

防御与促进:人际和谐在员工建言行为中的作用

刘小娟¹,王国锋²

(1. 上海对外经贸大学工商管理学院,上海 201620;2. 电子科技大学经济与管理学院,四川 成都 611731)

摘要:建言作为一种重要的组织公民行为受到很多组织管理学者的关注,然而基于恐惧和顺从的建言动机却没有得到应有的重视。基于个体动机视角,研究不仅关注亲社会型建言,也关注防御型建言和默认型建言等行为,考察防御定向和促进定向对员工建言行为的影响机制,探讨人际和谐的中介作用以及心理安全感的调节作用。对 17 家民营企业 550 个员工的实证研究表明:人际和谐在调节定向与建言行为之间起中介作用,即其中的避免破裂维度中介防御定向与防御型建言、默认型建言之间的关系,而促进和谐维度中介促进定向与亲社会型建言之间的关系;心理安全感负向调节避免破裂与防御型建言、默认型建言的关系。

关键词:建言行为;调节定向;人际和谐;个体动机;心理安全感

中图分类号:C936

文献标志码:A

文章编号:1671-4970(2022)01-0092-08

先前,建言往往被看作是一种积极的、具有挑战性的组织公民行为^[1-3],直到 Dyne 等基于动机将建言分为了亲社会型、防御型和默认型三类^[4]。亲社会型建言基于协作动机,出发点是使他人或组织受益,具有积极性和挑战性特征;防御型建言源于恐惧动机,目的是自我保护,不再具有挑战性;默认型建言基于顺从动机,被动地与他人保持一致,不再具有挑战性和积极性,属于低效能的意见表达。现有研究多关注亲社会型建言,而对防御型建言和默认型建言的形成机制关注不够。对建言行为前因的研究主要集中在个性特质^[3,5-6]、领导行为^[7-8]、团队氛围^[9-10]和组织情境^[11-12]等方面,而少有从个体动机角度进行解释。

调节定向理论认为,不同的个体追求快乐、回避痛苦的方式是不同的,存在着促进定向和防御定向两类基本动机^[13]。促进定向个体更关注从无收益到有收益的变化过程,对有无收益更加敏感;而防御定向个体更关注从有损失到无损失的变化过程,对有无损失更加敏感^[14]。作为一种普遍的动机原则,调节定向影响着人们的认知评价、决策判断和行为策略等基本心理过程。建言行为既存在风险,也存在收益,因此,个体对风险和收益的感知和偏好,将影响着建言是否发生以及发生建言的类型。可以推断,调节定向对个体建言行为产生很强的预测作用。现有文献对调节定向影响建言行为的机制研究还需更多探讨。

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金(20YJA630061);国家自然科学基金(72172024)

作者简介:刘小娟(1975—),女,讲师,博士,主要从事跨文化管理、组织行为研究。E-mail:231325539@qq.com

Vallerand 将动机自上而下分为整体、环境、情景 3 个层次,它们自上而下逐级产生影响,且整体动机通常不会直接影响情景动机^[15]。本文借助动机层次理论为视角,笔者提出调节定向通过人际和谐影响员工建言行为,且心理安全感会调节人际和谐与建言行为的关系。笔者旨在系统探讨在中国文化情境下调节定向、人际和谐与建言行为之间的关系,结合动机层次理论分析调节定向对员工建言行为的具体影响机制。

一、理论与假设提出

1. 人际和谐在调节定向与建言行为间的中介作用

调节定向理论将个体自我调节的动机分为促进定向和防御定向两类^[13],促进定向个体更关注的是如何从现状“0”转变为更好的状态“+1”;防御定向个体更加关注如何保持(或恢复)令人满意的现状“0”而不是更糟糕的状态“-1”^[16]。当前组织行为领域对调节定向的研究主要集中在员工绩效^[17]、组织承诺^[18]、工作积极性^[19]、创造力^[20]等方面,将建言行为与调节定向结合起来的研究较少,而且对调节定向如何影响建言行为的机制研究少有涉及。

人际和谐是东南亚国家社会交往和互动中遵循的最基本的原则,和谐思想对中国人际交往的影响非常深刻。Leung 将人际和谐分为促进和谐和避免破裂^[21]。促进和谐与中国传统文化中儒家所倡导的和谐思想更为接近,将构建和谐的人际关系视为重要目标,聚焦于人际关系带来的积极结果,反映了个体对真正和谐的认同和追求。避免破裂与自我保护、避免冲突更相关,将人际关系作为维护自身利益的一种手段,更加关注紧张人际关系带来的消极后果^[22]。

