

中国家族企业创新绩效测评 ——基于“中国企业-劳动力匹配调查(CEES)”的实证解释

李青¹ 李唐² 宁璐¹

(1. 广东外语外贸大学广东国际战略研究院, 广州 510420;

2. 华中师范大学经济与工商管理学院, 武汉 430079)

摘要: 作为中国企业最重要的组成部分之一, 家族企业创新能力的强弱对于中国经济的创新转型起到了不容忽视的重要作用。运用2018年“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)^①数据, 本文从创新投入、创新产出两个维度出发, 就中国家族企业与非家族企业的创新差异、不同代际家族企业的创新异质性问题展开了较为详细的实证研究。基准回归表明, 在充分引入企业年龄、所有制特征、技术溢出、创新集聚、行业与地区特征和共同时间趋势的前提下, 现阶段中国家族企业呈现出较为显著的“低创新”特征, 其不仅体现在研发支出、有效专利数量分别较非家族企业偏低72.22%和17.15%, 而且在有效发明专利、生产方法创新和辅助性生产系统创新等领域, 家族企业的创新表现也显著偏低。稳健性检验表明, 在有效解决测度误差、因果倒置和遗漏变量等问题之后, 家族企业的“低创新”特征仍稳健存在。进一步分析发现, 家族企业的创新偏低主要集中于市场竞争较充分的地区和行业; 与一代家族企业相比, 二代家族企业的创新投入、创新产出均相对偏高。内在机制检验表明, 企业家能力、管理质量是引致家族企业与非家族企业创新差异、不同代际家族企业存在创新异质性的主要原因。工具变量估计策略有力支持了家族企业“低创新”特征满足因果推断的统计要求。

关键词: 家族企业; 创新; 中国企业-劳动力匹配调查

DOI:10.14120/j.cnki.cn11-5057/f.2022.08.021

引言

改革开放以来, 中国经济取得了举世瞩目的成就。然而, 随着后发优势与低劳动力成本“人口红利”的逐步消失, 中国经济发展的内部条件和外部环境也正在发生深刻变化。面对新形势和新挑战, 中国经济必须通过创新驱动、高质量发展实现经济发展方式转型。宏观上的创新发展目标, 需要以微观企业创新动能提升作为重要基础。作为占中国企业、尤其是民营企业主体70%以上的广大家庭族企业, 其创新动能的强弱, 更对中国经济整体的创新转型起到了不容忽视的重要作用。

近年来, 关于家族企业创新问题的研究正受到国内外学术界的持续关注^[1]。其中, 运用欧美等发达经济体的微观数据, 部分国外学者就家族企业与非家族企业的创新差异问题进行了深入的理论与实证研究。一方面, 从委托-代理(Agency Rationale)理论视角出发, 部分研究认为: 家族企业在治理结构上往往更加偏重控股家族的经济收益。在进行研发投入、新产品开发、专利申请等创新活动时更加偏重于自身家族的个体利益, 对企业整体利益尤其是小股东权益造成损害。基于上述理论视角, Block^[2]运用美国行业面板数据, 研究表明: 行业内家族企业占比与研发投入呈现显著的负向关系。运用来自英国制造业、零售业和酒店服务业1000余家企业的微观数据, Madanoglu等^[3]研究发现: 与非家族企业相比, 家族企业在风险分散上存在较多不足, 其对于企业创新的总体影响也显著为负。另一方面, 从职权主义(Stewardship)理论视角出发, 部分研究认为: 由于家族企业内部管理职权的集中性, 企业所有者与管理者的利益冲突问题往往较少。“打虎亲兄弟、上阵父子兵”的信任结构, 使得家族企业相对而言或更具活力。在此背景下, 企业所有者将更加关注除短期盈利目

收稿日期: 2021-02-01

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(20&ZD085); 国家社会科学基金青年项目(19CJL008); 国家自然科学基金面上项目(71573058); 广东外语外贸大学黄埔研究院项目(HP2021007)。

作者简介: 李青, 广东外语外贸大学广东国际战略研究院教授, 博士生导师; 李唐(通讯作者), 华中师范大学经济与工商管理学院副教授, 硕士生导师; 宁璐, 广东外语外贸大学广东国际战略研究院博士研究生。

①本文所使用的2018年“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)数据, 得到中国社科院都阳教授、香港科技大学Albert Park教授和斯坦福大学李宏彬教授等CEES项目发起人的授权。

标之外如企业社会责任、代际传承等中长期目标,而后者对企业创新产生促进作用。围绕上述理论,Hoffman等^[4]研究发现,家族企业具有较高的家族专用性人力资本(family specific human capital),在企业创新上更具竞争优势。与之相似,Craig和Dibrell^[5]的实证研究表明,与非家族企业相比,家族企业在环保创新等方面的社会责任感显著偏高。运用1994—2000年法国上市公司数据,Sraer和Thesmar^[6]对不同类型家族企业与非家族企业的创新绩效差异进行了分析。研究发现,与非家族企业相比,创始人控制的家族企业、创始人后代控制的家族企业和由职业经理人管理的家族企业的创新绩效均显著偏高。而由于创始人效应(founder effect),创始人控制的家族企业的创新绩效相对最高。运用欧盟的微观企业调查数据,Broekaert等^[7]的研究进一步支撑了上述研究发现。此外,运用1990—2016年西班牙制造业企业的微观面板数据,Munoz-Bullon等^[8]研究发现:家族企业可充分利用企业内外部创新资源,对创新绩效产生积极影响。

综上,尽管近年来部分文献从发达经济体微观数据出发,已就家族企业的创新投入、产出和绩效等问题展开了较多研究,但并未形成一致性的结论。不仅如此,考虑到发达经济体与新兴经济体在要素禀赋、制度环境与管理情境上的差异,上述基于发达经济体微观数据的理论分析与实证研究,虽能从研究方法、识别策略上提供有益镜鉴,但却无法套用其具体研究结论,对新兴经济体内部家族企业的创新现状做出直接推断^[9]。针对上述问题,近年来部分研究运用韩国、中国台湾地区等新兴经济体的微观数据,就家族企业的创新问题进行了一定的开创性研究。运用1998—2007年的韩国企业面板数据,Choi等^[10]研究发现:家族企业在研发投入上显著低于非家族企业。与之相似,运用中国台湾地区278家上市公司2002—2008年的微观数据,Liu等^[11]研究发现:家族企业的组织懈怠问题较非家族企业更为严重。考虑到治理质量的差异,家族企业在创新投入上明显较非家族企业偏低。值得注意的是,通过对上述文献的综合梳理,本文发现:针对家族企业的创新投入、创新产出问题,除少数研究外^[12],来自中国的理论分析与经验证据较为有限。

作为全球最大的新兴经济体,中国在公司治理模式、制度环境与经济转型等方面具有独特的历史传统。考虑到具体情境的差异,中国家族企业的创新投入、产出与绩效等问题,或与发达经济体和其他新兴经济体存在较大的异质性。从理论上,李新春等^[13]认为:作为一种特殊的创新创业组织,家族企业在治理模式、内外部发展环境上存在较大不同,其对企业创新将具有较为复杂的多元影响。运用2001—2005年的上市公司数据,部分研究就家族企业内部家族权威与创新能力的关系问题展开了实证研究。李婧和贺小刚^[14]研究表明,家族权威与家族企业的创新能力之间存在显著的倒U型关系,高管团队中家族成员过于强化、过于弱化的权威均不利于家族企业创新。基于民营企业抽样调查数据,部分研究从家族控制意愿、家族传承意愿出发,就家族企业的创新投入问题进行了剖析^[15]。实证表明,家族控制意愿对企业研发支出有显著的抑制作用,而家族传承意愿则对企业研发支出具有明显的促进效应。异质性检验表明,市场化程度会弱化家族控制意愿的负向影响,而企业家的政治关联则会对家族传承意愿的积极影响产生弱化作用。运用涉入理论(Involvement Theory),部分研究对家族涉入与企业创新投入的关系也进行了分析。研究表明:总体而言,家族涉入对于企业创新投入具有显著的抑制效应;不同细分维度的家族涉入则对企业创新投入存在异质性影响。其中,家族股权涉入、家族董事会涉入对企业创新投入存在负向影响;而家族管理涉入则对企业创新投入存在正向效应^[16]。此外,现有文献还就股权治理对家族企业创新的影响做出了一定的研究探索。研究表明“两权合一”的治理模式能够有效解决家族企业的委托-代理问题,对企业研发投入、研发产出具有显著的正向促进效应^[17];而“国有+民营”的混合所有制改革或将对家族企业创新具有重要的推动作用,国有股权参股能够显著促进家族企业的创新投入,且在高新技术企业、政策不确定性程度较高时具有更大影响^[18]。

