25%,企业总资产收益率平均约为 8%。控制变量的均值差异检验基本也都较为显著,表明本文控制变量的选取是合理的。

表 1 模型主要变量描述性统计量

变量	全样本			非发明家高管	发明家高管
	观测值	平均值	标准差	N=11021	N=3677
				平均值	平均值
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
<i>Patentall_grant</i>	14715	16.880	96.358	11.153	34.125***
<i>Patentin_v_grant</i>	14715	3.757	57.191	3.144	5.612**
<i>Patentapp_grant</i>	14715	9.596	53.580	5.738	21.200***
<i>Patentdes_grant</i>	14715	3.528	19.613	2.270	7.313***
<i>Rdsales_ratio</i>	9211	0.034	0.030	0.031	0.041***
<i>PreCEO_inventor</i>	14698	0.250	0.433		
<i>Pre_inventor</i>	13178	0.202	0.402		
<i>CEO_inventor</i>	14642	0.202	0.401		
<i>Assets</i> (百万元)	14715	5430.877	15666.081	5080.966	6489.479***
<i>Firmage</i> (年)	14715	14.200	5.324	14.211	14.186
<i>Fixedpp</i> (千元)	14709	384.259	1200.267	405.015	321.906***
<i>Salespp</i> (千元)	14711	1097.403	5817.353	1162.342	903.665**
<i>Leverage</i>	14714	0.434	0.213	0.447	0.395***
<i>Cashassets_ratio</i>	11098	0.185	0.151	0.177	0.206***
<i>MB_ratio</i>	14371	0.823	0.683	0.841	0.767***
<i>Salesgrowth</i>	14713	0.246	0.257	0.246	0.244
<i>ROA</i>	14714	0.076	0.058	0.073	0.084***
<i>Stockreturn</i>	14681	0.518	0.629	0.519	0.514
<i>Stockvolatility</i>	14659	0.473	0.151	0.472	0.478**
<i>Herfindahl</i>	14715	0.084	0.071	0.088	0.075***
<i>Herfindahl_sq</i>	14715	0.012	0.025	0.013	0.009***

注:根据企业高管是否具有发明家背景进行均值差异检验;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%(双尾)的统计显著性水平上。

四、发明家高管对企业创新影响的实证分析

为有效识别出发明家高管对企业创新绩效的影响效应,首先,进行基准模型估计;其次,进行稳健性检验和异质性分析;最后,进行内生性处理,本文分别采取高管换届分析、面板工具变量估计以及倾向得分匹配估计等识别策略。

1. 基准模型回归

进行基准模型回归,采用最小二乘估计方法,回归估计结果如下。

研发投入方面。表2模型1所示即为发明家高管对企业研发投入强度的多元回归估计结果。由表2模型1可知,发明家高管的回归系数约为0.006,且在1%水平上显著。这表明,高管发明家经历与企业研发投入强度之间存在显著的正相关关系,当期高管发明家经历使得企业下一年研发投入强度平均提高约0.6个百分点,发明家高管对企业研发投入的促进作用不论在统计意义上还是在经济意义上都较为明显,验证了研究假说1。其他控制变量中,企业资本密集度和现金持有的系数显著为正,说明资本密集型,以及现金较充裕的企业,研发投入强度较高。企业规模、年龄、杠杆率、账面市值比对企业研发投入强度影响均显著为负,意味着资产规模越大、成立时间越久、杠杆率越高、账面市值比越大的企业,研发投入强度反而越低。

创新产出方面。本文主要采用企业当年所申请的专利中最终获得授权的专利数量作为企业创新产出的代理变量。由于不同类型专利价值不同,因此,本文分别考察发明家高管对企业专利授权总量、发明专利授权量、实用新型专利授权量以及外观设计专利授权量的影响,不仅分析发明家高管对企业创新专利产出总量的影响,同时也考虑到其对不同类型专利授权量的具体效应。表2模型2—模型5详细汇报了发明家高管对企业专利授权总量以及发明、实用新型、外观设计三种类型专利授权量的具体效应。由表2模型2估计结果可知,发明家高管对企业专利授权总量的估计系数为1.042,且在1%水平上显著,意味着高管发明家背景使得企业下一年专利授权总量平均增加约104.2%,超过一倍,这种正向促进效应不论是在经济意义上,还是在统计意义上都较为显著。根据表2模型3—模型5估计结果,发明家高管对企业发明专利授权量、实用新型专利授权量以及外观设计专利授权量的估计系数分别为0.463、0.733和0.397,均在1%水平上显著,表明高管发明家经历使得企业下一年发明专利授权量、实用新型专利授权量和外观设计专利授权量分别平均增加约46.3%、73.3%和39.7%,发明家高管对三种类型专利授权量的正向促进影响均比较明显,也即研究假说2得以验证。控制变量方面,企业总资产、现金资产比率对企业创新专利产出的影响显著为正,说明规模越大、现金越充裕的企业,创新产出也越多,技术创新是一项高风险、高投入活动,规模较大、现金充裕的企业才能承担技术创新的高昂成本。企业人均固定资产净额越高,创新产出反而越少,说明对于企业创新而言,资本密度并非越高越好。企业股票日收益率标准差估计系数显著为负,表明企业股票收益波动越大,越不利于创新。企业所在行业赫芬达尔指数估计系数显著为正,赫芬达尔指数平方项的估计系数显著为负,说明市场竞争程度对企业创新的影响呈现出“倒U型”关系,即当市场竞争程度较低时,竞争提高有利于企业创新,而当市场竞争程度超过一定限度时,提高竞争反而不利于企业创新。以上控制变量的回归结果基本符合理论预期,与大部分已有研究结果相一致。

