

核心家族成员共治模式对家族企业 双元创新的影响^{*}

□ 李艳双 赵钰光 李伟康 焦康乐

摘 要：本文以代理理论为切入点探究了核心家族成员共治模式对双元创新的影响。研究发现：①夫妻共治模式促进双元创新；父子共治模式促进利用式创新而抑制探索式创新；兄弟姐妹共治模式和复合型共治模式抑制双元创新。②长期导向在夫妻共治模式与双元创新的关系中起到中介效应；信息透明度在父子共治模式与探索式创新的关系中起到中介效应，在父子共治模式与利用式创新的关系中起到遮掩效应；风险承担能力在兄弟姐妹共治模式和复合型共治模式与双元创新的关系中起到中介效应。③宗族文化和绩效期望落差在核心家族成员共治模式与双元创新的关系中起到调节作用。④核心家族成员共治模式与双元创新的关系存在区域异质性和环境不确定性异质性。本研究不仅明晰和界定了核心家族成员的共治模式，还进一步解释了家族企业双元创新异质性的原因与机制，为理解现有研究结论的矛盾与分歧提供了新思路。

关键词：核心家族成员共治模式；双元创新；作用机制；宗族文化；绩效期望落差

一、研究背景

在家族企业中，众多研究都强调了家族成员共治对于治理的独特性（祝振铎等，2021），共治的理论根源可以追溯到共享领导理论。该理论注重成员的高度参与，认为领导的职责、角色应由团队成员共享或分配，而不是由一个指定的领导者担任

^{*} 本文得到河北省教育厅重大项目“深化‘放管服’改革，优化河北营商环境研究”（项目编号：ZD202107）、河北省社会科学发展研究课题“数字经济赋能京津冀地区产业转型升级”（项目编号：202207006）和国家自然科学基金项目“家族能力视角下家族性资源对家族企业内部创业影响机理研究”（项目编号：72202057）的资助。非常荣幸能够将本研究发表在贵刊，特别感谢各位编辑老师以及评审专家在论文修改过程中提出的宝贵意见和建议，使本文质量有显著的提高。

(Pearce et al., 2009)。相比于非共治模式,共治模式更利于内部合作和团队凝聚力(徐世豪等, 2022),这一理论符合家族企业共同承担领导职责与角色的治理实际。此外,随着家庭结构呈现出小型化和核心化的特征,核心家族成员的重要性日益凸显,映射到家族企业,这种结构变化必然会给家族企业治理带来巨大变革。因此,伴随着中国家庭制度的转变,需要我们进一步探究核心家族成员共治对家族企业的影响。

企业是创新活动开展的主要载体,依靠创新来提升企业竞争力是我国实现经济高质量发展的重要途径。家族企业作为开展创新活动的中坚力量,其创新决策一直备受关注,但家族企业究竟是促进了创新还是阻碍了创新尚未有定论,导致这种悖论的原因除了创新决策的异质性之外,更可能与家族成员亲缘关系组合共治模式的不同密切相关。家族企业中存在的亲缘关系多种多样,包括子女、兄弟姐妹在内的血亲关系以及配偶关系等,且相比于远亲属,近亲属的加入更有助于强化企业内部的沟通 and 协作,继而实现有效治理(于晓东等, 2018)。此外,不同亲属关系组合也会对家族企业治理产生不同的影响(谭庆美等, 2024),这是由于亲缘关系不同的家族高管因在情感联系紧密性、利他主义和自利主义倾向上存在显著差异而拥有不同的代理成本(贺小刚等, 2010; Yu et al., 2020)。足见得,代理成本的存在使家族成员在风险偏好、资源配置和战略决策等方面存在差异性(Peredo, 2003; Eddleston et al., 2007),因此,不同的组合共治模式将会带来不同的治理效果。而核心家族成员作为家庭结构

的主要组成部分,其决策对家族企业的影响力更大,因此,探究核心家族成员的共治模式对家族企业创新决策的影响,对于理解家族企业治理以及家族企业战略决策具有重要的理论意义与实践价值。

鉴于此,本文以代理理论为基础,分析不同核心家族成员共治模式对双元创新的影响,同时考察长期导向、信息透明度和风险承担能力的中介效应,以及宗族文化和绩效期望落差的调节效应,并在进一步分析中探究核心家族成员共治模式对双元创新影响的地区异质性和环境不确定性异质性以及经济后果。与现有文献相比,本文的研究贡献主要体现在:第一,从家族成员结构——夫妻、父子、兄弟姐妹等关系视角出发,明晰和界定了核心家族成员共治模式,将核心家族成员共治模式分为夫妻共治、父子共治、兄弟姐妹共治和复合型共治。第二,从核心家族成员共治模式出发,进一步解释了家族企业创新悖论的原因,为理解现有研究结论的矛盾与分歧提供了新思路。第三,考量了长期导向、信息透明度和风险承担能力在核心家族成员共治模式与双元创新关系中的中介效应,以及外部宗族文化和内部期望落差的调节效应,找到并验证了核心家族成员共治模式与双元创新之间的影响机制。

二、理论回顾与研究假设

(一) 核心家族成员共治模式与家族企业双元创新

关于“家”的概念,中西方有着不同的理解。英文中 Family 本意指居住在同一建筑物内

人的共同体，也就是常说的“核心家庭”，而中国传统文化背景下的“家”是一个延伸性概念，多将其定义为谋求共同经济生活的一个亲属团体，它的范围大可以扩展为国，小也可以只包括夫妻两人。但随着社会的转型，我国的家庭结构正在发生着从大家庭向核心家庭过渡的巨大变化（王跃生，2006），核心家庭成员已然成为家庭的主要组成部分，即当今中国社会，年轻一代追求独立性、与父母分开居住、组建自己的核心家庭成为一种普遍趋势，呈现出与西方国家家庭背景相似的小型化和核心化的社会现实（张金荣和杨茜，2014）。

家族成员目标与偏好的不完全一致性使代理问题进一步引起了家族企业的关注。早期家族企业代理问题的研究多是基于家族成员因拥有较为一致性的目标与偏好而具有较低的代理成本来开展的。但实际上，参与家族企业经营的家族成员也是代理人，他们各自追求不同的目标和利益（Friedman，1991）。Eddleston等（2007）和贺小刚等（2010）聚焦家族成员内部治理，也发现家族成员既具有利他性，也具有自利性，且血缘关系不同的家族成员组合会产生不同的代理问题。足见得，家族成员间的代理问题能够较好地帮助我们理解不同核心家庭成员共治模式带来不同治理效果的原因，因此，本文试图借助理论解释核心家族成员共治模式对双元创新的影响。并借鉴 Peredo（2003）的文章，认为核心家族成员包括家族企业实际控制人及其配偶、父母、子女、兄弟姐妹，并按照血缘及婚姻将核心家族成员共治模式划分为夫妻共治模式、父子共治模式、兄弟姐妹共治模式和复合型共治模式。此外，借鉴

徐世豪等（2022）和祝振铎等（2021）的做法，从管理权的角度，即核心家族成员在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位，对核心家族成员共治模式进行界定。

1. 夫妻共治模式与家族企业双元创新

夫妻关系是核心家庭的“核心”，一般而言，夫妻双方更容易就企业的可持续发展理念达成目标一致，且夫妻共治模式产生的信任可以转化为有效的家族企业治理，这有助于降低机会主义动机和代理成本，使家族企业更容易兼顾长期和短期利益（陈元等，2024）。一方面，夫妻共治模式降低了代理成本，并促进了家族企业的长期导向行为（许宇鹏等，2021），使家族企业愿意进行探索式创新。首先，虽然探索式创新往往具有高风险、高投资的特点，但夫妻共治模式能够在管理决策过程中将信息有效性发挥至极致，降低代理成本，进而缓冲探索式创新活动带来的不确定性风险，驱动企业探索式创新行为的产生（许宇鹏等，2021）。其次，夫妻双方通常基于对彼此的认同而缔结婚姻，彼此之间共担家族繁荣的使命、“同心同德”、相互信任。这种基于婚姻契约的关系强化了夫妻之间的长期导向（Belenzon et al.，2016；陈元等，2024），所以夫妻双方一旦做出探索式创新决策，为实现家族企业的长期发展，双方会竭尽所能开展有效经营管理。

另一方面，夫妻共治模式下代理成本的降低促使家族企业愿意进行利用式创新以实现家族、企业与利益相关者共同获益，进而维持家族企业的可持续发展。首先，夫妻共治模式能够实现企业家身份、角色和责任的共享和互补，

降低夫妻内部消耗带来的代理成本,形成公司开发与利用战略的组合效应 (Deacon et al., 2014),使家族企业愿意进行利用式创新以维持企业在稳定秩序下的短期绩效 (He & Wong, 2004)。其次,利用式创新能够优化和改造现有产品、生产流程和技术 (Jansen et al., 2006),实现短期内快速提升家族企业的业务水平、加强家族企业的核心业务和提高企业与家族声誉的目标 (严若森和赵亚莉, 2022)。

综上所述,本文提出以下假设:

H1a: 夫妻共治模式对探索式创新具有显著的正向影响。

H1b: 夫妻共治模式对利用式创新具有显著的正向影响。

2. 父子共治模式与家族企业二元创新

当家族企业处于一代创业者和二代继承人交接的状态,便形成了父子共治的局面 (Cadieux et al., 2002)。“父爱主义”主导下帮助继任者建立身份合法性成为父子共治模式的当务之急,此时强烈的利他主义有效地降低了该模式的代理成本 (祝振铎等, 2021),使家族企业愿意进行利用式创新 (邹立凯等, 2019)。父子共治模式下较低的沟通和代理成本使家族企业愿意投入更多的资源开展创新活动,以帮助二代继承人建立新的竞争优势和利润增长点 (祝振铎等, 2021),进而获取组织内外部利益相关者的认可与信任。但“少主难以服众”的压力往往会使二代产生强烈的“速胜动机”,试图采取“短平快”的利用式创新的方式建立权威和实现权力的平稳交接 (邹立凯等, 2019)。因此,基于代际传承阶段稳定优先的原则,父子共治模式下的家族企业更倾向于在父辈更熟

悉的领域开展利用式创新活动,以便二代继承人在接班后能够迅速获得创新回报 (严若森和赵亚莉, 2022)。

此外,不同于其他共治模式,父子共治模式可能还会面临新的代理成本,因为继承人会不可避免地及部分既得利益相关者,尤其是在家族企业中任职的其他家族成员产生矛盾 (Bertrand et al., 2008),此时为降低家族矛盾的可见性和维持良好的企业形象,家族企业往往会降低信息公开程度,进而限制企业资源的获取 (李思飞等, 2024)。而探索式创新由于其长期性和高风险性,更容易受到资源的限制,加之探索式创新的高风险系数与代际传承阶段稳定优先的原则相背离 (李健等, 2024),因此即使在强烈的利他主义倾向性下,家族企业出于种种原因的综合考量,会对探索式创新持有谨慎态度,不愿意进行探索式创新。

综上所述,本文提出以下假设:

H2a: 父子共治模式对探索式创新具有显著的负向影响。

H2b: 父子共治模式对利用式创新具有显著的正向影响。

3. 兄弟姐妹共治模式与家族企业二元创新

在家族企业的发展历程中,兄弟姐妹共治成为一种普遍的治理模式,在这一模式下高管团队的内部冲突的可能性、协调成本和监督难度增加,产生了更为严重的代理问题 (谭庆美等, 2024; 许年行等, 2019),使家族企业因具有较低的风险承担能力而不愿意进行二元创新。不同于合作互补的夫妻共治模式,也不同于“父爱主义”下的父子共治模式,兄弟姐妹间往往因涉及利益分配成为内部冲突爆发的集中区

域（于晓东和刘小元，2017）。加之成家立业后的兄弟姐妹还额外担负着教养孩子和确保各自家庭经济收入水平的压力，因此兄弟姐妹共治模式往往因竞争关系和需要迎合不同家庭的利益而造成代理成本增加（Combs et al.，2020），更不愿意承担创新失败带来的利益损失。而且无论是探索式创新还是利用式创新活动的开展都需要资源的支撑，而企业单单依靠自身难以维持这些资源的持续供应，需要向外部投资者开放（Bacci et al.，2018）。此时，兄弟姐妹间的自利主义和代理成本使家族企业无法引进足够的创新资源维持创新（Bertrand & Mullain-atha，2003）。

此外，家族企业实际控制人的兄弟姐妹之间辈分相同且不存在地位和情感上的落差，所以不会对实际控制人的决策绝对遵从（Friedman，1991），尤其是对于长期的、高风险的创新项目，兄弟姐妹间不仅不愿意承担创新失败的风险，甚至可能怀疑这是对方牟取利益的手段。此时，监督和代理成本的增加使家族成员反对创新活动的开展、降低创新活动的投入（翁若宇等，2019），甚至可能使他们在追求自身经济效益时将家族企业的长远发展置之脑后。因此兄弟姐妹共治模式抑制了探索式创新和利用式创新活动的展开。

综上所述，本文提出以下假设：

H3a：兄弟姐妹共治模式对探索式创新具有显著的负向影响。

H3b：兄弟姐妹共治模式对利用式创新具有显著的负向影响。

4. 复合型共治模式与家族企业双元创新

当家族企业中同时存在实际控制人的配偶、

父母、子女、兄弟姐妹等多种亲缘关系组合时，便出现了复合型共治模式。在复合型共治模式下，参与家族企业经营管理的家族成员的亲缘关系变得愈发复杂，此时单个核心家族成员的管理权被稀释，他们对家族企业的归属感、认同感、利他主义和忠诚度也可能随之降低（Michiels et al.，2012）。而利他主义的降低使家族成员更加注重各自利益的维护，也使家族企业内部更加容易出现矛盾与冲突，更不愿意为创新活动承担失败的风险（傅颖等，2019；Vandekerckhof et al.，2018）。在这种低水平的互利互惠环境中，自利主义和代理成本的存在不仅使家族企业不能凭借其家族性优势为企业引入大量的人、财、物等资源，甚至使家族成员为保障自身生活和工作水平而从家族企业中攫取企业运营所必需的资源（Olson et al.，1979）。因此，复合型共治模式下的家族企业会同时减少探索式创新和利用式创新。