Vallerand 将动机自上而下分为整体、环境、情景 3 个层次^[15],逐级产生影响。整体动机指个体与外部环境互动的一般动机取向,相对稳定和持久,体现为人格特质,调节定向属于整体动机^[23]。环境动机指个体在某一活动领域中的动机取向,比如教育、人际关系、休闲领域。在人际关系领域的人际和谐动机可以归属于环境动机^[24]。情景动机指个体在某一情景中具体的动机状态。在具体建言情景中,亲社会型建言基于协作动机,防御型建言基于恐惧动机,默认型建言基于顺从动机^[4]。因此,调节定向、人际和谐、建言动机 3 个层次的动机自上而下逐级影响,即调节定向影响人际和谐,人际和谐影响建

言动机。各层面的动机都会产生相应的层面结果^[15],建言行为是建言动机的产出结果。人际和谐会中介调节定向与建言行为之间的关系。

防御定向个体有明显的保守倾向,宁愿放弃重大收益,也要避免损失,偏好采用警惕策略。对消极结果更敏感,更在意行为后果是否有损失^[25]。防御定向作为整体动机,会影响环境动机。因此,在人际互动环境中,防御定向个体会产生避免破裂的动机,将人际关系作为维护自身利益的一种手段,与人交流更谨慎,表现出更多防卫和退避^[26]。

避免破裂个体在人际关系中表现出的谨慎、防卫和退避,本质上来说,是出于自我保护和避免冲突。防御型建言基于恐惧动机,出于自我保护目的;默认型建言基于顺从动机,为了避免冲突。恐惧动机、顺从动机都属于情景动机。避免破裂影响恐惧动机和顺从动机。而防御型建言、默认型建言分别是建言情景中恐惧动机、顺从动机的结果。因此,根据 Vallerand 动机层次理论以及上述分析^[15],提出如下假设:

H1:避免破裂在防御定向和防御型建言中起中介作用,也即防御定向通过避免破裂影响防御型建言。

H2:避免破裂在防御定向和默认型建言中起中介作用,也即防御定向通过避免破裂影响默认型建言。

促进定向个体有明显的冒险偏好,会更在乎行为结果是否有收益^[25]。人际互动中,为了获得持续的收益,促进定向个体会积极建立长期良好的人际关系。这正是 Leung 提出的促进和谐的内涵,反映了个体对真正和谐的认同和追求^[21]。促进和谐个体追求真正意义上的和谐,在碰到冲突的时候,不会刻意回避,会更积极与人真诚交流^[26],多体现双赢的处理方式^[27]。因此,亲社会型建言是基于协作的动机,其出发点是使他人或组织受益。根据 Vallerand 动机层次理论^[15],提出如下假设:

H3:促进和谐在促进定向和亲社会型建言中起中介作用,也即促进定向通过促进和谐影响亲社会型建言。

2. 心理安全感的调节作用

心理安全感指员工在工作中能够自由地表现自我,而不担心对自我形象、地位、职业造成负面影响的心理感知^[28]。避免破裂作为环境动机对情景层

面的建言动机会产生影响,进而正向影响防御型建言和默认型建言。当避免破裂个体心理安全感较高时,会感知到较低的人际风险,降低个体恐惧动机和顺从动机,减少防御型建言和默认型建言。因此,根据以上分析,提出如下研究假设:

H4:心理安全感负向调节避免破裂与防御型建言之间的关系,即心理安全感越低,避免破裂与防御型建言之间的正向关系会更强。

H5:心理安全感负向调节避免破裂与默认型建言之间的关系,即心理安全感越低,避免破裂与默认型建言之间的正向关系会更强。

促进和谐作为环境动机也会对情景层面的建言动机产生影响,进而正向影响亲社会型建言。亲社会型建言属于积极的挑战性行为,建言内容包括:提出对组织有利的建设性意见、对组织存在问题提出合理建言,以及对企业有利但上级反对的事情,也会努力去说服上级^[4]。亲社会型建言面临较高的人际风险。高心理安全感的促进定向个体,会感知到较低的人际风险,从而产生更多的亲社会型建言。众多学者研究表明,个体心理安全感正向影响员工建言行为^[29-30]。这些学者采用的建言构念都属于角色外行为,与亲社会型建言内涵一致。基于以上分析,提出如下研究假设:

