



# 家庭支持型领导如何驱动员工的创新行为

——自我概念的链式中介效应

王三银<sup>1</sup> 刘洪<sup>2</sup> 林彦梅<sup>2</sup>

(1. 南京财经大学 工商管理学院, 南京 210046; 2. 南京大学 商学院, 南京 210093)

**摘要:**基于自我概念视角,引入家庭支持型领导影响员工创新行为的评价路径(组织自尊)与认知路径(内部人身份感知),构建了相应的链式中介模型。为更好地理解变量之间的统计关系和集合关系,采用多项式回归和模糊集定性比较分析的方法分别对314份与178份员工问卷进行分析。结果表明:(1)在控制了人口统计学特征变量以后,家庭支持型领导对员工创新行为、组织自尊以及内部人身份感知都有着显著的正向预测作用;(2)家庭支持型领导能通过组织自尊与内部人身份感知对员工创新行为产生积极影响,且该中介作用包含了3条路径——组织自尊单独的中介作用、内部人身份感知单独的中介作用、以及组织自尊—内部人身份感知的链式中介作用;(3)家庭支持型领导与组织自尊同时较高或较低时都能促进员工的创新行为,且较高比较低时对员工创新行为的促进更加有效。

**关键词:**家庭支持型领导;自我概念;组织自尊;内部人身份感知;员工创新行为

**中图分类号:**F273.1;F27292 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-0241(2019)03-0099-17

## 0 引言

在技术快速发展,产品生命周期不断缩短以及全球贸易自由化遇阻的今天,组织所面临的环境越来越复杂多变(王凤彬等, 2018)。在此形势下,创新成为企业能否健康、持续发展的关键(刘晔等, 2016; Sacramento et al, 2013)。比如最近发生的中兴通讯被禁、老牌百亿企业新飞电器破产、以及摩拜和ofo被后起之秀哈罗单车超越等事件,都表明了创新才是企业持续生命力与竞争优势的主要因素。组织中所有形式的创新均来源于员工的创新行为(管春英, 2016)。员工的创新行为是指在工作中创造性构想的产生、并将其付诸实践,进而实现该构想的个体行为(Wang et al, 2015)。这一行为是驱动企业保持活力的关键(刘晔等, 2016),也是一个国家得以保持经济

活力的重要源泉(夏飞等, 2016)。因而,如何有效地激发员工的创新行为就成为企业乃至国家层面的重要现实问题。

学者们对员工创新行为的原因进行了广泛的探索,在影响员工创新行为的诸多因素中,领导被认为是比较重要的因素(曲如杰等, 2014; Leroy et al, 2015)。因此,现有研究分析了超过10种以上的不同类型领导对员工创新行为的影响(王永跃等, 2015; 管春英, 2016; 夏飞等, 2016; 沈伊默等, 2017; 吕霄等, 2018; Wang et al, 2015; Leroy et al, 2015; Afsar et al, 2017; Javed et al, 2017; Tian et al, 2017)。然而值得注意的是,根源于促进工作与家庭和谐相处的家庭支持型领导对员工创新行为影响的研究却少有涉及。家庭支持型领导指的是领导对员工在处理工作与家庭事务上的

收稿日期:2018-09-18

基金项目:国家自然科学基金项目(71572074,71832006);教育部人文社会科学青年基金资助项目(17YJC630160)

第一作者简介:王三银(1981—),男,河南信阳人,南京财经大学工商管理学院,讲师,博士,研究方向:组织与人力资源管理。

通信作者:刘洪,liuhong@nju.edu.cn

关心与关怀(Rofcanin et al, 2017)。在工作—家庭冲突日益严峻的今天,这种注重员工工作与家庭和谐共进的组织与员工“双赢”式领导风格,被认为是一种建设性且深受员工欢迎的一种领导方式(王三银等, 2018)。虽然这种领导风格的概念早在1995年就被Thomas等提出,但直到最近才被学者们所关注。且有限的研究也主要聚焦于分析这种领导风格对员工工作—家庭关系、幸福感、工作满意度、工作绩效、组织承诺、工作投入、帮助行为和离职意向等的影响(王三银等, 2018; Rofcanin et al, 2017),尚有很多理论空间有待进一步探索和扩展(马红宇等, 2016)。此外,与西方相比,受传统的儒家文化影响,我国员工的工作与家庭关系更加紧密,相互之间有着更深的影 响(林忠等, 2013),因此注重于构建工作与家庭和谐共赢的家庭支持型领导可能对员工也会有着更深的影 响。综合上述分析,基于中国的传统文化背景研究家庭支持型领导对员工创新行为的影响,不仅能够 在影响结果上补充家庭支持型领导的理论范围,也能在应用情境上扩充相关理论的应用背景。

同时,在家庭支持型领导对员工的作用机制上,现有学者主要从资源保存理论和社会交换理论视角分析了家庭支持型领导对员工态度与行为的影响(马红宇等, 2016)。然而曲如杰等(2014)认为员工的自我概念才是决定他们/她们对领导作用的应对方式,但遗憾的是只有少量的研究从自我概念的视角剖析了领导是如何影响员工的态度与行为的(刘蕴, 2016; Liao, 2015)。尤其是在家庭支持型领导的作用机制上,从自我概念视角进行探索的研究还处于相对空白的状态。自我概念是个体基于外部信息而对自我的认知,主要包含自我评价和自我定义2个方面(Chen et al, 2007)。个体的自我评价与自我定义是个体行为与态度的重要内在动机(舒睿等, 2015; 刘蕴, 2016; Liao, 2015)。在组织管理领域,员工的自我评价

与自我定义主要表现为组织自尊与内部人身份感知(汪林等, 2010; Chen et al, 2007; Liao, 2015)。因此,依据自我概念视角,分析员工的组织自尊(自我评价)与内部人身份感知(自我认知)在家庭支持型领导与员工创新行为关系中的内在机制具有一定的理论价值。

综上所述,本研究的主要目的在于厘清以下2个问题:一是,中国情境下家庭支持型领导对员工创新行为的影响;二是,基于自我概念视角,解释了员工的组织自尊与内部人身份感知在上述两者关系中的作用机制。通过对这2个问题的深入研究与回答,期望能够更加深刻地理解家庭支持型领导是如何驱动员工创新行为的产生,以期对相关理论的发展以及企业的管理实践提供借鉴。

## 1 理论与假设推导

### 1.1 家庭支持型领导与员工创新行为

家庭支持型领导根源于日益严峻的工作—家庭冲突,目的是帮助员工处理好工作与家庭相关的事务,使得工作与家庭和谐共进(Rofcanin et al, 2017)。这种类型的领导主要通过 对员工的情感性支持和工具性支持来实现其对员工工作与家庭的支持(Hammer et al, 2009)。所谓情感性支持指的是领导从情感上给予员工充分的理解、信任与尊重(Hammer et al, 2009)。比如经常与员工交流,并且鼓励其处理好工作与家庭的责任、尽量不在非工作时间去打扰员工、与员工分享自己处理好工作与家庭需求的经验等;所谓工具性支持指的是领导提供一定的资源与服务帮助员工更好地履行工作与家庭的责任(Hammer et al, 2009)。比如提供弹性的工作时间、允许员工中途离开或者提前下班去处理紧急的家庭事务、选择离大部分员工居住地点较近的地方办公、允许需要加班的员工在家远程办公等。

作为以人为本、亲家庭式的领导方式,家庭支持型领导在工作—家庭冲突问题日益严峻的当下

可能会对员工的态度与行为产生较为突出的影响(马红宇等, 2016)。虽然已有相关研究证实家庭支持型领导确实会积极地影响员工的幸福感、工作满意、组织承诺、工作绩效、员工帮助行为以及离职意向等态度和行为(王三银等, 2018; Rofcanin et al, 2017),但这种领导方式与其他工作态度与行为,比如与员工创新行为之间的关系还有待进一步探索(马红宇等, 2016)。