考虑到中国文化对代际传承的关注,现有文献则对家族企业传承、跨代创新等问题进行了研究。基于上市家族企业样本,部分研究运用社会情感财富和涉入理论,就不同代际家族企业的创新投入差异进行了实证研究^[19-20]。研究表明,家族二代和职业经理人继任CEO均有可能降低企业创新投入。进一步分析表明,制度环境、政治关联对二代涉入与家族企业创新投入之间的关系分别具有正向和负向的调节效应。此外,少数研究还就不同期限家族企业、非家族企业创新的差异问题进行了实证分析^[21]。结果表明,与非家族企业相比,虽然家族企业短期的研发投入力度较低,但长期的研发投入力度更高。

值得注意的是,尽管上述研究从多个理论视角出发,对中国家族企业创新问题展开了较为深入的研究,但局限性仍不容忽视。第一,上述研究多采用上市公司数据,而上市公司多为大型企业,未有效涵盖占中国企业主体的广大中小企业^[16],对中国家族企业创新问题的现有研究或由于样本选择性而造成估计偏差。第二,现有研究多从企业创新投入维度出发,就家族所有制、家族意愿与企业研发创新的关系进

行实证检验^[14,15]。然而,值得注意的是,以创新投入作为企业创新的代理变量,在实证研究中有可能存在对企业创新的测度偏误。例如,在地方政府创新政策驱使下,部分企业有可能为了获取补贴而大量提高研发投入,但上述研发支出并未真正有效地促进企业创新。单纯以研发支出作为企业创新的衡量指标,企业创新水平有可能会由于存在其他渠道的潜在影响而有所高估。第三,由于上市公司样本规模、指标范围的局限性,现有研究对创始人控制家族企业、二代传承家族企业的区分或由于二代样本数量不够的问题而造成测度误差,从而难以就家族企业内部的创新差异进行准确、深入的研究。此外,由于企业家能力、管理质量等指标的缺失,现有研究难以就家族企业与非家族企业的创新差异、不同代际家族企业的创新异质性问题做出一致性的有效解释。

为此,本文运用 2018 年“中国企业-劳动力匹配调查”(China Employer-Employee Survey, CEES),拟从企业研发投入、有效专利数量两个维度出发,就家族企业与非家族企业的创新差异、不同代际家族企业的创新差异、家族企业创新的影响机制等问题展开较为全面的实证研究。本文的研究贡献有如下四点:第一,与现有文献多运用上市公司数据相比,本文所运用的 CEES 数据采用随机分层抽样方法,有效抽取了中国东、中和西部不同代表性省份、不同规模的制造业企业,能够有效规避上市公司研究企业规模偏大、遗漏中小企业样本所造成的选择性偏差,从而能更具代表性地实证检验中国家族企业的创新问题。第二,与现有文献多从企业创新投入的单一维度进行研究有所不同,本文充分运用 CEES 数据在企业创新投入、创新产出方面的指标丰富性,分别选取研发投入、有效专利数量作为企业创新投入、创新产出的代理指标,就家族企业与非家族企业创新投入、创新产出的差异状况进行稳健的实证检验。第三,CEES 数据不仅有效搜集企业创新的关键性指标,还匹配性地获取了受访企业多个维度的重要指标。基于此,本文采用工具变量估计策略,有效解决测度误差、因果倒置、遗漏变量、选择性偏误等引致的内生性问题,从而就家族企业与非家族企业的创新差异做出稳健的因果推断。在此基础上,本文能够从企业家能力、管理质量的相关指标出发,就影响中国家族企业创新提升的微观机制做出一致性的实证分析。第四,本文利用企业代际传承数据,有效地将全部家族企业划分为一代、二代家族企业,就不同代际家族企业的创新差异、引致上述差异的微观机制做出稳健的实证研究。

本文的剩余篇章结构安排如下:第二部分为研究设计,主要介绍数据来源,对家族企业与非家族企业的创新差异进行描述性统计,在此基础上对基准计量方程进行设定。第三部分为实证检验,分别以研发支出和有效专利数量作为被解释变量,就家族企业、非家族企业二者的创新差异进行实证检验,并运用多种识别策略探究家族企业“低创新”特征的异质性和稳健性。第四部分为进一步讨论,分别就不同代际家族企业的创新异质性、家族企业创新的影响机制等问题进行实证分析。在此基础上,运用多种因果推断方法,有效解决内生性问题对核心参数估计值准确性的潜在干扰。最后是结论。

研究设计

1、数据来源

本文使用的数据来源于中国社会科学院、香港科技大学和斯坦福大学等科研机构联合开展的 2018 年“中国企业-劳动力匹配调查”。采用科学的随机分层抽样方法,2018 年 CEES 有效搜集了广东、江苏、湖北、四川和吉林五省 1978 家制造业企业 2015—2017 年有关企业基本情况、股权与所有制结构、财务、生产、销售与出口、人力资源与营商环境等维度的 1030 项调查指标^②。值得注意的是,参照中国私营企业调查(Chinese Private Firm Survey)、管理组织实践调查(Management, Organizational Practice Survey, MOPS)等问卷的设计思路^[22,23],2018 年 CEES 完整搜集了受访样本企业家人口统计学特征、教育与专业背景、工作经历、家庭状况、企业传承、生产经营活动参与程度等多项调查指标,以及考核监督、目标规划、中高层管理人员和一线员工绩效激励等维度的管理实践得分指标^[24]。在此基础上,2018 年 CEES 还根据 OECD 企业创新调查的指导标准^[25],从研发投入、专利产出、产品与过程创新、知识产权购买与销售等维度出发,获取了受访企业较为全面的创新信息。

因此,本文不仅从创新投入、创新产出两个维度出发,就家族企业与非家族企业的创新差异进行较为全面的实证检验,而且通过深入挖掘家庭传承信息,就不同代际家族企业的创新异质性问题做出创新性的经验研究。与此同时,充分运用 2018 年 CEES 数据在企业家特征、管理实践等维度的问项丰富性,本文能够从企业家能力、管理质量等内在机制出发,就家族企业与非家族企业、不同代际家族企业的创新异质性问题,做出一

^②对 2018 年 CEES 抽样规则、样本范围与基本统计结果的描述,参见李唐等^[26]。

致性的实证解释。

2、描述性统计

本部分运用 2018 年 CEES 数据,就家族企业、非家族企业二者在创新投入、创新产出等维度的统计差异进行初步分析。一方面,以 2015—2017 年研发支出作为研发投入的表征量,图 1 给出了家族企业、非家族企业二者的核密度分布。统计表明,对于上述两类企业分组而言,研发支出的核密度分布均接近于正态分布,这说明 CEES 数据的调查质量较高,异常值(outlier)对各自均值的影响较小。进一步分析表明,与非家族企业相比,家族企业研发支出的核密度分布在整体上呈现显著的向左偏移,这说明家族企业创新支出的均值、中位值和左尾均显著低于对照组企业^③。因此,对于 2018 年 CEES 所搜集的受访样本 2015—2017 年研发支出的创新数据而言,家族企业在整体表现上显著弱于非家族企业。另一方面,考虑到专利数量作为创新产出表征量的计数特征,本文采用箱线图(图 2)呈现了家族企业、非家族企业二者有效专利数量^④的组间差异。统计表明,与对照组企业相比,家族企业有效专利数量的中位值、上四分位数、上边缘值均显著偏低,这说明,家族企业有效专利数量在整体上与非家族企业存在显著差距,而异常值对组间差异的干扰较少。

最后,将全部指标调整为 2015—2017 年面板数据结构,表 1 给出了本文实证研究主要变量的描述性统计结果,表 2 则报告了相关系数的显著性。统计表明:2015—2017 年家族企业占比为 69.56%^⑤,其与家族企业已有研究的统计结果较为接近^[1]。进一步分析表明,家族企业与研发支出、有效专利数量的相关系数分别为 -0.23 和 -0.17,均在 1%水平上统计显著。综上,描述性统计分析表明:与非家族企业相比,中国家族企业在创新投入、创新产出上显著偏低。