H6:心理安全感正向调节促进和谐与亲社会型建言之间的关系,即心理安全感越高,促进和谐与亲社会型建言之间的正向关系会更强。

基于上述理论基础与研究假设,提出整合性研究模型,如图1所示。

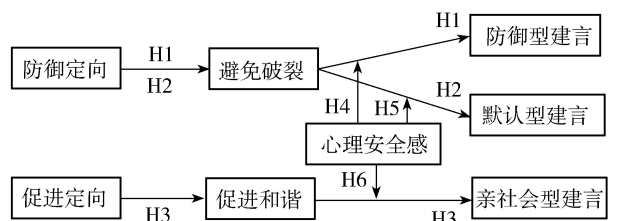


图1 整合性研究模型

二、研究方法与研究设计

1. 样本及数据收集

样本来自浙江、江苏、上海、重庆、广东、福建6省市共17家民营制造业的员工,通过被调查企业的26名协调人(高层管理人员或部门经理)进行问卷发放和回收。调查对象都属于这26名协调人管辖

的范围。问卷调查分两次进行,时间间隔2周。第1次调查自变量、中介变量、调节变量和被试者基本信息;第2次调查因变量。第1次调查共发出问卷550份,收回531份,剔除无效问卷后剩余427份,有效问卷回收率80.41%。第2次向相同的调查对象共发出问卷550份,收回490份,剔除无效问卷后剩余405份,有效问卷回收率82.65%。有效问卷中,对两次调查均有填写的员工进行匹配,共匹配成功329份。

2. 变量测量

本研究涉及的变量均采用在中国文化情境下经过验证的测量量表,量表采用Likert 5点计分法,由1~5表示从“非常不同意”到“非常同意”。

调节定向采用Neubert等开发工作调节定向问卷(WRF)^[17],测量促进定向、防御定向均为9个题项,典型条目如“为了获得成功,我不惜在工作中冒风险”“我致力于准确地完成所承担的工作任务,以增强工作安全感”。研究中促进定向、防御定向分量表的 α 分别为0.747、0.820。

人际和谐采用Leung开发的人际和谐量表^[27]。测量促进和谐的有13个题项,典型条目如“懂得与人和谐共处才能成大事”;测量避免破裂的共有8个题项,典型条目如“为了保持和谐,可能要放弃办事的公平原则”。避免破裂、促进和谐分量表的 α 分别为0.842、0.899。

员工建言行为采用Dyne等提出的建言和沉默行为的量表^[4],亲社会型建言、防御型建言、默认型建言各5题,典型条目如“只要对企业有利,我会大胆地表达自己的建议”“为了保护自己,我会和上级保持一致”“对于与我职责无关的事情,我一般会附和上级的观点”。默认型建言、防御型建言、亲社会型建言分量表的 α 分别为0.821、0.837、0.867。

心理安全感采用李宁等提出的心理安全感问卷^[31]。包括5个题项,第1个题项正向记分,“我在工作中,不需要总是小心翼翼”;其他4个题项反向记分,比如“在我的工作环境中,总是有些人在我的背后搞鬼,让我在工作上的努力白费”。该量表的 α 为0.802。

控制变量。性别、年龄、学历、组织任期^[32]等变量可能影响员工建言行为,本文将上述变量作为控制变量。控制变量测量尺度:性别(1=男性、2=女性),年龄(1=25岁及以下、2=26~35岁、3=36~45岁、4=46~55岁、5=55岁及以上),学历(1=高

中及以下、2=大学专科、3=大学本科、4=硕士研究生、5=博士研究生),在本单位累计工作时间(1=2年及以下、2=3~6年、3=7~10年、4=10年以上)。

三、数据分析与结果

1. 变量区分效度及同源方差检验

使用 Mplus 7. 0 对变量进行验证性因子分析。假设模型(八因子模型)拟合效果良好(卡方 $\chi^2=852.688$,自由度 $df=436$,卡方自由度比 $\chi^2/df=1.956$,近似误差均方根 $RMSEA=0.054$,标准化均方根误差 $SRMR=0.056$,比较拟合指数 $CFI=0.915$,Tucker-Lewis 指数 $TLI=0.903$),说明假设模型可以接受。同时,假设模型拟合优于其他嵌套模型的拟合效果(七因素模型-单因素模型),说明本研究的八个变量之间有较好的区分效度。

2. 变量描述性统计

表 1 给出了各研究变量的均值、标准差和相关系数。促进定向与防御型建言(相关系数 $r=0.165$, $p<0.01$)、与默认型建言($r=0.145$, $p<0.01$)、与亲社会型建言($r=0.152$, $p<0.01$)正相关,防御定向与避免破裂($r=0.254$, $p<0.01$)正相关,避免破裂与防御型建言($r=0.267$, $p<0.01$)、与默认型建言($r=0.248$, $p<0.01$)正相关,促进定向与促进和谐($r=0.165$, $p<0.01$)正相关,促进和谐与亲社会型建言($r=0.395$, $p<0.01$)正相关,心理安全感与防御型建言($r=-0.302$, $p<0.01$)、与默认型建言($r=-0.263$, $p<0.01$)负相关。