综上所述，本文提出以下假设：

H4a：复合型共治模式对探索式创新具有显著的负向影响。

H4b：复合型共治模式对利用式创新具有显著的负向影响。

（二）中介效应

前文理论分析表明，代理成本的差异性造成不同核心家族成员共治模式对双元创新产生异质性影响的重要因素。夫妻共治模式具有较强的利他性和较低的代理成本，此时长期导向成为促进家族企业创新的重要力量（许宇鹏等，2021）；父子共治模式的代理成本相对来说较为复杂，此时信息透明度成为家族企业创新决策异质性的重要原因（苏春等，2024；李思

飞等, 2024); 而兄弟姐妹共治模式与复合型共治模式具有较强的自利性和较高的代理成本 (Vandekerckhof et al., 2018; Combs et al., 2020), 此时风险承担能力成为抑制家族企业创新的重要力量 (杜善重和李卓, 2019; 傅颖等, 2019)。

1. 夫妻共治模式、长期导向与家族企业二元创新

家族企业的长期导向强调的是对家族财富的传承与延续 (Zahra et al., 2004), 以及对声誉、研发创新和与利益相关者维持长久关系的投资 (Le Breton - Miller & Miller, 2006)。就创新决策而言, 它蕴含着家族企业在决策和行动中不仅关注有利于长期后果的探索式创新, 也关注利于短期经济利益的利用式创新 (马骏等, 2020)。前文理论分析表明, 夫妻共治模式促进二元创新的原因是夫妻之间基于彼此认同而缔结婚姻的关系能够降低彼此间的代理成本 (Belenzon et al., 2016)。其中彼此认同形成了“目标协同”优势 (贺小刚等, 2024), 使家族企业能够兼顾长期导向与短期导向, 以期通过不断实现短期目标来逼近和实现长期目标 (黎永泰, 2001), 同时基于婚姻的契约关系进一步强化了夫妻间的长期合作意识 (陈元等, 2024)。因此, 夫妻共治模式不仅降低了代理成本, 还为长期导向的形成奠定了坚实基础。

而长期导向又是夫妻共治模式下促进家族企业创新投入的关键所在 (陈元等, 2024)。在长期导向的驱使下, 家族成员愿意为实现家族企业的永续经营而努力, 此时高度的目标一致性进一步降低了家族企业的代理成本, 并为家族企业创新活动赋予了特殊资源 (贺小刚等,

2024)。因此, 家族企业不仅愿意为实现短期内快速提升业务水平而加强利用式创新, 更愿意为实现长期可持续发展和永续经营而加强探索式创新 (严若森和赵亚莉, 2022)。归纳来看, 长期导向是夫妻共治模式激发家族企业二元创新的重要机制。

综上所述, 本文提出以下假设:

H5a: 长期导向在夫妻共治模式对探索式创新的影响中发挥中介效应。

H5b: 长期导向在夫妻共治模式对利用式创新的影响中发挥中介效应。

2. 父子共治模式、信息透明度与家族企业二元创新

父子共治模式之所以促进利用式创新而抑制探索式创新, 与父子共治模式下代理成本的复杂性密切相关, 其中既有由于父子间强烈的利他主义而降低的代理成本 (祝振铎等, 2021), 也有由于继承人与部分既得利益相关者产生矛盾而增加的代理成本 (Bertrand et al., 2008)。代理成本的复杂性 with 家族企业代际传承意愿的融合使父子共治模式下的家族企业更加关注代际传承的稳定性 (苏春等, 2024), 此时对于短期效益的关注和家族内部稳定的维护使家族企业更倾向于减少公司信息透明度, 从而尽可能模糊家族企业对长期目标的忽视 (李思飞等, 2024)。

信息透明度不仅有助于减少投资者与企业间的信息不对称现象, 缓解创新投资的不确定性 (Chen et al., 2023), 还有利于打破企业内部各部门间的信息流通和知识共享壁垒, 从而降低代理成本, 促进二元创新成果的获得。但信息透明度的增强使技术含量较低的创新活动

的创新细节更容易被竞争对手获取,这不仅增加了商业机密泄露的风险(王可第,2021),还可能使非核心家族成员对核心家族成员的保密能力产生质疑,增加因怀疑而产生代理成本的可能性。因此为维持家族企业的市场竞争优势和实现家族企业的百年传承,家族企业可能会在增加信息透明度后更倾向于抑制利用式创新,促进探索式创新。归纳来看,信息透明度在父子共治模式与探索式创新的影响中起到中介作用,在父子共治模式与利用式创新的影响中表现为遮掩效应。

综上所述,本文提出以下假设:

H6a: 信息透明度在父子共治模式对探索式创新的影响中发挥中介效应。

H6b: 信息透明度在父子共治模式对利用式创新的影响中发挥遮掩效应。

3. 兄弟姐妹共治模式、风险承担能力与家族企业双元创新

相比于夫妻共治模式和父子共治模式,兄弟姐妹共治模式由于利益争夺而产生矛盾与冲突的概率增大,此时代理成本的增加导致家族企业的风险承担能力较低(于晓东和刘小元,2017)。一方面,兄弟姐妹间往往由于资源争夺而不愿意信息共享,此时较低的信息交换程度不仅造成了彼此间的隔阂和不信任,还降低了彼此同舟共济、共担风险的能力(于晓东和刘小元,2017)。另一方面,兄弟姐妹间较低的利他主义可能会使彼此为争夺主导权而相互制衡,甚至是产生权力斗争(徐世豪等,2022),此时监督与代理成本的增加也降低了家族企业的风险承担能力(杜善重和李卓,2019)。

风险承担能力反映了企业为提升价值愿意

承担决策所带来风险的意愿和能力(Low, 2009)。通常而言,拥有较高风险承担能力的企业更容易接受创新投入的风险性,这是由于风险承担能力强的企业往往拥有更加乐观的态度应对创新过程中的失败和挫折,使企业在面临创新失败时能迅速调整策略(徐向艺等,2024),这种积极的经营态度能够有效降低企业的内部代理成本(解维敏等,2013),使家族企业愿意采取创新等冒险活动。然而,风险承担能力具有一定的资源依赖性,而兄弟姐妹共治模式下的自利主义和代理成本使家族企业不容易获得外部投资者的资源支持(Bertrand & Mullainatha, 2003),这在无形之中削弱了家族企业面对创新时的积极态度,降低了风险承担能力,从而抑制了双元创新。

综上所述,本文提出以下假设:

H7a: 风险承担能力在兄弟姐妹共治模式对探索式创新的影响中发挥中介效应。

H7b: 风险承担能力在兄弟姐妹共治模式对利用式创新的影响中发挥中介效应。

4. 复合型共治模式、风险承担能力与家族企业双元创新

复合型共治模式往往涉及多种亲缘关系主体共同参与治理,此时家族企业的有效运行依赖于各主体之间的信任和合作,但复合型共治模式下代理成本的增加以及利他主义的降低弱化了各个核心家族成员间的信任和凝聚力(Vandekerckhof et al., 2018),也降低了核心家族成员为企业研发活动承担风险和投入资源的意愿。此外,在复合型共治模式下,单个核心家族成员的管理权稀释在一定程度上降低了他们对家族企业的组织承诺(Michiels et al.,

2012),此时较低的组织承诺不仅增加了代理成本,还降低了家族企业的风险承担水平(傅颖等,2019)。而较高的代理成本和较低的风险承担水平又会抑制企业识别收益为正的创新项目,降低家族企业的创新投入水平。因此,风险承担水平在复合型共治模式与双元创新中起到中介作用。

综上所述,本文提出以下假设:

H8a: 风险承担能力在复合型共治模式对探索式创新的影响中发挥中介效应。

H8b: 风险承担能力在复合型共治模式对利用式创新的影响中发挥中介效应。

(三) 调节效应

正如前文所述,导致核心家族成员共治模式对双元创新产生异质性影响的原因与不同共治模式下代理成本的差异性密切相关,而核心家族成员间的代理问题有可能在外界环境或内部期望发生改变时也随之改变。具体而言,宗族文化有助于提升特定组织内成员间的信息沟通水平与资源利用效率(潘越等,2019);期望落差的困境状态将激发家族管理者的“同仇敌忾”决心(贺小刚等,2024),进而缓解代理问题与信息不对称现象(陈元等,2024),并对核心家族成员共治模式下的双元创新策略产生影响。

1. 宗族文化

文化作为一个国家和社会的精神灵魂,会在潜移默化中影响企业家的价值观、目标选择和风险偏好,进而反映在日常经营决策中(Li et al., 2013)。宗族文化作为一种注重血脉亲情维护的价值理念(Hsu, 1963),长期在这种文化的熏陶下,家族成员不仅会形成对亲属团体

的责任感和维护家族荣誉的价值理念,还会为实现宗族繁荣做出努力(Wang et al., 2024)。因此,在宗族文化的影响下家族成员不仅拥有更为强烈的“团结互惠”观念(潘越等,2019),更愿意做出利于家族繁荣的经营决策。

夫妻共治模式本身就拥有较高的信任与凝聚力,在强调族内成员对亲属集体的责任和道德义务的宗族文化下,夫妻之间的互信互惠意识和家族荣誉感进一步加强(潘越等,2019)。此时,利他主义的增强进一步降低了夫妻共治模式的代理成本,使家族成员在经营决策上更加重视家族延续和家族荣誉等延伸型社会情感财富(贺小刚等,2024; Wang et al., 2024),也使家族成员更愿意投入智力、社会网络等无形资源为企业的创新活动服务,甚至使家族成员愿意牺牲短期的物质生活条件为创新活动提供财务支持以谋求家族与企业的长期发展,更不会为短期经济利益而实施投资(谭庆美等,2024)。

综上所述,本文提出以下假设:

H9a: 受宗族文化影响越深,夫妻共治模式对探索式创新的正向影响越强。

H9b: 受宗族文化影响越深,夫妻共治模式对利用式创新的正向影响越弱。

在父子共治阶段,为帮助继任者平稳地通过权力过渡期,离任者往往会表现出亲缘利他主义或父爱主义行为(祝振铎等,2021),而且在宗族文化氛围浓郁的地区,利他主义更为明显,父子之间代理成本的减弱作用也更为突出(程敏英等,2023)。此外,潘越等(2019)的研究也指出宗族文化中的族内共同活动不仅增强了父子以及家族成员之间的信任,也使家族

成员更加了解继任者的能力以及接班后企业的战略调整细节（苏春等，2024），这有效缓解了家族利益相关者间的信息不对称性，并降低了代理成本，使得族内成员愿意为实现家族的长久和繁荣发展而支持继任者。可以发现，宗族文化不仅进一步缓解了父子之间的代理成本，还有效缓解了家族利益相关者间的代理成本，此时为实现继承人合法性身份的迅速建立以及家族企业的永续经营，家族企业愿意兼顾双元创新（黄海杰等，2018；祝振铎等，2021）。

综上所述，本文提出以下假设：

H10a：受宗族文化影响越深，父子共治模式对探索式创新的负向影响越弱。

H10b：受宗族文化影响越深，父子共治模式对利用式创新的正向影响越强。

在兄弟姐妹共治模式下，兄弟姐妹间产生冲突与矛盾的可能性增加，代理问题也增强。但在宗族文化氛围浓郁的地区，同根同族、荣辱与共的宗族意识会在某种程度上缓解兄弟姐妹间的矛盾与冲突（许年行，2019），使兄弟姐妹更可能为实现家族的繁荣发展而团结一致，进而降低兄弟姐妹共治模式的代理成本。此时，资源的有限性和宗族文化的交互影响，使兄弟姐妹对待彼此的态度既不是目光短浅的利己主义，也不是盲目且纯粹的利他主义，更多的是有约束条件的互惠型利他主义（徐世豪等，2022）。相比于探索式创新，利用式创新的风险系数更小，获得收益的可能性更高，因此在有约束条件的互惠型利他主义下，兄弟姐妹共治模式更愿意选择利用式创新。

综上所述，本文提出以下假设：

H11a：受宗族文化影响越深，兄弟姐妹共

治模式对探索式创新的负向影响越强。

H11b：受宗族文化影响越深，兄弟姐妹共治模式对利用式创新的负向影响越弱。

在复合型共治模式下，核心家族成员对家族企业的归属感、认同感降低，致使家族企业的代理成本增加。但在宗族文化的影响下，核心家族成员间的凝聚力和互助精神增强，更容易使核心家族成员形成一致的家族观念，进而缓解代理问题并对创新产生积极影响（孙文晶，2021）。加之复合型共治模式的血缘及婚姻关系更为丰沛，此时宗族文化的力量更强，为实现家族繁荣所能贡献的力量也更强，在这种情况下核心家族成员更倾向于谋求家族企业的长期发展（潘越等，2019）。所以在无法拥有足够的创新资源同时兼顾探索式创新和利用式创新的低互利互惠水平的复合型共治模式下，家族企业愿意将有限的创新资源投入于探索式创新活动，而抑制利用式创新活动。

综上所述，本文提出以下假设：

H12a：受宗族文化影响越深，复合型共治模式对探索式创新的负向影响越弱。

H12b：受宗族文化影响越深，复合型共治模式对利用式创新的负向影响越强。

2. 绩效期望落差

除宗族文化外，家族企业的内部期望落差也会对核心家族成员共治模式与双元创新的关系产生影响，这是因为当家族企业处于绩效期望落差情境之中，即实际绩效低于期望水平时，企业的威胁—刚性机制被激活，家族企业的决策参照点也转向生存（March & Shapira, 1992）。此时家族企业的管理层必须优先保证经济目标，否则企业一旦失败，家族企业的社会

情感财富也无从谈起 (Chrisman & Patel, 2012)。这种情况下家族成员间往往拥有高度的目标一致性,并愿意为扭转家族企业绩效做出努力,这有效降低了家族企业的代理成本。

绩效期望落差的存在强化了夫妻共治模式的经营危机感,此时扭转不利绩效状况成为夫妻共治模式的首要目标。高度的目标一致性进一步降低了代理成本,使夫妻共治模式下的家族企业愿意进行创新活动 (贺小刚等, 2024),但绩效期望落差的存在会在一定程度上限制家族企业的冒险主义 (Audia & Greve, 2006),使家族企业更加关注可以快速提升企业绩效的短期策略。此时,相比于经济风险高、回报不确定性也高的探索式创新,夫妻共治模式下的家族企业更愿意选择利用式创新。