员工的创新行为是工作行为中很重要的一个内容(Thomas et al, 1995),在商业环境日趋复杂多变的今天,这一行为因直接关系到企业能否健康、持续发展而备受重视(刘晔等, 2016)。学者们普遍认为积极的领导方式是促使员工自发产生创新行为的重要因素(王三银等, 2018)。家庭支持型领导所构建的这种以人为本、亲家庭式的领导方式也从属于一种积极的领导方式,因而也可能会对员工的创新行为产生积极地影响。具体而言:首先,家庭支持型领导对员工表现出的情感性支持,是领导及其代表的组织向员工传达出的一种关心关怀、信任、以及尊重的信号(Rofcanin et al, 2017),这种信号能够有效地激发员工的主动性,促使员工为了组织的健康持续发展而产生更多的创新行为(Tian et al, 2017);其次,家庭支持型领导不仅会从情感上给予员工一定的支持,也会为了员工更好地履行工作与家庭的责任而给予其一定的工具性支持,即提供一些针对性的资源与服务(Rofcanin et al, 2017)。这种实质性的帮助不仅能够让员工心无旁骛地专心工作(Matthews et al, 2014),也能让其在处理渗透进工作领域的家庭事务时迸发更多的创意(Tang et al, 2017),而这种高投入地专心工作以及产生的创意都会促使员工产生更多的创新行为(Matta et al, 2015)。

综上所述,本研究提出以下假设:

H1:家庭支持型领导对员工的创新行为有着正向的影响。

## 1.2 自我概念视角下组织自尊与内部人身份感知的链式中介作用

美国心理学家James(1890)在其经典著作《心理学原理》中首次提到“自我概念(self-concept)”一词,并将其定义为个体对客体自我的想法与知觉,包含自我评价和自我定义2个维度(Chen et al, 2007)。Chen等(2007)认为个体在不同的情境中会表现出不同的自我概念,其中基于组织情境的自我概念是所有自我概念类型中比较重要的一种形式,包含自我评价维度的组织自尊和自我定义维度的内部人身份感知(Liao, 2015)。自我概念理论认为,个体的这种自我评价与定义主要来源于和“重要他人”的互动,并且个体会表现出与这种自我认知相一致的行为。依据该理论,作为员工的“重要他人”,家庭支持型领导可能会影响员工的组织自尊(自我评价)和内部人身份感知(自我定义),并进而表现出积极的创新行为。

### 1.2.1 组织自尊的中介作用

组织自尊是员工对自己在组织中价值,胜任力的综合评价(陆欣欣等, 2014)。员工组织自尊的高低主要取决于其对组织支持、自主权、领导成员关系等高低程度的感知(王三银等, 2016)。刘蕴(2016)认为这些感知主要来自于员工在工作场所的经历以及与组织中“重要他人”的交往,并且这种感知越高,员工对自己在组织中价值与胜任力的评估越高,即组织自尊越高。而较高的组织自尊往往与积极主动的工作态度与行为密切相关(陆欣欣等, 2014)。因此,本研究推测组织自尊可能在家庭支持型领导与员工创新行为之间的关系中起着中介作用。具体而言:

首先,家庭支持型领导会增强员工的组织自尊。作为组织的代理人,领导是员工在组织中经常需要交往的对象,因此也是员工接收信息的“重要他人”。尤其是家庭支持型领导,这种以人为本、亲家庭式的领导方式与员工组织自尊的决定



因素有着较高的契合性,因此可能会对员工的组织自尊产生重要的影响。其主要原因是:一方面,作为“重要的他人”,家庭支持型领导对员工的关心关怀,以及为了支持其履行好工作与家庭责任所提供的资源与服务,会被员工视为组织或领导对其重视与价值认可的信号。这种信号可能在中国高权力距离的文化情境中更加强烈(刘蕴,2016),并且有助于增强员工的组织自尊(黄亮等,2015);另一方面,源于领导角色的特征,领导在组织中具有一定的榜样作用,并且这种作用与上文中领导传递给员工的信号一样,也会在权利较高的中国文化情境中表现更加明显(周业安等,2014)。家庭支持型领导通常会表现出对员工的关心关怀,以及对工作与家庭责任的重视。员工通过模仿领导也会倾向于表现出与领导一致的行为,即对其他员工的关心关怀,以及对自己与他人工作与家庭责任的重视。这种积极的行为有助于提升员工在他人心中的重要性,进而体验到更高的组织自尊(刘蕴,2016)。

其次,较高的组织自尊有利于员工创新行为的产生。根据自我概念理论,个体在基于获取的外在信息而做出评价后,倾向于表现出与其评价相一致的行为。具体而言,较高的组织自尊意味着员工对自我价值与重要程度的较高评价。为了维持这种评价,他们会主动、自发地做出有利于组织的行为,进而体现出自己在组织中的重要性。在所有有利于组织的行为中,创新行为无疑是对企业的存续发展有着重要影响的行为(刘晔等,2016),因此,较高组织自尊的员工会更愿意通过这种关键行为来凸显自己的价值。反之,组织自尊较低的员工会因为领导及其代理的组织对自己的不重视,而减少有利于组织的行为,甚至做出破坏行为。相关研究已经证实,组织自尊越高的员工,越敢于进行冒险、试错和承担责任等有益于组织的创新活动(黄亮等,2015;沈伊默等,2017)。

综上所述,家庭支持型领导有助于提升员工的组织自尊,而员工的组织自尊又能促进其创新行为的产生。因此,本研究提出以下假设:

H2:组织自尊在家庭支持型领导与员工创新行为的关系中具有中介作用。

### 1.2.2 内部人身份感知的中介作用

内部人身份感知描述的是个体对自己多大程度上属于某一组织的感知,即对自己“内部人”身份的感知程度(Dai et al, 2015)。它是个体对自己的一种认知,反映了个体的自我概念与动机,也是个体创新行为的重要内驱力(沈伊默等,2017)。相关研究表明,领导对员工的内部人身份感知有着重要的影响(Liao, 2015),领导对员工的关心关怀、支持等都能有效地促进员工对内部人身份的感知(Dai et al, 2015)。因此,本研究推测家庭支持型领导可能会促进员工内部人身份的感知,并进而会对员工的创新行为产生积极的影响。即员工的内部人身份感知在家庭支持型领导与员工创新行为的关系中起着中介作用。

首先,家庭支持型领导可能会促进员工内部人身份的感知。如前文所述,领导是员工的“重要他人”,并且具有一定的权威性(肖贵蓉等,2017)。因此,员工倾向于依照其对待自己的方式,来判断自己在组织的地位以及被组织接受的程度(Liao, 2015),当员工感知到领导对其的支持时,就会倾向于将自己判定为组织的“内部人”(沈伊默等,2017)。家庭支持型领导对员工工作与家庭的关心关怀就是对员工的一种支持,因此可能会促进员工的内部人身份感知。王三银等(2018)还发现,家庭支持型领导容易激发中国员工的泛家族主义倾向,并促使其将领导视为类似亲人,与其及所代理的组织之间产生亲密的“类亲情关系”。而这种亲密的领导成员关系是促进员工内部人身份感知的重要原因(汪林等,2010)。此外,赵红丹等(2015)认为员工面临的不确定性是影响内部人身