3. 中介效应检验

由表 2 可知,防御定向显著预测避免破裂($B=0.468$, $p<0.001$),防御定向、避免破裂同时进入回

归方程(模型 2),防御定向不能显著预测防御型建言($B=-0.145$, $p>0.05$),避免破裂显著预测防御型建言($B=0.265$, $p<0.001$)。因此,避免破裂在防御定向和防御型建言之间起到完全中介作用,H1 得到了验证。防御定向、避免破裂同时进入回归方程(模型 3),防御定向不能显著预测默认型建言($B=-0.173$, $p>0.05$),避免破裂显著预测默认型建言($B=0.245$, $p<0.001$)。因此,避免破裂在防御定向和默认型建言之间起到完全中介作用,H2 得到验证。

从表 2 的 Bootstrap 方法检验结果看,防御定向对防御型建言的间接正向影响显著($B=0.124$, $SE=0.040$;95% 的置信区间为[0.060,0.216],不含零),即避免破裂中介了防御定向与防御型建言之间的关系,进一步支持了 H1。防御定向对默认型建言的间接正向影响显著($B=0.115$, $SE=0.037$;95% 的置信区间为[0.054,0.202],不含零),即避免破裂中介了防御定向与默认型建言之间的关系,H2 也得到了进一步支持。

从表 3 的回归分析结果看,促进定向显著预测促进和谐($B=0.321$, $p<0.01$)(模型 4),促进定向、促进和谐同时进入回归方程(模型 5),促进定向显著预测亲社会型建言($B=0.158$, $p<0.05$),促进和谐显著预测亲社会型建言($B=0.276$, $p<0.001$),因此,促进和谐在促进定向和亲社会型建言之间起到中介作用,H3 得到验证。

从表 3 中 Bootstrap 方法检验结果看,促进定向对亲社会型建言的间接正向影响显著($B=0.089$, $SE=0.028$;95% 的置信区间为[0.039,0.147],不含零),即促进和谐中介了促进定向与亲社会型建言之间的关系,进一步支持了 H3。

表 1 变量的描述性统计分析

变量	平均值 <i>M</i>	标准差 <i>SD</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 性别	1.149	.357	1											
2 年龄	2.116	.689	-.021	1										
3 教育程度	2.131	.840	.037	-.321**	1									
4 工作时间	2.842	1.390	.035	.513**	-.118*	1								
5 防御定向	4.419	.480	-.034	-.085	.002	-.001	(.820)							
6 促进定向	3.267	.524	-.108*	-.167**	.262**	-.084	.206**	(.747)						
7 避免破裂	3.124	.843	.053	.067	.002	.014	.254**	.196**	(.842)					
8 促进和谐	3.890	.768	-.022	.136*	-.101	.087	.437**	.165**	.497**	(.899)				
9 默认型建言	2.710	.761	.050	.096	-.024	.105	-.043	.145**	.248**	.108	(.821)			
10 防御型建言	2.663	.772	.005	.049	-.004	.028	-.017	.165**	.267**	.133*	.721**	(.837)		
11 亲社会建言	4.047	.617	-.146**	.158**	-.175**	.096	.325**	.152**	.124*	.395**	-.059	-.067	(.867)	
12 心理安全感	3.769	.911	-.011	-.021	.095	.041	.182**	-.079	-.114*	-.022	-.263**	-.302**	.083	(.802)

注: $N=329$, * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$; 对角线中括号内数值为对应变量的信度系数。

表 2 避免破裂的中介作用分析结果

变量类型		模型 1:避免破裂		模型 2:防御型建言	模型 3:默认型建言
控制变量	性别	.153 (.127)		-.029 (.116)	.063 (.114)
	年龄	.157 (.080)		.015 (.074)	.023 (.073)
	教育水平	.034 (.057)		.003 (.052)	-.007 (.051)
	工作时间	-.030 (.038)		.010 (.035)	.048 (.034)
自变量	防御定向	.468 *** (.094)		-.145 (.090)	-.173 (.088)
	避免破裂			.265 *** (.051)	.245 *** (.050)
统计量	R^2	.079		.080	.085
	F	5.543 **		4.666 **	4.979 **
中介变量:避免破裂		B	SE	LL95% CI	UL95% CI
防御定向对防御型建言的间接影响		.124	.040	.060	.216
防御定向对默认型建言的间接影响		.115	.037	.054	.202

注:括号内数值为标准误差; B 为非标准化系数; SE 为标准误差;CI 为置信区间;LL 为置信区间下限;UL 为置信区间上限; $N=329$, * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$ 。下同。