综上所述,本文提出以下假设:

H13a: 绩效期望落差越大,夫妻共治模式对探索式创新的正向影响越弱。

H13b: 绩效期望落差越大,夫妻共治模式对利用式创新的正向影响越强。

绩效期望落差的存在使父子共治模式下的家族企业担心无法平稳地进行代际传承,此时代际传承的紧迫性使父子之间愿意齐心协力共同扭转代际传承困境,以获得利益相关者的信任。这种高度的目标一致性进一步降低了父子共治模式的代理成本 (Schulze et al., 2003),使家族企业愿意进行创新投入。但为了获得代际传承的“速胜”,父子共治模式下的家族企业会倾向于将有限的资源投入到周期短、见效快和风险低的利用式创新活动中 (邹立凯等, 2019)。

综上所述,本文提出以下假设:

H14a: 绩效期望落差越大,父子共治模式对探索式创新的负向影响越强。

H14b: 绩效期望落差越大,父子共治模式对利用式创新的正向影响越强。

绩效期望落差存在时,意味着家族企业前期的资源配置、战略活动与经营管理等方面出现了问题 (Greve, 1998),强烈的家族社会情感财富损失的危机感使兄弟姐妹共治模式下的家族企业的重心由权力争夺转换为聚焦于维持家族企业生存和恢复盈利水平。此时,兄弟姐妹愿意为减少经济利益和社会情感财富的损失而共同努力,自利性的减弱有效地降低了兄弟姐妹共治模式的代理成本,使家族企业愿意采取利用式创新活动,以期能够获得快速回报,进而改变企业绩效不佳的现状 (贺小刚等, 2017)。

综上所述,本文提出以下假设:

H15a: 绩效期望落差越大,兄弟姐妹共治模式对探索式创新的负向影响越强。

H15b: 绩效期望落差越大,兄弟姐妹共治模式对利用式创新的负向影响越弱。

如果企业经营失败将造成复合型共治模式下核心家族成员的确定性利益损失,于是在绩效期望落差状态下,家族高管更有可能转变为积极的管理者,此时代理成本的减弱有利于家族企业创新活动的开展 (马骏等, 2020)。而为了实现绩效的快速恢复,家族企业更加注重创新的效率和效果,也更倾向于采用保守的资源配置方式,选择风险更小的解决方案 (Gooding & Goel, 1996)。于是在存在绩效期望落差的复合型共治模式下,家族企业更倾向于选择利用式创新。

综上所述,本文提出以下假设:

H16a: 绩效期望落差越大,复合型共治模式对探索式创新的负向影响越强。

H16b: 绩效期望落差越大,复合型共治模式对利用式创新的负向影响越弱。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2013 ~ 2022 年沪深 A 股上市家族企业为研究样本,借鉴王明琳等(2014)的研究对家族企业进行初步筛选:(1)实际控制人为自然人或家族,且实际控制人拥有上市公司控制权比例大于 10%;(2)企业中至少有 2 名家族成员担任董事、监事或高管职位。由于本文以核心家族成员共治模式下的上市家族企业为研究样本,因此,在收集样本数据前首先剔除了存在非核心家族成员(如实际控制人的堂兄弟姐妹、侄子侄女、叔伯等远亲)参与企业管理的家族企业。关于家族成员的亲缘关系数据,本文参考祝振铎等(2021)的研究,通过企业年度报告、招股说明书和上市公司公告加以确认。此外,对于未知亲缘关系的高管层成员,本文以家族企业实际控制人为基准,借助百度、谷歌等搜索引擎进一步确定。

在此基础上,为尽可能保证研究结果的稳定性和可靠性,本文对样本进一步进行筛选:(1)剔除金融行业的家族企业;(2)剔除样本期内存在 ST、PT 的公司;(3)剔除主要财务数据缺失的企业;(4)为消除异常值,对样本的指标在 1% 和 99% 的水平上进行 Winsor 处理。最终,收集到 1724 个样本观测值。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

双元创新(EE)。本文参考单蒙蒙等(2023)的研究将双元创新划分为探索式创新(EI)与利用式创新(DI),其中,用企业研发活动的费用化支出与营业收入的百分比衡量探索式创新,用企业研发活动的资本化支出与营业收入的百分比衡量利用式创新。

2. 解释变量

核心家族成员共治模式(CG)。本文参考 Peredo(2003)、徐世豪等(2022)和祝振铎等(2021)的做法,将核心家族成员共治定义为核心家族成员在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位,并按照血缘及婚姻将其划分为夫妻共治模式(Couple)、父子共治模式(Fason)、兄弟姐妹共治模式(Sibling)和复合型共治模式(Com),采用虚拟变量来测量。其中,若实际控制人及其配偶在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位且不存在其他共治模式,则该家族企业属于夫妻共治模式;当实际控制人及其子女或父母在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位且不存在其他共治模式,则该家族企业属于父子共治模式;当实际控制人及其兄弟姐妹在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位且不存在其他共治模式,则该家族企业属于兄弟姐妹共治模式;当实际控制人的配偶、子女、父母、兄弟姐妹中不同亲缘组合的核心家族成员在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位,则该家族企业属于复合型共治模式。

3. 中介变量

长期导向（Long）。本文借鉴李欣（2018）的研究，采用长期投资平滑度来衡量家族企业的长期导向。

信息透明度（Trans）。本文借鉴辛清泉等（2014）的研究，从盈余质量、信息披露考评分值、分析师盈余预测和审计师是否来自四大来构建信息透明度的综合指标。

风险承担能力（Risk）。本文借鉴何瑛（2019）的研究，采用经行业调整后的盈余波动性来衡量风险承担能力。

4. 调节变量

宗族文化（Clon）。本文借鉴潘越等（2019）的衡量办法，用家族企业注册地每百万人拥有的族谱卷数衡量宗族文化，同时借鉴许年行等（2019）的研究，考虑到中国大规模的人口流动，选取1990年各地区的人口数来代表原住民数量进行测算。

绩效期望落差（BHP）。虽然企业行为理论认为企业决策时会同时参照历史期望目标和行业期望目标，但对于本研究的研究样本而言，只有294个样本存在行业绩效落差，也就意味着存在核心家族成员共治模式的家族企业与同行业的其他企业相比更具行业优势，因此引入行业绩效期望将使企业整体期望目标下降，不符合企业的实际发展需求（黄键斌等，2023）。因此本文参考贺小刚等（2017）的研究，以历

史绩效作为参照点，用实际绩效与期望水平的差值衡量绩效期望落差。此外，本文还借鉴Chen（2008）的方法，汇报了 $\alpha_1 = 0.4$ 的检验结果。为了更加直观地进行分析，本文对绩效期望落差采取截尾处理的方式，即对于绩效期望落差的数据取实际差异值的绝对值，而对于实际绩效高于期望水平的数据则取值为0。

5. 控制变量

为了控制其他变量可能对研究结论造成的影响，本研究在企业特征、财务状况和管理者层面均设置了与家族企业二元创新相关的控制变量。在企业层面，本文控制了企业规模（SIZE）、企业年龄（AGE）；在财务状况层面，控制了资产负债率（LEV）、企业成长性（GROW）；在管理者层面，控制了独董比例（IDRA）、董事长与CEO是否两职合一（DUAL）。其中，企业规模用该企业总资产的自然对数表示；企业年龄用企业自成立之日起到观测年份止的年限长度的自然对数表示；资产负债率用企业总负债与总资产的比值衡量；企业成长性用营业收入增长率表示；独董比例按照独立董事在董事会中所占的比例进行衡量；两职合一，即当董事长和CEO是同一人时，取值为1，否则取值为0。此外，本文还引入了年度（Year）哑变量和行业（Indu）哑变量。本文的相关变量及测量如表1所示。

表1 相关变量及测量

变量类型	变量名称	变量符号	测量指标
被解释变量	探索式创新	EI	企业研发活动的费用化支出/营业收入
	利用式创新	DI	企业研发活动的资本化支出/营业收入

续表

变量类型	变量名称	变量符号	测量指标
解释变量	夫妻共治模式	<i>Couple</i>	实际控制人及其配偶在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位且不存在其他共治模式则为1，反之为0
	父子共治模式	<i>Fason</i>	实际控制人及其子女或父母在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位且不存在其他共治模式则为1，反之为0
	兄弟姐妹共治模式	<i>Sibling</i>	实际控制人及其兄弟姐妹在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位且不存在其他共治模式则为1，反之为0
	复合型共治模式	<i>Com</i>	实际控制人的配偶、子女、父母、兄弟姐妹中不同亲缘组合的核心家族成员在家族企业中共同担任总经理、副总经理、董事、副董事长等重要职位则为1，反之为0
中介变量	长期导向	<i>Long</i>	长期投资平滑度
	信息透明度	<i>Trans</i>	盈余质量、信息披露考评指数、分析师盈余预测和审计师是否来自四大构建的综合指标
	风险承担能力	<i>Risk</i>	经行业调整后的盈余波动性
调节变量	宗族文化	<i>Clon</i>	公司注册地每百万人拥有的族谱卷数
	绩效期望落差	<i>BHP</i>	当实际绩效低于期望水平时，取值为差值的绝对值；当实际绩效高于期望水平时，取值为0
控制变量	企业年龄	<i>AGE</i>	$\ln$ （当年年度－企业成立年度）
	企业规模	<i>SIZE</i>	$\ln$ （企业总资产）
	资产负债率	<i>LEV</i>	总负债/总资产
	成长性	<i>GROW</i>	营业收入增长率
	两职合一	<i>DUAL</i>	董事长与总经理两职兼任取1，否则取0
	独董比例	<i>IDRA</i>	独立董事人数/董事会总人数
	年度	<i>Year</i>	年度哑变量
	行业	<i>Indu</i>	行业哑变量

（三）模型设计

为验证核心家族成员共治模式与家族企业双元创新之间的关系，本文建立如下模型：

$$Y = \alpha + \beta X + \gamma Control + \Sigma Year + \Sigma Indu + \varepsilon \tag{1}$$

为检验长期导向、信息透明度和风险承担能力的中介效应，本文借鉴温忠麟和叶宝娟（2014）的研究，在模型（1）的基础上构建以下模型：

$$Mediator = \alpha + \mu_1 X + \gamma Control + \Sigma Year + \Sigma Indu + \varepsilon \tag{2}$$

$$Y = \alpha + \mu_2 X + \eta Mediator + \gamma Control + \Sigma Year + \Sigma Indu + \varepsilon \tag{3}$$

为验证宗族文化、绩效期望落差的调节效应，本文构建以下模型：

$$Y = \alpha + \beta X + \delta Moderator * X + \theta Moderator + \gamma Control + \Sigma Year + \Sigma Indu + \varepsilon \tag{4}$$

其中， α 为方程截距， β 、 γ 、 μ 、 η 、 δ 、 θ

为回归系数, ε 为误差项。Y 代表二元创新, 其包含探索式创新 (EI) 和利用式创新 (DI); X 代表核心家族成员共治模式, 其包含夫妻共治模式 (Couple)、父子共治模式 (Fason)、兄弟姐妹共治模式 (Sibling) 和复合型共治模式 (Com); Mediator 代表中介变量, 其包含长期导向 (Long)、信息透明度 (Trans) 和风险承担能力 (Risk); Moderator 代表调节变量, 其包含宗族文化 (Clon) 和绩效期望落差 (BHP)。Control 是本文的控制变量, Year 代表年份, Indu 代表行业。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计与相关性分析

表 2 为描述性统计分析, 从表中数据可以

看出, 样本企业的探索式创新和利用式创新的均值分别为 0.010 和 0.002, 这说明家族企业探索式创新水平与利用式创新水平均有待提高。在核心家族成员共治模式中, 夫妻共治模式的均值为 0.301; 父子共治模式的均值为 0.255; 兄弟姐妹共治模式的均值为 0.251; 复合型共治模式的均值为 0.193。可以发现夫妻共治模式和父子共治模式在家族企业中占据着举足轻重的地位, 父子共治模式在家族企业的样本量逐年上升, 符合我国家族企业两代人正处于交接阶段的实际情况。另外, 通过样本企业的长期导向、信息透明度、风险承担能力、宗族文化和绩效期望落差的_{最大值、最小值、均值和标准差}可以发现家族企业在这几方面存在一定的差异。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	N	Mean	Sd	Min	Max
EI	1724	0.010	0.021	0	0.177
DI	1724	0.002	0.006	0	0.060
Couple	1724	0.301	0.436	0	1
Fason	1724	0.255	0.436	0	1
Sibling	1724	0.251	0.434	0	1
Com	1724	0.193	0.395	0	1
Long	1724	0.740	0.213	-1.322	0.999
Trans	1724	0.048	0.152	0.005	2.874
Risk	1724	0.002	0.065	-0.540	0.390
Clon	1724	13.404	21.241	0	377.965
BHP	1724	0.017	0.029	0	0.241
SIZE	1724	21.746	0.872	20.116	24.348
AGE	1724	1.610	0.576	0.693	2.833
DUAL	1724	0.409	0.492	0	1
IDRA	1724	0.383	0.053	0.333	0.571
LEV	1724	0.351	0.168	0.048	0.789
GROW	1724	0.256	0.460	-0.575	2.345