不仅是创新产出,创新效率也是企业所必须重视的问题,创新效率体现出企业对研发投入的利用是否高效。本文不仅关注发明家高管对企业研发投入和创新产出的影响,同时考虑到发明家高管对企业创新效率的影响,本文借鉴Hirshleifer et al.(2013)的方法,基于单位研发支出转化的专利授权数量,构建创新效率度量指标,表2模型6列示了具体的回归估计结果,由表2可知,发明家高管

表 2 发明家高管对企业研发投入、创新产出、创新效率的多元回归估计结果

因变量类型	研发投入		创新产出			创新效率
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	<i>Rdsales_ratio</i>	<i>Ln_patentall</i> <i>_grant</i>	<i>Ln_patentinv</i> <i>_grant</i>	<i>Ln_patentapp</i> <i>_grant</i>	<i>Ln_patentdes</i> <i>_grant</i>	<i>Innoefficiency</i>
估计方法	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
L1. <i>PreCEO_inventor</i>	0.006*** (0.001)	1.042*** (0.030)	0.463*** (0.021)	0.733*** (0.028)	0.397*** (0.026)	0.055*** (0.015)
L1. <i>Ln_assets</i>	-0.001* (0.000)	0.391*** (0.019)	0.217*** (0.013)	0.334*** (0.017)	0.209*** (0.015)	-0.004 (0.009)
L1. <i>Ln_firmage</i>	-0.006*** (0.001)	-0.292*** (0.047)	-0.119*** (0.030)	-0.262*** (0.042)	0.011 (0.033)	-0.024 (0.023)
L1. <i>Ln_fixedpp</i>	0.003*** (0.001)	-0.149*** (0.020)	-0.057*** (0.013)	-0.084*** (0.018)	-0.195*** (0.015)	0.000 (0.010)
L1. <i>Ln_salespp</i>	-0.006*** (0.001)	-0.010 (0.022)	0.038*** (0.014)	-0.044** (0.020)	0.025 (0.016)	-0.028* (0.015)
L1. <i>Leverage</i>	-0.024*** (0.002)	-0.408*** (0.078)	-0.151*** (0.048)	-0.214*** (0.070)	-0.074 (0.057)	0.070 (0.048)
L1. <i>Cashassets_ratio</i>	0.027*** (0.003)	0.236** (0.104)	0.002 (0.069)	0.222** (0.093)	0.383*** (0.080)	0.137*** (0.051)
L1. <i>MB_ratio</i>	-0.003*** (0.001)	-0.049 (0.035)	-0.101*** (0.022)	0.007 (0.032)	-0.031 (0.027)	-0.000 (0.016)
L1. <i>Salesgrowth</i>	0.001 (0.001)	0.055 (0.056)	0.020 (0.036)	0.122** (0.051)	-0.042 (0.041)	0.034 (0.035)
L1. <i>ROA</i>	-0.007 (0.006)	0.058 (0.244)	-0.386** (0.151)	0.041 (0.211)	0.381** (0.189)	-0.079 (0.136)
L1. <i>Stockreturn</i>	-0.000 (0.001)	0.010 (0.027)	-0.020 (0.019)	0.017 (0.024)	0.040* (0.020)	0.037 (0.030)
L1. <i>Stockvolatility</i>	0.003 (0.004)	-0.727*** (0.145)	-0.505*** (0.089)	-0.419*** (0.130)	-0.531*** (0.106)	-0.269*** (0.092)
L1. <i>Herfindahl</i>	-0.073** (0.036)	4.177** (1.967)	5.570*** (1.273)	4.290** (1.722)	0.941 (1.556)	-3.074 (2.756)
L1. <i>Herfindahl_sq</i>	0.284*** (0.085)	-10.580** (4.690)	-11.771*** (3.048)	-10.840*** (3.873)	-4.040 (3.673)	11.030 (9.081)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7692	9154	9154	9154	9154	1943
调整 R ²	0.411	0.393	0.324	0.409	0.213	0.229

注:小括号内为稳健标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;L1.表示滞后一期。

对企业创新效率变量的回归系数显著为正,意味着企业高管的发明家经历不仅显著提高企业创新产出,而且提高了企业的创新效率,即在相同的研发投入条件下,若企业高管拥有发明家经历,企业在下一期所获得的专利授权量更多。验证了研究假说 3,即高管发明家经历不仅提高企业研发投入和创新产出,还进一步提高了企业的创新效率。

2. 稳健性检验和异质性分析

为保证本文结论的稳健性,本文进行一系列稳健性检验:①使用企业专利申请量作为企业创新

的代理变量;②分别考虑总经理和董事长发明家经历的具体影响;③分别对自变量进行滞后两年和滞后三年处理;④剔除四大一线城市(北京、上海、广州、深圳)企业样本;⑤为排除国际金融危机影响,剔除2008年之后样本;⑥剔除专利授权量为零的样本;⑦采用泊松计数模型估计方法。稳健性检验结果表明,总体而言,发明家高管对企业创新的影响仍然显著为正,本文结论稳健、可靠,不会随外部条件的变化而发生根本性改变。

