

民间习俗与民营企业研发投资水平

——来自“本命年”的经验证据^{*}

□ 黄泽悦 罗进辉 王维怡

领域编辑推荐语：

“将中国传统文化引入个体决策行为模型的研究是一个大胆的尝试。本文巧妙地将‘本命年’运用于分析企业高管的决策行为是非常有创新的设想。”

——贺小刚

摘 要：自古流传下来的民间习俗深刻影响着个体的行为决策。本文借助民营企业企业家经历“本命年”这一外生事件，使用2007~2016年中国A股民营上市公司的9246个年度观察数据，实证检验发现民营企业的投资行为受到民间习俗的影响。具体地，民营企业家在“本命年”表现得更为保守稳健，企业研发投资水平显著更低；同时，民营企业家较高的持股水平显著强化了这种保守的投资行为，而且这种影响在北方汉民族聚居地区的民营企业家身上表现得更加突出。此外，民营企业家在“本命年”具有更少的专利申请数量，这也为其保守稳健的研发投资行为倾向提供了佐证。本文还进一步发现，民营企业家在“本命年”的保守投资行为显著降低了民营企业未来一期的成长能力。本文的相关研究结论能够帮助民营企业家发现和破除“本命年”投资决策的心理障碍以避免错失企业发展的良机，同时扩展和丰富了有关文化等非正式制度微观经济影响的经验证据。

关键词：研发投资；民间习俗；非正式制度；民营企业；企业家

一、引言

民间习俗根植于中国乡土社会的传统文化中，经过历史的历练延续至今，影响着中国社会广大民众的思维方式、生产实践和社会关系。在中国的民间习俗中，“本命年”向来与人们的风险感知密切相关，素有“本命犯太岁，太岁当头坐，无喜必有

^{*} 本文受中央高校基本科研业务费项目“高管早期经历对公司财会行为的影响”（20720171016）资助。特别感谢《管理学季刊》主编李海洋教授、领域主编、两位匿名审稿专家以及第十四届创业与家族企业国际研讨会（2018年杭州）与会专家提出的多个建设性意见与建议。

祸”的说法，即人在“本命年”中可能多有厄运横祸出现。2007年，网易首席架构设计师丁磊在创立网易后的首个“本命年”接连经历损兵、折将、破财、失势，似乎“流年不利”；2016年，恰逢“本命年”的李彦宏和百度一起遭遇了百度血友病吧事件、魏则西事件等前所未有的信任危机，关于他“本命年”不好过的议论也一度风靡坊间。目前，文化传统等非正式制度在企业经营管理中的重要影响受到学术界越来越多的关注，其中以宗教信仰、关系型治理等的研究为最（Du et al., 2014; Liu & Luo, 2019; 陈冬华等, 2013; 刘凤委等, 2009），对民间习俗的研究则主要集中于吉利数字在资本市场中的价格异象（Brown & Mitchell, 2008; Hirshleifer et al., 2018; 饶品贵等, 2008; 赵静梅和吴风云, 2009），而对于其他方面则鲜有关注。作为一种产生于神灵崇拜、延续长达数千年的中国民间习俗，“本命年”灾祸必多的观念是否也会影响到企业家对风险的心理感知进而影响其经营决策呢？

在企业家的诸多决策行为中，投资是企业获得收益、实现资本增值的重要过程；而在诸多投资行为中，研发投资是企业内生性成长的重要方式，并且其投资回报期长、产出不确定性大以及失败率高的特征能很好地反映企业家对风险行为的态度（Chrisman & Patel, 2012）。因此，本文着眼于民营企业的研发投资行为，选取民营企业家经历“本命年”这一外生事件，从民间习俗观念对个体风险感知影响的角度出发，利用2007~2016年中国A股民营上市公司的经验数据实证检验了民营企业家在“本命年”的研发投资行为特征，结果发现民营企业家在

“本命年”会表现得更为保守稳健，企业的研发投资水平显著更低；同时，企业家较高的持股水平显著强化了这种保守的行为倾向。考虑到中国幅员辽阔，民族众多，民间习俗对不同地区影响的广度和深度不同，本文在区分地区差异后发现，相对于其他地区，北方汉民族聚居地区的民营企业家受“本命年”的影响更为明显，企业的研发投资水平显著更低，这与“本命年”传统观念在北方汉民族地区更流行的事实相吻合（周建新, 1994）。本文进一步发现，民营企业家在经历“本命年”时，不仅企业的研发投资水平降低了，而且企业的专利申请数量特别是发明专利申请数量也因此显著减少了。最后，本文发现民营企业家在“本命年”偏于保守稳健的研发投资行为最终显著降低了企业在未来一期的成长能力。

本文的研究工作具有重要的理论意义和实践启示。在理论层面，本文着眼于“本命年”民间习俗对民营企业家投资行为的影响，扩展和丰富了有关文化传统等非正式制度的微观经济影响的研究文献。一方面，现有关于信仰习俗方面的研究更多地集中在宗教信仰对企业的影响方面，例如宗教信仰或宗教氛围会促使企业家更加规避风险、更加重视规则和契约、更主动承担社会责任（Du et al., 2014; Dyreng et al., 2012; Hilary & Hui, 2009; Jiang et al., 2015; Liu & Luo, 2019），对民间习俗的关注也仅限于吉利数字（Brown & Mitchell, 2008; 饶品贵等, 2008; 赵静梅和吴风云, 2009）。然而，在中国，与宗教信仰相比，根植于乡土社会、由神灵崇拜引申出的民间习俗对个体思想观念的影响具有更大的广度和更强的深度，例

如妈祖信仰、关公信仰等。因此,本文的研究更加具有中国情境的理论针对性。另一方面,以往关注文化传统等非正式制度的研究,大多探讨国家或地区层面的社会文化氛围对企业经营者的内在长远影响(辛宇等,2016),而较少涉及具有个体针对性的外生短期影响;前者具有较长时间窗口的持续性,而后者通常是企业经营决策中的周期性和波动性所在。本文选择“本命年”这一个具有较强短期外生性的民间习俗,研究其对企业家投资行为的影响及其经济后果,能够有效扩展和丰富非正式制度的研究范畴。在实践层面,本文的研究结论能够帮助民营企业识别和破除“本命年”对其投资决策的心理障碍和负面影响。“本命年灾祸多”的说法实际上并没有科学的依据,很大程度上是个人自我选择、自我暗示等心理行为的非理性现象(孙正治,2007)。因此,民营企业家在经历“本命年”时,应当通过更严谨的项目评估和更完善的机制制度降低和破除相关心理障碍带来的决策偏差影响,从而避免错失企业发展的良机。

二、文献回顾与假设提出

(一) 相关文献回顾

1. 民间习俗在企业行为和资本市场中的影响

由于非正式制度具有传染延续性,其约束力往往比正式制度更加明显而深远,因而能够有效弥补正式制度体系的缺失或不足(胡珺等,2017;林毅夫,1994)。企业中的个体生活在社会中,受到社会风俗规范和文化传统等非正式制度的影响而形成不同的决策风格和行为特征,

并进而会对企业的经营行为产生不可忽视的影响。例如,研究表明和谐思想、家乡认同感、宗教信仰等非正式制度因素会促进企业承担更多的社会责任(Du et al., 2014; Liu & Luo, 2019; 胡珺等, 2017; 王春和和郭笑欣, 2012),宗族意识、民族伦理、宗教传统等能够有效增强社会互信(王金波, 2013; 辛宇等, 2016),具有信息获取优势的社会关系网络也会对公司的投资和并购行为产生重要影响(陈运森和谢德仁, 2011; 万良勇和胡璟, 2014);而以酒桌文化为代表的一些世俗文化则可能在商业活动中产生负面作用(Li et al., 2016)。

民间习俗是中国传统文化中不可分割的重要组成部分,作为一种重要的非正式制度,民间习俗在企业 and 资本市场中的影响引起了国内外学者的研究兴趣。最受研究关注的是吉利数字偏好带来的市场异象。Brown 和 Mitchell (2008)、饶品贵等(2008)分别运用中国A股资本市场中的股票日收盘价和分笔交易高频数据发现,个股价格尾数具有“8多4少”的特殊聚类现象,这是由于中国民间习俗中,“8”与“发”谐音,而“4”发音类似于“死”而显得不吉利。基于相同的原因,赵静梅和吴风云(2009)发现,投资者会依赖吉利数字进行选股,在资本市场中表现为股票代码尾数为8的股票市盈率在上市首日及随后的12个月最高,其次为尾数为6和9的股票,尾数为4的股票市盈率最低,但这种对数字“8”的崇拜并没有提高股票的异常收益率。刘胜尧等(2016)进一步发现,对吉利数字的偏好显著影响了中国股市崩盘系统风险。随后,Hirshleifer等(2018)的研究发现,正是由于个体投资者这种

数字迷信的非理性行为,中国A股上市公司股票代码中含有吉利数字的比例高于随机分布的数字组合,但这部分公司的价值通常是被高估的。在企业商品定价和广告行为中,吉利数字偏好同样存在。Simmons 和 Schindler (2003) 发现了中国价格广告中尾数“8多4少”的现象;Block 和 Kramer (2009) 通过在台湾的实验研究发现,吉利颜色和吉利个数的产品更能吸引消费者购买,甚至能使消费者为此付出更高的价格;黄滕和金雪军(2014)从“天猫商城”商品价格中发现,“8”尾数定价最受偏好并且稳定性最强,这一现象在节日期间表现得更为明显;刘海洋和唐晓(2014)甚至发现企业电话号码中的吉利数字会对企业利润带来正向影响。