表 3 报告了相关性分析, 由表 3 可以看出夫妻共治模式与探索式创新在 1% 的水平上显著

正相关, 初步验证了假设 H1a; 夫妻共治模式与利用式创新在 1% 的水平上显著正相关, 初步

表 3
相关性分析结果

变量	EI	DI	Couple	Fason	Sibling	Com	Long	Trans	Risk	Clon	BHP	SIZE	AGE	DUAL	IDRA	LEV	GROW
<i>EI</i>	1																
<i>DI</i>	-0.137 ***	1															
<i>Couple</i>	0.192 ***	0.082 ***	1														
<i>Fason</i>	-0.060 **	0.004	-0.384 ***	1													
<i>Sibling</i>	-0.096 ***	-0.034	-0.380 ***	-0.339 ***	1												
<i>Com</i>	-0.051 **	-0.062 **	-0.321 ***	-0.286 ***	-0.283 ***	1											
<i>Long</i>	0.135 **	0.339 **	0.206 **	-0.098 **	-0.064 **	-0.061 *	1										
<i>Trans</i>	0.164 **	0.218 **	0.091 **	-0.043	-0.026	-0.030	0.189 **	1									
<i>Risk</i>	-0.001	0.003	-0.011	0.027	0.026	-0.045	0.031	-0.022	1								
<i>Clon</i>	0.116 **	-0.090 **	-0.080 **	0.127 **	-0.083 **	-0.044	-0.050 *	-0.004	-0.002	1							
<i>BHP</i>	0.011	0.040 *	0.105 ***	-0.098 ***	-0.005	-0.009	0.061 *	0.032	0.003	-0.055 *	1						
<i>SIZE</i>	-0.009	0.002	-0.070 ***	0.128 ***	0.014	-0.076 ***	-0.123 **	-0.014	-0.019	0.046	-0.073 ***	1					
<i>AGE</i>	-0.301 ***	0.130 ***	-0.111 ***	0.127 ***	-0.029	0.021	-0.004	-0.036	-0.007	0.008	-0.095 ***	0.413 ***	1				
<i>DUAL</i>	0.075 ***	0.036	0.127 ***	-0.203 ***	0.054 **	0.017	0.059 *	0.023	-0.035	-0.016	0.045 *	-0.074 ***	-0.101 ***	1			
<i>IDRA</i>	-0.060 **	-0.018	0.104 ***	-0.074 ***	0.062 **	-0.108 ***	0.059 *	0.002	-0.013	0.032	0.016	-0.090 ***	-0.019	0.095 ***	1		
<i>LEV</i>	-0.011	-0.077 ***	0.034	-0.003	0.069 ***	-0.113 ***	-0.208 **	-0.009	-0.003	-0.012	0.031	0.469 ***	0.186 ***	-0.042 *	0.009	1	
<i>GROW</i>	-0.095 ***	0.151 ***	0.092 ***	-0.113 ***	0.018	-0.002	0.158 **	0.075 **	-0.013	-0.112 **	-0.013	-0.027	0.019	-0.016	0.027	0.001	1

注：*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

验证了假设 H1b。父子共治模式与探索式创新在 5% 的水平上显著负相关, 初步验证了假设 H2a; 父子共治模式与利用式创新的相关系数为 0.004, 没有通过显著性检验, H2b 未得到验证。兄弟姐妹共治模式与探索式创新在 1% 的水平上显著负相关, 初步验证了假设 H3a; 兄弟姐妹共治模式与利用式创新的相关系数为 -0.034, 没有通过显著性检验, H3b 未得到验证。复合型共治模式与探索式创新在 5% 的水平上显著负相关, 初步验证了假设 H4a; 复合型共治模式与利用式创新在 5% 的水平上显著负相关, 初步验证了假设 H4b。

(二) 主效应分析

表 4 展示了核心家族成员共治模式对家族企业二元创新影响的回归结果。其中, 列 (1) 中夫妻共治模式 (Couple) 的系数显著为正 ($\beta = 0.007, p < 0.01$), 表明夫妻共治模式会促进家族企业探索式创新, H1a 得到验证; 列 (2) 中夫妻共治模式 (Couple) 的系数显著为正 ($\beta = 0.001, p < 0.05$), 表明夫妻共治模式会促进

家族企业利用式创新, H1b 得到验证。列 (3) 中父子共治模式 (Fason) 的系数显著为负 ($\beta = -0.002, p < 0.05$), 表明父子共治模式会抑制家族企业探索式创新, H2a 得到验证; 列 (4) 中父子共治模式 (Fason) 的系数显著为正 ($\beta = 0.001, p < 0.05$), 表明父子共治模式会促进家族企业利用式创新, H2b 得到验证。列 (5) 中兄弟姐妹共治模式 (Sibling) 的系数显著为负 ($\beta = -0.004, p < 0.01$), 表明兄弟姐妹共治模式会抑制家族企业探索式创新, H3a 得到验证; 列 (6) 中兄弟姐妹共治模式 (Sibling) 的系数显著为负 ($\beta = -0.001, p < 0.05$), 表明兄弟姐妹共治模式会抑制家族企业利用式创新, H3b 得到验证。列 (7) 中复合型共治模式 (Com) 的系数显著为负 ($\beta = -0.002, p < 0.05$), 表明复合型共治模式会抑制家族企业探索式创新, H4a 得到验证; 列 (8) 中复合型共治模式 (Com) 的系数显著为负 ($\beta = -0.001, p < 0.01$), 表明复合型共治模式会抑制家族企业利用式创新, H4b 得到验证。

表 4 核心家族成员共治模式与家族企业二元创新的回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>Couple</i>	0.007 *** (6.098)	0.001 ** (2.319)						
<i>Fason</i>			-0.002 ** (-1.982)	0.001 ** (1.966)				
<i>Sibling</i>					-0.004 *** (-4.842)	-0.001 ** (-2.229)		
<i>Com</i>							-0.002 ** (-2.179)	-0.001 *** (-2.841)
<i>SIZE</i>	0.002 *** (3.284)	0.000 (0.978)	0.002 *** (3.098)	0.000 (0.720)	0.002 *** (3.068)	0.000 (0.921)	0.002 *** (2.904)	0.000 (0.709)
<i>AGE</i>	-0.013 *** (-13.892)	0.002 *** (6.261)	-0.014 *** (-13.829)	0.001 *** (5.916)	-0.014 *** (-13.923)	0.002 *** (5.888)	-0.014 *** (-13.847)	0.002 *** (6.113)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>DUAL</i>	0.000 (0.406)	0.001 * (1.835)	0.001 (0.884)	0.001 ** (2.392)	0.001 (1.326)	0.001 ** (2.147)	0.001 (1.278)	0.001 ** (2.177)
<i>IDRA</i>	-0.032 *** (-3.742)	-0.003 (-1.389)	-0.027 *** (-3.245)	-0.002 (-1.059)	-0.025 *** (-2.959)	-0.002 (-1.008)	-0.028 *** (-3.346)	-0.003 (-1.435)
<i>LEV</i>	-0.004 (-1.005)	-0.003 *** (-3.445)	-0.003 (-0.839)	-0.003 *** (-3.124)	-0.002 (-0.438)	-0.003 *** (-3.101)	-0.003 (-0.804)	-0.003 *** (-3.437)
<i>GROW</i>	-0.003 *** (-2.648)	0.001 ** (2.018)	-0.003 ** (-2.470)	0.001 ** (2.266)	-0.003 ** (-2.352)	0.001 ** (2.113)	-0.003 ** (-2.247)	0.001 ** (2.206)
- <i>cons</i>	-0.035 ** (-2.386)	-0.004 (-1.120)	-0.029 * (-1.920)	-0.003 (-0.789)	-0.029 ** (-1.984)	-0.004 (-0.994)	-0.024 * (-1.658)	-0.003 (-0.652)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724
<i>R</i> ²	0.250	0.159	0.228	0.157	0.234	0.158	0.228	0.159

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

（三）稳健性检验

为保证研究结论的可靠性与稳健性，本文采取倾向得分匹配（PSM）检验、Henckman两阶段模型、将解释变量数据滞后一期和调整样本行业这几种方法对实证结果进行稳健性检验。

1. 倾向得分匹配（PSM）

本文采用倾向得分匹配（PSM）检验来缓解

可能存在的内生性问题。本文以控制变量为协变量，与核心家族成员共治模式进行Probit回归分析，计算出倾向得分值，并根据倾向得分值选取最近邻方法，在两组之间进行1：1有放回匹配，最后使用匹配后的样本进行回归，回归结果见表5。通过回归结果发现，核心家族成员共治模式对双元创新的影响基本得到稳健性检验。

表5 倾向得分匹配（PSM）检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>Couple</i>	0.008 *** (6.043)	0.001 *** (2.596)						
<i>Fason</i>			-0.002 (-1.356)	0.001 * (1.857)				
<i>Sibling</i>					-0.007 *** (-5.610)	-0.001 (-0.505)		
<i>Com</i>							-0.003 ** (-2.071)	-0.002 *** (-3.701)
<i>SIZE</i>	0.005 *** (4.729)	-0.001 (-1.606)	0.004 *** (4.505)	-0.001 (-0.221)	0.003 *** (3.449)	0.001 (1.371)	0.004 *** (3.319)	0.001 ** (2.146)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>AGE</i>	-0.013 *** (-9.385)	0.002 *** (4.307)	-0.012 *** (-11.418)	0.002 *** (6.150)	-0.014 *** (-11.513)	0.001 *** (3.610)	-0.014 *** (-8.649)	0.001 ** (2.145)
<i>DUAL</i>	0.001 (0.579)	0.001 (0.713)	-0.002 (-1.416)	0.001 *** (2.606)	0.002 * (1.889)	0.001 *** (2.923)	0.001 (0.382)	0.001 ** (2.383)
<i>IDRA</i>	-0.033 *** (-2.595)	-0.002 (-0.600)	-0.025 ** (-2.159)	-0.006 * (-1.668)	-0.021 * (-1.883)	-0.003 (-0.909)	-0.016 (-0.949)	-0.003 (-0.629)
<i>LEV</i>	-0.009 * (-1.912)	-0.004 *** (-3.076)	-0.006 (-1.482)	-0.002 * (-1.921)	0.005 (1.134)	-0.004 *** (-3.768)	0.001 (0.006)	-0.008 *** (-5.015)
<i>GROW</i>	-0.005 *** (-3.682)	0.003 *** (6.762)	-0.005 *** (-3.652)	0.002 *** (5.137)	-0.004 ** (-2.535)	0.002 *** (3.907)	-0.004 ** (-2.334)	0.003 *** (6.542)
<i>_cons</i>	-0.057 *** (-2.678)	0.010 * (1.747)	-0.039 ** (-2.197)	0.002 (0.337)	-0.025 (-1.322)	-0.006 (-1.045)	-0.044 * (-1.696)	-0.011 (-1.573)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1036	1036	880	880	866	866	666	666
<i>R²</i>	0.132	0.080	0.154	0.089	0.181	0.056	0.120	0.127

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

2. Heckman 两阶段模型

本文还采用 Heckman 两阶段法对样本选择偏差问题进行稳健性检验。在第一阶段中以控制变量作为协变量，通过 Probit 模型对核心家族成员共治模式的概率进行估算，同时将计算出的逆米尔斯比率（IMR）代入第二阶段的回归中，结果如表6所示，在兄弟姐妹共治模式对

探索式创新影响的回归方程中 IMR 的回归系数显著，但该状态下兄弟姐妹共治模式对探索式创新的影响显著为负，证明即使在控制选择偏差后，本文的结论依然成立。其余核心家族成员共治模式下的 IMR 的回归系数均不显著，表明不存在选择性偏误。

表6

Heckman 两阶检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>Couple</i>	0.008 *** (-7.780)	0.001 *** (-3.665)						
<i>Fason</i>			-0.002 (-1.603)	0.001 (-0.473)				
<i>Sibling</i>					-0.005 *** (-4.717)	0.001 (-1.126)		
<i>Com</i>							-0.002 * (-1.869)	-0.001 *** (-3.471)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>IMR</i>	-0.033 (-0.612)	0.005 (-0.298)	0.028 (-0.839)	0.001 (-0.139)	-0.441 ** (-2.149)	0.002 -0.026	-0.098 (-1.197)	-0.004 (-0.156)
<i>SIZE</i>	0.005 * (-1.720)	0.000 (-0.327)	0.008 -1.512	0.001 -0.089	0.001 (-0.859)	0.001 (-0.149)	0.012 (-1.612)	0.001 (-0.110)
<i>AGE</i>	-0.007 (-0.738)	0.001 (-0.330)	-0.009 * (-1.772)	0.002 (-1.244)	0.017 (-1.228)	0.002 (-0.355)	-0.026 ** (-2.359)	0.001 (-0.364)
<i>DUAL</i>	-0.006 (-0.485)	0.002 (-0.443)	-0.011 (-0.706)	0.001 (-0.007)	-0.044 ** (-2.029)	0.001 (-0.127)	-0.004 (-0.746)	0.001 (-0.254)
<i>IDRA</i>	-0.079 (-0.953)	0.004 (-0.153)	-0.049 (-1.525)	-0.004 (-0.412)	-0.487 ** (-2.241)	-0.001 (-0.014)	0.238 (-1.084)	0.006 (-0.098)
<i>LEV</i>	-0.018 (-0.710)	-0.002 (-0.205)	-0.016 (-0.893)	-0.004 (-0.803)	-0.204 ** (-2.146)	-0.003 (-0.098)	0.066 (-1.171)	-0.001 (-0.076)
<i>GROW</i>	-0.011 (-1.053)	0.003 (-0.901)	-0.013 (-1.218)	0.002 (-0.503)	-0.022 ** (-2.575)	0.002 -0.812	-0.003 *** (-3.048)	0.002 *** (-6.072)
<i>_ cons</i>	-0.017 (-0.511)	-0.001 (-0.093)	-0.144 (-1.079)	-0.003 (-0.073)	0.805 ** (-2.067)	-0.001 (-0.005)	-0.186 (-1.407)	-0.002 (-0.054)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724
<i>R²</i>	0.15	0.06	0.121	0.053	0.133	0.053	0.122	0.059