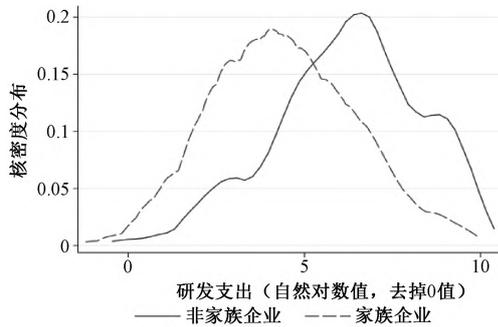


图 1 不同企业分组研发支出的统计分布

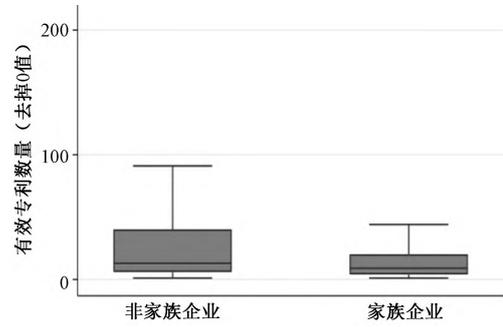


图 2 不同企业分组有效专利数量的比较

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
研发支出(万元)	5430	697.1598	2295.2960	0.0000	20701.0000
有效专利数量(发明和实用新型专利)	5660	10.9505	38.1831	0.0000	303.0000
有效发明专利数量	5649	3.6778	14.8015	0.0000	120.0000
生产方法创新(虚拟变量)	5826	0.6406	0.4799	0.0000	1.0000
辅助性生产系统创新(虚拟变量)	5826	0.5005	0.5000	0.0000	1.0000
家族企业(虚拟变量)	5904	0.6956	0.4602	0.0000	1.0000
国有企业(虚拟变量)	5934	0.0940	0.2919	0.0000	1.0000
外资企业(虚拟变量)	5934	0.1567	0.3636	0.0000	1.0000
企业存续年限(年)	5934	11.7543	7.2267	0.0000	61.0000
同一县区有专利申请的企业占比(%)	5934	0.3922	0.1446	0.0667	0.8000
高新技术开发区(虚拟变量)	5766	0.1410	0.3481	0.0000	1.0000
企业家政治关系(人大代表或政协委员,虚拟变量)	5814	0.2322	0.4223	0.0000	1.0000
企业家党员身份(虚拟变量)	5841	0.3677	0.4822	0.0000	1.0000

注:根据 2018 年“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)进行整理。

③描述性统计结果表明,家族企业 2015—2017 年研发支出的平均值、中位值分别为 356.20 万元和 10 万元,上述统计指标均显著低于非家族企业(1533.94 万元和 133.5 万元)。

④根据国家知识产权局的分类标准,专利主要包括外观设计、发明专利和实用新型 3 类。考虑到外观设计在技术含量、知识产权保护领域与发明专利、实用新型存在较大差异^[27],本文将外观设计进行剔除,选择发明专利、实用新型二者的总和作为有效专利数量的测度。

⑤根据已有研究的通常做法^[15],本文采用欧盟委员会关于家族企业的定义^[28],将个人或家族控股大于等于 50%的非国有企业界定为家族企业。

表 2 相关系数矩阵

变量名称	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 研发支出	1.00									
2 有效专利数量	0.54***	1.00								
3 家族企业	-0.23***	-0.17***	1.00							
4 国有企业	0.16***	0.12***	-0.49***	1.00						
5 外资企业	0.14***	0.06***	-0.27***	-0.14***	1.00					
6 企业存续年限	0.21***	0.18***	-0.21***	0.19***	0.14***	1.00				
7 有专利申请的企业占比	0.17***	0.18***	-0.15***	0.08***	0.06***	0.16***	1.00			
8 高新技术开发区	0.21***	0.18***	-0.20***	0.09***	0.14***	0.10***	0.24***	1.00		
9 企业家政治关系	0.07***	0.08***	0.05***	0.03**	-0.12***	0.10***	0.00	-0.01	1.00	
10 企业家党员身份	0.08***	0.08***	-0.17***	0.31***	-0.20***	0.16***	0.05***	0.03**	0.23***	1.00

注:根据 2018 年“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES) 进行整理;***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%统计水平上显著。

3、计量设定

本文基准回归的计量方程设定如下:

$$innov_{ijdt} = \beta_1 FB_{ijdt} + X_{ijdt}\theta + \gamma_j + \gamma_d + \gamma_t + \varepsilon_{ijdt} \quad (1)$$

式(1)的被解释变量 $innov_{ijdt}$ 为第 j 个行业、第 d 个城市的第 i 个企业在第 t 期以研发支出(对数值)、有效专利数量为表征的创新指标。核心解释变量 FB_{ijdt} 为家族企业虚拟变量。考虑到研发支出、有效专利数量的统计分布有所不同,本文分别采用 OLS、泊松回归模型测算家族企业、非家族企业二者在创新投入和创新产出两个维度的统计差异。根据已有研究的设计思路^[29,30],控制向量组 X_{ijdt} 既包括国有企业、外资企业等所有制特征指标,也包括同一县区有专利申请情况的企业占比、是否位于高新技术开发区等表征技术溢出、创新集聚影响的相关因素。此外,本文还将企业存续年限(对数值)引入 X_{ijdt} ,并将行业、地区和年份固定效应(γ_j 、 γ_d 和 γ_t)引入计量方程式(1),以剔除选择性偏误对于核心参数估计值($\hat{\beta}_1$)的潜在干扰。 ε_{ijdt} 是随机误差项。

实证检验

1、基准回归

表 3 报告了基于计量方程式(1)的主要估计结果。从中得到如下两个方面的发现:

第一,与非家族企业分组相比,家族企业的创新投入显著偏低。运用 2018 年 CEES 数据,表 3 中(1)列估计结果表明,在未引入其他任何控制变量的前提下,受访样本 2015—2017 年研发支出较对照组偏低 155.96%,并在 1%显著性水平上拒绝零假设。进一步地,将控制向量组 X_{ijdt} 、不随时间变化的行业和地区特征、共同时间趋势因素均纳入计量方程式(1)之后,核心参数估计值 $\hat{\beta}_1$ 从表 3 中(1)列的-1.5596 增加到表 3 中(3)列的-0.7222,仍在 1%显著性水平上拒绝零假设。这说明,尽管所有制特征、技术溢出、创新集聚等相关特征能够有效解释家族企业、非家族企业二者之间 53.69%的创新投入差距,但家族企业“低创新投入”的统计特征仍然显著存在。具体而言,与非家族企业相比,在计量方程式(1)的控制因素充分引入的前提下,家族企业的研发支出仍平均偏低 72.22%。

第二,家族企业的创新产出较对照组企业也相对偏低。表 3 中(4)列估计表明,在未引入控制变量的前提下,家族企业对于有效专利数量的平均边际效应为-12.0408,并在 1%显著性水平上拒绝零假设。这说明,在不引入其他控制特征的前提下,家族企业的有效专利数量较非家族企业平均偏低 12.04 个。进一步地,将控制向量组 X_{ijdt} 、行业、地区和年份固定效应全部引入计量方程式(1),表 3 中(6)列的估计结果表明,核心参数的平均边际效应估计值从-12.0408 提高到-3.5785,仍在 1%显著性水平上统计为负。考虑到非家族企业 2015—2017 年有效专利数量平均为 20.8655^⑥,泊松回归模型的经济含义在于:在有效剥离计量方程式(1)控制变量对于家族企业、创新产出的潜在影响之后,家族企业的有效专利数量仍较对照组企业偏低 17.15%。

综上,基准回归结果表明:对于现阶段中国企业而言,家族企业在创新投入、创新产出等维度上均较非

⑥限于篇幅,本文并未报告家族企业、非家族企业在创新投入、创新产出等维度的分组统计。

家族企业显著偏低。并且,通过核心参数估计值的对比分析,本文发现:与创新产出相比,家族企业创新投入不足的短板或更为突出。本文实证研究结果与来自发达经济体的部分经验证据存在一定差异^⑦。