除了对吉利数字偏好这一具体民间习俗的研究,陈震红等(2014)区分个人和事件层面较为系统地实证检验了民间信仰对企业战略决策的影响。他们认为,除了理性决策与直觉决策外,超自然的民间信仰也是中国高层管理者战略决策过程的重要影响因素。具体地,在个人层面上,自我评价较低、更希望获得积极结果的管理者对民间信仰的态度较为正面,在战略决策中也更可能应用超自然信念;在事件层面上,决策事件越重大、不确定性越高、越紧急,则越容易引发超自然信念的应用。与刘海洋和唐晓(2014)相类似,陈震红等(2014)也发现了超自然信念的应用对决策效果和满意度的正面影响。

综观上述文献,现有关于民间习俗影响企业行为和资本市场的研究很大程度上仍然局限于吉利数字。但作为在中国乡土社会中广泛存

在、影响深远并且多样复杂的一种非正式制度,民间习俗及其在商业社会中的影响研究仍然很不充分,特别是由神灵崇拜引申出的民间习俗,由于其对人的行为具有更强的约束性,应该得到进一步关注。因此,本文从“本命年”的角度尝试进一步扩展相关研究。

2. 企业家个体特征与企业研发投资

“本命年”的民间习俗主要影响着个体的风险感知,潜移默化地塑造着个体的认知结构并作用于个体的决策过程。基于高阶理论,现有研究发现,企业家和管理团队的个体特征及其塑就的风险偏好和风险感知差异是企业研发投资决策不容忽视的影响因素之一。Barker 和 Mueller (2002) 率先把企业研发投入水平决定因素的关注点转移到高层管理者身上并发现,年龄较小的、持股水平较高、有市场或工程相关工作经验的、有理工科学位背景的 CEO 对公司的研发投入水平具有明显的促进作用。李四海和陈旋(2014)在中国也发现了类似的现象,即拥有工程、科学专业背景的企业家对研发投入及投入绩效都有正面影响。同样将教育视为关注点之一,Bertrand 和 Schoar (2003) 从经验证据中得到了有趣的发现,拥有 MBA 学历的高管在“教科书”的指导下进行了更多的投资但更少地进行研发投入;陈凌和吴炳德(2014)立足于社会情感财富理论发现,当家族企业的负责人受教育程度较高时,其研发投入水平的增幅显著低于非家族企业。

在企业家社会经历的视角下,Kor (2006) 进一步研究发现,具有共同团队经历的高管们有利于促进公司的研发投入,但是高管团队的多元化构成则会抑制公司的研发投入。罗进辉

等(2017)从高管早期经历的角度切入,发现从军经历中形成的恪守纪律、对结果可控性的追求增强了高管规避风险的特质,从而对企业的研发投资具有负面影响。

从企业家社会关系网络的角度出发,陈爽英等(2010)研究发现,民营企业家的行业协会和银行关系资本能够为民营企业提供创新和资金方面的资源,增强民营企业的研发投入水平;而企业家的政治关系资本则为民营企业提供了风险更低、市场稳定、获利更快的投资项目而使民营企业家规避投资风险高、研发周期长、市场不确定性强的技术创新项目,抑制了民营企业的研发投资。张敏等(2015)在陈爽英等(2010)的基础上考虑了市场关系网络、校友关系网络、网络声誉以及网络积累,发现社会网络越丰富,企业研发投入增长越快。

综观上述文献,现有关于企业家个体特征对企业研发投资影响的研究大多集中于企业家人口统计特征、社会经历、社会关系网络等具有黏性、影响深远、短期难以改变的因素对企业创新行为的影响,强调得更多的是一种“烙印”的作用,而忽略了周期性、外生的非正式制度因素可能对企业家行为决策产生的潜在影响。在当今市场竞争日益激烈的商业社会,公司战略强调应变性、竞争性、风险性,商业机遇稍纵即逝,短期内的重要影响也应当得到足够的重视。因此,本文以“本命年”这一种外生的民间习俗形式为设定,尝试分析和检验民间习俗对民营企业研发投资水平的短期影响。

(二) 研究假设提出

决策理论将决策系统过程归类为依靠直觉或本能反应的直觉决策和遵从规则、受控的理

性决策(Stanovich & West, 2000),同时受到超自然信念的影响(Fudenberg & Levine, 2006; 陈震红等, 2014)。作为一种超自然信念,“本命年”的民间习俗在我国有悠久的历史,至今仍然为人们所熟悉并影响着人们的行为决策(刘长东, 2004)。首先,“本命年灾祸多”的说法常会给人造成心理障碍,例如消极保守的心理暗示等,使许多正常的决策被拖延甚至中止(孙正治, 2007)。对于民营企业家而言,企业的经营决策受到其对风险感知的影响,这是一种主观的、对所处环境潜在风险的评估(Sitkin & Pablo, 1992; 陈闯等, 2016)。企业家在经历“本命年”时,自古关于“本命年”为凶年的诸多观念和传说可能会放大其投资决策过程中对不利因素的估计和心理预期,由此做出更加保守稳健的投资决策。其次,在当今的互联网时代,媒体、自媒体关于“本命年”的报道以及商家对“本命年挂红祈福”的炒作加重了对“本命年”的渲染,强化了人们对“本命年灾祸多”的认知和心理暗示。研发投资是关系企业长期发展的一种战略投资决策,然而其具有较高的失败风险和投资回报不确定性(Chrisman & Patel, 2012),研发投资水平越高,对企业发展带来的不确定性越强。在这种高度的不确定性情境下,决策者在决定研发投入水平时更有可能受到超自然信念的影响(陈震红等, 2014)。因此,本文认为,当民营企业家遭遇“本命年”时,与较高研发投资水平相伴随的高风险性,外加“本命年厄运多”的观念影响,很可能使民营企业家在决定研发投资水平时表现得更加保守稳健,由此提出第一个有待检验的研究假设。

假设 H₁: 同等条件下, 民营企业家在“本命年”的研发投资水平更低。

进一步地, 民营企业家对风险的感知程度和承受意愿与风险可能引致的收益或损失程度密切相关, 其中企业家持有企业的股权比例是一个关键因素。代理成本假说认为, 增加企业家的持股比例可以强化企业家自身利益与股东利益和企业经营成果的一致性, 从而激励企业家选择能够为股东创造财富的风险行为, 例如更低的多元化水平、更高的研发投入和国际化水平 (Carpenter et al., 2003; Denis et al., 1999; Lee & O'Neill, 2003; 李小荣和张瑞君, 2014)。与之相反, 风险分散假说则突出了分散风险在企业家经营决策中的重要影响, 并认为企业家持股比例越高, 其个人财富与人力资本就越集中于任职企业而使其风险无法得到有效分散, 由此可能导致持股比例较高的企业家变得更为风险厌恶, 从而在经营决策中更加规避风险投资项目 (Fama & Jensen, 1983; 陈闯等, 2016)。本文认为, 在个体对风险感知明显不同于往常的“本命年”时, 民营企业家对分散风险的需求可能更甚于追求利益的期望 (Sitkin & Pablo, 1992)。具体地, 民营企业家在“本命年”容易受到“厄运”的心理暗示困扰, 如果企业家持股比例较低, 即使研发投资失败, 企业家的经济损失也在其可承受范围之内; 而如

果企业家持股比例较高, 研发投资失败的严重性将会更高。因此, 当民营企业家经历“本命年”时, 持股比例更高的民营企业家将更加规避风险, 从而在研发投资决策时变得更加保守, 由此提出本文的第二个研究假设。

假设 H₂: 民营企业家持股比例越高, “本命年”对企业研发投资水平的抑制作用越强。

三、实证研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取 2007~2016 年中国 A 股所有民营上市公司作为初始样本, 之所以选择 2007 年作为样本期间的起始年份, 是因为 2007 年财政部实施了与国际趋同的新《企业会计准则》, 新准则对企业研发投资的费用化和资本化做出新的规范, 而且上市公司从这一年开始普遍披露其研发投资数据。为了避免异常数据的影响, 本文对初始样本进行了如下的筛选过程: ①剔除资不抵债的公司样本; ②剔除发行 H 股或 B 股的交叉上市公司样本; ③剔除金融行业的公司样本; ④剔除特别处理 (ST、*ST) 的公司样本; ⑤剔除存在数据缺失的样本。最终本文得到 1701 家民营上市公司共计 9246 个公司年度观测样本。样本的年度和行业分布情况如表 1 所示。

表 1 样本分布

单位: 个

行业	会计年度										合计
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
A	8	10	11	13	21	22	26	25	24	26	186
B	1	3	3	5	9	11	11	12	10	10	75