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

3. 解释变量数据滞后一期

前文的研究结果显示核心家族成员共治模式对家族企业双元创新存在差异性影响，然而这一关系可能受到因果倒置等问题的影响。因

此，本文采取将解释变量数据滞后一期处理的方式进行稳健性检验，检验结果如表7所示，可以发现其回归结果与原结论保持基本一致。

表 7 解释变量滞后一期的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>Couple</i>	0.006 *** (4.665)	0.001 ** (2.168)						
<i>Fason</i>			-0.002 * (-1.794)	0.001 ** (2.216)				
<i>Sibling</i>					-0.003 *** (-3.093)	-0.001 *** (-2.8337)		
<i>Com</i>							-0.002 ** (-2.139)	-0.001 ** (-2.297)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>SIZE</i>	0.003 *** (3.454)	0.001 (0.502)	0.003 *** (3.446)	0.000 (0.339)	0.003 *** (3.451)	0.001 (0.579)	0.002 *** (3.226)	0.001 (0.284)
<i>AGE</i>	-0.013 *** (-11.102)	0.001 *** (3.898)	-0.014 *** (-11.271)	0.001 *** (3.428)	-0.014 *** (-11.294)	0.001 *** (3.500)	-0.014 *** (-11.176)	0.001 *** (3.726)
<i>DUAL</i>	-0.000 (-0.040)	0.002 (0.707)	0.001 (0.126)	0.004 (1.251)	0.005 (0.484)	0.003 (0.955)	0.005 (0.529)	0.003 (1.007)
<i>IDRA</i>	-0.019 ** (-2.134)	-0.004 (-1.575)	-0.014 (-1.590)	-0.003 (-1.197)	-0.013 (-1.462)	-0.003 (-1.174)	-0.016 * (-1.775)	-0.004 (-1.523)
<i>LEV</i>	0.002 (0.451)	-0.003 *** (-2.890)	0.002 (0.542)	-0.003 ** (-2.569)	0.003 (0.835)	-0.003 ** (-2.564)	0.002 (0.597)	-0.003 *** (-2.859)
<i>GROW</i>	-0.004 *** (-3.423)	0.001 (0.790)	-0.004 *** (-3.308)	0.001 (1.044)	-0.003 *** (-3.212)	0.001 (0.864)	-0.003 *** (-3.087)	0.001 (0.963)
<i>_ cons</i>	-0.044 *** (-2.903)	-0.003 (-0.542)	-0.042 *** (-2.732)	-0.002 (-0.315)	-0.043 *** (-2.768)	-0.003 (-0.564)	-0.037 ** (-2.419)	-0.001 (-0.151)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1172	1172	1172	1172	1172	1172	1172	1172
<i>R²</i>	0.242	0.154	0.222	0.154	0.225	0.156	0.223	0.154

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

4. 调整样本行业
不同行业的企业样本可能会导致数据分析的结果存在差异。因此，为避免样本的行业选择引

起潜在影响，本文将研究样本的行业范围限定在高科技行业，共获得1323个样本观测值。其回归结果与前文基本一致，回归结果见表8。

表8 调整样本行业的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>Couple</i>	0.007 *** (5.078)	0.001 ** (2.480)						
<i>Fason</i>			-0.003 ** (-2.449)	0.001 * (1.742)				
<i>Sibling</i>					-0.004 *** (-3.835)	-0.001 ** (-2.003)		
<i>Com</i>							-0.002 * (-1.654)	-0.001 *** (-3.676)
<i>SIZE</i>	0.003 *** (3.840)	0.001 (1.250)	0.003 *** (3.636)	0.002 (0.907)	0.003 *** (3.554)	0.001 (1.117)	0.003 *** (3.457)	0.002 (0.899)
<i>AGE</i>	-0.015 *** (-12.193)	0.002 *** (5.760)	-0.015 *** (-12.002)	0.002 *** (5.551)	-0.015 *** (-12.028)	0.002 *** (5.522)	-0.015 *** (-11.996)	0.002 *** (5.692)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>DUAL</i>	0.015 (1.345)	0.006 * (1.680)	0.017 (1.456)	0.008 ** (2.072)	0.022 * (1.933)	0.007 * (1.926)	0.020 * (1.811)	0.007 * (1.913)
<i>IDRA</i>	-0.031 *** (-3.016)	-0.001 (-0.259)	-0.029 *** (-2.795)	-0.004 (-0.126)	-0.026 ** (-2.572)	-0.000 (-0.013)	-0.030 *** (-2.893)	-0.001 (-0.446)
<i>LEV</i>	-0.007 (-1.454)	-0.003 ** (-2.437)	-0.006 (-1.240)	-0.002 ** (-2.038)	-0.004 (-0.914)	-0.003 ** (-2.068)	-0.006 (-1.153)	-0.003 ** (-2.384)
<i>GROW</i>	-0.003 ** (-2.221)	0.001 ** (2.019)	-0.003 ** (-2.170)	0.001 ** (2.212)	-0.003 ** (-2.034)	0.001 ** (2.100)	-0.003 ** (-1.980)	0.001 ** (2.192)
<i>_ cons</i>	-0.035 * (-1.935)	-0.007 (-1.309)	-0.031 * (-1.702)	-0.005 (-0.989)	-0.029 (-1.612)	-0.006 (-1.151)	-0.026 (-1.444)	-0.004 (-0.810)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1323	1323	1323	1323	1323	1323	1323	1323
<i>R²</i>	0.246	0.161	0.227	0.159	0.231	0.160	0.226	0.162

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

（四）中介效应分析

中介机制的回归结果如表9所示。列（1）~（3）检验了长期导向在夫妻共治模式对双元创新的影响中的中介效应，列（1）中夫妻共治模式（Couple）的系数显著为正（ $\mu_1 = 0.026$, $p < 0.01$ ），表明夫妻共治模式会促进长期导向，列（2）中夫妻共治模式（Couple）的系数显著为正（ $\mu_2 = 0.007$, $p < 0.01$ ）、长期导向的系数显著为正（ $\eta = 0.021$, $p < 0.1$ ），此时 $\mu_1 * \eta$ 与 μ_2 符号相同，表明长期导向在夫妻共治模式对探索式创新的影响中起到中介作用，假设H5a得到检验；列（3）中夫妻共治模式（Couple）的系数显著为正（ $\mu_2 = 0.001$, $p < 0.1$ ）、长期导向（Long）的系数显著为正（ $\eta = 0.008$, $p < 0.1$ ），此时 $\mu_1 * \eta$ 与 μ_2 符号相同，表明长期导向在夫妻共治模式对利用式创新的影响中起到中介效应，假设H5b得到检验。

列（4）~（6）检验了信息透明度在父子共

治模式对双元创新的影响中的中介作用，列（4）中父子共治模式（Fason）的系数显著为负（ $\mu_1 = -0.034$, $p < 0.01$ ），表明父子共治模式会抑制信息透明度，列（5）中父子共治模式（Fason）的系数显著为负（ $\mu_2 = -0.002$, $p < 0.1$ ）、信息透明度（Trans）的系数显著为正（ $\eta = 0.008$, $p < 0.01$ ），此时 $\mu_1 * \eta$ 与 μ_2 符号相同，表明信息透明度在父子共治模式对探索式创新的影响中起到中介作用，假设H6a得到检验；列（6）中父子共治模式（Fason）的系数显著为正（ $\mu_2 = 0.001$, $p < 0.05$ ）、信息透明度（Trans）的系数显著为正（ $\eta = 0.003$, $p < 0.05$ ），此时 $\mu_1 * \eta$ 与 μ_2 符号相反，表明信息透明度在父子共治模式对利用式创新的影响中起到遮掩效应，假设H6b得到检验。

列（7）~（9）检验了风险承担能力在兄弟姐妹共治模式对双元创新的影响中的中介作用，列（7）中兄弟姐妹共治模式（Sibling）的



表9 中介效应的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Long	EI	DI	Trans	EI	DI	Risk	EI	DI	Risk	EI	DI
<i>Couple</i>	0.026 *** (3.069)	0.007 *** (5.908)	0.001 * (1.758)									
<i>Fason</i>				-0.034 *** (-3.407)	-0.002 * (-1.718)	0.001 ** (2.289)						
<i>Sibling</i>							-0.009 ** (-2.352)	-0.004 *** (-4.511)	-0.001 * (-1.955)			
<i>Com</i>										-0.007 * (-1.696)	-0.002 ** (-2.051)	-0.001 *** (-2.786)
<i>Long</i>		0.021 * (1.842)	0.008 * (1.885)									
<i>Trans</i>					0.008 *** (2.928)	0.003 ** (2.479)						
<i>Risk</i>								0.027 * (1.951)	0.005 * (1.727)		0.028 ** (2.032)	0.006 * (1.726)
<i>SIZE</i>	0.005 (1.142)	0.002 *** (3.172)	0.001 (0.779)	0.093 *** (15.942)	0.001 ** (2.072)	-0.001 (-0.700)	-0.001 (-0.147)	0.002 *** (3.030)	0.001 (0.850)	-0.001 (-0.302)	0.002 *** (2.882)	0.001 (0.657)
<i>AGE</i>	-0.012 (-1.528)	-0.013 *** (-14.750)	0.002 *** (6.969)	-0.030 *** (-3.897)	-0.014 *** (-13.961)	0.002 *** (6.506)	-0.006 * (-1.948)	-0.014 *** (-14.098)	0.002 *** (6.138)	-0.005 * (-1.753)	-0.014 *** (-13.995)	0.002 *** (6.343)
<i>DUAL</i>	0.004 (0.478)	0.001 (0.327)	0.001 * (1.778)	0.029 *** (3.507)	0.001 (0.645)	0.001 ** (2.051)	-0.003 (-0.935)	0.001 (1.376)	0.001 ** (2.157)	-0.003 (-0.931)	0.001 (1.332)	0.001 ** (2.189)
<i>IDRA</i>	-0.031 (-0.519)	-0.031 *** (-3.741)	-0.003 (-1.279)	0.213 *** (2.646)	-0.029 *** (-3.421)	-0.003 (-1.414)	-0.052 * (-1.866)	-0.023 *** (-2.739)	-0.002 (-0.956)	-0.062 ** (-2.186)	-0.026 *** (-3.084)	-0.003 (-1.334)
<i>LEV</i>	-0.004 (-0.105)	-0.004 (-1.033)	-0.003 *** (-3.403)	-0.141 *** (-4.636)	-0.002 (-0.568)	-0.003 ** (-2.455)	-0.004 (-0.343)	-0.002 (-0.456)	-0.003 *** (-2.926)	-0.007 (-0.613)	-0.003 (-0.800)	-0.003 *** (-3.237)
<i>GROW</i>	0.015 (1.255)	-0.004 *** (-2.978)	0.001 * (1.746)	-0.005 (-0.432)	-0.003 *** (-2.439)	0.001 ** (2.300)	-0.004 (-0.964)	-0.003 ** (-2.330)	0.001 ** (2.044)	-0.004 (-0.885)	-0.003 ** (-2.239)	0.001 ** (2.131)
<i>-cons</i>	-0.070 (-0.729)	-0.034 ** (-2.300)	-0.004 (-0.986)	-1.602 *** (-10.443)	-0.016 (-1.055)	0.002 (0.472)	0.027 (0.569)	-0.030 ** (-1.991)	-0.004 (-0.938)	0.039 (0.828)	-0.025 * (-1.702)	-0.003 (-0.628)
<i>Indiv/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724
<i>R²</i>	0.129	0.271	0.193	0.180	0.231	0.165	0.034	0.241	0.159	0.032	0.236	0.160

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

系数显著为负 ($\mu_1 = -0.009, p < 0.05$), 表明兄弟姐妹共治模式会抑制风险承担能力, 列 (8) 中兄弟姐妹共治模式 (Sibling) 的系数显著为负 ($\mu_2 = -0.004, p < 0.01$)、风险承担能力 (Risk) 的系数显著为正 ($\eta = 0.027, p < 0.1$), 此时 $\mu_1 * \eta$ 与 μ_2 符号相同, 表明风险承担能力在兄弟姐妹共治模式对探索式创新的影响中起到中介作用, 假设 H7a 得到检验; 列 (9) 中兄弟姐妹共治模式 (Sibling) 的系数显著为负 ($\mu_2 = -0.001, p < 0.1$)、风险承担能力 (Risk) 的系数显著为正 ($\eta = 0.005, p < 0.1$), 此时 $\mu_1 * \eta$ 与 μ_2 符号相同, 表明风险承担能力在兄弟姐妹共治模式对利用式创新的影响中起到中介效应, 假设 H7b 得到检验。

列 (10) ~ (12) 检验了风险承担能力在复合型共治模式对双元创新的影响中的中介作用, 列 (10) 中复合型共治模式 (Com) 的系数显著为负 ($\mu_1 = -0.007, p < 0.1$), 表明复合型共治模式会抑制风险承担能力, 列 (11) 中复合型共治模式 (Com) 的系数显著为负 ($\mu_2 = -0.002, p < 0.05$)、风险承担能力 (Risk) 的系数显著为正 ($\eta = 0.028, p < 0.05$), 此时 $\mu_1 * \eta$ 与 μ_2 符号相同, 表明风险承担能力在复合型共治模式对探索式创新的影响中起到中介作用, 假设 H8a 得到检验; 列 (12) 中复合型共治模式 (Com) 的系数显著为负 ($\mu_2 = -0.001, p < 0.01$)、风险承担能力 (Risk) 的系数显著为正 ($\eta = 0.006, p < 0.1$), 此时 $\mu_1 * \eta$ 与 μ_2 符号相同, 表明风险承担能力在复合型共治模式对利用式创新的影响中起到中介效应, 假设 H8b 得到检验。

(五) 调节效应分析

1. 宗族文化的调节效应

宗族文化的调节作用的回归结果见表 10。其中, 列 (1) 中宗族文化与夫妻共治模式的交互项 (Couple * Clon) 系数显著为正 ($\delta = 0.002, p < 0.05$), 表明宗族文化水平越高, 夫妻共治模式对探索式创新的正向影响越强, H9a 得到验证; 列 (2) 中宗族文化与夫妻共治模式的交互项 (Couple * Clon) 系数显著为负 ($\delta = -0.001, p < 0.05$), 表明宗族文化水平越高, 夫妻共治模式对利用式创新的正向影响越弱, H9b 得到验证。列 (3) 中宗族文化与父子共治模式的交互项 (Fason * Clon) 系数显著为负 ($\delta = -0.002, p < 0.01$), 表明宗族文化水平越高, 父子共治模式对探索式创新的负向影响越弱, H10a 得到验证; 列 (4) 中宗族文化与父子共治模式的交互项 (Fason * Clon) 系数显著为正 ($\delta = 0.001, p < 0.1$), 表明宗族文化水平越高, 父子共治模式对利用式创新的正向影响越强, H10b 得到验证。

列 (5) 中宗族文化与兄弟姐妹共治模式的交互项 (Sibling * Clon) 系数显著为正 ($\delta = 0.001, p < 0.01$), 表明宗族文化水平越高, 兄弟姐妹共治模式对探索式创新的负向影响越强, H11a 得到验证; 列 (6) 中宗族文化与兄弟姐妹共治模式的交互项 (Sibling * Clon) 系数显著为负 ($\delta = -0.001, p < 0.01$), 表明宗族文化水平越高, 兄弟姐妹共治模式对利用式创新的负向影响越弱, H11b 得到验证。列 (7) 中宗族文化与复合型共治模式的交互项 (Com * Clon) 系数为负 ($\delta = -0.001$), 未通过显著性检验, H12a 得到部分验证; 列 (8) 中宗族文