根据企业行业属性、所有权性质、规模以及周期属性、企业所在地制度环境分别进行异质性分析:①高科技企业与一般企业。对于高科技企业,技术创新是其核心竞争力,更易受到高管发明家经历的影响。根据国家统计局发布的《高技术产业(制造业)分类》,定义高科技企业哑变量,在基准模型中分别引入高科技企业虚拟变量,以及高科技企业哑变量与发明家高管哑变量的交互项。回归结果表明,高科技企业的创新产出明显超过其他类型企业,交互项的估计系数同样显著为正,意味着高管发明家经历对高科技企业创新产出的影响更为明显。②国有企业与非国有企业。根据实际控制人属性将样本企业分为国有企业和非国有企业两种类型。回归估计结果表明,中国制造业上市企业中,国有企业与非国有企业在创新产出方面不存在显著差异,国有企业与发明家高管虚拟变量交互项的回归系数显著为正,说明发明家高管对国有企业创新的促进效应更显著。中国背景下,国有企业掌握更多资源,面临的融资约束较小,因此,如果国有企业高管拥有发明家经历,创新偏好较强,企业更有可能表现出较好的创新绩效。③大型企业与中小型企业。根据企业营业收入是否超过当年所在行业营业收入中位数,划分为大型企业和中小型企业。回归结果显示,大型企业与发明家高管虚拟变量交互项系数显著为正,表明发明家高管对大型企业创新的促进作用更明显。技术创新是一项充满风险的长期活动,一旦创新失败,企业将面临较高的成本,中小型企业由于自身规模比较小,抗风险能力较差,缺乏足够动力去进行技术创新,尤其是风险较高的重大创新。④成熟期企业与成长期企业。企业处于不同的发展阶段,其目标和约束也有所不同,对于成长期企业,获得生存是首要目标,由于抗风险能力较弱,处于成长期的企业创新动力也比较弱;成熟期企业则不同,处在成熟期的企业,一般都占有稳定的市场,对于此类企业,维持市场控制是首要目标,技术专利能够提高进入门槛,帮助企业维持市场地位不被侵蚀,所以,成熟期企业表现出更强烈的创新动机。本文根据企业成立年限是否超过10年,将企业样本划分为成熟期企业和成长期企业两种类型。回归结果表明,高管发明家经历对成熟期企业创新的影响更显著。⑤制度环境的调节效应。技术创新是一项高风险、高收益活动,尤其是原创性的新产品和新技术经常面临较高的失败风险。创新成功能够为企业带来超额垄断收益,一旦创新失败,企业又会面临较高的成本,良好的制度环境和知识产权保护能够为企业技术创新提供强有力保障(吴超鹏和唐葑,2016),本文进一步分析制度环境对发明家高管技术创新影响的潜在调节效应。本文根据王小鲁等(2017)计算的各省份历年市场化指数,构建制度环境虚拟变量(*Highmarket*),若企业所在地当年市场化指数超过当年全国中位值水平,说明该地区制度环境相对较好,取值为1,反之为0。回归结果显示,控制企业所在地制度环境以及制度环境与发明家高管交互项后,发明家高管回归系数仍然显著为正,不改变本文基本结论。制度环境与发明家高管的交互项回归系数显著为负,这意味着发明家高管对企业创新的促进效应在制度环境较差的地区更加明显,也即高管发明家经历在一定程度上弥补了制度环境的不足。^①

3. 内生性处理

(1)高管换届分析。企业高管有固定任期,任期届满会进行换届选举,企业高管换届为本文提供了一个准自然实验。由于不同企业高管换届时间不同,因此,本文以高管换届为研究样本,以高管换

^① 作者感谢审稿人关于制度环境调节效应的宝贵建议。

届当年作为第0期,分析发明家高管上任前后三年内企业专利授权总量的变化情况。接下来,通过实证分析进行检验,本文收集并整理出发明家高管上任当年截面数据,采用OLS方法进行横截面回归。表3所示为发明家高管上任对该企业创新专利授权总量的影响,因变量分别为发明家高管上任之后第一年、第二年、第三年企业专利授权总量以及上任后三年内企业专利授权量平均水平相对于上任前一年的变化量,模型解释变量均为一阶差分项。由表3可知,发明家高管的估计系数均显著为正,且都在1%水平上显著,说明发明家高管上任的确显著提高企业创新专利产出。

表3 发明家高管换届分析

因变量类型	模型1	模型2	模型3	模型4
	Year -1 to Year 1	Year -1 to Year 2	Year -1 to Year 3	Year -1 to Mean Year 1-3
	$\Delta \ln_patentall_grant$	$\Delta \ln_patentall_grant$	$\Delta \ln_patentall_grant$	$\Delta \ln_patentall_grant$
$\Delta PreCEO_inventor$	0.383*** (0.130)	0.531*** (0.166)	0.606*** (0.170)	0.621*** (0.137)
$\Delta \ln_assets$	-0.946 (0.594)	-0.216 (0.938)	-0.824 (0.947)	-0.823 (0.763)
$\Delta \ln_salespp$	-0.166 (0.388)	-0.220 (0.483)	0.506 (0.488)	0.050 (0.393)
$\Delta Leverage$	-0.888 (1.999)	-0.314 (2.512)	0.015 (2.518)	-0.443 (2.028)
ΔMB_ratio	0.530** (0.231)	0.169 (0.294)	-0.175 (0.308)	0.040 (0.248)
$\Delta Salesgrowth$	0.793** (0.355)	0.481 (0.435)	0.232 (0.441)	0.405 (0.355)
ΔROA	1.925 (2.504)	5.068* (3.048)	-0.606 (3.755)	0.399 (3.024)
$\Delta Stockreturn$	0.225 (0.161)	0.083 (0.198)	0.073 (0.199)	0.105 (0.160)
$\Delta Stockvolatility$	0.830 (0.950)	0.896 (1.175)	1.526 (1.185)	1.042 (0.954)
观测值	114	107	99	99