表 3 促进和谐的中介作用分析结果

变量类型		模型 4:促进和谐		模型 5:亲社会型建言	
控制变量	性别	.017 (.117)		-.205 * (.086)	
	年龄	.133 (.074)		.063 (.055)	
	教育水平	-.107 * (.053)		-.107 * (.040)	
	工作时间	.017 (.035)		.013 (.026)	
自变量	促进定向	.321 *** (.083)		.158 * (.063)	
	促进和谐			.276 *** (.041)	
统计量	R^2	.067		.213	
	F	4.607 **		14.497 ***	
中介变量:促进和谐		B	SE	LL95% CI	UL95% CI
促进定向对亲社会型建言的间接影响		.089	.028	.039	.147

4. 被调节的中介效应检验

参照 Preacher 等的建议^[33],心理安全感对防御定向与防御型建言的间接关系的调节作用是否成立,需要检验 4 个条件:第一,防御定向对避免破裂具有显著影响;第二,防御定向与心理安全感的交互项对避免破裂有显著影响,或者避免破裂与心理安全感的交互项对防御型建言有显著影响;第三,避免破裂对防御型建言有显著影响;第四,当个体的心理安全感高低不同时,避免破裂对防御定向与防御型建言之间关系的中介效应强度不同。同理,心理安全感对防御定向与默认型建言的间接关系的调节作用是否成立,以及心理安全感对促进定向与亲社会型建言的间接关系的调节作用是否成立,均需要满足上述 4 个条件。

表 3 的检验结果表明,条件一和条件三得到了满足,即防御定向对避免破裂有显著影响,避免破裂对防御型建言有显著影响。为了检验条件二和条件四,根据 Edwards 等的建议^[34],采用 Bootstrap 方法,通过 Hayes 编制的 Process 宏进行分析^[35],再抽样

次数仍然设定为 5 000 次,取样方法为偏差校正的非参数百分位法,结果见表 3 ~5。

表 4 防御定向对防御型建言、默认型建言的有调节的中介效应检验

变量类型		模型 1： 避免破裂		模型 2： 防御型建言	模型 3： 默认型建言
控制 变量	性别	.159 (.125)		-.031 (.111)	.061 (.110)
	年龄	.155 (.079)		.030 (.071)	.039 (.070)
	教育水平	.046 (.056)		.034 (.050)	.020 (.050)
	工作时间	-.027 (.037)		.014 (.033)	.051 (.033)
自 变量	防御定向	.515 *** (.094)		-.083 (.089)	-.134 (.089)
	心理安全感	-.137 ** (.051)		.179 (.176)	.274 (.175)
	避免破裂			.249 *** (.051)	.240 *** (.050)
调节 项	防御定向 $\times$ 心理安全感	-.194 (.110)			
	避免破裂 $\times$ 心理安全感			-.128 * (.053)	-.146 ** (.053)
统计 量	R^2	.115		.165	.155
	F	5.937 ***		7.873 ***	7.307 ***
避免破裂对防御定向与防御型建言关系的中介效应		B	SE	LL95% CI	UL95% CI
心理 安全 感	-1 SD	.253	.082	.111	.435
	M	.128	.040	.062	.222
	+1 SD	.045	.036	-.003	.145
避免破裂对防御定向与默认型建言关系的中介效应		B	SE	LL95% CI	UL95% CI
心理 安全 感	-1 SD	.257	.082	.120	.445
	M	.123	.037	.061	.211
	+1 SD	.036	.032	-.005	.130

表 5 促进定向对亲社会型建言的有调节的中介效应检验

变量类型		模型 4:促进和谐	模型 5:亲社会型建言		
控制变量	性别	.019(.117)	-.205*(.086)		
	年龄	.132(.074)	.063(.054)		
	教育水平	-.104(.054)	-.118*(.040)		
	工作时间	.015(.035)	.112(.026)		
自变量	自促进定向	.326**(.083)	.179**(.063)		
	心理安全感	.014(.046)	-.070(.183)		
	促进和谐		.272***(.041)		
调节项	促进定向 x 心理安全感	-.113(.078)			
	促进和谐 x 心理安全感		.038(.046)		
统计量	R^2	.073	.228		
	F	3.591**	11.793***		
促进和谐对促进定向与亲社会型建言关系的中介效应		B	SE	LL95% CI	UL95% CI
心理安全感	-1 SD	.102	.037	.044	.189
	M	.089	.027	.041	.147
	+1 SD	.068	.043	.003	.174