续表

行业	会计年度										合计
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
C0	14	17	19	24	30	43	49	52	45	40	333
C1	23	29	31	34	44	50	54	62	73	86	486
C2	3	3	5	6	7	10	12	16	36	65	163
C3	11	13	17	23	28	34	36	57	103	160	482
C4	37	43	46	55	100	136	151	158	154	150	1030
C5	18	27	29	35	67	86	99	103	87	77	628
C6	28	29	39	44	75	94	102	103	97	93	704
C7	62	83	88	115	197	272	305	305	290	271	1988
C8	30	32	34	44	63	75	80	82	86	81	607
C9	9	11	12	16	21	24	24	25	23	22	187
D	4	4	4	4	5	5	6	6	6	6	50
E	8	9	9	8	14	21	25	24	25	32	175
F	5	6	6	8	7	10	11	11	12	16	92
G	31	35	37	59	97	125	142	146	134	130	936
H	19	24	27	28	33	41	44	45	48	43	352
J	14	17	19	21	21	22	22	22	20	18	196
K	5	7	8	13	22	28	32	30	25	26	196
L	0	0	0	3	7	10	11	14	13	18	76
M	24	26	24	26	24	31	34	38	42	35	304
合计	354	428	468	584	892	1150	1276	1336	1353	1405	9246

注：本文行业分类依据中国证监会 2001 年关于上市公司的行业分类标准。其中，A~M 分别表示农林牧渔业、采掘业、食品饮料业、纺织服装皮毛业、木材家具业、造纸印刷业、石油化学塑胶塑料业、电子业、金属与非金属业、机械设备仪表业、医药生物制品业、其他制造业、电力煤气及水的生产和供应业、建筑业、交通运输仓储业、信息技术业、批发和零售贸易业、房地产业、社会服务业、传播与文化产业、综合类。

资料来源：笔者整理。

本文采用的公司研发投入数据来自 Wind 数据库，地区市场化指数使用樊纲等（2011）编制的中国市场化指数，而企业家个人信息、公司其他财务数据均来自 CSMAR 数据库。

（二）变量定义

1. 因变量

本文的因变量是研发投入水平（ RD_{it} ）

ratio)。为了避免公司规模对研发投入金额产生影响，参照 Lee 和 O’Neill（2003）、陈闯等（2016）的做法，本文使用上市公司年度研发支出占当年营业收入的比重作为研发投入强度的衡量。

2. 自变量

本文的自变量是民营企业家的“本命年”

(BMN)。现代企业中的企业家大致分为两类,一类是作为所有者同时从事企业经营管理的所有者企业家,另一类是受雇于所有者的职业经理人。鉴于中国民营企业所有者大都直接从事企业经营管理,因此本文所指的民营企业企业家涵盖董事长、副董事长和 CEO 三个对民营企业经营决策具有话语权的群体。同时,为了进一步探究三个群体各自的影响力差异,本文在进一步分析中对区分企业家职位类型进行了更为细致的探讨。

在传统习俗中,“本命年”主要是指十二年一个轮回的农历属相所在的年份,从农历大年初一(春节)开始到该年腊月最后一天(除夕)结束。由于企业家的具体出生日期和属相较难确定,本文采用企业家公历出生年份加上 12 的倍数得到的年份作为企业家“本命年”的大致衡量,例如企业家 A 出生于 1968 年,则认为 1980 年、1992 年、2004 年、2016 年为其“本命年”。若该年为某民营上市公司董事长、副董事长或 CEO 的“本命年”,则 BMN 赋值为 1;否则赋值为 0。

3. 调节变量

本文的调节变量是民营企业家的持股比例(SHARE)。由于本文定义的民营企业企业家范围包含董事长、副董事长和 CEO,因此在确定民营企业企业家持股比例时难以根据具体的职位进行一一对应。而民营企业家的持股水平通常与高管持股水平保持高度一致,故本文使用管理层持股比例作为民营企业家持股的代理变量,其计算方法为所有高管团队成员年末持有普通股的数量占上市公司总股数的比例。

4. 控制变量

借鉴现有对上市公司研发投资的研究(Chen & Hsu, 2009; Gómez-Mejía et al., 2014; 陈凌和吴炳德, 2014; 余明桂等, 2013), 本文加入了以下控制变量: ①公司规模(SIZE): 公司总资产的自然对数值; ②资产负债率(LEV): 公司总负债与总资产的比值; ③固定资产比例(TAN): 公司固定资产占总资产的比值; ④现金持有水平(CASH): 公司货币资金占总资产的比值; ⑤资产收益率(ROA): 公司净利润与总资产的比值; ⑥成长机会(GROWTH): 公司营业收入的增长比率; ⑦市值账面比(MTB): 公司股票市场价值与负债价值同总资产账面价值之比; ⑧上市年限(AGE): 公司 IPO 以来经过年份数的自然对数值; ⑨两职兼任情况(DUAL): 若董事长和 CEO 由一人兼任则取值为 1, 否则为 0; ⑩地区市场化水平(MKT): 由于樊纲等(2011)编制的市场化指数截止到 2009 年, 为了减少 2010~2016 年沿用 2009 年指数可能带来的统计偏差, 借鉴董静等(2017)的做法, 本文使用外延趋势法回归估计出 2010~2016 年的市场化指数, 合并 2007~2009 年的市场化指数衡量公司所在地区市场化水平。同时, 企业家持股比例(SHARE)也作为控制变量之一纳入回归中。此外, 本文还通过引入行业(IND)和年度(YEAR)虚拟变量来控制行业和时间对公司代理成本的影响。本文使用的相关变量定义及符号如表 2 所示。为了消除异常值的影响, 本文对所有连续变量进行了上下 1% 的 Winsorize 缩尾处理。

表 2 主要变量定义与度量

变量	定义与度量
<i>RD_ratio</i> (%)	研发投入水平，等于研发支出/销售收入×100%
<i>BMN</i>	企业家“本命年”，企业家公历出生年份加上 12 的倍数。若某年为企业家“本命年”， <i>BMN</i> 赋值为 1；否则赋值为 0
<i>SHARE</i>	民营企业持股比例，等于民营企业高管团队成员年末持有普通股数/上市公司总股数
<i>SIZE</i>	公司规模，等于公司年末总资产的自然对数
<i>LEV</i>	资产负债率，等于公司年末总负债/总资产
<i>TAN</i>	固定资产比例，等于公司固定资产年末净额/总资产
<i>CASH</i>	现金持有水平，等于公司年末货币资金/总资产
<i>ROA</i>	资产收益率，等于公司年末净利润/年初总资产与年末总资产的均值
<i>GROWTH</i>	成长机会，等于公司前后两年的营业收入增长率
<i>MTB</i>	市值账面比，等于公司（年末股票市值+负债价值）/年末总资产账面价值
<i>AGE</i>	上市年限，等于公司 IPO 以来经过年份数的自然对数值=ln（年份-IPO 年份+1）
<i>DUAL</i>	哑变量，若董事长和 CEO 由一人兼任则取值为 1，否则为 0
<i>MKT</i>	地区市场化水平，2007~2009 年数据为樊纲等（2011）编制的市场化指数；2010~2016 年数据为依据 2000~2009 年市场化指数，利用外延趋势法回归估计的市场化指数数据
<i>IND</i>	行业哑变量，根据中国证监会 2001 年关于上市公司的行业分类标准，构建 21 个哑变量分别代表各个行业（除金融业），其中制造业根据二级代码划分为 10 个子行业
<i>YEAR</i>	年度哑变量，构建 10 个年度哑变量分别代表 2007~2016 年中的各年

资料来源：笔者整理。

（三）计量模型设定

为了检验本文提出的两个研究假设，本文分别设计了如下的两个计量回归模型（1）和模型（2），其中 *RD_ratio* 表示民营企业研发投入水平，*BMN* 表示民营企业是否处于“本命年”，*X* 是由多个控制变量构成的变量向量。

$$RD_ratio = \alpha_0 + \alpha_1 \times BMN + \alpha_j \times X + \varepsilon \quad (1)$$

$$RD_ratio = \beta_0 + \beta_1 \times BMN + \beta_2 \times SHARE + \beta_j \times X + \varepsilon \quad (2)$$

由于因变量研发投入水平 *RD_ratio* 是一个以 0 为最小值的拖尾变量，本文使用 Tobit 回归模型来估计相关参数。具体地，模型（1）中若 *BMN* 的回归系数 α_1 显著为负，假设 H_1 得到支持；模型（2）中交乘项 *BMN*×*SHARE* 的回归系

数 β_2 显著为负，假设 H_2 得到支持。此外，为了缓解异方差的可能影响，本文使用了带稳健标准误的 Tobit 回归模型。

四、实证结果分析与讨论

（一）描述性统计分析

表 3 列示了主要变量的描述性统计结果。可以看出：①样本中民营企业在 2007~2016 年的研发投入占营业收入的比重（*RD_ratio*）平均仅为 3.454%，中位数为 2.916%，说明中国民营企业的研发投入仍然严重不足。②民营企业家“本命年”代理变量（*BMN*）均值为 0.145，说明 9246 个公司年度样本中有 14.5%

的样本处于企业家的“本命年”，亦即平均每年有 14.5% 的民营企业经历企业家的“本命年”。③民营企业持股比例（*SHARE*）平均值为 16.2%。此外，平均公司规模为 23.34 亿元（ $e^{21.571}/10^8 \approx 23.34$ ），平均资产负债率为 38.4%，平均固定资产比重为 20.2%，平均现金持有率