份感知的因素。而日益增加的工作—家庭冲突就是员工遭遇不确定性的来源(林忠等, 2013), 比如工作的时候突然收到家人的紧急需求、在家休息的时候收到领导的工作电话等都会增加员工面临的不确定性。家庭支持型领导提供的支持, 比如弹性时间、远程工作等都能让员工及时地处理此类工作与家庭的需求, 减少工作与家庭的冲突, 进而降低其不确定性感知, 员工的内部人身份感知也就会因此而得到增强。

其次, 内部人身份感知会促进员工创新行为的产生。较高的内部人身份感意味着员工对组织的高归属感, 这会使得员工将组织视为命运共同体(赵红丹等, 2015), 中国集体主义文化倾向下的员工会为此而将组织的群体利益置于个人利益之上, 主动承担更多有益于组织福祉的角色责任与义务, 为了所在组织的持续发展而勇于创新(黄亮等, 2015)。此外, 中国传统文化中“士为知己者死”的文化特征, 也会促使那些把自己归类于组织“自己人”的员工优先考虑组织利益, 并试图协助组织或领导改变现实的困境或者提出创新性的解决方案, 因此其创新行为也会较高(沈伊默等, 2017)。国内外的相关研究也证实, 具有高内部人身份感知的员工会将自己视为组织公民, 并愿意为此勇于挑战困难性任务, 产生更多的创新行为(王雁飞等, 2014; Wang et al, 2015)。

综上所述, 家庭支持型领导有助于提升员工的内部人身份感知, 而员工的内部人身份感知又能促进员工的创新行为。因此, 本研究提出以下假设:

H3: 员工的内部人身份感知在家庭支持型领导与员工创新行为的关系中具有中介作用。

### 1.2.3 组织自尊与内部人身份感知的链式中介作用

如前文所述, 家庭支持型领导所提供的支持会被员工归结为领导及其代理的组织对其的信任、价值认可等组织自尊的相关因素。作为回报, 员工倾向于将组织融入自己的生活, 努力地将组织

的价值观念内化为自我概念, 使得自己与组织在各个方面上保持一致, 因而其内部人身份的感知就会得以增强(王三银等, 2016), 这进而又会激发员工产生与内部人身份感知相一致的创新行为。具体而言: 首先, 根据假设H1的推导结论, 家庭支持型领导会积极地影响员工的组织自尊; 其次, 较高的组织自尊会促进员工的内部身份感知。这一推论可以从内部身份感知产生的动机来进行分析, 员工之所以愿意与组织之间保持一致性的成员关系, 是因为组织能够为其提供一定的资源与服务, 并且还能为其在组织中的行为与态度提供指导与方向(王雁飞等, 2014)。正是在这2种因素的驱动下, 员工才会积极的寻找被组织接受进而证明自己属于这一群体的信息, 而这一信息主要来自于组织对其价值的认可与重视, 即组织自尊(尹俊等, 2012)。员工只有感知到组织对他们的重视与认可时, 才会觉得自己是一个内部人(尹俊等, 2012); 最后, 从假设H3的推导过程中可以看出, 内部人身份感知又会对员工的创新行为有着积极的影响。

因此, 本研究提出以下假设:

H4: 家庭支持型领导会通过员工的组织自尊, 对其内部身份感知产生正向的影响, 并进而正向地影响其创新行为的产生。

综上所述, 本文的理论框架如图1所示。

## 2 研究一: 多项式回归分析

### 2.1 研究设计

#### 2.1.1 数据收集

本研究采用问卷调查的方式, 先后于2017年7月以及一个月后的2017年8月, 对来自南京、上海、苏州、广州等地的企业进行了2次调研。考虑到同源方差及2次调研匹配性的问题, 所有问卷均采用匿名的方式填写, 并要求提供身份证号后4位数字。在第一阶段, 要求员工填写家庭支持型领导问卷, 并填写性别、月收入、任期等个人背景资

料,该阶段共发放问卷400份,回收有效问卷378份。在第二阶段,要求员工填写组织自尊、内部人身份感知以及员工创新行为的问卷,该阶段同样发放问卷400份,回收有效问卷359份。前后2次问卷进行匹配以后,发现最终有314份问卷前后2次填写均是有效的,有效率为78.50%。其中人口统计学调查结果显示,在性别方面:男性54.14%,女性45.86%;在婚姻方面:大部分员工均处于已婚状态,只有8.92%的员工未婚;在年龄上:30岁以下的年轻员工占比30.25%,超过一半以上的员工处于30~40岁的年龄阶段,50岁以上的员工相对较少,仅占比5.10%;在员工的学历方面:80.89%的员工均是本科学历,硕士及以上学历者仅占比4.78%,剩余的14.33%的员工是大专及以下学历;在职位方面:70.70%的员工是一般员工及基层管理者,剩余29.30%的员工为中高层管理者;在任期上:20.38%的员工是任职3年及以下的新员工,31.85%的员工是任职4~5年的员工,一半以上的员工任期都在6~10年,10年以上的员工相对较少,仅占比18.79%;在组织性质方面:一半以上的员工来自于民营企业,38.22%的员工来自于国企、事业单位及政府部门,剩余的19.19%的员工来自于其他组织;在收入方面:68.79%的员工收入在8000元以下,剩余少数员工收入在8000元以上。

### 2.1.2 变量测量

研究中所有变量的测量工具均来自于被国内外广泛使用的成熟量表,且所有量表均已在国内

情境中被证明是有效的。所有的测量工具均采用Likert 5点式进行测量(从1=“非常不同意”到5=“非常同意”)。

**家庭支持型领导:**该变量采用姜海(2016)翻译自Hammer等(2009)开发的量表。Hammer等(2009)认为家庭支持型领导体现在领导对员工家庭支持的有关行为,其大小取决于员工的感知,因此应该由员工填写。该量表包含“我的领导让我觉得和他/她谈论工作和生活之间的冲突是无需顾虑的”、“我的领导会和员工一起采取有效的行动,帮助员工创造性地处理好工作和生活之间的冲突”等4个题项。

**组织自尊:**该变量的测量工具来自于徐碧祥(2007)翻译自Pierce等(1989)开发的量表。该变量主要包含:“我在企业中占有一席之地”、“企业信任我”、“我在企业中是有价值的人”、“企业对我有信心”等10个题项。

**内部人身份感知:**该变量的测量工具来自于于保平(2010)翻译自Stamper等(2002)开发的量表。该变量主要包含:“我感到自己是公司的一部分”、“公司使我相信我并没有受到排斥”、“我感到自己被公司所接受”、“在公司中,我觉得自己是个局内人”等6个题项。

**员工创新行为:**个人创新行为的测量工具采用Wu等(2014)改编的3个题项的测量工具。Wu等(2014)在Scott等(1994)开发的包含6个题项的员工创新行为测量工具中,选择了3个载荷较高的题

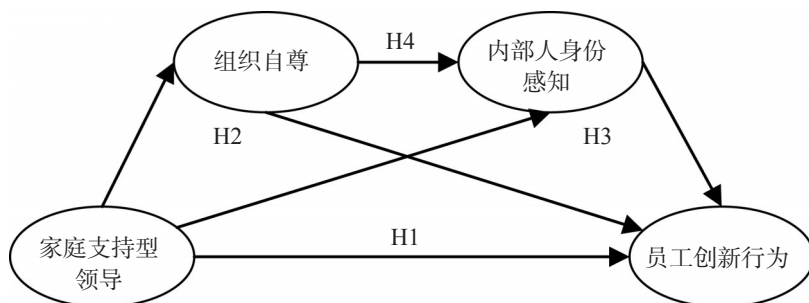


图1 理论框架图



项作为测量员工创新行为的工具,并且在其研究中证实了该测量工具的有效性。本研究在杨付等(2012)翻译自 Scott 等(1994)的量表中,选择了相对应的3个题项。即“我总是寻求应用新的流程、技术与方法”、“我经常提出有创意的点子和想法”、“我经常与别人沟通并推销自己的新想法”等。