化与复合型共治模式的交互项 (Com * Clon) 系数显著为正 ($\delta = 0.001$, $p < 0.1$), H12b 得到验证。宗族文化在复合型共治模式与探索式创新关系中的调节作用未得到验证的原因可能是

在复合型共治模式下, 虽然宗族文化的力量更强 (潘越等, 2019), 但该效应不足以抵消彼此之间因利益冲突而造成的代理成本的增加。

表 10 宗族文化的调节效应的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>Couple</i>	0.005 *** (2.823)	0.001 *** (2.601)						
<i>Couple * Clon</i>	0.002 ** (2.011)	-0.001 ** (-2.356)						
<i>Fason</i>			0.001 (0.175)	0.001 (1.147)				
<i>Fason * Clon</i>			-0.002 *** (-3.350)	0.001 * (1.850)				
<i>Sibling</i>					-0.006 *** (-5.844)	-0.001 (-0.881)		
<i>Sibling * Clon</i>					0.001 *** (3.347)	-0.001 *** (-2.663)		
<i>Com</i>							-0.002 (-1.311)	-0.001 *** (-3.153)
<i>Com * Clon</i>							-0.001 (-0.669)	0.001 * (1.774)
<i>Clon</i>	0.001 *** (3.772)	0.001 *** (4.075)	0.001 ** (2.496)	0.001 *** (3.027)	-0.001 (-1.614)	-0.001 *** (-3.453)	-0.001 ** (-2.251)	-0.001 *** (-3.088)
<i>SIZE</i>	0.002 *** (3.565)	0.002 *** (3.265)	0.002 *** (3.207)	0.002 *** (3.033)	0.001 (0.732)	0.001 (0.500)	0.001 (0.737)	0.000 (0.476)
<i>AGE</i>	-0.013 *** (-14.017)	-0.014 *** (-13.921)	-0.014 *** (-14.084)	-0.014 *** (-13.916)	0.002 *** (6.244)	0.002 *** (5.923)	0.002 *** (5.937)	0.002 *** (6.163)
<i>DUAL</i>	0.000 (0.412)	0.001 (0.756)	0.001 (1.358)	0.001 (1.475)	0.001 * (1.925)	0.001 ** (2.524)	0.001 ** (2.207)	0.001 ** (2.172)
<i>IDRA</i>	-0.033 *** (-4.056)	-0.030 *** (-3.610)	-0.027 *** (-3.302)	-0.031 *** (-3.652)	-0.003 (-1.444)	-0.002 (-0.997)	-0.002 (-0.926)	-0.003 (-1.493)
<i>LEV</i>	-0.004 (-0.940)	-0.003 (-0.685)	-0.002 (-0.467)	-0.003 (-0.775)	-0.003 *** (-3.428)	-0.003 *** (-3.130)	-0.003 *** (-3.048)	-0.003 *** (-3.348)
<i>GROW</i>	-0.002 ** (-2.083)	-0.002 * (-1.813)	-0.002 * (-1.933)	-0.002 * (-1.895)	0.001 * (1.730)	0.001 * (1.946)	0.001 * (1.869)	0.001 ** (2.062)
<i>_cons</i>	-0.038 ** (-2.550)	-0.031 ** (-2.087)	-0.030 ** (-2.054)	-0.026 * (-1.767)	-0.004 (-0.919)	-0.002 (-0.562)	-0.003 (-0.827)	-0.002 (-0.396)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724
<i>R</i> ²	0.274	0.250	0.250	0.242	0.163	0.162	0.162	0.162

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

2. 绩效期望落差的调节效应

绩效期望落差的调节作用的回归结果如表11所示。其中，列（1）中绩效期望落差与夫妻共治模式的交互项（*Couple * BHP*）系数显著为负（ $\delta = -0.105$ ， $p < 0.01$ ），表明绩效期望落差越大，夫妻共治模式对探索式创新的正向影响越弱，H13a得到验证；列（2）中绩效期望落差与夫妻共治模式的交互项（*Couple * BHP*）系数显著为正（ $\delta = 0.024$ ， $p < 0.1$ ），表明绩效期望落差越大，夫妻共治模式对利用式创新的正向影响越强，H13b得到验证。列（3）中绩效期望落差与父子共治模式的交互项（*Fason * BHP*）系数为正（ $\delta = 0.053$ ），未通过显

著性检验，H14a未得到验证；列（4）中绩效期望落差与父子共治模式的交互项（*Fason * BHP*）系数为正（ $\delta = 0.007$ ），未通过显著性检验，H14b未得到验证。绩效期望落差在父子共治模式与双元创新的关系中的调节作用未得到验证的原因可能是在父子共治模式下，虽然企业会优先将有限的资源分配给可见度高、风险小、见效快的短期项目，以争取早日走出业绩困境（邹立凯等，2019），但在代际传承的关键时期，家族企业仍以平稳度过传承期为重点，此时即使存在绩效期望落差，家族企业也不会大幅度调整创新投入。

表 11 绩效期望落差的调节效应的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>Couple</i>	0.010 *** (6.891)	0.001 (0.693)						
<i>Couple * BHP</i>	-0.105 *** (-4.458)	0.024 * (1.871)						
<i>Fason</i>			-0.003 *** (-2.610)	0.001 (1.434)				
<i>Fason * BHP</i>			0.053 (1.523)	0.007 (0.418)				
<i>Sibling</i>					-0.005 *** (-5.578)	-0.001 (-0.980)		
<i>Sibling * BHP</i>					0.048 ** (2.001)	-0.020 * (-1.856)		

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EI	DI	EI	DI	EI	DI	EI	DI
<i>Com</i>							-0.003 *** (-2.731)	-0.001 (-1.595)
<i>Com * BHP</i>							0.043 * (1.774)	-0.017 * (-1.889)
<i>BHP</i>	0.008 (0.629)	-0.007 (-1.349)	-0.038 *** (-3.039)	0.005 (0.687)	-0.044 *** (-3.302)	0.0095 (1.247)	-0.039 *** (-2.802)	0.008 (1.069)
<i>SIZE</i>	0.002 *** (3.118)	0.001 (1.071)	0.002 *** (2.978)	0.000 (0.779)	0.002 *** (2.960)	0.000 (0.978)	0.002 *** (2.778)	0.001 (0.806)
<i>AGE</i>	-0.014 *** (-13.932)	0.002 *** (6.270)	-0.014 *** (-13.786)	0.002 *** (6.001)	-0.014 *** (-13.918)	0.002 *** (5.975)	-0.014 *** (-13.843)	0.002 *** (6.200)
<i>DUAL</i>	0.004 (0.466)	0.005 * (1.820)	0.009 (0.898)	0.007 ** (2.367)	0.014 (1.444)	0.006 ** (2.051)	0.013 (1.341)	0.006 ** (2.150)
<i>IDRA</i>	-0.033 *** (-3.877)	-0.003 (-1.257)	-0.028 *** (-3.272)	-0.002 (-1.075)	-0.025 *** (-2.970)	-0.002 (-0.986)	-0.028 *** (-3.353)	-0.003 (-1.430)
<i>LEV</i>	-0.003 (-0.732)	-0.004 *** (-3.592)	-0.003 (-0.716)	-0.003 *** (-3.142)	-0.001 (-0.287)	-0.003 *** (-3.218)	-0.003 (-0.709)	-0.003 *** (-3.483)
<i>GROW</i>	-0.004 *** (-2.914)	0.001 ** (2.166)	-0.003 ** (-2.537)	0.001 ** (2.305)	-0.003 ** (-2.466)	0.001 ** (2.183)	-0.003 ** (-2.330)	0.001 ** (2.270)
<i>_cons</i>	-0.033 ** (-2.223)	-0.005 (-1.188)	-0.026 * (-1.751)	-0.003 (-0.860)	-0.027 * (-1.831)	-0.004 (-1.087)	-0.022 (-1.488)	-0.003 (-0.783)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724	1724
<i>R²</i>	0.257	0.162	0.230	0.158	0.237	0.160	0.230	0.160

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

列（5）中绩效期望落差与兄弟姐妹共治模式的交互项（*Sibling * BHP*）系数显著为正（ $\delta = 0.048$ ， $p < 0.05$ ），表明绩效期望落差越大，兄弟姐妹共治模式对探索式创新的负向影响越强，H15a 得到验证；列（6）中绩效期望落差与兄弟姐妹共治模式的交互项（*Sibling * BHP*）系数显著为负（ $\delta = -0.020$ ， $p < 0.1$ ），表明绩效期望落差越大，兄弟姐妹共治模式对利用式创新的负向影响越弱，H15b 得到验证。列（7）中，绩效期望落差与复合型共治模式的交互项（*Com * BHP*）系数显著为正（ $\delta = 0.043$ ， $p <$

0.1），表明绩效期望落差越大，复合型共治模式对探索式创新的负向影响越强，H16a 得到验证；列（8）中绩效期望落差与复合型共治模式的交互项（*Com * BHP*）系数显著为负（ $\delta = -0.017$ ， $p < 0.1$ ），表明绩效期望落差越大，复合型共治模式对利用式创新的负向影响越弱，H16b 得到验证。

（六）进一步分析

1. 异质性检验

（1）地区异质性分析。不同地区在文化、产业结构、经济发展水平等方面存在差异，可

能会导致不同地区的企业家对双元创新持有不同的态度（米旭明，2022）。因此，本文将我国划分为东部、中西部两大区域，从地区异质性的角度进一步考量核心家族成员共治模式对双元创新的影响，具体结果见表12和表13。表12展示了不同核心家族成员共治模式对探索式创新的影响，从中可见，无论是哪种共治模式，其对探索式创新的影响程度都呈现中西部大于东部的趋势。表13展示了不同核心家族成员共治模式对利用式创新的影响，从中可见，无论是哪种共治模式，其对利用式创新的影响系数并未存在显著差异，但中西部地区并未通过显著性检验。两者结合可以发现东部地区能够兼

顾双元创新，而中西部地区更倾向于探索式创新，此外，东部地区对探索式创新的影响程度小于中西部地区。经过分析可能是由于相比于中西部地区，东部地区的市场环境和决策机制都更加完善。此时，市场环境的完善使东部地区拥有较为丰富的市场资源来兼顾双元创新，而中西部地区资源有限，无法同时兼顾双元创新，但为谋求家族企业的长久发展，家族企业更愿意将有限的资源投入于探索式创新；决策机制的完善使家族企业仅仅依靠核心家族成员进行决策的力量减弱，因此呈现出东部地区核心家族成员对探索式创新的影响弱于中西部地区的趋势。

表 12 探索式创新的地区异质性分析								
变量	中西部地区				东部地区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Couple</i>	0.013 *** (3.890)				0.006 *** (4.642)			
<i>Fason</i>		-0.006 ** (-2.266)				-0.001 (-0.715)		
<i>Sibling</i>			-0.007 *** (-3.009)				-0.004 *** (-4.113)	
<i>Com</i>				-0.002 (-0.903)				-0.001 *** (-2.810)
<i>SIZE</i>	0.006 *** (3.281)	0.007 *** (3.127)	0.007 *** (3.208)	0.006 *** (2.984)	0.001 * (1.804)	0.001 (1.590)	0.001 (1.533)	0.001 (0.804)
<i>AGE</i>	-0.019 *** (-6.687)	-0.019 *** (-6.515)	-0.020 *** (-6.556)	-0.019 *** (-6.443)	-0.012 *** (-12.904)	-0.013 *** (-12.957)	-0.013 *** (-13.042)	0.001 *** (4.781)
<i>DUAL</i>	-0.002 (-0.803)	-0.002 (-0.548)	-0.001 (-0.175)	-0.001 (-0.144)	0.001 (0.967)	0.001 (1.425)	0.002 * (1.677)	0.001 ** (2.461)
<i>IDRA</i>	-0.054 ** (-2.296)	-0.055 ** (-2.257)	-0.051 ** (-2.122)	-0.057 ** (-2.329)	-0.025 *** (-2.799)	-0.021 ** (-2.315)	-0.019 ** (-2.108)	-0.005 * (-1.845)
<i>LEV</i>	-0.021 * (-1.717)	-0.020 (-1.564)	-0.017 (-1.453)	-0.017 (-1.441)	0.001 (0.181)	0.001 (0.335)	0.003 (0.799)	-0.003 *** (-2.954)
<i>GROW</i>	-0.004 (4.124)	-0.004 (4.084)	-0.004 (3.926)	-0.003 (3.947)	-0.003 ** (6.891)	-0.003 * (6.892)	-0.003 * (6.849)	0.001 *** (0.002)

续表

变量	中西部地区				东部地区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>_cons</i>	-0.110 *** (-2.869)	-0.100 ** (-2.558)	-0.105 *** (-2.723)	-0.091 ** (-2.402)	-0.015 (-1.020)	-0.009 (-0.588)	-0.010 (-0.624)	-0.002 (-0.532)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	353	353	353	353	1371	1371	1371	1371
<i>R</i> ²	0.276	0.250	0.262	0.251	0.254	0.233	0.239	0.168