表3 基准回归估计

变量名称	研发支出(对数值)			有效专利数量(发明+实用新型)		
	OLS			Poisson		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家族企业	-1.5596*** (0.0963)	-1.1401*** (0.0951)	-0.7222*** (0.1042)	-12.0408*** (1.2477)	-8.3648*** (1.1091)	-3.5785*** (1.1148)
企业存续年限 (对数值)			0.9255*** (0.0586)			10.9794*** (0.9590)
国有企业			0.3805** (0.1740)			4.3947*** (1.3197)
有专利申请情况的 企业占比			3.1955*** (0.5585)			19.0612*** (7.1356)
高新技术开发区			1.0315*** (0.1385)			8.2204*** (1.3562)
行业固定效应		Yes	Yes		Yes	Yes
城市固定效应		Yes	Yes		Yes	Yes
年份固定效应		Yes	Yes		Yes	Yes
(Pseudo) R ²	0.0568	0.1948	0.2508	0.0707	0.3224	0.4129
样本量	5304	5304	5304	5531	5531	5531

注:括号内数值为稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%统计水平上显著;泊松回归系数均调整为平均边际效应。

2、异质性检验

家族企业、非家族企业二者的创新差距或存在较为显著的行业和地区差异^[21,31]。为此,表4的分组回归结果有如下发现:

第一,对于国有企业占比较低的行业分组而言,家族企业的“低创新”特征更为明显。将全部受访样本所在的二位行业按国有企业占比中位值(9.3%)划分为高、低两组,表4中(1)、(2)列的回归结果表明,在计量方程式(1)全部控制因素充分引入的前提下,对于国有企业占比较低($\leq 9.3\%$)的行业分组而言,家族企业的研发支出较对照组企业偏低75.14%,这一指标较国有企业占比较高行业分组($>9.3\%$)的估计结果(-0.6502)偏低10.12个百分点。与之相似,以有效专利数量作为被解释变量,表3中(3)、(4)列的估计结果表明,在其他条件相同的前提下,对于国有企业占比较低的行业分组而言,家族企业的有效专利数量较对照组企业偏低7.08个,并在1%显著性水平上拒绝零假设;对国有企业占比较高的行业分组而言,有效专利数量在家族企业、非家族企业二者之间并不存在显著的统计差异。

第二,家族企业的“低创新”特征偏向于外资企业占比较高的城市分组。将全部受访样本所在的地级市按外资企业占比中位值(9.4%)划分为高低两组,表4中(5)、(6)列的估计结果表明,在其他条件相同的前提下,对于家族企业、非家族企业的研发支出差距而言,其在外资企业占比较高的城市分组($>9.4\%$)更具经济显著性(-1.0429),这一指标较对照组城市(-0.2577)偏低78.52个百分点。与之相对,表4中(7)、(8)列的估计结果表明,对于家族企业、非家族企业二者之间的有效专利数量差距而言,其主要集中于外资企业占比较高的城市分组(-7.1161),并在1%显著性水平上拒绝零假设。对于外资企业占比较少的城市分组,有效专利数量在家族企业、非家族企业二者之间差距不大(-1.8588),并在至少10%显著性水平上无法拒绝零假设。

综上,异质性检验表明:家族企业的“低创新”特征在国有企业占比较高、外资企业占比较大的行业和地区表现得更为明显。考虑到市场竞争环境往往与国有企业占比、外资企业占比分别呈现较强的负相关^[32]和正相关^[33],这说明家族企业的“低创新”特征主要集中于市场竞争较激烈的行业、营商环境较好的地区。上述实证结果从一个侧面支持了部分研究的发现,即家族企业或由于企业家能力和管理质量偏低,而在创新绩效上存在明显短板^[34]。

^⑦根据已有研究,由于家族控制能够较好地解决企业内部的利益一致性问题,在长期导向下家族企业的创新投入、创新产出有可能较对照组相对偏高^[8]。

表 4 不同分组家族企业创新影响的异质性检验

变量名称	研究支出(对数值)		有效专利数量		研究支出(对数值)		有效专利数量	
	OLS		Poisson		OLS		Poisson	
	国企占比 >9.3%	国企占比 ≤9.3%	国企占比 >9.3%	国企占比 ≤9.3%	外资占比 >9.4%	外资占比 ≤9.4%	外资占比 >9.4%	外资占比 ≤9.4%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
家族企业	-0.6502*** (0.1460)	-0.7514*** (0.1506)	-0.4957 (1.6298)	-7.0824*** (1.5191)	-1.0429*** (0.1471)	-0.2577* (0.1483)	-7.1161*** (1.9323)	-1.8588 (1.3378)
企业存续年限 (对数值)	1.0081*** (0.0938)	0.8716*** (0.0801)	9.9191*** (1.1841)	13.8124*** (1.6966)	0.8402*** (0.1016)	0.9628*** (0.0718)	16.1881*** (2.1644)	7.1828*** (0.7771)
国有企业	0.4847** (0.2203)	0.0159 (0.2954)	3.8231* (2.1006)	3.4510** (1.6019)	0.6489** (0.2568)	0.5301** (0.2370)	8.2712*** (2.1880)	1.7135 (1.6509)
有专利申请情况 的企业占比	3.1393*** (0.8538)	2.9810*** (0.7432)	-7.7562 (8.0914)	48.1780*** (10.4220)	2.9609*** (0.8832)	2.9928*** (0.7373)	39.5330*** (14.8591)	6.7393 (5.7152)
高新技术开发区	1.1560*** (0.2090)	0.9611*** (0.1915)	12.3810*** (2.1400)	5.6976*** (1.7210)	0.9622*** (0.2091)	0.9265*** (0.1979)	8.6585*** (2.4831)	8.1538*** (1.5419)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
(Pseudo) R ²	0.2868	0.2582	0.3963	0.4880	0.2911	0.2237	0.3920	0.4459
样本量	2415	2889	2521	3010	2442	2862	2538	2993

注:括号内数值为稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%统计水平上显著;对照组为非家族企业;泊松回归系数均调整为平均边际效应。

3、稳健性检验

测度误差、反向因果关系和遗漏变量偏误等问题有可能会对回归方程式(1)核心参数估计值($\hat{\beta}_1$)的准确性产生干扰。为解决上述问题,本部分分别采用替换被解释变量、子样本回归、滞后项回归、引入更多企业家特征等方法,就家族企业、非家族企业二者之间的创新差距进行稳健性分析。

第一,考虑到政府政策有可能会对企业创新支出产生影响^[35],以及实用新型专利在创新质量上与发明专利存在较大差距,上述测度误差问题有可能对基准回归估计结果的准确性产生影响。为此,本部分运用企业有效发明专利数量、是否进行生产方法创新和辅助性生产系统创新等其他创新指标,就家族企业的“低创新”特征进行更为全面的实证检验。表5的估计结果表明,在相同的计量设定条件下,家族企业对于有效发明专利数量、生产方法创新、辅助性生产系统创新的平均边际效应估计值均统计为负,并在至少10%显著性水平上拒绝零假设。表5中(2)列估计结果表明,在其他条件相同的前提下,家族企业的有效发明专利数量较对照组企业偏低1.96个,并在1%显著性水平上拒绝零假设。考虑到非家族企业2015—2017年有效发明专利数量平均为7.53个,这说明在有效控制其他因素的前提下,家族企业、非家族企业二者之间有效发明专利数量相差26.09%。进一步地,表5中(4)、(6)列估计结果表明,在其他条件相同的前提下,对于是否进行生产方法创新、辅助性生产系统创新等指标而言,家族企业的边际概率较对照组显著偏低2.99%和3.63%。

第二,小微企业与大中型企业在创新认知方面存在明显不同^[36]。由于信息获取能力的差异,小微企业更倾向于将边际的技术改进认定为创新。因此,随机抽样调查数据的一个局限性在于,由于难以规避小微企业、大中型企业在创新指标上的测度误差,从而造成核心参数估计值的潜在偏误。为此,表6将2015—2017年员工人数小于等于50人的企业样本予以剔除,在此基础上就家族企业、非家族企业二者之间的创新差异进行稳健性检验。测算结果表明,无论以研发支出还是有效专利数量作为被解释变量,家族企业对于创新指标的参数估计值符号均为负,均在至少10%水平上统计显著。进一步地,表6中(2)、(4)列估计表明,在式(1)所有控制因素充分引入的前提下,家族企业的研发支出、有效专利数量分别较对照组企业偏低32.50%和13.53%。

第三,家族控制与创新指标之间可能存在反向因果关系。具体而言,非家族控制有助于企业通过引进高技能的职业经理人、优化公司治理实现创新绩效提升。如果上述理论猜想存在,那么对于具有强烈创新动机的家族企业而言,其有可能通过改变家族控制,进而实现创新投入和产出的提高。因此,反向因果关系有可能