控制变量:有关家庭支持型领导以及员工创新行为的相关研究表明(王三银等, 2018; Tang et al, 2017),包含年龄、性别、学历、职位、任期、组织性质、收入以及婚姻等的人口统计学特征变量会对员工的认知与行为产生影响,因此本研究也将这些人口统计学变量作为控制变量。

## 2.2 数据分析

### 2.2.1 量表的信效度检验

为了检验所用测量工具的有效性,本研究对其信效度进行了检验:

在信度方面:本研究利用 SPSS22.0 检验了家庭支持型领导、组织自尊、内部身份感知以及员工创新行为等变量的信度,分析结果显示4个变量的 Cronbach's  $\alpha$  值分别为 0.83、0.93、0.88、0.71,都大于 0.70 的临界标准,4个变量的组合信度分别为 0.89、0.94、0.91、0.81,也都大于 0.80 的临界标准。2种信度检验结果均说明4个变量具有良好的信度水平。

在效度方面:本研究分析了内容效度、收敛效度以及区分效度等3个比较重要的效度。首先,由于所用4个变量的测量均来自于比较成熟的量表,且被广泛使用于国内情境中(徐碧祥, 2007; 于保

平, 2010; 杨付等, 2012; 王三银等, 2018),因此说明其具有较高的内容效度;其次,本研究在因子分析的基础上,发现4个变量所有题项的因子载荷均大于临界值 0.50,并且通过分析发现4个变量的平均萃取方差量分别为:0.66、0.60、0.62、0.59,均大于 0.50 的临界标准,说明4个变量具有较好的收敛效度;最后,本研究利用 Amos22.0 对4个变量的区分效度进行了检验,在没有经过模型修正的情况下,结果如下表1所示,从中可以发现四因子模型拟合度最佳,表明4个变量具有良好的区分效度。

### 2.2.2 同源方差的检验

由于所有变量的测量题项均由员工填写,因此可能导致存在一定的同源方差。为了降低此类误差,本研究在问卷编制时参考 Chang 等(2010)和彭台光等(2006)的建议,采用了匿名填写、设置互斥题项以及跨时点等方式。但源于数据来源的同一性,此类方差难以避免,因此为了测试其是否被控制在合理范围内,利用 SPSS22.0 按照 Harman 的方法对其进行了未旋转的因子检验,结果共萃取了4个因子,解释了总变异量的 63.120%,其中第一个因子解释的方差占4个因子总方差解释量的 26.60%,达到了小于 50%即为合格的标准。

### 2.2.3 描述性统计分析

各变量的相关系数、平均值与标准差等描述性统计指标如表2所示,从中可以看出家庭支持型领导与组织自尊( $r=0.54, p < 0.01$ )、内部人身份感知( $r=0.50, p < 0.01$ )以及员工创新行为( $r=0.43, p < 0.01$ )之间有着显著的正向相关关系。组织自尊与

表1 验证性因子分析结果

模型	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	CFI	GFI	TLI	RMSEA
四因子模型	460.75	221	2.08	0.94	0.89	0.93	0.06
三因子模型	701.67	224	2.92	0.88	0.82	0.86	0.08
二因子模型	1011.93	226	4.48	0.80	0.74	0.77	0.10
单因子模型	1031.18	227	4.54	0.79	0.74	0.77	0.11

注:四因子模型:家庭支持型领导、组织自尊、内部人身份感知、员工创新行为;三因子模型:家庭支持型领导+组织自尊、内部人身份感知、员工创新行为;二因子模型:家庭支持型领导+组织自尊+内部人身份感知、员工创新行为;单因子模型:家庭支持型领导+组织自尊+内部人身份感知+员工创新行为

内部人身份感知( $r=0.66, p < 0.01$ )以及员工创新行为( $r=0.63, p < 0.01$ )之间也存在显著的正向相关关系。内部人身份感知与员工创新行为( $r=0.50, p < 0.01$ )之间同样存在显著的正向相关关系。各变量之间的相关关系与本研究的理论预期基本一致,可以进行后续假设检验的回归分析。

### 2.3 假设检验

在涉及中介效应的检验中,以往经常使用的是Sobel检验方法,然而现有研究认为这种方法有着一定的局限性(方杰等, 2014; Hayes, 2009),比如一般中介效应中所涉及到的参数乘积往往不满足Sobel检验法中的正态分布假设,再比如Sobel检验法在小样本中表现较差,以及需要手工计算,且计算复杂。这些局限性在多重链式中介模型中往往更加显著(方杰等, 2014)。针对这些局限性, Cheung(2007)提出了偏差校正非参数百分位 Bootstrap方法。Hayes等在该方法的基础上开发了检验一般中介效应以及多重链式中介效应的SPSS宏程序(Hayes, 2013),该程序一经发布便得到了学术界的广泛认可和使用。因此,本研究也采用这一宏程序,在偏差校正非参数百分位 Bootstrap法

重复抽样 5000 次的基础上对相关假设进行检验,分析结果如表 3 所示。

在主效应的检验方面:利用上述宏程序,在控制了性别、年龄等人口统计学特征变量以后,分析了家庭支持型领导对员工创新行为的影响,结果如表 3 所示,从中可以发现二者之间( $\beta=0.32, p < 0.001$ )存在显著的正向关系,因此假设 H1 得到了验证。

在中介效应的检验方面:SPSS 宏程序分析结果(见表 3),进一步显示了家庭支持型领导对组织自尊( $\beta=0.39, p < 0.001$ )和内部人身份感知( $\beta=0.42, p < 0.001$ )的正向影响。并且还发现,在控制了家庭支持型领导以后,组织自尊对内部人身份感知仍然有着显著的正向影响( $\beta=0.57, p < 0.001$ )。此外,当把家庭支持型领导、组织自尊、内部人身份感知同时纳入到回归模型以后,发现三者( $\beta=0.09, p < 0.05; \beta=0.46, p < 0.001; \beta=0.11, p < 0.001$ )对员工创新行为仍然有着显著的正向影响。为了更清晰地展示出各个变量之间的路径关系,可以将这些结果反映在如图 2 所示的路径系数图上,从中可以发现假设 H2、假设 H3、假设 H4 均得到了初步的支持。

表 2 描述性统计分析

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1.性别	1											
2.年龄	-0.29**	1										
3.学历	0.10	-0.27**	1									
4.职位	-0.22**	0.13*	0.19**	1								
5.任期	-0.20**	0.61**	-0.20**	0.17**	1							
6.组织性质	-0.02	-0.13*	-0.05	0.08	-0.29**	1						
7.收入	-0.18**	0.09	0.26**	0.45**	0.16**	0.01	1					
8.婚姻	0.04	-0.14*	0.01	-0.20**	-0.19**	0.08	-0.15**	1				
9.家庭支持型领导	0.10	-0.15**	0.05	0.09	0.03	-0.17**	0.22**	-0.15**	1			
10.组织自尊	0.10	-0.17**	0.20**	0.29**	0.03	-0.16**	0.37**	-0.19**	0.54**	1		
11.内部人身份感知	0.07	-0.05	0.10	0.20**	0.13*	-0.17**	0.31**	-0.25**	0.50**	0.66**	1	
12.员工创新行为	0.09	-0.15**	0.10	0.16**	0.01	-0.06	0.17**	-0.17**	0.43**	0.63**	0.50**	1
均值	0.54	2.93	2.88	2.04	2.46	2.29	4.48	0.09	3.79	3.91	3.89	3.86
标准差	0.50	0.80	0.51	0.77	1.02	1.01	1.64	0.29	0.65	0.60	0.67	0.55