注:小括号内为稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

(2)面板工具变量估计。本文采用Hausman-Wu内生性检验来检验内生性问题是否存在,所有检验结果均表明模型内生性问题存在,因此,采用工具变量估计是必要的。表4详细列示了面板工具变量估计结果,采用两阶段最小二乘估计方法(2SLS),本文同时采用广义矩估计(GMM)和有限信息极大似然估计(LIML)方法,也都得到一致的结论。作为参照,本文同时报告基准模型估计结果(表4模型1),表4模型2表示第一阶段估计结果,其中,工具变量 $PreCEO_homelandpp$ 的估计系数为-0.035,且在1%水平上显著,也即企业高管籍贯所在地人均耕地面积越少,越具有冒险精神,企业高管拥有发明家经历的概率也越高,与理论预期一致。前三期发明家高管变量的估计系数为0.47,同样在1%水平上显著为正,这同本文之前的理论预期也是一致的。此外,Anderson LM检验显著拒绝原假设,说明模型不存在识别不足问题,即所选工具变量与内生解释变量相关。Cragg-Donald Wald F统计量明显大于Stock-Yogo弱工具变量检验的临界值,显著拒绝存在弱工具变量的原假设,说明模型不存在弱工具变量问题。Sargan检验也表明本文所选两个工具变量是合适的。

表4模型3至模型6为第二阶段回归估计结果,由表4可知,发明家高管对企业专利授权总量以及实用新型专利授权量的估计系数分别为0.639和0.608,且均在1%水平上显著,表明发明家高

表 4 发明家高管对企业创新影响 (Panel IV-2SLS)

因变量类型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	<i>Ln_patentall</i> _grant	L1.PreCEO_ inventor	<i>Ln_patentall</i> _grant	<i>Ln_patentinv</i> _grant	<i>Ln_patentapp</i> _grant	<i>Ln_patentdes</i> _grant
估计方法	OLS	第一阶段	第二阶段			
L1. PreCEO_inventor	1.042*** (0.030)		0.639*** (0.240)	0.205 (0.207)	0.608*** (0.211)	0.196 (0.172)
L1. PreCEO_homelandpp		-0.035*** (0.013)				
F3. PreCEO_inventor		0.470*** (0.014)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9154	4160	4160	4160	4160	4160
仅包含工具变量的联合检验 F 统计量(值)		570.090 (0.000)				
工具变量识别不足检验 :Anderson Canon. LM(P 值)			854.333 (0.000)	854.333 (0.000)	854.333 (0.000)	854.333 (0.000)
弱工具变量检验 :Cragg-Donald Wald F 统计量			570.086	570.086	570.086	570.086
Stock-Yogo Weak ID Test Critical Values: 10% Maximal IV			19.93	19.93	19.93	19.93
工具变量过度识别检验 :Sargan 统计量 (P 值)			0.752 (0.386)	0.795 (0.373)	6.031 (0.014)	0.212 (0.645)

注:小括号内为标准差,中括号内为 P 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;控制变量与基准模型一致,下同。

管对企业专利授权总量以及实用新型专利授权量具有显著的正向促进作用。发明家高管对企业发明专利授权量和外观设计专利授权量的估计系数分别为 0.205 和 0.196,这表明发明家高管对企业发明专利授权量和外观设计专利授权量存在正向影响,但这种正向影响在统计意义上不显著。面板工具变量估计结果进一步表明发明家高管对企业创新专利产出存在一定的促进作用。

(3)倾向得分匹配估计。本文接下来根据企业高管是否拥有发明家经历,采用倾向得分匹配方法(Propensity Score Matching,简称 PSM)估计发明家高管对企业创新专利产出的“处理效应”。在进行倾向得分匹配回归估计之前,需要进行平衡性检验,检验结果表明,匹配后所有协变量的标准化偏差小于 10%,而且所有 t 检验的结果不拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设,对比匹配前的结果,所有变量的标准化偏差均大幅缩小,说明所有协变量都通过了平衡性检验。这表明经过倾向得分匹配后,发明家高管企业与非发明家高管企业的特征差异得到较大程度的消除,在进行倾向得分匹配时仅会损失少量样本。^①表 5 模型 1—模型 8 分别报告了发明家高管对企业创新专利授权总量采用一对一匹配、邻近匹配、卡尺匹配、半径匹配、核匹配、局部线性回归匹配、样条匹配以及马氏

① 限于篇幅,发明家高管的平衡性检验的具体结果均可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件查看。

匹配方法后的估计结果。其中,ATE 表示考虑整个样本的匹配结果;ATU 表示只考虑非发明家高管企业的匹配结果;ATT 则为仅考虑发明家高管企业的平均处理效应,这也是本文最关心的结果。由表 5 可知,所有匹配结果均显著为正,且都在 1%水平上显著,说明发明家高管使得企业专利授权总量平均增加约 1 倍。倾向得分匹配估计结果与基准模型较为接近,进一步验证了本文结论,即发明家高管能够显著提高企业创新专利产出。