为 19.2%，平均资产净利率为 5%，平均营业收入增长率为 21.7%，平均市值账面比为 3.115，平均上市 6.04（ $e^{1.798} \approx 6.04$ ）年，平均 36% 的上市公司董事长和 CEO 由同一人兼任，地区平均市场化指数为 10.969，这些控制变量的取值分布均在合理范围内，不存在异常情况。

表 3 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
<i>RD_ratio</i> (%)	9246	3.454	4.156	0	0.145	2.916	4.549	23.981
<i>BMN</i>	9246	0.145	0.352	0	0	0	0	1
<i>SHARE</i>	9246	0.162	0.256	0	0	0.042	0.304	0.857
<i>SIZE</i>	9246	21.571	0.991	19.511	20.848	21.469	22.181	24.492
<i>LEV</i>	9246	0.384	0.201	0.041	0.219	0.372	0.531	0.846
<i>TAN</i>	9246	0.202	0.139	0.002	0.094	0.179	0.287	0.593
<i>CASH</i>	9246	0.192	0.146	0.011	0.088	0.151	0.254	0.702
<i>ROA</i>	9246	0.050	0.055	-0.138	0.018	0.046	0.078	0.228
<i>GROWTH</i>	9246	0.217	0.488	-0.592	-0.016	0.134	0.315	3.216
<i>MTB</i>	9246	3.115	2.111	0.994	1.719	2.446	3.760	12.60
<i>AGE</i>	9246	1.798	0.772	0	1.099	1.792	2.485	3.135
<i>DUAL</i>	9246	0.360	0.480	0	0	0	1	1
<i>MKT</i>	9246	10.969	3.093	4.460	8.950	10.760	13.080	18.260

资料来源：笔者整理。

（二）Pearson 相关系数分析

表 4 列示了主要变量的 Pearson 相关系数分析结果。①民营企业家“本命年”（*BMN*）与民营企业研发投入（*RD_ratio*）之间负相关，与本文预期相符，但统计上不显著，需要结合多元回归分析进行进一步的检验。②民营企业家持股比例（*SHARE*）与民营企业研发投入（*RD_ratio*）之间显著正相关，与代理成本假说相符，即提高民营企业家持股水平有利于企业研发投入。③增长更快（*GROWTH*）的民营企业研发投入水平更低，这可能是因为企业销售

收入增长越快，企业越倾向于通过开拓和巩固市场获取利润，而通过研发投入获取收益的动机越弱（吴继忠和苗鹏飞，2015；张敏等，2015）。④与基本常识相符，规模更大（*SIZE*）、杠杆水平更高（*LEV*）、上市时间更长（*AGE*）的上市公司研发投入更低，而盈利能力更好（*ROA*）、现金更充足（*CASH*）、处于市场发达地区（*MKT*）的上市公司研发投入则更高。此外，主要变量之间相关系数大都远小于 0.5，说明把这些变量同时引入回归模型不会引起严重的多重共线性问题。

表 4 主要变量 Pearson 相关系数矩阵

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. <i>RD_ratio</i> (%)	1												
2. <i>BMN</i>	-0.014	1											
3. <i>SHARE</i>	0.213 ***	0	1										
4. <i>SIZE</i>	-0.181 ***	0.003	-0.148 ***	1									
5. <i>LEV</i>	-0.391 ***	0.015	-0.223 ***	0.473 ***	1								
6. <i>TAN</i>	-0.143 ***	-0.012	-0.082 ***	-0.048 ***	0.042 ***	1							
7. <i>CASH</i>	0.302 ***	0.004	0.147 ***	-0.241 ***	-0.471 ***	-0.303 ***	1						
8. <i>ROA</i>	0.079 ***	0.003	0.137 ***	0.047 ***	-0.330 ***	-0.136 ***	0.283 ***	1					
9. <i>GROWTH</i>	-0.029 ***	0.012	0.021 **	0.114 ***	0.067 ***	-0.113 ***	-0.004	0.242 ***	1				
10. <i>MTB</i>	0.243 ***	0.001	0.130 ***	-0.380 ***	-0.289 ***	-0.099 ***	0.176 ***	0.248 ***	0.070 ***	1			
11. <i>AGE</i>	-0.275 ***	0.014	-0.382 ***	0.325 ***	0.406 ***	0.022 **	-0.336 ***	-0.199 ***	0.013	-0.051 ***	1		
12. <i>DUAL</i>	0.135 ***	-0.081 ***	0.146 ***	-0.098 ***	-0.116 ***	-0.045 ***	0.078 ***	0.022 **	0.022 ***	0.084 ***	-0.169 ***	1	
13. <i>MKT</i>	0.153 ***	-0.020 *	0.096 ***	0.079 ***	-0.071 ***	-0.023 **	0.008	0.049 ***	-0.013	0.025 **	-0.146 ***	0.089 ***	1

注：***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%。
资料来源：笔者整理。

(三) 多元回归分析结果

本文采用 Tobit 计量估计模型对假设进行检验, 回归结果如表 5 所示, 其中模型 1 为只包含控制变量的基础模型, 模型 2、模型 3 依次加入了企业家“本命年”哑变量 (BMN) 和检验调节效应的交乘项 ($BMN \times SHARE$)。具体地, 模型 2 的结果显示, “本命年”哑变量 (BMN) 得到了 10% 统计水平下显著的负回归系数 (模型 2: 系数 = -0.196, T 值 = -1.721), 意味着民营企业家在“本命年”会更少地进行研发投入, 支持了本文的假设 H_1 ; 并且平均而言, 民营企业家在经历“本命年”时企业的研发投入比往常减少 19.6%, 凸显了相关影响的经济显著性。在模型 3 中, 企业家“本命年”和企业

家持股比例的交乘项 ($BMN \times SHARE$) 得到了接近 5% 统计水平下显著的负回归系数 (模型 3: 系数 = -0.978, T 值 = -1.927, P 值 = 0.054)。与此同时, 如图 1 所示, 在企业家较高持股水平下 (图中实线), 民营企业家经历“本命年” (BMN) 与研发投入水平 (RD_ratio) 回归直线斜率的绝对值比企业家较低持股水平下 (图中虚线) 显著更大, 意味着尽管在正常情况下民营企业家持股水平越高, 民营企业研发投入水平越高, 但当在经历“本命年”时, 较高的持股水平反而会加剧民营企业家在研发投入中的保守行为, 限制民营企业研发资本的投入, 从而支持了本文的假设 H_2 。

表 5 Tobit 多元回归结果

变量	因变量: RD_ratio (%)					
	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
BMN			-0.196 *	(-1.721)	-0.184	(-1.620)
$BMN \times SHARE$					-0.978 **	(-1.927)
$SHARE$	0.746 **	(2.215)	0.749 **	(2.234)	1.020 ***	(2.602)
$SIZE$	0.392 ***	(5.928)	0.391 ***	(5.915)	0.391 ***	(5.908)
LEV	-4.935 ***	(-15.461)	-4.926 ***	(-15.426)	-4.907 ***	(-15.398)
TAN	1.284 ***	(3.640)	1.284 ***	(3.640)	1.289 ***	(3.656)
$CASH$	2.782 ***	(6.474)	2.783 ***	(6.478)	2.779 ***	(6.473)
ROA	-6.705 ***	(-6.050)	-6.696 ***	(-6.043)	-6.664 ***	(-6.023)
$GROWTH$	-0.279 ***	(-2.713)	-0.278 ***	(-2.700)	-0.284 ***	(-2.761)
MTB	0.329 ***	(9.016)	0.330 ***	(9.027)	0.329 ***	(9.021)
AGE	-1.155 ***	(-14.847)	-1.154 ***	(-14.864)	-1.140 ***	(-14.610)
$DUAL$	0.185 **	(2.149)	0.173 **	(1.998)	0.169 *	(1.951)
MKT	0.058 ***	(4.477)	0.058 ***	(4.444)	0.058 ***	(4.430)
截距	-5.005 ***	(-3.377)	-4.958 ***	(-3.343)	-5.018 ***	(-3.378)

续表

变量	因变量: RD_ratio (%)					
	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
行业和年份	控制		控制		控制	
样本量	9246		9246		9246	
F 值	101.214 ***		98.818 ***		96.572 ***	
Pseudo R^2	0.127		0.127		0.128	
Log likelihood	-20744.832		-20743.361		-20739.672	

注：①***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%；②括号内数字为经过异方差调整的 T 值。
资料来源：笔者整理。

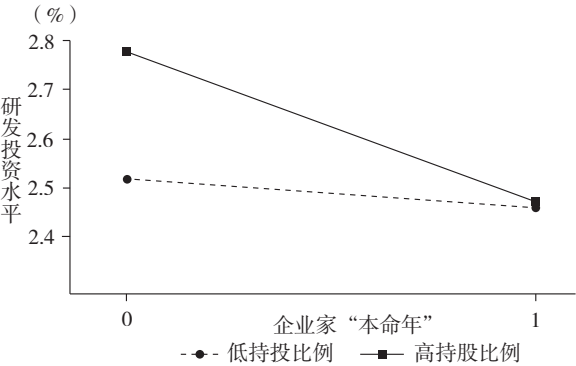


图 1 企业家持股水平的调节效应

资料来源：笔者根据回归结果绘制。

（四）稳健性测试

1. 内生性问题测试

尽管《企业会计准则》对企业研发信息披露进行了一定的要求，但管理层在是否披露以及以何种方式披露的选择上具有很大自主权（赵武阳和陈超，2011），因此企业披露的研发信息在很大程度上仍然存在较多缺失，并且越多进行研发投入的企业越可能对研发信息进行披露。在此之前，本文在处理研发投入水平变量