表 4 结果显示,避免破裂与心理安全感的交互项对防御型建言的负向影响显著 ($B = -0.128, p < 0.05$), 满足条件二。并且,在心理安全感处于较低以及均值水平时,避免破裂的中介作用显著(分别为 0.253 和 0.128), 95% 的置信区间都不包含零; 当心理安全感处于较高水平时,避免破裂的中介作用变弱并且不显著($0.045, 95\% \text{ CI} [-0.003, 0.145]$ 包括零)。可见,心理安全感高低不同时,避免破裂对防御定向和防御型建言之间关系的中介作用强度不同,满足条件四。根据以上分析,4 个条件都得到满足,因此心理安全感对防御定向与防御型建言的间接关系的调节作用成立,同时,从避免破裂与心理安全感的交互项对防御型建言的负向影响显著可以看出,心理安全感负向调节避免破裂与防御型建言之间的关系,即心理安全感越低,避免破裂与防御型建言之间的正向关系会更强,H4 得到了支持。

同理,关于心理安全感对防御定向与默认型建言的关系的调节,由表 4 可知,避免破裂与心理安全感的交互项对默认型建言的负向影响显著 ($B = -0.146, p < 0.01$), 满足条件二。并且在心理安全感处于较低以及均值水平时,避免破裂的中介作用显著(分别为 0.257 和 0.123), 95% 的置信区间都不包含零; 当心理安全感处于较高水平时,避免破裂的中介作用变弱并且不显著($0.036, 95\% \text{ CI} [-0.005, 0.130]$ 包括零)。因此心理安全感高低不同时,避

免破裂对防御定向和默认型建言之间关系的中介作用强度不同,满足条件四。根据以上分析,四个条件都得到满足,因此,心理安全感对防御定向与默认型建言的间接关系的调节作用成立,同时,从避免破裂与心理安全感的交互项对默认型建言的负向影响显著可以看出,心理安全感负向调节避免破裂与默认型建言之间的关系,即心理安全感越低,避免破裂与默认型建言之间的正向关系会更强,H5 得到了支持。

由表 5 可知,促进和谐与心理安全感的交互项对亲社会型建言的影响不显著 ($B = 0.038, p > 0.05$), 条件二未得到满足,因此,心理安全感对促进定向与亲社会型建言的间接关系的调节作用不成立,H6 没有得到支持。

为了更直观地展现调节作用,分别对心理安全感加减一个标准差,将样本分成高心理安全感和低心理安全感,调节效果如图 2 和图 3 所示。图 2 表明,拥有低心理安全感的个体,避免破裂对防御型建言的正向影响作用更大,H4 再次得到支持。图 3 表明,拥有低心理安全感的个体,避免破裂对默认型建言的正向影响作用更大,H5 再次得到支持。

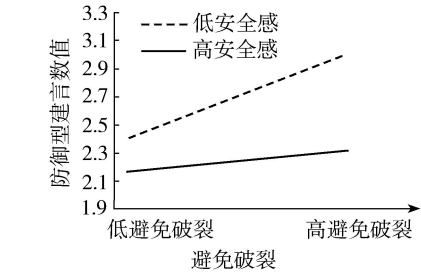


图 2 心理安全感在避免破裂与防御型建言间的调节

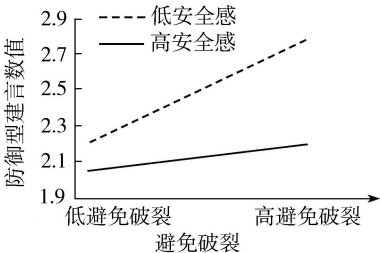


图 3 心理安全感在避免破裂与默认型建言间的调节

四、结论与讨论

1. 研究结论

以中国民营制造业的企业员工为研究对象,在中国管理情景下,从个体动机视角探索研究影响建言行为的机制。研究结果表明:人际和谐在调节定

向与建言行为之间起中介作用;心理安全感负向调节避免破裂与防御型建言、默认型建言的关系。

对于心理安全感正向调节促进和谐与亲社会型建言的关系,即心理安全感越高,促进和谐与亲社会型建言之间的正向关系会更强,该假设没有得到验证。持有促进和谐的个体追求真正意义上的和谐,在碰到冲突的时候,不会刻意回避,会更积极与人真诚交流^[26]。对组织存在问题提出合理建言,甚至对企业有利但上级反对的事情,也会努力去说服上级。也就是说,促进和谐个体在进行亲社会型建言时,不会过多关注人际风险。因此,H6 未得到实证检验支持。