表 5 发明家高管对企业创新的倾向得分匹配回归估计结果

因变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
类型	<i>Ln_patentall_grant</i>							
估计方法	1 对 1 匹配	邻近匹配	卡尺匹配	半径匹配	核匹配	局部线性回归匹配	样条匹配	马氏匹配
未匹配	1.367*** (0.032)	1.367*** (0.032)	1.367*** (0.032)	1.367*** (0.032)	1.367*** (0.032)	1.367*** (0.032)	1.367*** (0.032)	1.367*** (0.032)
ATT	0.954*** (0.054)	0.973*** (0.045)	0.973*** (0.042)	0.991*** (0.037)	0.998*** (0.036)	0.967*** (0.032)	0.985*** (0.032)	1.112*** (0.030)
ATU	1.115*** (0.068)	1.153*** (0.047)	1.153*** (0.042)	1.161*** (0.048)	1.157*** (0.040)	1.156*** (0.047)	1.145*** (0.042)	1.111*** (0.034)
ATE	1.068*** (0.053)	1.100*** (0.039)	1.100*** (0.034)	1.111*** (0.041)	1.110*** (0.035)	1.100*** (0.038)	1.098*** (0.035)	1.111*** (0.030)
观测值	8875	8875	8875	8875	8875	8875	8875	8875

注:模型 1—模型 8 代表不同匹配方式,上表中汇报的标准差除模型 8 以外皆通过自助法得到。

五、发明家高管对企业创新影响的机制分析

在上文中已经得到发明家高管促进企业创新的经验证据,本部分重点分析发明家高管促进企业创新的作用机制。

1. 发明家高管与企业创新依赖

考察发明家高管的创新效应在创新依赖程度不同的企业中是否存在显著差异。根据企业研发投入强度是否超过当年同行业中位值水平,将样本企业划分为高创新依赖企业与低创新依赖企业,定义高创新依赖企业虚拟变量(*Highrdintensity*),若企业为高创新依赖企业,*Highrdintensity* 取值为 1,反之为 0。企业对技术创新的依赖程度越高,对高管专业知识的要求也就越高,如果高管拥有发明家经历,理论上对企业创新的影响也就更为显著。为检验该机制,分别在基准模型中引入高创新依赖企业虚拟变量与发明家高管虚拟变量的交互项,表 6 模型 1—模型 8 分别汇报了对企业专利授权总量以及三种不同类型专利授权量的具体影响,由表 6 可知,在大部分模型中,创新依赖程度较高的企业,创新产出相比创新依赖较低的企业明显更高,高创新依赖企业与发明家高管哑变量交互项系数均在 1%水平上显著为正,意味着,对于创新依赖程度较高的企业,高管发明家经历对企业创新的正向促进作用越明显。

2. 发明家高管与管理层短视

高管发明家经历提高企业管理层多元化水平,实证研究表明,企业管理层多元化能够减轻管理层短视程度,由于技术创新是一项充满未知风险的长期过程,管理层短视显然不利于企业创新。准

表 6 发明家高管对不同程度创新依赖企业的影响

因变量类型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	<i>Ln_patentall_grant</i>		<i>Ln_patentinv_grant</i>		<i>Ln_patentapp_grant</i>		<i>Ln_patentdes_grant</i>	
估计方法	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
L1. <i>Highrdintensity</i>	0.268*** (0.033)	-0.007 (0.036)	0.162*** (0.020)	0.046** (0.021)	0.227*** (0.029)	0.041 (0.032)	0.059** (0.024)	-0.054** (0.025)
L1. (<i>Highrdintensity</i> × <i>PreCEO_inventor</i>)		0.748*** (0.041)		0.316*** (0.028)		0.507*** (0.038)		0.306*** (0.035)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7213	7212	7213	7212	7213	7212	7213	7212

注:小括号内为稳健标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;控制变量与基准模型中控制变量一致。

确度量企业管理层短视程度较为困难,本文参考王海明和曾德明(2013),使用企业当前短期投资与期初企业总资产的比例(*Shortinv_ratio*)来直接度量企业管理层短视程度,在 2007 年以前使用“短期投资净额”,之后采用“交易性金融资产”、“可供出售金融资产净额”、“持有至到期投资净额”三个科目之和来度量企业短期投资。在基准模型中引入管理层短视,以及管理层短视与发明家高管交互项,回归结果如表 7A 所示,管理层短视(*Shortinv_ratio*)回归系数均显著为负,且都在 1%水平上显著,说明管理层短视对企业创新存在显著的负面影响,管理层短视与发明家高管交互项系数均显著为正,意味着发明家高管一定程度上降低了管理层短视对企业创新的不利影响。另外,企业管理层会受到证券市场投资者行为的影响,尤其是在中国这样一个以个人投资者为主的市场中,本文参考张峥和刘力(2006),使用企业股票换手率(*Stockturnover*)来间接度量管理层短视程度。通过在基准模型中分别引入企业股票换手率,以及股票换手率与发明家高管变量的交互项,实证检验发明家高管是否通过降低企业管理层短视,进而促进企业创新,由表 7B 可知,企业股票换手率越高,企业创新专利产出也就越低,说明短视确实阻碍企业创新,企业股票换手率与发明家高管虚拟变量交互项系数显著为正,表明发明家高管显著削弱管理层短视对企业创新的不利影响。^①

3. 发明家高管、激励信号与研发人员创新

若企业高管拥有发明家经历,相当于为企业内部个体发明家提供了较强的创新激励信号,能够激励发明家进行技术创新。本文基于 IncoPat 科技创新情报平台收集并整理了中国制造业上市企业超过 10 万名个体发明家创新专利数据,构造发明家专利产出变量(*Ln_patents*)。样本中发明家获得专利的平均年限约为 3.76 年,因此,本文还进一步构造企业内部个体发明家创新参与意愿指标变量(*Participant_3year*、*Participant_4year* 和 *Participant_5year*),若发明家在未来三年中获得过至少 1 件专利,说明该发明家在当年参与了研发创新,*Participant_3year* 取值为 1,反之取值为 0。同理,若在未来四年中至少获得过 1 件专利,*Participant_4year* 取值为 1,反之为 0。若在未来五年中至少获得过 1 件专利,*Participant_5year* 取值为 1,反之为 0。表 8 报告了发明家高管对企业内部个体发明家创新专利产出,以及创新参与意愿的影响,由表 8 模型 1 可知,发明家高管的估计系数显著为正,且在 1%水平上显著,表明企业高管发明家背景能够显著增加下一期企业内部个体发明家的创新专

