



18

Human Resource Management

城市轨道交通一线员工岗位满意度量表编制及验证研究-以成渝地区为例
**DEVELOPMENT AND VALIDATION OF JOB
DEVELOPMENT AND VALIDATION OF JOB SATISFACTION SCALE FOR
URBAN RAIL TRANSIT FRONTLINE EMPLOYEES-TAKE CHENGDU AND
CHONGQING AREA AS AN EXAMPLE**

罗吉
Ji Luo

泰国正大管理学院中国研究生院
Chinese Graduate School, Panyapiwat Institute of Management
*Corresponding author, E-mail: 511308430@qq.com

摘要

作为中国现代产业体系的重要组成，城市轨道交通产业是推进可持续性的社会与经济全面协同发展的重要力量，尤其是在新冠肺炎疫情全球蔓延对经济发展造成重大影响、岗位分工趋于复杂的背景下，保障社会经济发展以及实现国家综合竞争力的提升，在当今大健康管理环境下，城轨一线员工通过增加自我价值和岗位满意度的正向认同，进而以自身的工作结果来对企业管理产生积极影响。本文针对当前学术界及实践工作者聚焦关注的轨道交通一线员工岗位满意度测评以及文献综述发现其测评量表不同维度的划分，去修正、完善其测评量表并进行信效度评价，提炼出领导与组织决策、工作本身、薪酬与福利、培训与发展、人际关系五个维度。

关键词：轨道交通 一线员工 岗位满意度

Abstract

As an important component of China's modern industrial system, the urban rail transit industry is an important force in advancing the sustainable and comprehensive development of society and economy, especially when the global spread of the new crown pneumonia epidemic has a major impact on economic development and the division of labor becomes more complicated. In the context of ensuring social and economic development and realizing the improvement of the country's comprehensive competitiveness, in today's general health management environment, front-line urban rail employees increase their positive recognition of self-worth and job satisfaction, and then use their own work results to understand the company. Management has a positive impact. This article aims at the current academic and practical workers' focus on the rail transit front-line employee job satisfaction evaluation and the literature review found that the different dimensions of the evaluation scale are divided, and the evaluation scale is revised and improved, and the reliability and validity evaluation is carried out to extract There are five dimensions of leadership and organizational decision-making, work itself, salary and benefits, training and development, and interpersonal relationships.

Keywords: Rail transit, front-line employee, Job satisfaction

引言

2020 年,随着 5G 技术和大数据的全面爆发,肩负着“交通强国,城轨担当”的使命,建设智慧城轨已经是中国未来建设的主线。2020 年 3 月,中国城市轨道交通协会顺应行业呼声,适应发展需要,研究编制了《中国城市轨道交通智慧城轨发展纲要》,以此作为城市轨道交通行业今后一个时期(2020 年-2035 年)制订智慧城轨发展的技术政策、技术规范、发展规划和实施计划的指导性文件。这标志着城市轨道交通现有的设备及信号系统,人员专业水平将进入一个全新的阶段。随着社会发展和生活节奏的加快,员工不仅要面对繁重的工作任务,而且还要面临薪酬下降的现实情况,必然让员工对自身岗位的满意度降低,而地铁关联岗位的统一特点是对运营安全要求非常高,地铁员工每天背负巨大安全责任,多岗位联动工作强度让他们产生心理厌倦甚至于排斥,通过研究岗位满意度的评价影响因素,为改善员工心理状况和情绪调节提供建议。

文献综述

张立(2010)研究中提到岗位满意度是指组织中的个人对他所从事的工作的一般态度,是员工在工作的过程中,对岗位本身、职业环境、工作方式和态度以及人际关系等方面的一种良性心理状态。通俗来讲,一个员工的岗位满意度越高,其工作态度就会愈发积极,而当我们谈论到员工的态度时,更多的就是指岗位满意度。中外学者从不同的角度来研究,对岗位满意度做出了不同侧重的解释,总的划分为三类:(1)综合性:学者们认为岗位满意度是对工作整体和周边环境的一种感情、一种态度,是对工作本身的一种特殊性反应,不涉及到岗位满意度的构成因素与具体操作过程,属于单一化的一般性概念。Weiss(2002)认为岗位满意度是员工对自己所从事的工作行程的正面的或者负面的评价。刘芸(2005)认为岗位满意度是员工感觉到岗位自身可以满足或者有助于满足自己工作价值观的需要后形成的愉悦情绪反应程度。

(2)差距性:指的是由员工实际所得到的报酬与个人期望得到的报酬之间的差距而决定,也就是说两者差距越小,岗位满意度则越高。对于员工,只有实际感知大于期望时,员工对工作才会感到满意。汪卫东与侯娇峰(2013)等从绩效薪酬方面来界定员工的真实感知与期望的差异,也就是说,感知大于期望,员工就会对岗位感到满意。赵申苒、高冬东、唐铮、李宗波与王明辉(2015)从资质方面来界定员工的感知高于期望值,会提升岗位的满意度。(3)参考架构性:有的学者认为员工对于客观事物特征的知觉和解释是影响态度与行为的重要因素之一,个人参考架构也直接影响到了人们的这种主观认知,这也恰恰是员工对于岗位的一种特殊层面的情感反应,所以这种定义才会得到广泛支持。张凡迪与刘东莉(2003)认为岗位满意度是员工根据自我参考框架对工作特征相关变量主观认知和解释后得到的结果。刘英与赵晶晶(2009)认为岗位满意度是员工在其个人设定的参考系统(比如,薪酬、工作环境、晋升空间等)基础上,对自己所从事工作进行主观判断后形成的一种态度或者情绪反应。