(RD_ratio) 时将缺失的研发投入样本默认为没有进行研发投入，赋值为 0^①，由此可能混淆部分进行了研发投入但没有进行披露的样本而产生样本自选择问题。因此，本文尝试使用 Heckman 两阶段回归方法来缓解这一疑虑。在第一阶段，本文使用研发投入与否哑变量 (RD_dummy) 作为因变量，公司规模 ($SIZE$)、资产负债率 (LEV)、现金持有水平 ($CASH$) 以及行业 (IND) 和年度 ($YEAR$) 哑变量作为自变量进行 Probit 回归并计算得到逆米尔斯比率 ($InvMills$)。第二阶段，在原有的 Tobit 回归模型中加入逆米尔斯比率作为控制变量再次进行回归分析，结果如表 6 所示。从表 6 中可以看到，民营企业家“本命年” (BMN)、民营企业家“本命年”与民营企业家持股比例的交乘项 ($BMN \times SHARE$) 都得到了统计显著的负回归系数，说明在考虑了样本自选择问题之后，本文的研究结论仍然得到经验数据的支持。

① 在本文中，研发投入水平信息缺失的样本为 1993 个，约占整个样本量的 21.56%。

表 6 Heckman 两阶段回归结果

变量	因变量: RD_ratio (%)			
	模型 1		模型 2	
	系数	T 值	系数	T 值
BMN	-0.195 *	(-1.714)	-0.183	(-1.614)
$BMN \times SHARE$			-0.977 *	(-1.929)
$SHARE$	0.747 **	(2.231)	1.017 ***	(2.599)
$SIZE$	0.397 ***	(5.906)	0.396 ***	(5.897)
LEV	-5.024 ***	(-12.743)	-5.002 ***	(-12.706)
TAN	1.288 ***	(3.648)	1.293 ***	(3.664)
$CASH$	2.817 ***	(6.366)	2.811 ***	(6.359)
ROA	-6.680 ***	(-6.008)	-6.648 ***	(-5.989)
$GROWTH$	-0.278 ***	(-2.702)	-0.284 ***	(-2.763)
MTB	0.330 ***	(9.030)	0.329 ***	(9.025)
AGE	-1.155 ***	(-14.864)	-1.141 ***	(-14.608)
$DUAL$	0.174 **	(2.004)	0.169 *	(1.957)
MKT	0.058 ***	(4.438)	0.058 ***	(4.425)
$InvMills$	0.207	(0.376)	0.200	(0.363)
截距	-5.200 ***	(-3.243)	-5.252 ***	(-3.273)
行业和年份	控制		控制	
样本量	9246		9246	
F 值	97.126 ***		94.956 ***	
Pseudo R^2	0.127		0.128	
Log likelihood	-20743.276		-20739.591	

注: ① ***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%; ②括号内数字为经过异方差调整的 T 值。

资料来源: 笔者整理。

2. 样本筛选的稳健性测试

由于“本命年”的影响具有极强的个体性, 即只有正在经历“本命年”的企业家才可能受到影响。同时, 为了获得研发投资水平的持续性, 企业也有可能选择性地聘任近期不会经历“本命年”的企业家而产生逆向因果问题, 为此, 本文区分样本企业在当年或者上一年度是否存在民营企业企业家变更的情况进行子样本回归分析, 结果如表 7 所示。从表 7 中可以看到, 只有在民营企业企业家没有发生变更的子样本 ($Turnover=0$, $Turnover_1=0$) 中, 企业家“本命年”变量 (BMN) 才得到了统计显著为负的回归系数 (模型 2: 系数 = -0.222, T 值 = -1.734; 模型 4: 系数 = -0.486, T 值 = -2.135), 说明本文的主效应是合乎常识的, 同时也没有受到逆向因果问题的影响, 再次支持了本文的研究结论。

(五) 进一步分析

1. 企业家“本命年”影响的地区差异分析

中国幅员辽阔, 民族众多, 传统习俗等社会文化对不同地区影响的广度和深度不同, 由此导致不同文化区域对“本命年”这一观念习俗

表 7 区分企业家变更的 Tobit 回归结果

变量	因变量: RD_ratio (%)			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	$Turnover=1$	$Turnover=0$	$Turnover_1=1$	$Turnover_1=0$
BMN	-0.061 (-0.255)	-0.222 * (-1.734)	-0.090 (-0.677)	-0.486 ** (-2.135)
$SHARE$	0.064 (0.195)	1.361 *** (6.418)	0.646 * (1.810)	1.284 *** (2.945)
$SIZE$	0.324 ** (2.198)	0.419 *** (5.773)	0.371 *** (4.867)	0.446 *** (3.453)

续表

变量	因变量： <i>RD_ratio</i> (%)			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>Turnover</i> = 1	<i>Turnover</i> = 0	<i>Turnover</i> _1 = 1	<i>Turnover</i> _1 = 0
<i>LEV</i>	-4.949*** (-7.179)	-4.849*** (-13.627)	-5.065*** (-13.740)	-4.462*** (-7.001)
<i>TAN</i>	1.976*** (2.707)	0.999** (2.492)	0.985** (2.378)	1.940*** (2.902)
<i>CASH</i>	2.776*** (2.795)	2.771*** (5.841)	2.555*** (5.104)	3.163*** (3.911)
<i>ROA</i>	-4.619** (-2.057)	-7.815*** (-6.172)	-6.032*** (-4.775)	-8.591*** (-3.877)
<i>GROWTH</i>	-0.117 (-0.673)	-0.356*** (-2.908)	-0.246** (-2.198)	-0.457* (-1.808)
<i>MTB</i>	0.304*** (3.743)	0.350*** (8.720)	0.305*** (7.354)	0.405*** (5.479)
<i>AGE</i>	-1.592*** (-10.229)	-0.970*** (-12.380)	-1.169*** (-13.290)	-1.038*** (-7.359)
<i>DUAL</i>	0.030 (0.149)	0.199** (2.100)	0.225** (2.239)	0.000 (0.000)
<i>MKT</i>	0.064** (2.216)	0.054*** (3.674)	0.063*** (4.333)	0.025 (0.900)
截距	-3.391 (-1.015)	-5.715*** (-3.557)	-4.690*** (-2.720)	-5.734** (-2.013)
行业和年份	控制	控制	控制	控制
样本量	1928	7318	6806	2440
F 值	1192.02	4913.53	4286.94	1821.00
Pseudo R ²	0.129	0.128	0.122	0.146
Log likelihood	-4017.607	-16664.659	-15392.994	-5317.938

注：①*Turnove* = 1 表示当年存在企业家变更，*Turnove* = 0 表示当年未发生企业家变更，*Turnover*_1 = 1 表示当年或者上一年度存在企业家变更，*Turnover*_1 = 0 表示当年和上一年度均没有企业家变更；②***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%；③括号内数字为经过异方差调整的 T 值。

资料来源：笔者整理。

的重视程度存在很大的差异，因此“本命年”对于民营企业心理活动和经营决策的影响也可能有所不同。结合中国地理上秦岭—淮河南

北方分界线以及少数民族聚居地分布，同时考虑到北京和上海在全国范围内政治、经济、文化地位的特殊性，本文将民营上市公司所在省

级行政区划并定义为北京上海、北方汉民族文化、南方文化和其他文化四个文化区域^①，并在每一组中分别进行 Tobit 回归分析。表 8 汇报了相关回归结果。从表 8 中可以发现，在北方汉民族文化区，企业家“本命年”对民营企业研发投资的负向影响达到了 10% 的统计显著水

平（模型 2：系数 = -0.338，T 值 = -1.871）；而在北京上海、南方文化和其他文化区域，“本命年”的影响则没有显著差别。这种现象与“本命年”的民间习俗在北方汉民族地区更流行的事实相吻合（周建新，1994），再次为本文的研究结论提供了进一步的佐证。

表 8 区分文化区域的 Tobit 回归结果

变量	因变量：RD_ratio (%)			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	北京上海	北方汉民族文化	南方文化	其他文化
BMN	-0.659 (-1.487)	-0.338* (-1.871)	0.067 (0.483)	-0.328 (-0.862)
SHARE	2.085** (2.205)	1.381*** (2.790)	0.340 (1.100)	1.288 (1.169)
SIZE	0.899*** (3.529)	0.065 (0.541)	0.162** (1.984)	0.741*** (3.389)
LEV	-11.495*** (-8.378)	-2.553*** (-3.840)	-3.601*** (-10.019)	-5.269*** (-5.186)
TAN	1.468 (0.829)	0.456 (0.587)	1.213*** (2.912)	3.096** (2.568)
CASH	4.149*** (3.100)	1.194 (1.478)	2.196*** (4.145)	4.692*** (3.394)
ROA	-21.887*** (-6.471)	-2.548 (-1.146)	-3.869*** (-2.994)	-7.489* (-1.800)
GROWTH	-0.443 (-1.387)	-0.001 (-0.002)	-0.299** (-2.270)	-0.264 (-1.062)
MTB	0.328*** (3.353)	0.171*** (2.738)	0.323*** (6.954)	0.371*** (2.812)
AGE	-0.814** (-2.579)	-1.077*** (-5.997)	-0.943*** (-11.272)	-1.782*** (-6.373)