① 作者感谢审稿人关于企业管理层短视度量指标选取的宝贵建议。

表 7 发明家高管、管理层短视与企业创新

因变量类型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	<i>Ln_patentall_grant</i>		<i>Ln_patentinw_grant</i>		<i>Ln_patentapp_grant</i>		<i>Ln_patentdes_grant</i>	
估计方法	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
A. 使用企业短期投资占总资产比重度量管理层短视								
L1. <i>Shortinv_ratio</i>	-1.811*** (0.396)	-3.607*** (0.433)	-0.685*** (0.233)	-1.491*** (0.242)	-1.221*** (0.341)	-2.213*** (0.389)	-1.131*** (0.267)	-1.838*** (0.274)
L1. (<i>Shortinv_ratio</i> × <i>PreCEO_inventor</i>)		7.164*** (0.764)		3.216*** (0.510)		3.957*** (0.687)		2.820*** (0.637)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8256	8256	8256	8256	8256	8256	8256	8256
B. 使用企业股票换手率度量管理层短视								
L1. <i>Stockturnover</i>	-0.001 (0.007)	-0.043*** (0.007)	-0.008** (0.004)	-0.027*** (0.004)	0.008 (0.006)	-0.022*** (0.006)	-0.009* (0.005)	-0.026*** (0.004)
L1. (<i>Stockturnover</i> × <i>PreCEO_inventor</i>)		0.157*** (0.007)		0.069*** (0.004)		0.111*** (0.006)		0.062*** (0.005)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9155	9154	9155	9154	9155	9154	9155	9154

注:小括号内为稳健标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;控制变量与基准模型控制变量一致。

表 8 发明家高管对个体发明家创新产出和创新意愿的影响

因变量类型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>Ln_patents</i>	<i>Participant_3year</i>	<i>Participant_4year</i>	<i>Participant_5year</i>
估计方法	OLS	Logit	Logit	Logit
L1. <i>PreCEO_inventor</i>	0.032*** (0.001)	0.113*** (0.006)	0.135*** (0.007)	0.163*** (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
观测值	910445	638950	553981	475709

注:小括号内为稳健标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;控制变量与基准模型一致。

利产出。根据表 8 模型 2—模型 4 估计结果,发明家高管对所有三种创新参与意愿变量的影响均在 1%水平上显著为正,意味着企业高管发明家经历能够显著提高企业内部个体发明家的创新参与意愿,个体发明家创新参与意愿提高又会带来企业整体技术创新水平的提高。企业高管发明家经历向

企业内部个体发明家提供了明显的激励信号,激励发明家进行技术创新,作为企业内部从事技术创新活动的主要群体,企业内部个体发明家创新专利产出和创新参与意愿的提高又会带来企业整体技术创新水平的提升。

4. 其他竞争性解释

在上文中,本文通过基准模型回归、稳健性检验、异质性分析、内生性处理,得到发明家高管促进企业创新的经验证据,并对三种影响机制进行了实证检验。但是,发明家高管对企业创新的正向促进作用还有可能存在其他竞争性解释。本文接下来对创始人高管以及过度自信高管两种潜在竞争性解释进行实证分析。

(1)高管为企业创始人。贺小刚等(2011)研究发现,企业创始人离任对创新和经营绩效具有显著影响。为控制企业高管为创始人这一潜在竞争性解释的干扰,本文从国泰安数据库中收集并整理出中国所有制造业上市企业上市时管理层人员信息,通过匹配得到企业董事长或总经理是否为创始人高管,构造创始人高管虚拟变量(*PreCEO_founder*),若企业董事长或总经理至少有1人为创始人高管,取值为1,反之为0。采用逐步回归方法,表9报告了具体的估计结果,根据表9模型2、模型4、模型6和模型8,控制创始人高管变量以后,发明家高管的估计系数仍然显著为正,且变化较小,说明创始人高管不改变本文基本结论。

表9 发明家高管、创始人高管与企业创新

因变量类型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	<i>Ln_patentall_grant</i>		<i>Ln_patentinv_grant</i>		<i>Ln_patentapp_grant</i>		<i>Ln_patentdes_grant</i>	
L1. <i>PreCEO_inventor</i>	1.042*** (0.030)	1.005*** (0.030)	0.463*** (0.021)	0.444*** (0.021)	0.733*** (0.028)	0.705*** (0.028)	0.397*** (0.026)	0.392*** (0.026)
L1. <i>PreCEO_founder</i>		0.320*** (0.033)		0.164*** (0.021)		0.246*** (0.029)		0.040* (0.024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9154	9154	9154	9154	9154	9154	9154	9154

注:小括号内为稳健标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;L1表示滞后一期,控制变量与基准模型估计中控制变量保持一致。