注:\*\*表示 $p < 0.01$ ; \*表示 $p < 0.05$ ,下同



为了进一步明确组织自尊与内部人身份感知中介效应的大小, Hayes等(2013)开发的SPSS宏程序还能进一步显示直接与间接效应的具体数值。如表4所示, 家庭支持型领导通过组织自尊对员工创新行为的影响效应为0.18, 95%置信度下的置信区间为[0.11, 0.26]; 家庭支持型领导通过内部人身份感知对员工创新行为的影响效应为0.02, 95%置信度下的置信区间为[0.004, 0.055]; 家庭支持型领导通过组织自尊和内部人身份感知对员工创新行为的显著性影响效应为0.03, 95%置信度下的置信区间为[0.004, 0.057]。所有的置信区间均不包含0, 说明所有的中介效应都是显著的。因此假设H2、假设H3、假设H4均得到了验证。

### 3 研究二: 模糊集定性比较分析

量化研究与质化研究是学术研究中比较常用的方式, 这2种方式各有优劣(陈晓萍等, 2012)。因此, 在学术研究中将这2种方法结合使用成为一种趋势。故而, 有学者提出了模糊集定性比较分析方法(fsQCA), 这种方法不仅兼具了定性与定量的属性, 而且只需要中小样本即可进行分析(Fiss, 2011)。有鉴于此, 本研究采用Ho等(2016)将多项式回归与fsQCA相结合的研究方式, 在“研究一”多项式回归分析的基础上, 进一步采用这种以探索因果关系为主要目标的fsQCA方式对所提假设进行再次验证, 进而提高研究结论的科学性。

表3 回归分析结果

变量	组织自尊		内部人身份感知		员工创新行为					
常数	3.75***	2.05***	3.75***	1.94***	0.76*	3.91***	2.54***	1.97***	1.47***	1.38***
性别	0.16*	0.11*	0.15*	0.10	0.04	0.11	0.07	0.04	0.01	0.01
年龄	-0.19***	-0.11*	-0.15*	-0.06	0.00	-0.15**	-0.09	-0.07	-0.03	-0.03
教育水平	0.00	0.05	-0.03	0.02	-0.01	-0.01	0.02	0.02	0.00	0.00
职位	0.15**	0.14***	0.07	0.06	-0.02	0.09	0.08	0.06	0.00	0.01
任期	0.00	0.02	0.08	0.06	0.05	0.04	0.03	0.01	0.02	0.02
企业性质	-0.11***	-0.07*	-0.10**	-0.05	-0.02	-0.03	0.00	0.02	0.04	0.04
月收入	0.11***	0.08***	0.11***	0.07**	0.03	0.04*	0.01	-0.01	-0.03	-0.03
婚姻	-0.27*	-0.16	-0.44**	-0.32**	-0.23*	-0.27*	-0.18	-0.08	-0.10	-0.07
家庭支持型领导		0.39***		0.42***	0.19***		0.32***	0.20***	0.11*	0.09*
组织自尊					0.57***				0.52***	0.46***
内部人身份感知								0.29***		0.11*
R <sup>2</sup>	0.28	0.43	0.20	0.34	0.48	0.11	0.23	0.31	0.42	0.43
F	14.92***	25.51***	9.52***	17.02**	28.45***	4.71***	9.98***	13.85***	21.51***	20.30***

注: \*\*\*表示 $p < 0.001$ , bootstrap=5000

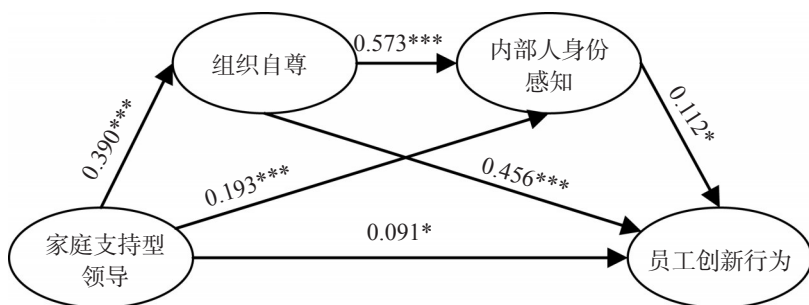


图2 链式中介路径图

### 3.1 研究设计

本研究于2019年1月采用“研究一”中使用的问卷,针对来自南京5个企业的12个团队发放匿名调查问卷215份,回收有效问卷178份,有效率为82.79%。其中人口统计学调查结果显示,在性别方面:男性占比60.67%,女性为39.33%;在婚姻方面:大部分的员工均处于已婚状态;在年龄上:30岁以下的年轻员工占比35.96%,将近一半的员工处于30~40岁的年龄阶段,50岁以上的员工相对较少,仅占比14.61%;在员工的学历方面:83.89%的员工均是本科学历,硕士及以上学历者仅占比4.49%,剩余的11.62%的员工是大专及以下学历;在职位方面:71.35%的员工是一般员工及基层管理者,剩余28.65%的员工为中高层管理者;在任期上:23.03%的员工是任职3年及以下的新员工,35.96%的员工是任职4~5年的员工,剩余的员工任期都在6年以上;在组织性质方面:一半以上的员工来自于民营企业,42.70%的员工来自于国企、事业单位及政府部门,剩余的1.69%的员工来自于其他组织;在收入方面:68.54%的员工收入在8000元以下,剩余少数员工收入在8000元以上。

### 3.2 数据分析

#### 3.2.1 量表信效度、同源方差及描述性分析

在信效度方面:利用因子分析法对4个变量的信效度进行了检验,结果发现家庭支持型领导、组织自尊、内部人身份感知、员工创新行为等4个变量的KMO值分别为0.79、0.93、0.79、0.70,说明可以进行因子分析。分析结果发现4个变量的Cronbach's  $\alpha$ 值分别为0.84、0.93、0.82、0.73,都大于0.70的临

界标准,并且发现4个变量所有题项的因子载荷均大于临界值0.50。综上说明4个变量具有较好的信效度水平。

在同源方差方面:由于所有问卷都由员工填写,因此可能存在一定的同源方差问题。利用SPSS22.0按照Harman的同源方差检验方法对其4个变量进行了未旋转的因子分析,结果共萃取了4个因子,解释了总变异量的60.20%,其中第一个因子解释的方差占4个因子总方差解释量的26.08%,达到了小于50%即为合格的标准。

在描述性统计方面:对4个变量的描述性分析结果显示,家庭支持型领导、组织自尊、内部人身份感知、员工创新行为等4个变量的均值分别为3.55、3.91、4.13、3.92。家庭支持型领导与组织自尊( $r=0.37, p<0.01$ )、内部人身份感知( $r=0.45, p<0.01$ )以及员工创新行为( $r=0.43, p<0.01$ )之间有着显著的正向相关关系。组织自尊与内部人身份感知( $r=0.61, p<0.01$ )以及员工创新行为( $r=0.52, p<0.01$ )之间也存在显著的正向相关关系。内部人身份感知与员工创新行为( $r=0.71, p<0.01$ )之间同样存在显著的正向相关关系。

#### 3.2.2 假设检验

根据Ragin(2009)的建议,fsQCA的分析主要包含3个步骤:数据校准、前因条件的充分与必要性分析、真值分析。因此,本研究也将遵循这些步骤进行分析,具体如下:

首先,按照Fiss(2011)提出的5%(fully out)、95%(fully in)以及交叉点50%(crossover point)的标准,利用fsQCA3.0软件对前因条件的家庭支持型领导、组织自尊、内部人身份感知与结果的