会对式(1)之中家族企业的边际效应估计值产生影响。为解决上述问题,本部分将家族企业的滞后项^⑧作为解释变量引入计量方程,表6报告了滞后项回归的估计结果。研究表明,在全部控制因素充分引入的前提下,家族企业滞后项对于企业创新投入、创新产出的边际效应符号均为负,并在1%显著性水平上拒绝零假设。进一步地,与表3中(3)、(6)列相比,在相同计量设定规则下,家族企业对研发支出对数值的边际效应从-0.7222变为-0.6166,而其对有效专利数量的平均边际效应则从-3.5785变为-4.8222,即期效应的估计结果与滞后项回归的估计结果基本一致。这表明,基准回归计量方程的反向因果关系并不严重,家族企业的“低创新”特征稳健存在。

第四,遗漏变量偏误有可能会对基准回归参数估计的准确性产生影响。为解决上述问题,本部分首先在计量方程式(1)基础上,引入与家族控制和创新指标可能存在相关性的企业家特征^[37],考察家族企业“低创新”特征的稳健性。表6“方法三”部分的(1)、(3)列表明,在引入企业家政治关系、党员身份等控制变量之后,在其他条件相同的前提下,家族企业对于研发支出对数值、有效专利数量的边际效应符号均为负,并在1%显著性水平上拒绝零假设。并且,通过与表3中(3)、(6)列对比,引入更多企业家特征之后对式(1)核心参数估计值的影响不大。进一步地,引入行业、城市与年份固定效应的交互项以充分剔除随时间变化的行业、地区效应,表6“方法三”部分的(2)、(4)列表明,在引入上述固定效应的交互项之后,家族企业对于研发支出、有效专利数量的边际效应估计值仍在1%水平上显著为负,并与相同部分(1)、(3)列的估计值基本一致。这表明,在有效处理遗漏变量问题之后,家族企业的创新支出、有效专利数量仍较对照组企业显著偏低。

综上所述,在采用多种识别方法有效解决测度误差、反向因果关系和遗漏变量等问题之后,稳健性检验结果表明:与非家族企业相比,家族企业的“低创新”特征稳健存在,其不仅表现为研发支出、有效专利数量显著低于非家族企业,而且其在有效发明专利数量、过程创新指标上也表现较差。

表 5 稳健性检验(其他创新指标)

变量名称	有效发明专利数量		生产方法创新 (dummy)		辅助性生产系统创新 (dummy)	
	Poisson		Probit		Porbit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家族企业	-3.4466*** (0.4555)	-1.9637*** (0.4730)	-0.0501*** (0.0142)	-0.0299* (0.0164)	-0.0727*** (0.0145)	-0.0363** (0.0168)
企业存续年限(对数值)		3.1181*** (0.3530)		0.0652*** (0.0100)		0.0595*** (0.0104)
国有企业		1.1011** (0.5314)		-0.0066 (0.0255)		0.0363 (0.0262)
有专利申请情况的企业占比		5.6869** (2.4754)		0.0518 (0.0855)		-0.0485 (0.0862)
高新技术开发区		2.8852*** (0.5579)		0.1036*** (0.0221)		0.1636*** (0.0218)
行业固定效应		Yes		Yes		Yes
城市固定效应		Yes		Yes		Yes
年份固定效应		Yes		Yes		Yes
(Pseudo) R ²	0.3032	0.3671	0.0875	0.0966	0.1004	0.1118
样本量	5521	5521	5682	5682	5682	5682

注:括号内数值为稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%统计水平上显著;回归中系数均调整为平均边际效应。

表 6 稳健性检验(子样本回归、滞后项回归和引入更多控制变量)

变量名称	研究支出(对数值)		有效专利数量(发明+实用新型)	
	OLS		Poisson	
	(1)	(2)	(3)	(4)
方法一:去掉≤50人的企业样本				
家族企业	-0.6840*** (0.1099)	-0.3250*** (0.1190)	-7.6364*** (1.4751)	-2.8221* (1.5207)
基本控制变量		Yes		Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

⑧具体而言,本文使用受访样本2015年以前是否为家族控制作为家族企业滞后项的代理指标。

(续表)

变量名称	研究支出(对数值)		有效专利数量(发明+实用新型)	
	OLS		Poisson	
	(1)	(2)	(3)	(4)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
(Pseudo) R ²	0.1949	0.2419	0.3094	0.3827
样本量	3589	3589	3729	3729
方法二: 滞后项回归				
家族企业滞后项	-1.0857 ^{***} (0.0806)	-0.6166 ^{***} (0.0840)	-10.3180 ^{***} (1.1805)	-4.8222 ^{***} (1.0585)
基本控制变量		Yes		Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
(Pseudo) R ²	0.1970	0.2507	0.3316	0.4154
样本量	5304	5304	5531	5531
方法三: 引入更多控制变量				
家族企业	-0.8318 ^{***} (0.1025)	-0.8318 ^{***} (0.1041)	-4.5600 ^{***} (1.1087)	-4.5400 ^{***} (1.1061)
企业家政治关系	1.3192 ^{***} (0.0897)	1.3192 ^{***} (0.0910)	8.7203 ^{***} (1.1200)	8.7277 ^{***} (1.1237)
企业家党员身份	0.1831 ^{**} (0.0810)	0.1831 ^{**} (0.0822)	5.2702 ^{***} (1.0837)	5.2597 ^{***} (1.0861)
基本控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×年份固定效应		Yes		Yes
城市×年份固定效应		Yes		Yes
(Pseudo) R ²	0.2901	0.2929	0.4464	0.4476
样本量	5238	5238	5471	5471

注: 括号内数值为稳健标准误; ***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著; 泊松回归系数均调整为平均边际效应; 基本控制变量包括企业存续年限(对数值)、是否国有企业、同一县区有专利申请的企业占比、是否位于高新技术开发区。

进一步讨论

1、内在机制检验

本部分从企业家能力、管理质量两个维度出发,对家族企业为何创新偏低的问题进行内在机制检验。

一方面,已有研究表明:与非家族企业相比,家族企业的中高层管理人员更倾向于由家庭成员担任^[22]。由于职业经理人在家族企业的晋升空间较为狭窄,家族企业中由家庭成员所担任的中高层管理人员实际上面临较小的竞争压力,家族企业管理型人力资本的选择范围也更加狭窄^[38]。因此,家族企业有可能面临较为严重的企业家能力不足问题。另一方面,部分文献发现:与家族企业管理型人力资本偏低这一问题相伴而生,家族企业也有可能存在较为突出的管理质量不高问题。上述文献认为:在创业初期阶段,家族专用性人力资本(family-specific human capital)能够有效解决市场机会开拓、生产经营组织、信贷资源不足等问题,其对企业创新发展具有促进作用。然而,随着管理型人力资本对于创新的重要性日益凸显,家族企业由于管理型人力资本不足,其在考核监督、目标规划、中高层管理人员和一线员工绩效激励等方面往往表现较差,这就会对企业创新与生产率增长造成阻碍^[34]。运用来自发展中经济体的跨国数据,部分研究表明:与非家族企业相比,家族企业的管理得分(management score)整体偏低^[39]。

表 7 给出了家族企业、非家族企业二者在企业家能力、管理质量两个维度的统计差异。一方面,分析表明:与非家族企业相比,家族企业的企业家存在较为显著的能力短板。对于家族企业而言,仅有 31.92%的企业家具有本科及以上学历,这一指标较非家族企业(68.75%)偏低 36.83 个百分点。此外,家族企业中拥有理

工科、经管学科专科背景的企业家占比分别为 17.98% 和 25.56% ,上述指标分别较非家族企业(33.88%、31.50%) 偏低 15.90 和 5.94 个百分点。另一方面,统计发现: 家族企业的管理质量较非家族企业显著偏低。其中,家族企业的考核监督、人力资源绩效激励的得分均值分别为 0.6109、0.5689 ,较非家族企业(0.6715、0.6075) 偏低 9.02% 和 6.35% ,并在 1% 显著性水平上拒绝不存在组间差距的零假设^⑨。