(2)高管存在过度自信。高管过度自信能够显著提高企业创新水平(Malmendier et al.,2011)。发明家高管可能是由于过度自信促进了企业技术创新,为排除这一替代性解释的干扰,本文参考相关文献(姜付秀等,2009),构建两个衡量高管过度自信的代理指标:企业董事长和总经理薪酬在所有管理层薪酬总额中所占比重 (*PreCEO_payratio*)、企业董事长和 CEO 持股是否增加哑变量 (*PreCEO_shareincrease*)。在模型中对企业高管过度自信进行控制,采用逐步回归方法进行分析,表10列示了具体的估计结果,根据表10,高管薪酬占比的估计系数为负,说明企业董事长和总经理在管理层薪酬占比越高,越不利于企业创新。高管持股增加虚拟变量的估计系数显著为正,且均在 1%水平上显著,表明使用高管股票增持衡量的高管过度自信确实能够促进企业创新。控制高管过度自信变量后,发明家高管的估计系数仍然在 1%水平上显著为正,说明发明家高管对企业创新的正向促进作用仍然存在,本文基本结论未发生改变。

表 10 发明家高管、过度自信高管与企业创新

因变量类型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	<i>Ln_patentall_grant</i>			<i>Ln_patentinv_grant</i>		
L1. <i>PreCEO_inventor</i>	1.042*** (0.030)	1.035*** (0.030)	1.029*** (0.030)	0.463*** (0.021)	0.461*** (0.021)	0.457*** (0.021)
L1. <i>PreCEO_payratio</i>		-0.318*** (0.110)	-0.309*** (0.109)		-0.051 (0.069)	-0.046 (0.069)
L1. <i>PreCEO_shareincrease</i>			0.141*** (0.034)			0.094*** (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9154	9136	9136	9154	9136	9136

注:小括号内为稳健标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;L1.表示滞后一期,控制变量与基准模型估计中控制变量保持一致。

六、主要结论与政策含义

党的十九大报告指出,创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑。技术创新已经成为提高企业竞争力的核心战略。大量研究考察了企业高管特质及背景经历对企业创新的影响,鲜有学者探究高管的发明家经历对企业创新的影响。通过匹配企业高管数据库和基于 IncoPat 专利检索数据库手工收集并整理出的中国制造业上市企业内部发明家数据库,本文实证分析高管发明家经历对企业创新的具体影响及其作用机制。本文主要发现:①企业董事长和总经理具有发明家经历能够显著提高企业研发投入、创新产出以及研发创新效率等创新绩效。②一系列稳健性检验、异质性分析和模型内生性分析均表明上述结论是稳健和可靠的。特别地,发明家高管对高科技企业、国有企业、大型企业、成熟企业、制度环境较差地区企业创新的正向影响更加明显。③本文进一步的影响机制分析表明,发明家高管通过提供专业知识,提高管理层多元化、减轻管理层短视,以及向企业内部个体发明家传递激励信号等途径,促进企业技术创新。

中国政府已出台了一系列政策举措鼓励“大众创业、万众创新”,着力激发全社会创新和创造活力,提高自主创新水平。基于本文研究结果,提出如下建议:①完善企业创新激励机制。发明家是企业内部从事技术创新活动的主要群体,提高企业技术创新水平重点在于激励发明家更好发挥自身聪明才智。传统上,薪酬激励是主要的激励方式,发明家通过技术创新获得相关专利,企业给予发明家收入上的补偿和奖励。但薪酬激励并非唯一有效的激励方式,本文通过研究发现,职业晋升等非薪酬激励方式同样发挥重要作用。如果发明家能够进入管理层,成为企业高管,不仅能够增强企业创新偏好,显著提高企业技术创新水平和创新效率,而且给企业内部其他个体发明家提供了较强的激励信号,提高发明家群体的创新效率和创新意愿。②完善公司治理机制,鼓励企业内部发明家积极参与公司治理。作为全世界最大的发展中国家,中国的法制建设、市场化体制建设以及现代企业管理制度建设尚未完成,公司治理尚不成熟,仍处于较低水平,各种损害股东和企业长远发展的投机和短视行为屡见不鲜,企业普遍比较短视,更加关注短期盈利而非企业长期发展,综合看,不利于企业创新。吸纳发明家进入企业管理层能够有效提高管理层多元化,从而减轻企业管理层短视,有利于管理层采取符合企业长久发展的战略决策。③健全创新型人才长效培养模式。创新型人才培养是建设科技强国的重要一环,企业应当根据自身条件,加强内部创新型人才培育;引进外部高端人

才支持;鼓励创新型人才双向交流等。政府应当因地制宜、创造良好的创新型人才培养环境,加快构建政府、企业、高校、科研院所“四位一体”创新型人才长效、协同培养体系,提高全社会综合创新水平。

[参考文献]