① 严格意义上，中国文化区域的划分与中国行政区划并不完全重合。本文为了研究的方便，将文化区域按照省级行政区进行粗略划分。其中，南方文化还可以进一步细分为淮河流域文化、巴蜀文化、吴越文化、岭南文化等文化副区，其他文化中还可区分出关东文化、西北游牧文化等文化副区，但由于在细分回归中各种南方文化副区、关东文化以及其他游牧文化分组都没有得到显著的回归结果，为了结果的简明呈现，本文将其统一合并为“南方文化”或“其他文化”进行分组和列示。除此之外，考虑到 19 世纪开始的“闯关东”这一大规模人口迁移事件，本文还将黑龙江、吉林、辽宁三个省份并入北方汉民族文化区，仍然得到了显著的回归结果。

续表

变量	因变量： <i>RD_ratio</i> (%)			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	北京上海	北方汉民族文化	南方文化	其他文化
<i>DUAL</i>	0.241 (0.721)	0.118 (0.677)	0.158 (1.612)	0.230 (0.685)
<i>MKT</i>	-0.514*** (-3.669)	0.217*** (3.079)	0.024 (1.464)	-0.052 (-0.716)
截距	-6.860 (-1.142)	1.160 (0.468)	-0.830 (-0.453)	-10.204** (-2.073)
行业和年份	控制	控制	控制	控制
样本量	1091	1148	5565	996
F 值	25.139***	26.112***	55.210***	10.537***
Pseudo R ²	0.136	0.176	0.114	0.170
Log likelihood	-2802.898	-2149.532	-12411.388	-1638.996

注：①北方汉民族文化区域包含：山东、河南、河北、天津、陕西、山西、甘肃。南方文化包含：湖南、湖北、安徽、江苏、浙江、四川、重庆、江西、福建、广东、广西。其他包含：黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、新疆、宁夏、青海、西藏、贵州、云南、海南。②***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%。③括号内数字为经过异方差调整的 T 值。

资料来源：笔者整理。

2. 企业家“本命年”对民营企业创新产生的影响

企业研发投资的成果最终会反映在企业的专利产出上。为此，本文利用 CSMAR 企业专利数据库中的数据，进一步对企业家“本命年”对民营企业专利申请和专利授权情况的影响进行分析。具体地，本文构建了专利申请数量变量 (*APPLY*)，并将其进一步细分为发明专利申请 (*APPLY_I*)、实用新型专利申请 (*APPLY_U*) 和外观设计专利申请 (*APPLY_D*) 三类；同时构建了专利授权数量变量 (*APPLY_G*)。以上五个变量作为因变量进行 OLS 回归的结果如表 9 所示。从表 9 中可以看出，整体而言，

民营企业家在经历“本命年”时，民营企业当年专利申请的数量显著减少（模型 1：系数 = -0.065，T 值 = -1.716），其中相对于实用新型专利和外观设计专利而言，相关影响主要反映在发明专利申请数量的减少（模型 2：系数 = -0.050，T 值 = -1.603，P 值 = 0.109）。这可能是由于发明专利相对于其他两项专利需要的投入更多，不确定性更大，失败的风险更高，支持了本文的研究逻辑。而就专利授权情况而言，民营企业家“本命年”与民营企业当年获得的专利授权数量不存在显著的影响关系（模型 5：系数 = -0.047，T 值 = -1.321，P 值 > 0.15）。

表 9 企业家“本命年”对民营企业创新产出影响的回归分析

变量	专利申请				专利授权
	<i>APPLY</i>	<i>APPLY_I</i>	<i>APPLY_U</i>	<i>APPLY_D</i>	<i>APPLY_G</i>
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>BMN</i>	-0.065* (-1.716)	-0.050 (-1.603)	-0.033 (-1.082)	-0.027 (-1.081)	-0.047 (-1.321)
<i>SHARE</i>	0.107 (1.388)	0.087 (1.480)	0.028 (0.663)	0.015 (0.323)	0.054 (0.916)
<i>SIZE</i>	0.267*** (12.266)	0.235*** (13.060)	0.174*** (9.976)	0.113*** (7.451)	0.244*** (11.890)
<i>LEV</i>	-0.119 (-1.272)	0.025 (0.335)	0.146* (1.942)	-0.056 (-0.920)	-0.080 (-0.905)
<i>TAN</i>	0.804*** (7.067)	0.487*** (5.513)	0.505*** (5.548)	0.142** (1.974)	0.729*** (6.777)
<i>CASH</i>	0.134 (1.196)	0.108 (1.164)	0.016 (0.178)	0.330*** (4.228)	0.152 (1.448)
<i>ROA</i>	2.589*** (8.460)	2.059*** (8.321)	1.605*** (6.626)	1.159*** (5.443)	2.333*** (8.132)
<i>GROWTH</i>	-0.150*** (-5.785)	-0.106*** (-5.076)	-0.097*** (-4.678)	-0.087*** (-6.673)	-0.136*** (-5.761)
<i>MTB</i>	-0.014 (-1.548)	0.007 (1.015)	-0.018*** (-2.702)	0.006 (0.916)	-0.012 (-1.507)
<i>AGE</i>	-0.434*** (-18.217)	-0.279*** (-14.832)	-0.316*** (-16.783)	-0.081*** (-5.101)	-0.390*** (-17.693)
<i>DUAL</i>	0.054* (1.813)	0.061** (2.490)	-0.015 (-0.632)	0.174*** (8.248)	0.053* (1.877)
<i>MKT</i>	0.045*** (9.582)	0.038*** (9.917)	0.024*** (6.156)	0.003 (0.915)	0.038*** (8.481)
截距	-5.769*** (-11.933)	-5.330*** (-13.347)	-3.958*** (-10.557)	-2.281*** (-6.894)	-5.265*** (-11.678)
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9246	9246	9246	9246	9246
F 值	160.775	108.532	141.053	30.497	147.020
Adj. R ²	0.286	0.218	0.314	0.082	0.278

注：①***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%；②括号内数字为经过异方差调整的 T 值。

资料来源：笔者整理。

3. 企业家职位类型影响力差异分析

本文定义的民营企业企业家包含董事长、副董事长、CEO 三个群体，为了进一步发掘民营企业企业家职位类型对“本命年”民营企业研发投资水平的影响差异，本文尝试区分企业家群体进行影响力差异分析。具体地，当某年度为民营企业 CEO（董事长、副董事长）的“本命年”时，定义 BMN_CEO （ $BMN_Chairman$ 、 BMN_Vice ）为 1，否则为 0。此外，区分企业家职位类型后，对应类型的企业家受教育水平（ EDU_CEO 、 $EDU_Chairman$ 、 EDU_Vice ）和企业家任期（ $TENURE_CEO$ 、 $TENURE_Chairman$ 、 $TENURE_Vice$ ）作为控制变量也加入到模型中（李万福和杜静，2016），其中，企业家受教育水平以 CSMAR 董监高个人特征数据库的学历字段进行衡量，1~5 分别表示中专及中专以下、大专、本科、硕士研究生、博士研究生；企业家任期以截至当年企业家在任月数衡量。由此进行多元回归分析的结果如表 10 所示。在模型 1 至模型 3 中， BMN_CEO 和 $BMN_Chairman$ 分别得到了 1% 和 5% 统计显著的负回归系数（模型 1：系数 = -0.380，T 值 = -2.668；模型 2：系数 = -0.294，T 值 = -2.012），而 BMN_Vice 的系数

不显著（模型 3：系数 = -0.119，T 值 = -0.576），意味着本命年对研发投资水平的影响主要体现在 CEO 和董事长身上。

进一步地，由于存在企业家两职兼任的情况，本文在非两职兼任民营企业子样本中分别检验了 CEO 和董事长影响的差异性，如表 10 中模型 4 至模型 5 所示。可以看到，只有 BMN_CEO 得到了 10% 统计显著的负回归系数（模型 4：系数 = -0.338，T 值 = -1.896），意味着与董事长相比，在非两职兼任的民营企业中，CEO 在经历本命年时对民营企业研发投资水平的抑制影响更为明显。

4. 企业家“本命年”影响的经济后果

企业经营决策的后果最终都将反映在企业的经营成果上，而作为企业发展的内在驱动力，企业研发投资水平的影响最终会反映在企业的成长能力上。因此，本文尝试从民营企业成长能力的角度，进一步探索民营企业企业家“本命年”影响民营企业研发投资水平的经济后果。具体地，本文依次考察了企业家“本命年”对“本命年”当年（ $GROWTH_t$ ）、次年（ $GROWTH_{t+1}$ ）、再下一年（ $GROWTH_{t+2}$ ）的企业营业收入增长率的影响，结果如表 11 所示。