表4 组织自尊与内部人身份感知的中介效应

作用路径	间接效应	SE	下限	上限
家庭支持型领导→组织自尊→员工创新行为	0.178	0.037	0.113	0.260
家庭支持型领导→组织自尊→内部人身份感知→员工创新行为	0.025	0.013	0.004	0.057
家庭支持型领导→内部人身份感知→员工创新行为	0.022	0.012	0.004	0.055
总效应	0.225	0.037	0.159	0.303

员工创新行为数据进行校准,将条件和结果的绝对数值转化为相应条件和结果的模糊集隶属度。

其次,在对数据进行校准之后,还需要对员工创新行为的各个前因变量进行充分与必要性分析,分析结果如表5所示,从中可以看出虽然家庭支持型领导、组织自尊、内部人身份感知都能分别单独解释大部分的员工创新行为,但它们的一致性和覆盖度还是小于1,说明这些条件并不能完全解释员工创新行为。因此,需要将多个前因条件组合起来进行构型分析。

最后,充分与必要分析之后,本研究采用fsQCA3.0构建2k行的真值表,对员工创新行为的前因条件进一步分析。真值分析的结果一般会产生复杂结果(complex solution)、简约结果(parsimonious solution)和中间结果(intermediate solution)等3种结果,其主要的不同在于复杂程度的差异。Ragin(2009)认为较复杂和较简单的结果普适性较差,因此建议采用中间结果。根据这一建议,fsQCA分析的中间结果如表6所示,员工创新行为的前因条件有3种构型。构型1(内部人身份感知)表明较高的内部人身份感知是促进员工创新行为的

重要内源动力。构型2(~家庭支持型领导×~组织自尊)和构型3(家庭支持型领导×组织自尊)则显示,家庭支持型领导与组织自尊同时较高或较低时都能解释员工的创新行为,但家庭支持型领导与组织自尊同时较高时的解释量远远超过较低的时候。而较低时之所以能够起作用的原因可能是,根据面子理论,当员工感知到领导对其的支持与组织自尊都较低时会觉得没有面子,因此为了寻求在他人面前的面子可能会通过更加积极的创新行为来展示自身的价值,进而重新获取领导的支持和组织自尊。

综上,模糊集定性比较分析方法虽不能用于解释前因条件之间的因果关系,但可用来解释这些前因条件与结果之间的因果关系。因此,模糊集定性比较分析的结果在一定程度上再次验证了“研究一”中关于家庭支持型领导、组织自尊、内部人身份感知与员工创新行为的因果关系。并且新发现了家庭支持型领导与组织自尊对员工创新行为的可能倒U型联合曲线效应。但限于方法的局限性无法验证“研究一”中关于组织自尊与内部人身份感知中介效应的结论。

表5 员工创新行为高低的前因条件充分与必要性分析

变量名称	前因条件充分性的一致性(consistency)	前因条件必要性的覆盖度(coverage)
家庭支持型领导	0.83	0.95
~家庭支持型领导	0.41	0.93
组织自尊	0.93	0.93
~组织自尊	0.29	0.96
内部人身份感知	0.98	0.91
~内部人身份感知	0.22	0.93

注:“~”指逻辑非,下同

表6 员工创新行为高低的前因条件构型(Intermediate Solution)

构型(configuration)	原始覆盖度 ( raw coverage )	净覆盖度 ( unique coverage )	一致性 ( consistency )
内部人身份感知	0.980	0.170	0.914
~家庭支持型领导×~组织自尊	0.240	0.001	0.962
家庭支持型领导×组织自尊	0.795	0.002	0.969
Solution coverage		0.985	
Solution consistency		0.905	

注:“×”表示并且



## 4 结果讨论

本研究从自我概念的视角分析了家庭支持型领导对员工创新行为的影响机制。多项式回归分析结果发现家庭支持型领导对员工的创新行为有着积极的影响;并且组织自尊与内部人身份感知分别在这一影响中起着部分中介作用;此外,还发现组织自尊与内部人身份感知在这一影响中具有链式中介作用,即家庭支持型领导会通过增强员工的组织自尊而加强其对内部人身份的感知,并进而对其创新行为产生正向的影响。模糊集定性比较分析结果显示出员工创新行为的3种模式,即较高的组织自尊能够有效促进员工的创新行为;家庭支持型领导与组织自尊都较高时,员工的创新行为也能得到有效地激发;家庭支持型领导与组织自尊都较低时,虽然也能促进员工的创新行为,但比较高时的效率低很多。模糊集定性比较分析结果的后面2个结论表明家庭支持型领导与组织自尊的联合可能与员工创新行为之间存在倒U型曲线关系。

### 4.1 理论意义

本研究结论的理论意义有3个比较突出的方面。

首先,扩充了中国情境下家庭支持型领导结果变量的研究。家庭支持型领导是Thomas等于1995年首次提出,但随着最近工作—家庭冲突的日益严峻,才逐渐引起了人们的重视。国内的相关研究相对更加滞后一些,直到2014年在知网中才开始出现相关研究。整体而言,中西方的相关研究都还处于起步阶段(马红宇等,2016),现有的相关研究也主要局限于其对员工工作—家庭关系的影响研究,少量关于其对员工态度与行为的研究也主要集中于其对员工幸福感、工作满意度、工作绩效、组织承诺、工作投入、帮助行为和离职意向等的影响。而有关其对员工其他行为与态度,比如对员工创新行为、组织自尊、内部人身份感知等影响的研究还有待进一步探索。此外,与注重个人

主义与平均主义的西方文化不同,中国传统文化具有明显的高权力距离以及集体主义倾向(刘蕴,2016;黄亮等,2015),这使得中国家庭支持型领导带有明显的文化烙印。因此,马宏宇等(2016)呼吁扩大对中国传统文化情境下家庭支持型领导的影响效应研究。本研究有关中国情境下家庭支持型领导对员工创新行为、组织自尊以及内部人身份感知积极影响的结论,不仅回应了马宏宇等的呼吁,扩充了家庭支持型领导的结果变量,而且也拓展了不同文化情境下员工创新行为的成因研究。

其次,从新的视角分析了家庭支持型领导的作用机制。如前文所述,家庭支持型领导的现有研究主要集中于其对员工态度与行为的影响方面,学者们主要从资源保存理论和社会交换理论来解释其中的影响机制。然而这2种视角都无法从自我认知的视角来分析领导是如何改变员工态度与行为的。学者们普遍认为外界信息之所以能够影响个体的态度与行为,是源自于个体对这些外在信息的内在评价与认知(舒睿等,2015;刘蕴,2016;Liao,2015)。遗憾的是,虽然领导是员工重要的外在信息来源,但有关领导的研究比较少地去研究个体的自我概念,即自我评价与认知是如何介入的(舒睿等,2015)。尤其是在家庭支持型领导的有限相关研究中,鲜有学者引入自我概念的视角来探讨家庭支持型领导对员工态度与行为的影响。因此,本文从自我概念的视角分析组织自尊与内部人身份感知在家庭支持型领导与员工创新行为之间关系中的链式中介作用,不仅弥补了家庭支持型领导对员工创新行为的作用机制,而且对以后有关家庭支持型领导对员工其他行为与态度的研究也有着一定的借鉴作用。

再次,发现了家庭支持型领导、组织自尊的联合与员工创新行为之间可能存在的倒U型曲线关系。以往关于家庭支持型领导与组织自尊的研究基本都聚焦于较高的家庭支持型领导与组织自尊

才会产生较为积极的结果(陆欣欣等, 2014; 马红宇等, 2016)。而本研究中的 fsQCA 分析结果表明, 家庭支持型领导与组织自尊同时较高与较低时, 都会促进员工创新行为的产生。这表明在同时考量家庭支持型领导与组织自尊时, 它们与员工创新行为的关系可能是一个倒 U 型曲线关系。这一有趣发现弥补了家庭支持型领导与组织自尊与其结果变量之间关系的类型。