- [1]代昀昊,孔东民. 高管海外经历是否能提升企业投资效率[J]. 世界经济, 2017,(1):168-192.
- [2]党力,杨瑞龙,杨继东. 反腐败与企业创新:基于政治关联的解释[J]. 中国工业经济, 2015,(7):146-160.
- [3]冯根福,温军. 中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析[J]. 中国工业经济, 2008,(7):91-101.
- [4]贺小刚,燕琼琼,梅琳,李婧. 创始人离任中的权力交接模式与企业成长——基于中国上市公司的实证研究[J]. 中国工业经济, 2011,(10):98-108.
- [5]姜付秀,张敏,陆正飞. 管理者过度自信、企业扩张与财务困境[J]. 经济研究, 2009,(1):131-143.
- [6]姜付秀,石贝贝,马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束[J]. 经济研究, 2016,(6):83-97.
- [7]鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013,(1):4-16.
- [8]罗进辉,李雪,向元高. 军人高管是积极的创新者吗?——来自中国家族控股上市公司的经验证据[J]. 管理学季刊, 2017,(3):91-173.
- [9]申宇,赵玲,吴风云. 创新的母校印记:基于校友圈与专利申请的证据[J]. 中国工业经济, 2017,(8):156-173.
- [10]王海明,曾德明. 管理者短视偏差对企业投资行为影响研究——一个基于股东短期利益压力视角的实证[J]. 财经理论与实践, 2013,(1):34-38.
- [11]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2017.
- [12]吴超鹏,唐菂. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2016,(11):125-139.
- [13]张杰,郑文平,新夫. 中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新[J]. 中国工业经济, 2017,(10):118-136.
- [14]张峥,刘力. 换手率与股票收益:流动性溢价还是投机性泡沫[J]. 经济学(季刊), 2006,(2):871-892.
- [15]周楷唐,麻志明,吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本[J]. 经济研究, 2017,(7):169-183.
- [16]Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005,120(2):701-728.
- [17]Audretsch, D. B., and E. Lehmann. Entrepreneurial Access and Absorption of Knowledge Spillovers: Strategic Board and Managerial Composition for Competitive Advantage[J]. Journal of Small Business Management, 2006, 44(2):155-166.
- [18]Bernile, G., V. Bhagwat, and P. R. Rau. What Doesn't Kill You Will Only Make You More Risk-Loving: Earl-Life Disasters and CEO Behavior[J]. Journal of Finance, 2017,72(1):167-206.
- [19]Chang, X., K. Fu, A. Low, and W. Zhang. Non-Executive Employee Stock Options and Corporate Innovation[J]. Journal of Financial Economics, 2015,115(1):168-188.
- [20]Daellenbach, U., A. McCarthy, and T. Schoenecker. Commitment to Innovation: The Impact of Top Management Team Characteristics[J]. R&D Management, 1999,29(3):199-208.
- [21]Dearborn, D., and H. Simon. Selective Perception: A Note on the Departmental Identifications of Executives[J]. Sociometry, 1958,21(2):140-144.
- [22]Finkelstein, S. Power in Top Management Teams: Dimensions, Measurement, and Validation [J]. Academy of Management Journal, 1992,35(3):505-538.
- [23]Francis, B., I. Hasan, and Q. Wu. Professors in the Boardroom and Their Impact on Corporate Governance and Firm Performance[J]. Financial Management, 2015,44(3):547-581.
- [24]Hambrick, D. Upper Echelons Theory: An Update[J]. Academy of Management Review, 2007,32(2):334-343.
- [25]Hertwig, R., G. Barron, E. Weber, and I. Erev. Decisions from Experience and the Effect of Rare Events in Risky Choice[J]. Psychological Science, 2004,15(8):534-539.

- [26]Hillman, A., and T. Dalziel. Boards of Directors and Firm Performance: Integrating Agency and Resource Dependence Perspectives[J]. *Academy of Management Review*, 2003,28(3):383–396.
- [27]Hirshleifer, D., P. Hsu, and D. Li. Innovative Efficiency and Stock Returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013,107(3):632–654.
- [28]Lin, C., P. Lin., and F. Song. Managerial Incentives, CEO Characteristics and Corporate Innovation in Chinese Private Sector[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2011,39(2):176–190.
- [29]Luo, J., Y. Xiang., and R. Zhu. Military Top Executives and Corporate Philanthropy: Evidence from China[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2017,34(3):725–755.
- [30]Malmendier, U., G. Tate, and J. Yan. Overconfidence and Early–Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies[J]. *Journal of Finance*, 2011,66(5):1687–1733.
- [31]Porter, M. Capital Disadvantage: America’s Failing Capital Investment System [J]. *Harvard Business Review*, 1992,70(5):65–82.
- [32]Stein, J. Takeover Threats and Managerial Myopia[J]. *Journal of Political Economy*, 1988,96(1):61–80.
- [33]Talke, K., S. Salomo, and K. Rost. How Top Management Team Diversity Affects Innovativeness and Performance Via the Strategic Choice to Focus on Innovation Fields[J]. *Research Policy*, 2010,39(7):907–918.

Inventor Executives and Innovation

YU Yi–hua¹, ZHAO Qi–feng², JU Xiao–sheng³

- (1. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
3. College of Humanities and Social Sciences, National University of Defense Technology, Changsha 410072, China)

Abstract: Using self–collected database of inventor executives in the listed manufacturing firms in China, this study aims to examine the effects of inventor chairman and CEO on corporate innovation and the mechanism involved. The main finding is that, the executive’s invention experience has a significantly positive effect on the firm’s R&D inputs, R&D output and innovation efficiency. In addition, the positive effect appears to be more apparent in the high–tech enterprises, state–owned enterprises, large–scale enterprises, mature enterprises, and regional enterprises with a relatively poor institutional milieu. Taking into account the possible endogeneity issues in the model, this study further applies other methods like top–executive turnover analysis, instrumental variable and propensity score matching methods. The results all indicate that inventor executives can significantly raise the enterprise’s innovation output. Mechanism analysis shows that the firm’s innovation output can be raised by the inventor executives through their provision of professional knowledge, diversification of management, reduction of management myopia, and the delivery of stimulus signal to individual inventors within enterprises. Meanwhile, this study excludes possible explanations from disturbances such as founder executives and overconfident executives. A series of robustness checks further reveal that the conclusions are robust and reliable. This study, for the first time, contributes to the existing studies of firm executives and innovation using the manufacturing industry database to systematically explore the impact of top executives with invention background on firm innovation, and eventually provides vital micro–level evidence on supporting the implementation of the “Mass Entrepreneurship and Innovation” policy.

Key Words: inventor executives; firm innovation; professional knowledge; management myopia; stimulus signal

JEL Classification: G34 L25 O31

[责任编辑:许明]