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

表13 利用式创新的地区异质性分析

变量	中西部地区				东部地区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Couple</i>	0.001 (1.189)				0.001 * (1.939)			
<i>Fason</i>		0.001 (1.051)				0.001 * (1.767)		
<i>Sibling</i>			-0.001 (-1.617)				-0.001 (-1.608)	
<i>Com</i>				-0.001 (-0.728)				-0.001 *** (-2.810)
<i>SIZE</i>	-0.001 (-0.269)	-0.001 (-0.369)	-0.001 (-0.134)	-0.001 (-0.381)	0.001 (1.012)	0.001 (0.768)	0.001 (0.910)	0.001 (0.804)
<i>AGE</i>	0.002 *** (4.139)	0.002 *** (4.121)	0.002 *** (3.922)	0.002 *** (4.083)	0.001 *** (4.905)	0.001 *** (4.581)	0.001 *** (4.602)	0.001 *** (4.781)
<i>DUAL</i>	-0.001 (-0.075)	0.001 (0.288)	0.001 (0.094)	0.001 (0.123)	0.001 ** (2.159)	0.001 *** (2.625)	0.001 ** (2.428)	0.001 ** (2.461)
<i>IDRA</i>	0.005 (0.770)	0.005 (0.745)	0.006 (0.871)	0.005 (0.712)	-0.004 * (-1.823)	-0.004 (-1.465)	-0.004 (-1.461)	-0.005 * (-1.845)
<i>LEV</i>	-0.003 (-1.496)	-0.003 (-1.256)	-0.003 (-1.374)	-0.003 (-1.365)	-0.003 *** (-2.882)	-0.003 *** (-2.622)	-0.003 ** (-2.575)	-0.003 *** (-2.954)
<i>GROW</i>	-0.001 (-0.972)	-0.001 (-0.825)	-0.001 (-0.963)	-0.001 (-0.871)	0.001 *** (2.733)	0.001 *** (2.937)	0.001 *** (2.811)	0.001 *** (2.887)
<i>_cons</i>	-0.002 (-0.212)	-0.001 (-0.037)	-0.003 (-0.287)	0.001 (0.008)	-0.004 (-0.924)	-0.003 (-0.617)	-0.003 (-0.763)	-0.002 (-0.532)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	353	353	353	353	1371	1371	1371	1371
<i>R</i> ²	0.188	0.185	0.188	0.185	0.167	0.167	0.166	0.168

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

(2) 环境不确定性异质性分析。环境不确定性反映了外部环境的动荡性和复杂性，外部环境变化同时伴有机会和威胁，但管理者的认知特质不同，会给企业的创新战略带来不同的影响（黄海杰等，2018）。因此，本文借鉴姚毓春和李金城（2024）的做法，用过去 5 年销售收入的标准差并经行业调整后的值来衡量公司的环境不确定性，并根据均值将其划分为高环境不确定性和低环境不确定性，探究不同环境不确定性水平下核心家族成员共治模式对双元创新的影响，具体结果见表 14 和表 15。从表中可以发现：夫妻共治模式对双元创新的影响在高环境不确定性下更强，原因可能是夫妻共治模式下较低的代理成本导致家族企业

在高环境不确定性下更强，原因可能是这三种共治模式下核心家族成员之间的代理成本增加，导致家族企业

在高环境不确定性下对于高风险性的探索式创新，更多捕捉到的是威胁，因此不愿意进行探索式创新；父子共治模式对利用式创新的促进作用在低环境不确定性下更强，原因可能是在低环境不确定性下，家族企业认为平稳实现代际传承的可能性增加，因此愿意进行利用式创新；兄弟姐妹共治模式和复合型共治模式对利用式创新的抑制作用在高环境不确定性和低环境不确定性下并没有展现出区别，这可能是因为在这两种模式下，核心家族成员的重心在于权力的争夺，而对于低风险系数的利用式创新的关注度较低，因此并没有显现出区别。

表 14 探索式创新的环境不确定性异质性分析

变量	低环境不确定性				高环境不确定性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Couple	0.005 *** (4.203)				0.010 *** (4.306)			
Fason		-0.001 * (-1.726)				-0.002 (-1.187)		
Sibling			-0.004 *** (-4.687)				-0.005 *** (-2.597)	
Com				0.001 (0.073)				-0.005 ** (-2.509)
SIZE	0.001 ** (2.297)	0.001 ** (2.218)	0.001 ** (2.433)	0.001 ** (2.152)	0.004 ** (2.323)	0.004 ** (2.183)	0.003 ** (1.994)	0.003 ** (2.045)
AGE	-0.011 *** (-7.429)	-0.011 *** (-7.471)	-0.012 *** (-8.147)	-0.011 *** (-7.814)	-0.008 ** (-1.986)	-0.008 * (-1.909)	-0.008 * (-1.913)	-0.008 * (-1.885)
DUAL	-0.001 (-1.059)	-0.001 (-0.906)	-0.001 (-0.627)	-0.001 (-0.663)	0.002 (1.197)	0.004 (1.643)	0.004 ** (2.018)	0.004 * (1.869)
IDRA	-0.011 (-1.539)	-0.007 (-0.966)	-0.005 (-0.729)	-0.006 (-0.829)	-0.059 *** (-3.175)	-0.058 *** (-3.113)	-0.054 *** (-2.890)	-0.062 *** (-3.308)

续表

变量	低环境不确定性				高环境不确定性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>LEV</i>	0.005 * (1.910)	0.005 ** (1.968)	0.006 ** (2.484)	0.006 ** (2.152)	-0.016 * (-1.859)	-0.015 * (-1.726)	-0.013 (-1.536)	-0.015 * (-1.789)
<i>GROW</i>	-0.002 *** (3.497)	-0.002 *** (3.311)	-0.002 *** (3.352)	-0.002 *** (3.283)	-0.005 * (6.082)	-0.005 * (6.047)	-0.005 * (5.995)	-0.005 * (5.986)
<i>_cons</i>	0.002 (0.197)	0.004 (0.302)	0.002 (0.154)	0.004 (0.314)	-0.059 * (-1.675)	-0.049 (-1.360)	-0.044 (-1.236)	-0.040 (-1.127)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1037	1037	1037	1037	687	687	687	687
<i>R</i> ²	0.212	0.191	0.202	0.190	0.250	0.225	0.231	0.229

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

表 15 利用式创新的环境不确定性异质性分析

变量	低环境不确定性				高环境不确定性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Couple</i>	0.001 (0.764)				0.002 *** (3.286)			
<i>Fason</i>		0.001 *** (2.850)				-0.001 (-1.409)		
<i>Sibling</i>			-0.001 * (-1.836)				-0.001 * (-1.787)	
<i>Com</i>				-0.001 ** (-2.227)				-0.001 *** (-2.596)
<i>SIZE</i>	0.001 (1.645)	0.001 (1.485)	0.001 * (1.760)	0.001 (1.376)	-0.001 (-0.965)	-0.001 (-0.988)	-0.001 (-1.165)	-0.001 (-1.174)
<i>AGE</i>	0.001 * (1.953)	0.001 (1.409)	0.001 * (1.698)	0.001 * (1.922)	0.001 (1.310)	0.001 (1.307)	0.001 (1.318)	0.001 (1.342)
<i>DUAL</i>	0.001 * (1.845)	0.001 ** (2.324)	0.001 * (1.916)	0.001 ** (2.039)	0.001 (0.615)	0.001 (0.933)	0.001 (1.208)	0.001 (1.097)
<i>IDRA</i>	-0.008 ** (-2.517)	-0.007 ** (-2.205)	-0.007 ** (-2.369)	-0.008 *** (-2.605)	0.004 (1.266)	0.004 (1.300)	0.005 (1.461)	0.004 (1.119)
<i>LEV</i>	-0.005 *** (-3.802)	-0.004 *** (-3.419)	-0.004 *** (-3.609)	-0.005 *** (-3.825)	-0.001 (-0.628)	-0.001 (-0.541)	-0.001 (-0.350)	-0.001 (-0.583)
<i>GROW</i>	0.001 * (1.844)	0.001 ** (2.232)	0.001 * (1.867)	0.001 ** (2.042)	0.001 (1.476)	0.001 (1.458)	0.001 (1.541)	0.001 (1.496)
<i>_cons</i>	-0.006 (-1.182)	-0.006 (-1.097)	-0.007 (-1.242)	-0.005 (-0.861)	0.002 (0.306)	0.003 (0.547)	0.004 (0.688)	0.005 (0.812)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1037	1037	1037	1037	687	687	687	687
<i>R</i> ²	0.201	0.207	0.203	0.204	0.121	0.103	0.106	0.106

注：括号内为其t检验值；*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01水平（双侧）上显著。

2. 经济后果检验

前文理论分析表明，对于存在核心家族成员共治模式的家族企业而言，同意或者拒绝双元创新与代理成本密切相关，即代理成本的不同导致不同共治模式下的核心家族成员对利益偏好以及企业价值产生了不同理解。因此本研

究选择托宾 Q 作为衡量企业价值的变量，探究在核心家族成员共治模式下的双元创新对企业价值到底有何影响，结果如表 16 所示。结果显示无论是否放入控制变量，双元创新与企业价值的估计系数均显著为正，表明在核心家族成员共治模式下的双元创新会提升企业价值。

表 16 利用式创新的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TQ	TQ	TQ	TQ
<i>EI</i>	5.381 ** (2.358)	5.570 ** (2.316)		
<i>DI</i>			12.033 * (1.699)	12.378 * (1.774)
<i>SIZE</i>		0.011 (0.192)		0.020 (0.354)
<i>AGE</i>		0.047 (0.744)		-0.050 (-0.818)
<i>DUAL</i>		0.003 (0.039)		0.001 (0.021)
<i>IDRA</i>		-0.861 * (-1.655)		-0.977 * (-1.907)
<i>LEV</i>		-0.236 (-1.214)		-0.212 (-1.064)
<i>GROW</i>		-0.047 (-0.803)		-0.074 (-1.230)
<i>_cons</i>	0.932 *** (11.386)	1.165 (0.933)	0.923 *** (11.952)	1.057 (0.827)
<i>Indu/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1724	1724	1724	1724
<i>R²</i>	0.061	0.064	0.057	0.060

注：括号内为其 t 检验值；*、** 和 *** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平（双侧）上显著。

五、结语

本文以 2013—2022 年中国沪深 A 股上市家族企业为研究样本，实证验证了核心家族成员共治模式对家族企业双元创新的影响，并考察

了长期导向、信息透明度和风险承担能力的中介效应以及宗族文化和绩效期望落差的调节效应。根据实证分析结果，得出以下结论：（1）夫妻共治模式对双元创新具有显著的正向影响；父子共治模式对探索式创新具有显著的负向影响，对利用式创新具有显著的正向影响；兄弟姐妹

共治模式和复合型共治模式对二元创新具有显著的负向影响。(2) 长期导向、信息透明度和风险承担能力在核心家族成员共治模式与二元创新的关系中起到中介作用。具体而言,长期导向在夫妻共治模式与二元创新的关系中起到中介作用;信息透明度在父子共治模式与探索式创新的关系中起到中介作用,在父子共治模式与利用式创新的关系中表现为遮掩效应;风险承担能力在兄弟姐妹共治模式和复合型共治模式与二元创新的关系中起到中介作用。(3) 宗族文化正向调节夫妻共治模式和兄弟姐妹共治模式与探索式创新的关系,负向调节夫妻共治模式和兄弟姐妹共治模式与利用式创新的关系;宗族文化负向调节父子共治模式和复合型共治模式与探索式创新的关系,正向调节父子共治模式和复合型共治模式与利用式创新的关系。(4) 绩效期望落差负向调节夫妻共治模式与探索式创新的关系,正向调节夫妻共治模式与利用式创新的关系;绩效期望落差正向调节父子共治模式与二元创新的关系;绩效期望落差正向调节兄弟姐妹共治模式和复合型共治模式与探索式创新的关系,负向调节兄弟姐妹共治模式和复合型共治模式与利用式创新的关系。(5) 核心家族成员共治模式对探索式创新的影响呈现中西部地区强于东部地区的趋势,对利用式创新的影响在中西部地区与东部地区并未存在显著差异;夫妻共治模式对二元创新的作用在高环境不确定性下更强;父子共治模式、兄弟姐妹共治模式和复合型共治模式对探索式创新的抑制作用在高环境不确定性下更强;父子共治模式对利用式创新的促进作用在低环境不确定性下更强;兄弟姐妹共治模式和复合型

共治模式对利用式创新的抑制作用在高环境不确定性和低环境不确定性下没有显著区别。

与既有文献相比,本文的研究贡献主要体现在:第一,明晰和界定了核心家族成员共治模式。家族企业由于家族成员参与的异质性而形成了不同的治理模式,虽然现有研究已经对家族企业的亲缘关系进行了探讨(Peredo, 2003; 贺小刚等, 2010),也有学者强调了核心家族成员对于家族企业治理的重要性(于晓东等, 2018),但目前较少有研究对核心家族成员的共治模式进行探索。因此本研究聚焦于核心家族成员,从家族成员结构——夫妻、父子、兄弟姐妹等关系视角出发,将核心家族成员共治模式分为夫妻共治、父子共治、兄弟姐妹共治和复合型共治,为进一步理解家族治理与公司治理提供了新思路。第二,本文进一步解释了家族企业创新异质性的原因。对于家族企业创新悖论,已有研究多认为是家族企业出于社会情感财富考虑而对创新持有不同的态度(单蒙蒙等, 2023),也有学者从二元创新视角出发,仍未形成一致结论(杜善重和李卓, 2019)。此外,现有研究中虽然已经意识到亲缘关系对家族企业创新具有重要影响(祝振铎等, 2021; 许宇鹏等, 2021),但较少聚焦于核心家族成员,对核心家族成员共治模式进行划分的研究也有待完善。因此本文从核心家族成员共治模式出发,进一步细化其对家族企业二元创新的影响,这不仅有助于进一步理解家族企业的异质性创新行为,也为理解现有研究结论的矛盾与分歧提供了新思路。第三,本文找到并验证了核心家族成员共治模式与二元创新之间的影响机制。为系统梳理核心家族成员共治模

式与家族企业双元创新的影响机制来源,本文考量了长期导向、信息透明度和风险承担能力的中介作用,此外还从外部宗族文化环境和内部期望落差两方面对二者间的关系进行验证,进一步丰富了核心家族成员共治模式下家族企业双元创新的研究成果。

本研究的管理启示在于:第一,降低核心家族成员间的代理成本。通过分析可以发现双元创新异质性与不同核心家族成员共治模式下代理成本的差异性密切相关,因此家族企业应妥善处理核心家族成员间的矛盾与冲突,增强核心家族成员间的认同和相互义务,降低家族企业的代理成本,进而促进创新活动的开展。第二,优化家族治理。夫妻共治模式下的家族企业应该注重长期导向的培育,达到“远近兼顾”的目的,进而实现双元创新;父子共治模式下较低的信息透明度成为阻碍探索式创新的重要力量,此时家族企业应该规范治理模式,避免信息不对称和误解导致的代理成本增加;兄弟姐妹共治模式和复合型共治模式下较低的风险承担能力成为阻碍双元创新的重要因素,此时家族企业应该建立良好的沟通与共享机制,减少家庭成员间的利益冲突,进而增强企业的风险承担能力。第三,注重宗族文化教育。宗族文化能够增强核心家族成员的集体观念,帮助核心家族成员形成重视亲情、感情,强调信任、团结的家族文化与伦理道德,从而改变核心家族成员决策时对双元创新的看法。第四,正确认识并积极应对绩效期望落差。面对绩效期望落差,核心家族成员要正确分析产生绩效期望落差的原因,合理进行资源配置,积极开展创新活动,将有限的资源转化成发展的动力。