2. 理论价值

一方面,研究发现了调节定向对建言行为影响的具体机制。Neubert 等的研究促进定向作为中介变量,正向影响帮助行为^[17]。陈思等的研究促进定向作为调节变量,显著影响建言行为^[36]。然而调节定向是如何影响建言行为,鲜有探讨。本文从个体动机视角,借助 Vallerand 的动机层次模型探索研究影响建言行为的机理^[15]。经过实证研究发现,人际和谐在调节定向与建言行为之间起着中介作用。该研究发现,不仅丰富了从动机视角对建言行为的影响研究,而且建立了调节定向通过人际和谐影响建言行为的新的研究路径,也推进了 Dyne 等提出的三类建言行为在中国管理情景中的研究,为更加清晰认识影响这三类建言行为的机理提供了新的视角^[4]。

另一方面,揭示心理安全感在人际和谐与建言行为之间的调节作用。个体心理安全感对员工建言行为有显著的预测效果^[29-30],然而这些研究中采用的建言构念都属于角色外行为,忽视了建言行为中防御型建言、默认型建言的维度。同时,心理安全感如何调节人际和谐与建言行为这一关系,现有文献还缺乏研究。本文研究发现,个体心理安全感负向调节避免破裂与防御型建言、默认型建言之间的关系,拓展了人际和谐对建言行为影响边界的认知。

3. 实践意义

本研究揭示了人际和谐中介调节定向对员工建言行为的影响,实践中可以从提高人际关系互动质量来获得更多的亲社会型建言。组织要建立简洁、真诚、宽容的人际交往理念^[37],通过培训提高员工对建言重要性的认知,引导员工形成真正和谐的人际关系,提高人际互动质量,促进和谐动机以获得更多亲社会型建言,弱化避免破裂动机以减少防御型

建言和默认型建言。

另外,基于心理安全感的调节作用,实践中可以通过提高个体心理安全感水平来影响员工的建言行为。管理者可以从个体、同事、领导、组织 4 个方面来提高员工的心理安全感水平。一是甄选招聘主动性人格的员工。二是从制度和文化上引导员工之间产生更多地互助行为,以提高同事信任水平和减少职场排斥^[9]。三是更多采用利于建言产生的领导类型,包括变革型领导、真实型领导、道德领导、谦卑型领导等。四是推进建设高承诺人力资源管理体系。

4. 局限性与未来展望

受限于样本数据可得性,本研究尚有如下局限:首先,样本来源的地域和行业比较集中,会影响研究结果的外部效度;其次,仅从个体微观视角进行分析,未能形成多层次的研究,这些可在今后研究中改善。

参考文献:

- [1] VAN DYNE L, LEPINE J A. Helping and voice extra-role behaviors: evidence of construct and predictive validity[J]. Academy of Management Journal, 1998, 41(1): 108-119.
- [2] BATEMAN T S, ORGAN D W. Job satisfaction and the good soldier: the relationship between affect and employee "citizenship" [J]. Academy of Management Journal, 1983, 26(4): 587-595.
- [3] LEPINE J A, DYNE L V. Voice and cooperative behavior as contrasting forms of contextual performance: evidence of differential relationships with big five personality characteristics and cognitive ability [J]. Journal of Applied Psychology, 2001, 86(2): 326-336.
- [4] DYNE L V, ANG S, BOTERO I C. Conceptualizing employee silence and employee voice as multidimensional constructs[J]. Journal of Management Studies, 2003, 40(6): 1359-1392.
- [5] CRANT J M, KIM T Y, WANG J. Dispositional antecedents of demonstration and usefulness of voice behavior [J]. Journal of Business and Psychology, 2011, 26(3): 285-297.
- [6] 马贵梅,樊耘,颜静,等.员工—组织匹配对建言行为影响机制的实证研究[J]. 管理工程学报, 2015, 29(3): 51-61.
- [7] 夏福斌,林忠.向上建言遭受同事消极对待:发生条件与机制研究[J]. 商业经济与管理, 2021(6): 28-37.
- [8] KNOLL M, WEGGE J, UNTERRAINER C, et al. Is our knowledge of voice and silence in organizations growing? building bridges and (re) discovering opportunities [J].