表7 企业家特征与管理质量的分组统计

变量名称	非家族企业		家族企业		一代家族企业		二代家族企业	
	均值 (标准差)	样本量	均值 (标准差)	样本量	均值 (标准差)	样本量	均值 (标准差)	样本量
企业家本科以上学历 (虚拟变量)	0.6875 (0.4636)	1728	0.3192 (0.4662)	4098	0.2895 (0.4536)	3129	0.4149 (0.4930)	969
企业家理工科专业背景 (虚拟变量)	0.3388 (0.4735)	1638	0.1798 (0.3841)	4038	0.1791 (0.3835)	3099	0.1821 (0.3861)	939
企业家经管专业背景 (虚拟变量)	0.3150 (0.4647)	1638	0.2556 (0.4362)	4038	0.2304 (0.4212)	3099	0.3387 (0.4735)	939
企业家其他专业背景 (虚拟变量)	0.2198 (0.4142)	1638	0.1553 (0.3622)	4038	0.1481 (0.3553)	3099	0.1789 (0.3835)	939
考核监督(0-1得分)	0.6715 (0.1440)	1626	0.6109 (0.1470)	3642	0.6093 (0.1493)	2754	0.6161 (0.1396)	888
绩效激励(0-1得分)	0.6075 (0.1580)	1461	0.5689 (0.1799)	3129	0.5671 (0.1835)	2403	0.5749 (0.1676)	726

注: 根据 2018 年“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES) 进行统计整理。

表 8 给出了内在机制检验的估计结果。以表 8 中(1)、(5) 列作为基准,表 8 中(2)、(6) 列估计表明,在将教育程度、专业背景等表征企业家能力的代理指标引入计量方程式(1) 之后,家族企业对于研发支出、有效专利数量的边际效应估计值分别从-0.9648、-5.2925 增加到-0.7887 和-4.1265 ,均在 1% 显著性水平上拒绝零假设。考虑到企业家受教育程度、理工科专业背景、经管学科专业背景等对被解释变量具有较显著的正向效应,上述实证结果表明: 企业家能力短板是引致家族企业创新偏低的一个重要机制,其能在边际上解释家族企业、非家族企业二者之间 18.25%~22.03% 的创新差距。与之相似,表 8 中(3)、(7) 列估计表明,在将考核监督得分、绩效激励得分等表征管理质量的代理指标纳入回归之后,家族企业的“低创新”特征均显著存在,而考核监督、绩效激励等管理质量的代理指标也均在 1% 显著性水平上拒绝零假设。这表明,管理质量偏低也是造成家族企业创新偏低的重要原因。数值比较发现,管理质量代理指标能够在边际上解释家族企业、非家族企业二者之间 15.15%~29.81% 的创新差距。

表8 内在机制检验

变量名称	研发支出(对数值)				有效专利数量(发明+实用新型)			
	OLS				Poisson			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
家族企业	-0.9648*** (0.1220)	-0.7887*** (0.1239)	-0.8186*** (0.1214)	-0.6740*** (0.1233)	-5.2925*** (1.4479)	-4.1265*** (1.4180)	-3.7150*** (1.3387)	-2.6242** (1.3189)
企业家本科以上学历		0.6184*** (0.1170)		0.6078*** (0.1158)		2.4527 (1.8353)		2.1030 (1.7804)
企业家理工科专业背景		0.2429* (0.1395)		0.1037 (0.1379)		4.9848** (2.3224)		4.9016** (2.2830)
企业家经管专业背景		0.2449* (0.1334)		0.1430 (0.1318)		3.7041* (2.0630)		3.9528** (2.0159)
企业家其他专业背景		-0.0306 (0.1415)		-0.1234 (0.1397)		8.4550*** (2.1958)		7.4386*** (2.2152)

^⑨受到篇幅限制,本文并未列出家族企业与非家族企业、不同代际家族企业在企业家能力、管理质量等维度统计指标差异的 T 检验结果。

(续表)

变量名称	研发支出(对数值)				有效专利数量(发明+实用新型)			
	OLS				Poisson			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
考核监督得分			2.0898*** (0.3053)	1.9968*** (0.3051)			20.2982*** (4.4634)	20.4697*** (4.5955)
绩效激励得分			1.9656*** (0.2417)	1.8674*** (0.2420)			19.6045*** (3.6328)	17.2441*** (3.4650)
基本控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
(Pseudo) R ²	0.3051	0.3176	0.3289	0.3389	0.4685	0.4797	0.4912	0.4993
样本量	3735	3735	3735	3735	3883	3883	3883	3883

注:括号内数值为稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著;泊松回归系数均调整为平均边际效应;基本控制变量包括企业存续年限(对数值)、是否国有企业、同一县区有专利申请的企业占比、是否位于高新技术开发区;其他控制变量包括企业家政治关系、企业家党员身份。

进一步地,将企业家能力、管理质量的代理指标全部引入计量方程式(1),表8中(4)、(8)两列估计表明,与管理质量的代理指标对于研发支出、有效专利数量的边际效应估计值始终在1%显著性水平拒绝零假设不同,企业家能力代理指标对于创新影响效应的统计显著性有所减弱。上述结果表明,与企业家能力相比,家族企业的管理质量短板是引致创新投入、创新产出不高的更重要因素。上述两个机制能够整体上有效解释家族企业、非家族企业二者之间30.14%~50.42%的创新差距。

2、不同代际家族企业的创新差异

基于2018年CEES所搜集的代际传承信息,本文进一步将家族企业划分为一代家族企业和二代家族企业,就不同代际家族企业的创新差异进行实证检验。基于发达国家的早期经验证据,不同代际家族企业在创新和绩效等方面存在显著差异^[6]。上述研究认为:创始人具有难以观测的更高能力禀赋,一代家族企业的创始者效应(founder effect)致使其创新绩效较二代家族企业显著偏高,并且该结论与使用新兴经济体的部分研究一致^[40]。但是,由于缺乏家族企业的代际传承数据,对中国不同代际家族企业的创新差异,现有文献仍关注不多。

为此,本部分拟运用计量方程式(1),从企业家能力、管理质量两个维度出发,对不同代际家族企业的创新异质性问题进行实证解释。表7的分组统计结果表明,二代家族企业在企业家受教育程度、专业背景、考核监督和绩效激励得分指标上均较一代家族企业表现更优;但除经管专业占比之外,二代家族企业的企业家能力、管理质量仍与非家族企业存在较大差距。考虑到企业创新与企业家能力、管理质量等指标存在正向关系,上述分组统计结果的一个可能的理论猜测是:与一代家族企业相比,二代家族企业在创新投入、创新产出上均显著更优,但其仍与非家族企业存在一定差距。

表9中(1)~(4)列给出了不同代际家族企业创新投入的实证检验结果。一方面,在仅引入行业、城市和年份固定效应的前提下,表9中(1)列估计表明,一代家族企业、二代家族企业对于研发支出对数值的边际效应估计值为-1.4113和-0.8950,均在1%显著性水平上拒绝零假设。其经济含义在于,以非家族企业作为对照组,一代家族企业、二代家族企业的研发支出分别偏低141.13%和89.50%。这说明,与一代家族企业相比,二代家族企业的研发支出平均偏高27.25%。另一方面,将计量方程式(1)控制向量组 X_{jdt} 引入之后,表9中(2)列估计表明,一代、二代家族企业之间的研发支出差距从27.25%下降到25.61%,基准回归的控制变量能够在边际上解释一代、二代家族企业之间6.02%的研发支出差距。此外,通过表9中(3)、(4)列的数值比较,研究发现:企业家能力、管理质量的相关代理指标能够有效解释不同代际家族企业20.03%的研发支出差距,并且以考核监督、绩效激励得分为代表的管理质量是引致二代家族企业创新投入相对偏高的更重要因素。

与之相似,表 9 中(5)~(8)列给出了不同代际家族企业创新产出差异的估计结果。有趣的是,二代家族企业对于有效专利数量的平均边际效应估计值仅在表 9 中(5)列拒绝零假设,这说明在分别纳入基准回归控制变量、更多企业家特征、随时间变化的行业和地区因素之后,二代家族企业的创新产出并不弱于非家族企业。但是,一代家族企业对于有效专利数量的平均边际效应估计值均在 1% 显著性水平上统计为负。这表明,基于随机抽样的 2018 年 CEES 数据,家族企业的低创新产出主要集中于二代家族企业分组。综上所述,不同代际家族企业的创新投入、创新产出具有显著差异。其中,与一代家族企业相比,二代家族企业的研发支出、有效专利数量均显著偏高。内在机制检验表明,二代家族企业更高的企业家能力和管理质量,是引致其创新投入、创新产出提升的重要因素。