表 10 区分企业家职位类型的 Tobit 回归结果

变量	因变量： RD_ratio (%)				
	全样本			$DUAL=0$	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
BMN_CEO	-0.380*** (-2.668)			-0.338* (-1.896)	
$BMN_Chairman$		-0.294** (-2.012)			-0.157 (-0.855)

续表

变量	因变量: RD_ratio (%)				
	全样本			$DUAL=0$	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
BMN_Vice			-0.119 (-0.576)		
EDU_CEO	0.338 *** (7.239)			0.145 ** (2.570)	
$EDU_Chairman$		0.486 *** (11.264)			0.411 *** (8.235)
EDU_Vice			0.215 *** (3.496)		
$TENURE_CEO$	0.009 *** (6.034)			0.006 *** (3.129)	
$TENURE_Chairman$		0.012 *** (8.969)			0.013 *** (7.714)
$TENURE_Vice$			0.007 *** (3.873)		
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
截距	-2.805 * (-1.739)	-4.208 *** (-2.677)	-0.337 (-0.165)	0.418 (0.219)	-2.118 (-1.146)
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7837	7847	3561	4887	4899
F 值	81.758 ***	85.641 ***	42.229 ***	54.523 ***	57.064 ***
Pseudo R^2	0.122	0.127	0.136	0.135	0.141
Log likelihood	-18122.236	-18048.278	-7786.4923	-10760.562	-10697.297

注: ①模型 1~模型 3 中样本量的减少主要是由于企业家受教育水平变量 (EDU_CEO 、 $EDU_Chairman$ 、 EDU_Vice) 的数据缺失, 缺失的样本量分别为 1379、1377、5656; 在此基础上, 企业家任期变量 ($TENURE_CEO$ 、 $TENURE_Chairman$ 、 $TENURE_Vice$) 分别缺失 30 个、22 个、29 个样本。②***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%。③括号内数字为经过异方差调整的 T 值。

资料来源: 笔者整理。

表 11 企业家“本命年”对民营企业成长能力的影响

变量	因变量: $GROWTH_t$		因变量: $GROWTH_{t+1}$		因变量: $GROWTH_{t+2}$	
	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
BMN	0.010	(0.695)	-0.097 **	(-2.155)	0.039	(0.417)
$SHARE$	0.019	(0.418)	-0.089	(-1.206)	-0.089	(-0.800)

续表

变量	因变量： $GROWTH_t$		因变量： $GROWTH_{t+1}$		因变量： $GROWTH_{t+2}$	
	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
SIZE	0.017 *	(1.958)	-0.124 **	(-2.520)	-0.279 ***	(-3.156)
LEV	0.366 ***	(8.438)	0.620 *	(1.833)	0.417	(0.903)
TAN	-0.249 ***	(-5.037)	-0.235	(-1.155)	-0.081	(-0.157)
CASH	-0.190 ***	(-4.141)	0.013	(0.052)	-0.324	(-1.153)
ROA	2.484 ***	(18.693)	-2.790 ***	(-4.307)	-2.461	(-1.504)
MTB	0.008 **	(2.098)	0.170 ***	(3.901)	0.116 **	(2.330)
AGE	-0.018 *	(-1.813)	0.092 **	(2.439)	0.141 **	(2.339)
DUAL	0.023 **	(2.204)	-0.053	(-0.983)	-0.070	(-0.957)
MKT	-0.006 ***	(-3.737)	-0.011 *	(-1.659)	-0.029 **	(-2.467)
截距	-0.035	(-0.173)	2.390 **	(2.575)	7.939 ***	(2.860)
行业和年份	控制		控制		控制	
样本量	9246		9238		7830	
F 值	22.280 ***		3.023 ***		3.181 ***	
Adj. R ²	0.119		0.037		0.026	

注：①***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%；②括号内数字为经过异方差调整的 T 值。
资料来源：笔者整理。

从表 11 中可以看到，民营企业家“本命年”显著降低了民营企业下一期的成长能力（模型 2：系数=-0.097，T 值=-2.155），说明民营企业家在“本命年”对企业研发投资水平的消极影响最终会降低民营企业未来的成长能力。

五、结论、贡献与局限

Richard Cantillion 和 Frank Knight 两位经济学家将企业家精神与风险（risk）或不确定性（uncertainty）联系在一起，强调冒险是企业家精神的天性，这对于提高民营企业在经济发展中的创新主体地位至关重要。本文从民间习俗

对个体风险感知影响的角度出发，通过研究 2007~2016 年十年间民营企业家在经历“本命年”时对企业研发投资水平的影响，发现民营企业家在“本命年”会更加保守稳健，民营企业的研发投资水平显著更低，企业家较高的持股水平显著强化了这种保守的行为倾向，而且这种影响在北方汉民族聚居地区尤为突出。此外，有企业家经历“本命年”的民营企业申请专利尤其是发明专利的数量更少，这进一步为民营企业家在“本命年”的保守稳健倾向提供了佐证。最后，本文还发现民营企业家“本命年”带来的影响会显著降低民营企业在未来时期的成长能力，对企业的发展产生负面影响。

本文的研究结论在理论和实践方面都具有

重要的意义。在理论贡献方面,本文丰富了非正式制度微观影响的文献。20世纪中叶以来,非正式制度在经济社会演进中的作用逐渐得到重视(Grief, 1994; 马克斯·韦伯, 1987),在以中国为代表的正式制度尚不完善的新兴市场国家,非正式制度的地位更为重要(陈冬华等, 2013)。但非正式制度种类庞杂,难以被详述(诺思, 2008)。因此,国内外学者多选取 Hofstede 的五个文化维度^①、宗教信仰等方面进行研究(Du et al., 2014; Dyreng et al., 2013; Fidrmuc & Jacob, 2010; 陈冬华等, 2013)。然而在中国境内, Hofstede 文化维度的地区差异并不明显,宗教信仰也具有多样性(陈冬华等, 2013)。与明确的宗教信仰相比,民间习俗在以乡土文化为主体的中国经济社会中的影响则可能更为广泛和深远。当前对于民间习俗这一非正式制度在企业 and 资本市场中影响的研究主要关注点在吉利数字,例如“8”和“4”产生的谐音效应(Brown & Mitchell, 2008; Hirshleifer et al., 2018; 饶品贵等, 2008; 赵静梅和吴风云, 2009)。但与之相比,由神灵崇拜引申出的民间习俗对人的思想观念和行为方式则具有更强的约束性。因此,本文扎根中国乡土社会,研究“本命年”等由神灵崇拜引申出的民间习俗对民营企业研发投入水平的影响,更加具有中国情境的理论针对性,同时也更贴近个体决策的实际过程。另外,现有研究大多以文化对个体的影响具有长远性和持续性为前提,而“本命年”的影响具有较强的个体性和周期性,只有正在经历“本命年”的个体才会受到影响,

并且每十二年循环一次。本文的研究发现,民营企业经历“本命年”对企业经济后果的影响仅体现在未来一年,意味着文化等非正式制度的影响不只是持续性的,也存在期间上的差异性和波动性,因而本文的研究能够有效扩展和丰富文化等非正式制度的研究范畴。在实践价值方面,由于“本命年灾祸多”的说法并没有科学依据,民营企业家在“本命年”更强烈的风险感知很大程度上源于自我暗示,是非理性的,因此本文的相关研究结论能够帮助民营企业正视和破除“本命年”研发投入的心理障碍,避免错失企业发展的良机。

此外,本文也存在一些不足。由于民营企业家的农历生日难以准确获得,因此本文对于“本命年”的衡量是大致和粗略的。另外,本文主要是从经验数据中探索和挖掘“本命年”对民营企业家决策心理的影响,未来的研究可以尝试以访谈或问卷的方式获取企业家“本命年”心理活动的直接证据。更一般地,除了“本命年”,中国社会还有许多其他形式的民间习俗,这些民间习俗会带来怎样的经济影响有待未来更多研究学者的关注。

接受编辑: 贺小刚

收稿日期: 2019年12月25日

接受日期: 2020年2月20日

作者简介:

黄泽悦(E-mail: vickyhuangzy@163.com),

^① Hofstede 文化维度包含权力距离、不确定性规避、个人主义与集体主义、男性化与女性化、长期或短期取向五个方面。

厦门大学管理学院博士研究生, 在 *Journal of Business Ethics*, *Asia Pacific Journal of Management*, 《中国工业经济》《财务研究》等国内外重要学术刊物上发表多篇学术论文, 研究方向为资本市场财务会计与公司治理。

罗进辉 (通讯作者, E-mail: jinhuiluo@xmu.edu.cn), 管理学博士, 厦门大学管理学院会计系教授、博士生导师, 曾在 *Journal of Corporate Finance*, *Journal of Banking and Finance*, *Journal of Accounting and Public Policy*, *Journal of Business Ethics*, *Management International Review*, *International Journal of Human Resource Management*, *Management and Organization Review*, *Asia Pacific Journal of Management* 以及《管理世界》《管理科学学报》《南开管理评论》《金融研究》《会计研究》《中国工业经济》《管理科学》《管理学季刊》等国内外重要学术刊物上发表学术论文, 研究方向为资本市场财务会计与公司治理特别是民营家族企业治理。