#### 4.2 实践意义

首先, 有鉴于家庭支持型领导对员工创新行为的积极影响, 组织管理者应该加强对家庭支持型领导的培育与生成。领导风格的形成一部分来自于天性, 还有很大一部分来自于后天养成(Kalshoven et al, 2011)。这启示组织可以通过3个方面来促进家庭支持型领导的形成: 一方面, 在领导的选拔上, 组织可以有意地选择具有家庭支持型倾向的领导; 另一方面, 组织可以通过各种导向性的培训来促使领导形成家庭支持型的风格。此外, 还可以从企业文化以及企业制度上来鼓励、规范领导的家庭支持型行为, 并将这一行为与绩效挂钩, 进而有效地达成家庭支持型领导的养成目标。

其次, 组织自尊与内部人身份感知在家庭支持型领导与员工创新行为关系中的链式中介作用, 启示管理者在管理实践中可以通过提高员工的组织自尊与内部人身份感知来促进员工的创新行为。具体而言: 一方面, 领导在与员工的沟通过程中要对员工所表现出的价值给予积极的肯定, 并对其表现出真诚的关心与关怀。同时, 还可以通过提高员工参与组织决策的权利、组织旅游等团建活动, 以及一些非正式聚餐等措施, 来提升员工的组织自尊与内部人身份感知。另外一方面, 可以从组织层面出台一些切实有效地福利政策, 比如幼儿看护、家庭集体活动、赠送生日礼物等, 来体现组织对员工的人文关怀与尊重。

再次, 家庭支持型领导与组织自尊同时较高与

较低时, 都会促进员工的创新行为, 但与较低时相比, 较高时的状态才能解释大部分的员工创新行为。这启示管理者在管理实践中, 虽然对员工家庭的漠不关心, 以及对员工本人的不尊重, 能够促使员工为了面子而激发他们致力于重新获得领导支持与尊重而主动创新这一凸显自身价值的行为, 但这种方式效率较低。因此, 领导对于员工家庭的支持型行为, 以及对员工的尊重, 才是保持员工不断创新的重要方式。

#### 4.3 研究局限性及未来展望

本研究虽然具有一定的理论与实践意义, 但仍存在一些局限性有待进一步改进与探索。首先, 在数据来源上, 虽然本研究按照 Chang 等(2010)和彭台光等(2006)的建议, 对“研究一”在调研前(逻辑互斥)与调研中(跨时点调研)进行了合理地设计, 但没有对“研究二”进行跨时点的设计, 且源于数据来源的同一性以及取样范围的有限性, 调研数据可能存在一定的同源方差问题。虽然事后检验发现这一问题仍然在合理允许范围之内, 但为了研究结论更具说服力, 未来研究可以考虑采取跨时点与多源调研相结合的方式, 在更多地点进行数据采集; 其次, 在研究方法上, 本研究虽然采用 Ho 等(2016)多项式回归与 fsQCA 相结合的方式进行分析, 但仍然缺少基于访谈的案例研究, 未来可以将访谈与问卷调查相结合, 从而使理论构建与研究结论更加科学; 再次, 在中介机制方面, 本研究虽然引入了新的机制来解释家庭支持型领导的作用, 但也许还存在一些其他的解释视角, 比如社会认定、信息加工等。未来研究需要进一步探索更多的解释机制, 以便对家庭支持型领导的作用机制有着更加全面的认知; 最后, 在研究层面上, 本研究主要分析的是个体层次上的家庭支持型领导对员工创新行为的影响, 但实际上二者均可以扩展至团队甚至是部门层面。未来研究可以就此进行进一步地探索。

## 参考文献

- 陈晓萍,徐淑英,樊景立. 2012. 组织与管理研究的实证方法[M]. 北京:北京大学出版社.
- 方杰,温忠麟,张敏强,等. 2014. 基于结构方程模型的多重中介效应分析[J]. 心理科学,37(3):735-741.
- 管春英. 2016. 包容性领导对员工创新行为的多链条作用机制研究[J]. 科学学与科学技术管理,37(6):159-168.
- 黄亮,彭璧玉. 2015. 工作幸福感对员工创新绩效的影响机制:一个多层次被调节的中介模型[J]. 南开管理评论,18(2):15-29.
- 姜海. 2016. 家庭支持型主管对员工工作态度和工作投入的作用机制及干预研究[D]. 武汉:华中师范大学.
- 林忠,鞠蕾,陈丽. 2013. 工作—家庭冲突研究与中国议题:视角、内容和设计[J]. 管理世界,9:154-171.
- 刘晔,曲如杰,时勤,等. 2016. 领导创新期待对员工根本性创新行为的影响:创新过程投入的视角[J]. 南开管理评论,19(6):17-26.
- 刘蕴. 2016. 道德型领导对员工帮助行为的影响机制:基于自我概念的视角[J]. 经济管理,1:84-93.
- 陆欣欣,涂乙冬. 2014. 基于组织的自尊的情境化与适用性[J]. 心理科学进展,22(1):130-138.
- 吕霄,樊耘,张婕,等. 2018. 授权型领导视角下个性化交易形成及对员工创新行为的影响[J]. 科学学与科学技术管理,39(4):139-149.
- 马红宇,邱慕梦,唐汉瑛,等. 2016. 家庭支持型主管行为研究述评与展望[J]. 外国经济与管理,38(10):89-101.
- 彭台光,高月慈,林钰琴. 2006. 管理研究中的共同方法变异:问题本质、影响、测试和补救[J]. 管理学报(台湾),23(1):77-98.
- 曲如杰,康海琴. 2014. 领导行为对员工创新的权变影响研究[J]. 管理评论,26(1):88-98.
- 沈伊默,周婉茹,魏丽华,等. 2017. 仁慈领导与员工创新行为:内部人身份感知的中介作用和领导—部属交换关系差异化的调节作用[J]. 心理学报,49(8):1100-1112.
- 舒睿,梁建. 2015. 基于自我概念的伦理领导与员工工作结果研究[J]. 管理学报,12(7):1012-1020.
- 汪林,储小平,黄嘉欣,等. 2010. 与高层领导的关系对经理人“谏言”的影响机制:来自本土家族企业的经验证据[J]. 管理世界,5:108-117.
- 王凤彬,郑腾豪,刘刚. 2018. 企业组织变革的动态演化过程:基于海尔和IBM纵向案例的生克化制机理的探讨[J]. 中国工业经济,6:174-192.
- 王三银,刘洪,林彦梅. 2016. 工作边界强度对员工组织认同的影响研究:工作边界弹性能力和组织自尊的作用[J]. 科学学与科学技术管理,37(5):119-128.
- 王三银,刘洪,刘润刚. 2018. 类亲情交换关系视角下家庭支持型领导对员工帮助行为的影响研究[J]. 管理学报,15(7):980-987.
- 王雁飞,蔡如茵,林星驰. 2014. 内部人身份认知与创新行为的关系:一个有调节的中介效应模型研究[J]. 外国经济与管理,36(10):40-53.
- 王永跃,叶佳佳. 2015. 伦理型领导、创造力自我效能感及员工创造力:绩效的调节作用[J]. 科学学与科学技术管理,36(9):164-172.
- 夏飞,王业斌,唐红祥,等. 2016. 基于创新创业视角的文化与经济研究:第二届文化与经济论坛(2016)综述[J]. 经济研究,51(12):181-186.
- 肖贵蓉,赵衍俊. 2017. 伦理型领导与员工离职倾向:领导—成员交换的中介作用[J]. 科学学与科学技术管理,38(3):160-171.
- 徐碧祥. 2007. 员工信任对其知识整合与共享意愿的作用机制研究[D]. 杭州:浙江大学.
- 杨付,张丽华. 2012. 团队成员认知风格对创新行为的影响:团队心理安全感和工作单位结构的调节作用[J]. 南开管理评论,15(5):13-25.
- 尹俊,王辉,黄鸣鹏. 2012. 授权赋能领导行为对员工内部人身份感知的影响:基于组织的自尊的调节作用[J]. 心理学报,44(10):1371-1382.
- 于保平. 2010. 家族企业主的信任及职业经理人行为反应[D]. 上海:复旦大学.
- 赵红丹,汤先萍. 2015. 内部人身份认知研究述评[J]. 外国经济与管理,37(4):56-65.