- German Journal of Human Resource Management, 2016, 30(3/4): 1-34.
- [9] 孙健敏, 尹奎, 李秀凤. 同事信任对员工建言行为影响的作用机制研究[J]. 软科学, 2015, 29(11): 93-96.
- [10] 尹奎, 孙健敏, 张凯丽, 等. 职场友谊对建言行为的影响: 一个有调节的中介模型[J]. 管理评论, 2018, 30(4): 132-141.
- [11] 张晓恽, 王云峰. 组织公正如何激发组织活力? ——群体层面公正氛围对建言行为的影响及机制研究[J]. 外国经济与管理, 2018, 40(6): 116-128.
- [12] 金星彤, 林忠. 人际公正跨层次垂滴效应研究——一个具有中介作用的模型[J]. 中国软科学, 2017(12): 127-140.
- [13] HIGGINS T E. Beyond pleasure and pain[J]. American Psychologist, 1997, 52(12): 1280-1300.
- [14] 杨文琪, 李强, 郭名扬, 等. 权力感对个体的影响: 调节定向的视角[J]. 心理学报, 2017, 49(3): 404-415.
- [15] VALLERAND R J. Toward a hierarchical model of intrinsic and extrinsic motivation [J]. Advances in Experimental Social Psychology, 1997, 29(8): 271-360.
- [16] HIGGINS E T, PINELLI F. Regulatory focus and fit effects in organizations [J]. Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior, 2020, 7(1): 25-48.
- [17] NEUBERT M J, KACMAR K M, CARLSON D S, et al. Regulatory focus as a mediator of the influence of initiating structure and servant leadership on employee behavior [J]. Journal of Applied Psychology, 2008, 93(6): 1220-1233.
- [18] MARKOVITS Y, ULLRICH J, DICK R V, et al. Regulatory foci and organizational commitment[J]. Journal of Vocational Behavior, 2008, 73(3): 485-489.
- [19] 李磊, 尚玉钊, 席酉民. 领导语言框架、下属特质调节焦点与下属工作态度[J]. 管理科学, 2011, 24(1): 21-30.
- [20] 尚玉钊, 李磊. 领导行为示范、工作复杂性、工作调节焦点与创造力[J]. 科学学与科学技术管理, 2015, 36(6): 147-158.
- [21] LEUNG K. Negotiation and reward allocations across cultures[C]//EARLEY P C, EREZ M. New perspectives on international industrial/organizational psychology. San Francisco: The New Lexington Press/Jossey-Bass Publishers, 1997.
- [22] LEUNG K, KOCH P T, LU L. A dualistic model of harmony and its implications for conflict management in Asia[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2002, 19(2): 201-220.
- [23] PERVIN L. Handbook of personality: theory and research [J]. American Sociological Review, 1999, 35(5): 920-935.
- [24] VALLERAND R J. Deci and Ryan's self-determination theory: a view from the hierarchical model of intrinsic and extrinsic motivation[J]. Psychological Inquiry, 2000, 11(4): 312-318.
- [25] CROWE E, HIGGINS E T. Regulatory focus and strategic inclinations: promotion and prevention in decision-making [J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 1997, 69(2): 117-132.
- [26] 张志学, 姚晶晶, 黄鸣鹏. 和谐动机与整合性谈判结果[J]. 心理学报, 2013, 45(9): 1026-1038.
- [27] LEUNG K. Harmony and conflict: a cross-cultural investigation in China and Australia[J]. Journal of Cross-Cultural Psychology, 2011, 42(5): 795-816.
- [28] KAHN W A. Psychological conditions of personal engagement and disengagement at work[J]. Academy of Management Journal, 1990, 33(4): 692-724.
- [29] 刘敏, 余江龙, 黄勇. 感知被上级信任如何促进员工建言行为: 心理安全感、自我效能感和权力距离的作用[J]. 中国人力资源开发, 2018, 35(12): 18-27.
- [30] 徐悦, 段锦云, 李成艳. 仁慈领导对员工建言的影响: 自我预防和自我提升的双重路径[J]. 心理与行为研究, 2017, 15(6): 839-845.
- [31] 李宁, 严进. 组织信任氛围对任务绩效的作用途径[J]. 心理学报, 2007, 39(6): 1111-1121.
- [32] LEPINE J A, VAN DYNE L. Predicting voice behavior in work groups[J]. Journal of Applied Psychology, 1998, 83(6): 853-868.
- [33] PREACHER K J, RUCKER D D, HAYES A F. Addressing moderated mediation hypotheses: theory, methods, and prescriptions[J]. Multivariate Behavioral Research, 2007, 42(1): 185-227.
- [34] EDWARDS J R, LAMBER T. Methods for integrating moderation and mediation: a general analytical framework using moderated path analysis [J]. Psychological Methods, 2007, 12(1): 1-22.
- [35] HAYES A. Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: a regression-based approach [M]. New York: Guilford Press, 2013.
- [36] 陈思, 李锡元, 陆欣欣. 基于调节焦点作用的员工建言行为动机研究[J]. 管理学报, 2016, 13(4): 551-559.
- [37] 刘生敏. 员工权力距离对其抑制性建言的影响: 真实型领导的调节作用[J]. 中国人力资源开发, 2016(19): 46-55.

(收稿日期: 2021-07-14 编辑: 张志琴)