表 9 不同代际家族企业创新影响的实证检验

变量名称	研发支出(对数值)				有效专利数量(发明+实用新型)			
	OLS				Poisson			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
一代家族企业	-1.4113*** (0.1136)	-0.9314*** (0.1253)	-1.0613*** (0.1255)	-0.7473*** (0.1274)	-12.3145*** (1.5531)	-5.9796*** (1.4264)	-6.7770*** (1.4551)	-4.1354*** (1.3258)
二代家族企业	-0.8950*** (0.1493)	-0.5376*** (0.1528)	-0.6742*** (0.1525)	-0.4747*** (0.1507)	-5.1950** (2.3361)	-0.0584 (2.2799)	-0.7810 (2.1974)	1.4462 (2.1985)
企业家本科以上学历				0.5926*** (0.1162)				1.6262 (1.8014)
企业家理工科专业背景				0.0967 (0.1381)				4.6960** (2.2913)
企业家经管专业背景				0.1191 (0.1324)				3.7470 (2.0055)
企业家其他专业背景				-0.1382 (0.1399)				7.4248*** (2.1900)
考核监督得分				1.9918*** (0.3050)				21.0188*** (4.6804)
绩效激励得分				1.8701*** (0.2421)				16.6794*** (3.5087)
基本控制变量		Yes	Yes	Yes		Yes	Yes	Yes
其他控制变量			Yes	Yes			Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×年份固定效应			Yes	Yes			Yes	Yes
城市×年份固定效应			Yes	Yes			Yes	Yes
(Pseudo) R ²	0.2234	0.2742	0.3070	0.3398	0.3502	0.4424	0.4733	0.5027
样本量	3735	3735	3735	3735	3883	3883	3883	3883

注:括号内数值为稳健标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著;泊松回归系数均调整为平均边际效应;基本控制变量包括企业存续年限(对数值)、是否国有企业、同一县区有专利申请的企业占比、是否位于高新技术开发区;其他控制变量包括企业家政治关系、企业家党员身份。

3、内生性检验

本部分运用工具变量估计对计量方程式(1)可能存在的内生性问题做出有效处理,就家族企业、非家族企业二者的创新异质性做出稳健的因果推断。

借鉴现有研究的设计思路^[41],采用家族企业虚拟变量与按行业、城市分类的家族企业占比均值之差的三次方作为工具变量,分别运用二阶段最小二乘法(2SLS)、有限信息极大似然估计(LIML)等识别策略估计家族企业对于研发支出、有效专利数量的影响效应。表 10“方法二”部分报告了工具变量估计的主要结果。其中,第一阶段回归结果表明,工具变量对于家族企业这一内生变量的参数估计值均在 1% 显著性水平上统计为正,并且 F 统计量均大于 10,这表明本文的工具变量估计结果不存在弱工具变量问题。进一步地,第二阶段回归结果表明,在有效剔除因果倒置、遗漏变量所引致的内生性问题之后,家族企业的创新投入、创新产出

仍在 1%水平上显著低于非家族企业。

表 10 内生性检验

变量名称	研发支出(对数值)		有效专利数量(发明+实用新型)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS		LIML	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
家族企业		-0.5503*** (0.1703)		-7.7881*** (2.0830)
工具变量	1.8112*** (0.0369)		1.8227*** (0.0354)	
基本控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
F 统计量	35.9600		37.2200	
(Centered) R ²	0.6044	0.2917	0.6073	0.1822
样本量	5238	5238	5471	5471

注:括号内数值为稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著;泊松回归系数均调整为平均边际效应;基本控制变量包括企业存续年限(对数值)、是否国有企业、同一县区有专利申请的企业占比、是否位于高新技术开发区。

综上,内生性检验表明,家族企业的“低创新”特征不受选择性偏误、因果倒置、遗漏变量等问题的干扰,家族企业与非家族企业二者之间的创新差距满足因果推断的统计要求。

结 论

运用 2018 年“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据,本文从创新投入、创新产出两个维度出发,就家族企业与非家族企业二者之间的创新差异、不同代际家族企业之间的创新异质性问题,进行了稳健的实证检验。本文主要研究发现如下:

第一,基准回归表明,与非家族企业分组相比,中国家族企业的创新投入、创新产出均显著偏低。在其他因素不变的前提下,2015—2017 年家族企业的研发支出较对照组平均偏低 72.22%;在有效剔除所有制特征、技术溢出、创新集聚、行业特征、地区特征和共同时间趋势的创新影响之后,家族企业的有效专利数量仍较对照组偏低 17.15%。进一步分析表明,家族企业的“低创新”特征不仅体现在研发支出和有效专利数量等维度,而且在创新质量更高的有效发明专利、生产方法创新、辅助性生产系统创新等领域,家族企业的创新表现也相对较差。这表明,与非家族企业相比,现阶段中国家族企业在创新能力、创新活跃度和创新绩效上均表现得相对不足。

第二,异质性检验表明,无论以研发支出还是有效专利数量作为被解释变量,家族企业的“低创新”特征主要集中于国有企业占比较少的行业、外资企业占比较高的地区。上述实证结果从一个侧面反映了创新能力不足是引致家族企业创新偏低的重要原因,即家族企业的创新投入、创新产出在营商环境较好地区、市场竞争较充分的行业表现得相对较差。进一步地,内在机制检验表明:与非家族企业相比,现阶段中国家族企业在企业家能力、管理质量上的短板,是造成家族企业创新偏低的重要因素。并且,与企业家受教育程度、专业技能特征相比,以考核监督、中高层管理人员和一线员工绩效激励为表征的管理质量不高,则是引致家族企业“低创新”问题的更重要原因。

第三,稳健性和内生性检验表明,在综合处理创新指标测度误差、遗漏变量偏误、因果倒置、选择性偏误等内生性问题之后,家族企业在创新投入、创新产出等维度仍显著偏低。进一步地,工具变量估计结果表明,在充分解决上述内生性问题的前提下,对于受到工具变量有效干预的受访样本而言,家族企业的研发支出较非家族企业平均偏低 55.03%,而有效专利数量则较非家族企业平均偏低 37.33%,上述估计值均在 1%显著性水平上拒绝零假设。这表明,现阶段中国家族企业的“低创新”并不表现为受到内生性问题干扰的“谬误回归”幻象,其创新投入和创新产出不高满足因果推断的统计要求。

第四,不同代际家族企业的创新投入、创新产出存在较大差异。实证检验结果表明,与创始人控制的一代家族企业相比,传承人控制的二代家族企业在研发支出和有效专利数量上均显著偏高。内在机制检验表明,二代家族企业较一代家族企业更高的企业家能力和管理质量是引致创新提升的重要机制。进一步检验表明,与非家族企业相比,由于二代家族企业在企业家能力、管理质量上仍有不足,这是造成二代家族企业与非家族企业相比创新表现相对较差的一个重要原因。

为此,本文的政策建议是:一方面,为有效打破中国家族企业的“低创新”瓶颈,应通过财政专项计划,开展企业家能力升级工程。围绕数字化转型、人工智能与商业模式创新、现代管理实践等深刻影响中国经济发展的关键性领域,对家族企业家群体从技能、认知和创新意识等维度进行专项培训,不断提升企业家能力。另一方面,应针对不同代际家族企业存在创新差异的实际情况,系统性、有步骤地开展“青年企业家精英计划”,通过“青年企业家联盟”、创客空间等方式,加快青年企业家群体的创新知识交流,加快以二代家族企业为主体的创新能力提升,并引导家族企业加快代际传承。此外,在创新补贴、研发退税、创新基金等政策支持角度,应向有前期研发基础、具有较强创新意识的家族企业进行倾斜,通过培育“隐形冠军”促进家族企业创新转型。

参考文献:

- [1] 李新春,贺小刚,邹立凯. 家族企业研究:理论进展与未来展望[J]. 管理世界,2020,36(11):207-229
- [2] Block J. H. R&D Investments in Family and Founder Firms: An Agency Perspective[J]. Journal of Business Venturing,2012,27(2):248-265
- [3] Madanoglu M., Altinay L., Wang X. L. Disentangling the Effect of Family Involvement on Innovativeness and Risk Taking: The Role of Decentralization[J]. Journal of Business Research,2016,69(5):1796-1800
- [4] Hoffman J., Hoelscher M., Sorenson R. Achieving Sustained Competitive Advantage: A Family Capital Theory[J]. Family Business Review,2006,19(2):135-145
- [5] Craig J., Dibrell C. The Natural Environment, Innovation, and Firm Performance: A Comparative Study[J]. Family Business Review,2006,19(4):275-288
- [6] Sraer D., Thesmar D. Performance and Behavior of Family Firms: Evidence from the French Stock Market[J]. Journal of the European Economic Association,2007,5(4):709-751
- [7] Broekaert W., Andries P., Debackere K. Innovation Processes in Family Firms: The Relevance of Organizational Flexibility[J]. Small Business Economics,2016,47(3):771-785
- [8] Munoz-Bullon F., Sanchez-Bueno M. J., De Massis A. Combining Internal and External R&D: The Effects on Innovation Performance in Family and Non-family Firms[J]. Entrepreneurship Theory and Practice,2019,44(5):996-1031
- [9] Young M. N., Tsai T., Wang X., et al. Strategy in Emerging Economies and the Theory of the Firm[J]. Asia Pacific Journal of Management,2014,31(2):331-354
- [10] Choi Y. R., Zahra S. A., Yoshikawa T., et al. Family Ownership and R&D Investment: The Role of Growth Opportunities and Business Group Membership[J]. Journal of Business Research,2015,68(5):1053-1061
- [11] Liu Y., Chen Y. J., Wang L. C. Family Business, Innovation and Organizational Slack in Taiwan[J]. Asia Pacific Journal of Management,2017,34(1):193-213
- [12] Yang J., Ma J., Zhao H., et al. Family Involvement, Environmental Turbulence, and R&D Investment: Evidence from Listed Chinese SMEs[J]. Small Business Economics,2019,53(4):1017-1032
- [13] 李新春,何轩,陈文婷. 战略创业与家族企业创业精神的传承——基于百年老字号李锦记的案例研究[J]. 管理世界,2008,(10):127-140
- [14] 李婧,贺小刚. 高层管理团队中家族权威与创新能力研究:以家族上市公司为视角[J]. 管理学报,2012,9(9):1314-1322
- [15] 朱沅, Eric Kushins, 周影辉. 社会情感财富抑制了中国家族企业的创新投入吗?[J]. 管理世界,2016,(3):99-114
- [16] 严若森,钱向阳,肖莎,等. 家族涉入的异质性对企业研发投入的影响研究——市场化程度与政治关联的调节作用[J]. 中国软科学,2019,(11):129-138
- [17] 顾露露,蔡良,雷悦. 家族治理、所有权变更与企业创新——基于中国家族企业的实证研究[J]. 管理科学,2017,30(2):39-53
- [18] 罗宏,秦际栋. 国有股权参股对家族企业创新投入的影响[J]. 中国工业经济,2019,(7):174-192
- [19] 邹立凯,王博,梁强. 继任 CEO 身份差异与家族企业创新投入研究——基于合法性的视角[J]. 外国经济与管理,2019,41(3):126-140
- [20] 严若森,吴梦茜. 二代涉入、制度情境与中国家族企业创新投入——基于社会情感财富理论的研究[J]. 经济管理,2020,42(3):23-39
- [21] 吴炳德,王志玮,陈士慧,等. 目标兼容性、投资视野与家族控制:以研发资金配置为例[J]. 管理世界,2017,(2):109-119
- [22] Cai H., Li H., Park A., et al. Family Ties and Organization Design: Evidence from Chinese Private Firms[J]. The Review of Economics and Statistics,2013,95(3):850-867
- [23] Buffington C., Foster L., Jarmin R., et al. The Management and Organizational Practices Survey (MOPS): An Overview[J].

- Journal of Economic and Social Measurement ,2017 ,42(1) : 1-26
- [24] Bender S. , Bloom N. , Card D. , et al. Management Practices , Work Force Selection and Productivity [J]. Journal of Labor Economics , 2018 ,36(1) : 371-409
- [25] OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) . Oslo Manual: Guidelines for Collecting and Interpreting Innovation Data , 3rd ed [M]. Paris: OECD Publishing , 2005
- [26] 李唐 李青 陈楚霞. 数据管理能力对企业生产率的影响效应——来自中国企业-劳动力匹配调查的新发现 [J]. 中国工业经济 , 2020 (6) : 174-192
- [27] Hu A. , Zhang P. , Zhao L. China as Number One? Evidence from China's Most Recent Patenting Surge [J]. Journal of Development Economics , 2017 ,124(5) : 107-119
- [28] Classen N. , Carree M. , Van Gils A. , et al. Innovation in Family and Non-family SMEs: An Exploratory Analysis [J]. Small Business Economics , 2014 ,42(3) : 595-609
- [29] Bloom N. , Van Reenen J. Measuring and Explaining Management Practices across Firms and Countries [J]. Quarterly Journal of Economics , 2007 ,122(4) : 1351-1408
- [30] Cheng H. , Li H. , Li T. The Performance of State-Owned Enterprises: New Evidence from the China Employer-Employee Survey [J]. Economic Development and Cultural Change , 2021 ,69(2) : 513-540
- [31] 陈志斌 吴敏 陈志红. 家族管理影响中小家族企业价值的路径: 基于行业竞争的代理理论和效率理论的研究 [J]. 中国工业经济 , 2017 (5) : 113-132
- [32] 夏后学 谭清美 白俊红. 营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据 [J]. 经济研究 , 2019 ,54(4) : 84-98
- [33] Zhang C. Clans , Entrepreneurship , and Development of the Private Sector in China [J]. Journal of Comparative Economics , 2020 ,48(1) : 100-123
- [34] Carillo M. R. , Lombardo V. , Zazzaro A. The Rise and Fall of Family Firms in the Process of Development [J]. Journal of Economic Growth , 2019 ,24(1) : 43-78
- [35] 李新功. 政府 R&D 资助、金融信贷与企业技术创新 [J]. 管理评论 , 2016 ,28(12) : 54-62
- [36] Cirera X. , Maloney W. F. The Innovation Paradox: Developing-country Capabilities and the Unrealized Promise of Technological [R]. Washington , D. C.: World Bank , 2017
- [37] 许玲玲. 高新技术企业认定、政治关联与民营企业技术创新 [J]. 管理评论 , 2017 ,29(9) : 84-94
- [38] Barth E. , Gulbrandsen T. , Schone P. Family Ownership and Productivity: The Role of Owner-management [J]. Journal of Corporate Finance , 2005 ,11(1-2) : 107-102
- [39] Hofstede G. , Hofstede G. J. , Minkov M. Cultures and Organizations: Software of the Mind [M]. New York: McGraw-Hill , 2010
- [40] Bertrand M. , Johnson S. , Samphantharak K. , et al. Mixing Family with Business: A Study of Thai Business Groups and the Families behind Them [J]. Journal of Financial Economics , 2008 ,88(3) : 466-498
- [41] 孙圣民 陈强. 家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据 [J]. 经济学(季刊) , 2017 ,16(2) : 815-832

*The Innovation Performance Measurement of Family Firms in China:
An Empirical Explanation Based on the China Employer-Employee Survey*

Li Qing¹ , Li Tang² and Ning Lu¹

(1. Guangdong Institute of International Strategy , Guangdong University of Foreign Studies , Guangzhou 510420;

2. School of Economics and Business Administration , Central China Normal University , Wuhan 430079)

Abstract: Family firms are one of the most important components of Chinese enterprises and the level of their innovation capability bears heavily on the overall innovation and transformation of the Chinese economy. Drawing on data from a random sample of manufacturing firms collected in 2018 from China Employer-Employee Survey (CEES) , we select two dimensions of innovation input and innovation output to make a robust empirical analysis on the innovation differences between family enterprises and non-family ones. Benchmark regression shows that under the premise of effectively controlling the duration , ownership type , technology spillover , innovation agglomeration and fixed effect of industry , region and year , the R&D investment and valid patents are significantly lower at family firms than at non-family ones. Moreover , in the fields of effective invention patent , production method innovation and auxiliary production system innovation , family firms' innovation performance is significantly lower. After solving the measurement error , causal inversion and omission of variables , the robustness test shows that the "low innovation" feature of family firms is still robust. Further analysis shows that the poor innovation performance of family firms are mainly concentrated in the regions and industries with sufficient market competition. Compared with first-generation family firms , the innovation inputs and outputs of second-generation family firms are relatively high. The mechanism test shows that the low entrepreneurial ability and management quality are the important reasons for the innovation differences between family firms and non-family ones and the innovation heterogeneity of family firms managed by different generations. The use of instrumental variable estimation strongly supports the poor innovation performance of family firms.

Key words: family firms , innovation , China Employer-Employee Survey