虽然本文针对不同核心家族成员共治模式对家族企业双元创新的影响进行了研究,但仍旧存在以下局限:(1)本文仅考虑到核心家族成员组合进入管理层对家族企业创新决策的影响,未考虑其所有权配置对创新决策的影响,未来研究可以从所有权涉入的角度来探讨核心家族成员共治模式对家族企业创新决策的影响。(2)本文在样本选择方面,选择了我国沪深A股上市家族企业,其中不包含非上市家族企业,可能导致研究样本不够充分。未来的研究可以将未上市的家族企业加入到样本选择中,使样本更具有代表性,丰富家族企业的相关研究。

作者简介

李艳双,河北工业大学经济管理学院教授、博士生导师,毕业于天津大学并获得管理科学与工程博士学位,其成果发表于《经济管理》《中国软科学》《研究与发展管理》《宏观经济管理》《科学决策》《科技进步与对策》《管理案例研究与评论》《工业技术经济》等,其中,2篇论文被中国人民大学书报资料中心全文转载,研究兴趣是家族企业管理与战略管理。

赵钰光,河北工业大学经济管理学院博士研究生,其成果发表于《管理案例研究与评论》,研究兴趣是家族企业管理与战略管理。

李伟康,河北工业大学经济管理学院硕士研究生,研究兴趣是家族企业管理与战略管理。

焦康乐(通讯作者,E-mail:jiao_kl@126.com),河北工业大学经济管理学院讲师、硕士生导师,毕业于南开大学并获得管理学博士学位,其成果发表于《经济管理》《管理评论》《管理学报》《外国经济与管理》《研究与发

展管理》《科技进步与对策》《管理案例研究与评论》等,研究兴趣是创业管理和家族企业管理。

参考文献

[1] 程敏英、陈梦露、刘骏:《宗族文化与家族企业传承中的亲缘利他行为:基于资产减值的研究》,《会计研究》,2023年第10期。

[2] 陈元、贺小刚、闫静波、彭屹:《夫妻共同持股与企业创新投入:基于婚姻契约的视角》,《管理工程学报》,2024年第4期。

[3] 杜善重、李卓:《亲缘关系与二元创新——来自中国家族上市公司的经验证据》,《经济与管理研究》,2019年第10期。

[4] 傅颖、窦军生、吴炳德:《家族承诺何以影响企业的风险承担?》,《南方经济》,2019年第8期。

[5] 贺小刚、李婧、陈蕾:《家族成员组合与公司治理效率:基于家族上市公司的实证研究》,《南开管理评论》,2010年第6期。

[6] 贺小刚、邓浩、吕斐斐、李新春:《期望落差与企业创新的动态关系——冗余资源与竞争威胁的调节效应分析》,《管理科学学报》,2017年第5期。

[7] 贺小刚、戚阳阳、舒心:《姻亲涉入下的家族企业冒险性决策:研发投入还是盈余操纵》,《外国经济与管理》,2024年第3期。

[8] 何轩、宋丽红、朱沆、李新春:《家族为何意欲放手?——制度环境感知、政治地位与中国家族企业主的传承意愿》,《管理世界》,2014年第2期。

[9] 黄海杰、吕长江、晓文:《二代介入与企业创新——来自中国家族上市公司的证据》,《南开管理评论》,2018年第1期。

[10] 何瑛、于文蕾、杨棉之:《CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值》,《中国工业经济》,2019年第9期。

[11] 黄键斌、宋铁波、陈玉娇:《优势制造企业绩效期望落差对数字化转型响应的影响研究》,《管理学

报》,2023年第7期。

[12] 黎永泰:《企业文化管理初探》,《管理世界》,2001年第4期。

[13] 李欣:《家族企业的绩效优势从何而来?——基于长期导向韧性的探索》,《经济管理》,2018年第5期。

[14] 李健、丁皓、潘镇:《媒体关注会提升代际传承阶段家族企业的创新效率吗?》,《财经论丛》,2024年第2期。

[15] 李思飞、王赛、邓路:《家族企业代际传承与年报文本信息可读性》,《管理评论》,2024年第9期。

[16] 马骏、黄志霖、何轩:《家族企业如何兼顾长期导向和短期目标——基于企业家精神配置视角》,《南开管理评论》,2020年第6期。

[17] 米旭明:《兄弟姐妹有利于创业吗?——来自中国的微观证据》,《南开经济研究》,2022年第8期。

[18] 潘越、翁若宇、纪翔阁、戴亦一:《宗族文化与家族企业治理的血缘情结》,《管理世界》,2019年第7期。

[19] 孙文晶、王明伟、叶建华:《宗族文化与中国民营企业创新》,《山西财经大学学报》,2021年第7期。

[20] 单蒙蒙、宋启洋、宋运泽:《“合作”还是“对抗”?——去家族化与家族企业二元创新》,《研究与发展管理》,2023年第5期。

[21] 苏春、兰鹏飞、王攀娜:《“上阵父子兵”:父子共同决策与家族企业投资效率》,《财贸研究》,2024年第9期。

[22] 谭庆美、渠璨、曹桂全、游太美:《亲缘关系异质性、家族所有权涉入与企业金融化——基于中国家族上市企业的经验数据》,《金融论坛》,2024年第2期。

[23] 王跃生:《当代中国家庭结构变动分析》,《中国社会科学》,2006年第1期。

[24] 王明琳、徐萌娜、王河森：《利他行为能够降低代理成本吗？——基于家族企业中亲缘利他行为的实证研究》，《经济研究》，2014年第3期。

[25] 温忠麟、叶宝娟：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》，2014年第5期。

[26] 翁若宇、陈秋平、陈爱华：《“手足亲情”能否提升企业经营效率？——来自A股上市手足型家族企业的证据》，《经济管理》，2019年第7期。

[27] 王可第：《信息透明度与企业技术创新——来自中国上市公司的证据》，《当代财经》，2021年第7期。

[28] 解维敏、唐清泉：《公司治理与风险承担：来自中国上市公司的经验证据》，《财经问题研究》，2013年第1期。

[29] 辛清泉、孔东民、郝颖：《公司透明度与股价波动性》，《金融研究》，2014年第10期。

[30] 许年行、谢蓉蓉、吴世农：《中国式家族企业管理：治理模式、领导模式与公司绩效》，《经济研究》，2019年第12期。

[31] 许宇鹏、程博、潘飞：《“男耕女织”影响企业创新吗——来自中国家族上市公司的经验证据》，《南开管理评论》，2021年第1期。

[32] 徐世豪、贺小刚、陈元：《兄弟姐妹共治缓解还是加剧家族企业代理问题？》，《经济管理》，2022年第7期。

[33] 徐向艺、张天宇、方政：《逆向混改助力民企创新——国有资本参股对民营企业双元创新投入的影响研究》，《山东大学学报（哲学社会科学版）》，2024年第2期。

[34] 于晓东、刘小元：《不同类型亲属关系如何影响家族企业治理——基于中外研究的文献回顾与理论归纳》，《经济管理》，2017年第4期。

[35] 于晓东、刘刚、梁晗：《家族企业亲属关系组合与高效治理模式研究——基于中国家族上市公司的定性比较分析》，《中国软科学》，2018年第3期。

[36] 严若森、赵亚莉：《CEO类型与家族企业双

元创新——基于中国上市家族企业的经验证据》，《研究与发展管理》，2022年第6期。

[37] 姚毓春、李金城：《数字化转型与国有企业技术创新：基于环境不确定性与关系嵌入的新视角》，《中国软科学》，2024年第7期。

[38] 张金荣、杨茜：《“后家庭时代的家庭”理论的中国适用性研究》，《社会科学辑刊》，2014年第3期。

[39] 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》，《外国经济与管理》，2019年第3期。

[40] 祝振铎、李新春、赵勇：《父子共治与创新决策——中国家族企业代际传承中的父爱主义与深谋远虑效应》，《管理世界》，2021年第9期。

[41] Audia, P. G., & Greve, H. R. 2006. Less likely to fail: Low performance, firm size, and factory expansion in the shipbuilding industry. *Management Science*, 52: 83–94.

[42] Bertrand, M., & Mullainatha, S. 2003. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences. *Journal of Political Economy*, 111: 1043–1075.

[43] Bertrand, M., Johnson, S., Samphantharak, K., & Schoar, A. 2008. Mixing family with business: A study of Thai business groups and the families behind them. *Journal of Financial Economics*, 88: 466–498.

[44] Belenzon, S., Pataconi, A., & Zarutskie, R. 2016. Married to the firm? A large-scale investigation of the social context of ownership. *Strategic Management Journal*, 37: 2611–2638.

[45] Bacci, S., Cirillo, A., Mussolino, D., & Terzani, S. 2018. The influence of family ownership dispersion on debt level in privately held firms. *Small Business Economics*, 51: 557–576.

[46] Cadieux, L., Lorrain, J., & Hugron, P. 2002. Succession in women-owned family businesses: A case

study. *Family Business Review*, 15: 17 – 30.

[47] Chen, W. R. 2008. Determinants of firms' backward – and forward – looking R&D search behavior. *Organization Science*, 19: 609 – 622.

[48] 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.

[49] Combs, J. G. , Shanine, K. K. , Burrows, S. , Allen, J. S. , & Pounds, T. W. 2020. What do we know about business families? Setting the stage for leveraging family science theories. *Family Business Review*, 33: 38 – 63.

[50] Chen, J. Z. , Kim, Y. , Yang, L. L. , & Zhang, J. H. 2023. Information transparency and investment in follow – on innovation. *Contemporary Accounting Research*, 40: 1176 – 1209.

[51] Deacon, J. H. , Harris, J. A. , & Worth, L. 2014. Who leads? Fresh insights into roles and responsibilities in a heterosexual copreneurial business. *International Journal of Gender and Entrepreneurship*, 6: 317 – 335.

[52] Eddleston, K. , & Kellermanns, F. W. 2007. Destructive and productive family relationships: A stewardship theory perspective. *Journal of Business Venturing*, 22: 545 – 565.

[53] Friedman, S. D. 1991. Sibling relationships and intergenerational succession in family firms. *Family Business Review*, 4: 3 – 20.

[54] Gooding, R. Z. , Goel, S. , & Wiseman, R. M. 1996. Fixed versus variable reference points in the risk – return relationship. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 29: 331 – 350.

[55] Greve, H. R. 1998. Performance, aspirations, and risky organizational change. *Administrative Science Quarterly*, 43: 58 – 86.

[56] Hsu, F. L. K. 1963. *Clan, caste and club*. New York: Van Nostrand Reinhold Company Press.

[57] He, Z. L. , & Wong, P. K. 2004. Exploration vs. exploitation: An empirical test of the ambidexterity hypothesis. *Organization Science*, 15: 481 – 494.

[58] Jansen, J. J. , Van Den Bosch, F. A. , & Volberda, H. W. 2006. Exploratory innovation, exploitative innovation, and performance: Effects of organizational antecedents and environmental moderators. *Management Science*, 52: 1661 – 1674.

[59] Le Breton – Miller, I. , & Miller, D. 2006. Why do some family businesses out – compete? Governance, long – term orientations, and sustainable capability. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 30: 731 – 746.

[60] Low, A. 2009. Managerial risk – taking behavior and equity – based compensation. *Journal of Financial Economics*, 92: 470 – 490.

[61] Li, K. , Griffin, D. , Yue, H. , & Zhao, L. K. 2013. How does culture influence corporate risk – taking? *Journal of Corporate Finance*, 23: 1 – 22.

[62] March, J. G. , & Shapira, Z. 1992. Variable risk preferences and the focus of attention. *Psychological Review*, 99: 172 – 183.

[63] Michiels, A. , Vandemaele, S. , & Voordeckers, W. 2012. CEO compensation in private family firms: Pay – for – performance sensitivity and the moderating role of ownership and management conditions. *Family Business Review*, 26: 140 – 160.

[64] Olson, D. H. , Sprenkle, D. H. , & Russell, C. S. 1979. Circumplex model of marital and family systems: I. cohesion and adaptability dimensions, family types, and clinical applications. *Family Process*, 18: 3 – 28.

[65] Peredo, A. M. 2003. Emerging strategies against poverty: The road less traveled. *Journal of Management Inquiry*, 12: 155 – 166.

[66] Pearce, C. L. , Manz, C. C. , & Sims, H. P. 2009. Where do we go from here?: Is shared leadership the key to team success? *Organizational Dynamics*, 38: 234 –

238.

[67] Schulze, W. S. , Lubatkin, M. H. , Dino, R. N. , & Buchholtz, A. K. 2001. Agency relationships in family firms: Theory and evidence. *Organization Science*, 12: 99 – 116.

[68] Schulze, W. S. , Lubatkin, M. H. , & Dino, R. N. 2003. Exploring the agency consequences of ownership dispersion among the directors of private family firms. *Academy of Management Journal*, 46: 179 – 194.

[69] Vandekerckhof, P. , Steijvers, T. , Hendriks, W. , & Voordeckers, W. 2018. Socio – emotional wealth separation and decision – making quality in family firm TMTs: The moderating role of psychological safety. *Journal of Management Studies*, 55: 648 – 676.

[70] Wang, Y. , Tang, Y. , & Wang, T. 2024. To glorify the ancestors: How CEOs' clan values affect corporate social responsibility. *Management and Organization Review*, 20: 586 – 621.

[71] Yu, X. , Stanley, L. , Li, Y. , Eddleston, K. A. , & Kellermanns, F. W. 2020. The invisible hand of evolutionary psychology: The importance of kinship in first – generation family firms. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 44: 134 – 157.

[72] Zahra, S. A. , Hayton, J. C. , & Salvato, C. 2004. Entrepreneurship in family vs. non – family firms: A resource – based analysis of the effect of organizational culture. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 28: 363 – 381.