- 周业安,黄国宾,何浩然,等. 2014. 领导者真能起到榜样作用吗?一项基于公共品博弈实验的研究[J]. 管理世界,10:75-90.
- Afsar B, Badir Y F, Saeed B B, et al. 2017. Transformational and transactional leadership and employee's entrepreneurial behavior in knowledge-intensive industries[J]. International Journal of Human Resource Management,28(2):307-332.
- Chang S J, Van Witteloostuijn A, Eden L. 2010. From the editors: Common method variance in international business research[J]. Journal of International Business Studies,41(2):178-184.
- Chen Z X, Aryee S. 2007. Delegation and employee work outcomes: An examination of the cultural context of mediating processes in China[J]. Academy of Management Journal,50(1):226-238.
- Cheung M W L. 2007. Comparison of approaches to constructing confidence intervals for mediating effects using structural equation models[J]. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal,14(2):227-246.
- Dai L, Chen Y. 2015. A systematic review of perceived insider status[J]. Journal of Human Resource and Sustainability Studies, 3(2):66-72.
- Fiss P C. 2011. Building better causal theories: A fuzzy set approach to typologies in organization research[J]. Academy of Management Journal,54(2):393-420.
- Hammer L B, Kossek E E, Yragui N L, et al. 2009. Development and validation of a multidimensional measure of family supportive supervisor behaviors (FSSB)[J]. Journal of Management,35(4):837-856.
- Hayes A F. 2009. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. Communication Monographs,76(4):408-420.
- Hayes A F. 2013. Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-based Approach[M]. New York: Guilford Press.
- Ho J, Plewa C, Lu V N. 2016. Examining strategic orientation complementarity using multiple regression analysis and fuzzy set QCA[J]. Journal of Business Research,69(6):2199-2205.
- James W. 1890. The Principles of Psychology[M]. New York: Dover.
- Javed B, Naqvi S M M R, Khan A K, et al. 2017. Impact of inclusive leadership on innovative work behavior: The role of psychological safety[J]. Journal of Management & Organization,23(3):472-472.
- Kalshoven K, Den Hartog D N, De Hoogh A H B. 2011. Ethical leadership at work questionnaire (ELW): Development and validation of a multidimensional measure[J]. Leadership Quarterly,22(1):51-69.
- Leroy H, Anseel F, Gardner W L, et al. 2015. Authentic leadership, authentic followership, basic need satisfaction, and work role performance: A cross-level study[J]. Journal of Management,41(6):1677-1697.
- Liao P Y. 2015. The role of self-concept in the mechanism linking proactive personality to employee work outcomes[J]. Applied Psychology,64(2):421-443.
- Matta F K, Scott B A, Koopman J, et al. 2015. Does seeing 'eye to eye' affect work engagement and organizational citizenship behavior? A role theory perspective on LMX agreement[J]. Academy of Management Journal,58(6):1686-1708.
- Matthews R A, Mills M J, Trout R C, et al. 2014. Family-supportive supervisor behaviors, work engagement, and subjective well-being: A contextually dependent mediated process[J]. Journal of Occupational Health Psychology,19(2):168-181.
- Pierce J L, Gardner D G, Cummings L L, et al. 1989. Organization-based self-esteem: Construct definition, measurement, and validation[J]. Academy of Management Journal,32(3):622-648.
- Ragin C C. 2009. Redesigning Social Inquiry: Fuzzy Sets and Beyond[M]. Chicago: University of Chicago Press.
- Rofcanin Y, Las Heras M, Bakker A B. 2017. Family supportive supervisor behaviors and organizational culture: Effects on

- work engagement and performance[J]. *Journal of Occupational Health Psychology*,22(2):207-217.
- Sacramento C A, Fay D, West M A. 2013. Workplace duties or opportunities? Challenge stressors, regulatory focus, and creativity[J]. *Organizational Behavior & Human Decision Processes*,121(2):141-157.
- Scott S G, Bruce R A. 1994. Determinants of innovation behavior: A path model of individual innovation in the workplace[J]. *Academy of Management Journal*,37(3):580-607.
- Stamper C L, Masterson S S. 2002. Insider or outsider? How employee perceptions of insider status affect their work behavior[J]. *Journal of Organizational Behavior*,23(8):875-894.
- Tang Y, Huang X, Wang Y. 2017. Good marriage at home, creativity at work: Family-work enrichment effect on workplace creativity[J]. *Journal of Organizational Behavior*,38(5):749-766.
- Thomas L T, Ganster D C. 1995. Impact of family-supportive work variables on work-family conflict and strain: A control perspective[J]. *Journal of Applied Psychology*,80(1):6-15.
- Tian Q, Sanchez J I. 2017. Does paternalistic leadership promote innovative behavior? The interaction between authoritarianism and benevolence[J]. *Journal of Applied Social Psychology*,47(5):235-246.
- Wang X H, Fang Y, Qureshi I, et al. 2015. Understanding employee innovative behavior: Integrating the social network and leader-member exchange perspectives[J]. *Journal of Organizational Behavior*,36(3):403-420.
- Wu C H, Parker S K, De Jong J P J. 2014. Need for cognition as an antecedent of individual innovation behavior[J]. *Journal of Management*,40(6):1511-1534.

## How Does Family Supportive Leadership Affect Employee's Innovative Behavior: The Chain Mediation Effects of Self-Concept

WANG Sanyin<sup>1</sup>, LIU Hong<sup>2</sup>, LIN Yanmei<sup>2</sup>

(1. School of Business Administration, Nanjing University of Finance & Economics, Nanjing 210046, China; 2.

Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

**Abstract:** From the perspective of self-concept, this paper identified the self-evaluation as well as self-cognition mechanisms which mediated the effects of family supportive leadership on employee's innovative behavior, and thus this paper constructed a serial mediating model. In order to better understand the statistical associations and the set relations of the conjunctions and conditions, multiple regression analysis (MRA) and fuzzy-set qualitative comparative analysis (fsQCA) techniques are combined together to analyze the data. Results indicated that: (1) After controlling for demographic characteristic variables, family supportive leadership was positively correlated with employee's innovative behavior, organization-based self-esteem and perceived insider status; organization-based self-esteem was positively correlated with perceived insider status and employee's innovative behavior; and perceived insider status was positively correlated with employee's innovative behavior. (2) Mediation analysis revealed that family supportive leadership could affect employee's innovative behavior through the mediation of organization-based self-esteem and perceived insider status. The mediation effect contained three paths: the first path was the separate mediation effect of organization-based self-esteem; the second path was the separate mediation effect of perceived insider status; and the third path was the serial mediation effect of organization-based self-esteem and perceived insider status. (3) Both family supportive leadership and organizational self-esteem can promote employee's innovative behavior when they are both higher or lower, and the effect is much better when they are both higher than they are both lower.

**Key words:** family supportive leadership; self-concept; organization-based self-esteem; perceived insider status; employee's innovative behavior