王维怡 (E-mail: wangwyda@163.com), 厦门大学管理学院硕士研究生, 研究方向为资本市场会计与公司治理。

参考文献

- [1] 陈闯、吴晓晖、卫芳:《团队异质性、管理层持股与企业风险行为》,《管理科学学报》,2016年第5期。
- [2] 陈冬华、胡晓莉、梁上坤、新夫:《宗教传统与公司治理》,《经济研究》,2013年第9期。
- [3] 陈凌、吴炳德:《市场化水平、教育程度和家族企业研发投入》,《科研管理》,2014年第7期。
- [4] 陈爽英、井润田、龙小宁、邵云飞:《民营企

业家社会关系资本对研发投资决策影响的实证研究》,《管理世界》,2010年第1期。

[5] 陈运森、谢德仁:《网络位置、独立董事治理与投资效率》,《管理世界》,2011年第7期。

[6] 陈震红、Sijun Wang、董俊武:《民间信仰影响战略决策吗?——基于超自然信念及中国企业高管的两层面研究》,《管理世界》,2014年第7期。

[7] 董静、汪立、吴友:《地理距离与风险投资策略选择——兼论市场环境 with 机构特质的调节作用》,《南开管理评论》,2017年第2期。

[8] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》,经济科学出版社 2011 年版。

[9] 胡珺、宋献中、王红建:《非正式制度、家乡认同与企业环境治理》,《管理世界》,2017年第3期。

[10] 黄滕、金雪军:《吉利数字偏好、尾数定价与价格粘性——来自互联网的证据》,《财贸经济》,2014年第12期。

[11] 李四海、陈旋:《企业家专业背景与研发投入及其绩效研究——来自中国高新技术上市公司的经验证据》,《科学学研究》,2014年第10期。

[12] 李万福、杜静:《税收优惠、调整成本与 R&D 投资》,《会计研究》,2016年第12期。

[13] 李小荣、张瑞君:《股权激励影响风险承担:代理成本还是风险规避?》,《会计研究》,2014年第1期。

[14] 林毅夫:《关于制度变迁的经济学理论:诱致性变迁与强制性变迁》,上海三联书店出版社 1994 年版。

[15] 刘长东:《本命信仰考》,《四川大学学报(哲学社会科学版)》,2004年第1期。

[16] 刘凤委、李琳、薛云奎:《信任、交易成本与商业信用模式》,《经济研究》,2009年第8期。

[17] 刘海洋、唐晓:《数字偏好对经营绩效的影

响——以企业电话号码为例》，《统计研究》，2014年第6期。

[18] 刘圣尧、李怡宗、杨云红：《中国股市的崩盘系统性风险与投资者行为偏好》，《金融研究》，2016年第2期。

[19] 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》，《管理学季刊》，2017年第3期。

[20] [德] 马克斯·韦伯：《新教伦理与资本主义精神》，生活·读书·新知三联书店1987年版。

[21] 诺思：《制度、制度变迁与经济绩效》，格致出版社2008年版。

[22] 饶品贵、赵龙凯、岳衡：《吉利数字与股票价格》，《管理世界》，2008年第11期。

[23] 孙正治：《细说本命年》，九州出版社2007年版。

[24] 万良勇、胡璟：《网络位置、独立董事治理与公司并购——来自中国上市公司的经验证据》，《南开管理评论》，2014年第2期。

[25] 王春和、郭笑欣：《中国传统“和谐文化”与家族企业和谐治理》，《管理世界》，2012年第7期。

[26] 王金波：《传统文化、非正式制度与社会契约——基于宗族观念、民族伦理与企业债务期限结构的微观证据》，《经济管理》，2013年第12期。

[27] 吴继忠、苗朋飞：《企业能力特征与研发投入研究——基于PE支持企业的面板数据》，《科技管理研究》，2015年第3期。

[28] 辛宇、李新春、徐莉萍：《地区宗教传统与民营企业创始资金来源》，《经济研究》，2016年第4期。

[29] 余明桂、李文贵、潘红波：《民营化、产权保护与企业风险承担》，《经济研究》，2013年第9期。

[30] 张敏、童丽静、许浩然：《社会网络与企业风险承担——基于我国上市公司的经验证据》，《管理世界》，2015年第11期。

[31] 赵静梅、吴风云：《数字崇拜下的金融资产价格异象》，《经济研究》，2009年第6期。

[32] 赵武阳、陈超：《研发披露、管理层动机与市场认同：来自信息技术业上市公司的证据》，《南开管理评论》，2011年第4期。

[33] 周建新：《“本命年”与“坎儿年”浅析》，《民俗研究》，1994年第3期。

[34] Barker, V. L., & Mueller, G. C. 2002. CEO characteristics and firm R&D spending. *Management Science*, 48: 782-801.

[35] Bertrand, M., & Schoar, A. 2003. Managing with style: The effect of managers on firm policies. *The Quarterly Journal of Economics*, 118: 1169-1208.

[36] Block, L., & Kramer, T. 2009. The effect of superstitious beliefs on performance expectations. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 37: 161-169.

[37] Brown, P., & Mitchell, J. 2008. Culture and stock price clustering: Evidence from The Peoples' Republic of China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 10: 307-332.

[38] Carpenter, M. C., Pollock, T. G., & Leary, M. M. 2003. Testing a model of reasoned risk-taking: Governance, the experience of principals and agents, and global strategy in high technology IPO firms. *Strategic Management Journal*, 24: 802-820.

[39] Chen, H. L., & Hsu, W. T. 2009. Family ownership, board independence, and R&D investment. *Family Business Review*, 22: 347-362.

[40] Chrisman, J. J., & Patel, P. C. 2012. Variations in R&D investments of family and nonfamily firms: Behavioral agency and myopic loss aversion perspectives. *Academy of Management Journal*, 55: 976-997.

[41] Denis, D. J., Denis, D. K., & Sarin, A. 1999. Agency theory and the influence of equity ownership structure on corporate diversification strategies. *Strategic*

Management Journal, 20: 1071–1076.

[42] Du, X., Jian, W., Zeng, Q., & Du, Y. 2014. Corporate environmental responsibility in polluting industries: Does religion matter? *Journal of Business Ethics*, 124: 485–507.

[43] Dyreng, S. D., Mayew, W. J., & Williams, C. D. 2012. Religious social norms and corporate financial reporting. *Journal of Business Finance and Accounting*, 39: 845–875.

[44] Fama, E. F., & Jensen M. C. 1983. Separation of ownership and control. *The Journal of Law and Economics*, 26: 301–325.

[45] Fidrmuc, J. P., & Jacob, M. 2010. Culture, agency costs, and dividends. *Journal of Comparative Economics*, 38: 321–339.

[46] Fudenberg, D., & David, K. L. 2006. Superstition and rational learning. *American Economic Review*, 96: 630–651.

[47] Greif, A. 1994. Cultural beliefs and the organization of society: A historical and theoretical reflection on collectivist and individualist societies. *Journal of Political Economy*, 102: 912–950.

[48] Gómez-Mejía, L. R., Campbell, J. T., Martin, G., & Hoskisson, R. E. 2014. Socioemotional wealth as a mixed gamble: Revisiting family firm R&D investments with the behavioral agency model. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 38: 1351–1374.

[49] Hilary, G., & Hui, K. W. 2009. Does religion matter in corporate decision making in America? *Journal of Financial Economics*, 93: 455–473.

[50] Hirshleifer, D. A., Jian, M., & Zhang, H. 2018. Superstition and financial decision making. *Management Sci-*

ence, 64: 235–252.

[51] Jiang, F., Jiang, Z., Kim, K. A., & Zhang, M. 2015. Family–firm risk–taking: Does religion matter?. *Journal of Corporate Finance*, 33: 260–278.

[52] Kor, Y. Y. 2006. Direct and interaction effects of top management team and board compositions on R&D investment strategy. *Strategic Management Journal*, 27: 1081–1099.

[53] Lee, P. M., & O’Neill, H. M. 2003. Ownership structures and R&D investments of US and Japanese firms: Agency and stewardship perspectives. *Academy of Management Journal*, 46: 212–225.

[54] Li, D. 2011. Financial constraints, R&D investment, and stock returns. *The Review of Financial Studies*, 24: 2974–3007.

[55] Li, Z., Massa, M., Xu, N., & Zhang, H. 2016. *The Impact of Sin Culture: Evidence from Earnings Management and Alcohol Consumption in China*. SSRN Working Paper.

[56] Liu, H., & Luo, J. 2019. Does a religious affiliation make the CEO more likely to use internal CSRs? Evidence from Chinese privately owned firms. *The International Journal of Human Resource Management*, forthcoming.

[57] Simmons, L. C., & Schindler, R. M. 2003. Cultural superstitions and the price endings used in Chinese advertising. *Journal of International Marketing*, 11: 101–111.

[58] Sitkin, S. G., & Pablo, A. L. 1992. Reconceptualizing the determinants of risk behavior. *Academy of Management Review*, 17: 9–38.

[59] Stanovich, K. E., & West, R. F. 2000. Individual differences in reasoning: Implications for the rationality debate? *Behavioral and Brain Sciences*, 23: 645–665.