丁虹(2016)研究中提到驱动满意度的因素可以从环境和员工个人两个层面去分析,环境方面的因素有政治文化及经济环境、职业性质、组织内部环境、工作与环境,个人因素包括人口统计特征、人格特质、能力、情景人格、知觉、认知与期望;从员工的心理需求角度测试,经认定,岗位满意度的维度包括了自我实现、社会环境影响和被领导认可。以合资企业的员工为调查对象,惠调艳(2007)研究发现个人成本、业务成就、工作条件、工作本身、社会支持、薪酬、晋升等因素跟员工岗位满意度有关。任枫、汪波、张保银与段晶晶(2010)

研究发现工作本身、薪酬福利、晋升、同事关系和企业管理等跟员工岗位满意度有关。故本文重点分析城轨一线员工的岗位满意度量表进行维度的具体划分。

研究方法

1. 信度分析

信度分析主要用于考察量表作为测量工具在对相同变量进行测量时结果呈现的稳定性和一致性程度。使用 SPSS19.0 对量表计算了 Cronbach's α 值,并计算了各题项项目删除后的 Cronbach's α 值。根据吴明隆(2010)的观点,分量表的 Cronbach's α 值要在 0.5 以上,最好能大于 0.6,整体量表的 Cronbach's α 值要大于 0.7,最好能大于 0.8。各题项的校正的项总计相关性值(CITC)表示该题项与其余题项总分的积差相关系数,该系数值越高,表示该题项与其余题项的内部一致性越高,若数值小于 0.3,说明此题项与其余题项的内部一致性差,可以删除此题项。

本研究采用的原则标准是分项的 Cronbach's α 值要大于 0.6,总项的 Cronbach's α 值要大于 0.8, CITC 值不能小于 0.3。

2. 效度分析

效度即测量的有效性或准确性,是指在检测中对测定对象的测量所能达到的程度,即测量对象某种行为特征的准确度或正确性。如果量表能够准确测量测试对象的内容,说明测量是有效度的,反之,则被认为是不具有有效度的。效度一般分为内容效度和结构效度。

内容效度,即逻辑效度,是指测量题项对研究主题或内容的适当或相符程度。结构效度,包括收敛效度和判别效度。收敛效度是指测量题项之间要有一定的相关性,能够共同反应同一个测量主体;判别效度是指测量题项之间要有一定的区别,避免题项之间关联性过大,造成测量的重复。本研究中的问卷采用了前人的已用量卷,各测量量表的问题能够较好地测量所要研究的内容,故认为问卷的内容效度较高。问卷结构效度检验的主要采用主成分分析法提取公共因子,按最大正交旋转法对因子载荷矩阵进行旋转,提取特征值大于 1 的因子,按照因子负载量大小进行排序,最后确定研究变量的核心因子结构。

首先进行 KMO 和 Bartlett 球形检验以判断数据是否适合做因子分析。KMO 的取值范围在 0-1 之间,数值越接近 1,意味着变量间的相关性越强,原有变量越适合做因子分析。Kaiser 给出的常用 KMO 度量标准:0.9 以上表示非常适合;0.8 表示适合;0.7 表示一般;0.6 表示不太适合。在因子分析中,通过主成分分析法(Principal Components Analysis)选取特征值大于 1 的因素,利用最大方差旋转法(Varimax)得出主要因子。因子载荷提取数值标准,依据 Tabachnick 和 Fidell 提出的因子负荷量选取的指标准则。因子载荷值大于 0.71,表明该题项状况非常理想,因子载荷值大于 0.63,则该题项状况非常好,因子载荷值大于 0.55,则该题项状况为好,大于 0.45 该题项状况为普通。

本研究为了尽量保留原始变量,采用 KMO 和 Bartlett 值大于 0.7,题项的因子负荷值要大于 0.5 的标准,公因子能较好地解释指标。

3. 描述性统计分析

描述性统计分析,就是对一组数据的各种特征进行分析,以便于描述测量样本的各种特征及其所代表的总体的特征。描述性统计分析的项目很多,常用的如平均数、标准差、中位数、频数分布、正态或偏态程度等。

研究结果

1. 量表设计

量表依据成都轨道交通集团有限公司和重庆轨道交通员工的实际情况，对部分员工进行了访谈，调查成都轨道交通集团有限公司和重庆轨道交通员工的岗位满意度现状，了解哪些题项可能会影响这些员工的岗位满意度。在此基础上，参考卢嘉、时堪与明尼苏达满意度量表（MSQ），考察岗位满意度的维度设置。在这个量表中，共有 22 个测量题项，每个数字代表该题项描述与事实相符的程度，其中，“1”、“2”、“3”、“4”和“5”选项分别代表的意思是“非常不同意”、“不同意”、“一般”、“同意”和“非常同意”。岗位满意度初始量表如表 1 所示。

表 1： 岗位满意度初始量表

序号	内容
GW1	上级领导能公平公正的处理下属之间的问题。
GW2	上级领导能详细指导下属工作。
GW3	上级领导能对问题做出迅速正确的决策。
GW4	单位的规章制度能够得到贯彻和执行。
GW5	单位能及时解答多数员工关心的问题。
GW6	我对每天要完成的工作量感到满意。
GW7	我在工作中能自主决定工作的进度。
GW8	我每天的工作内容都是一样的，对此我感到满意。
GW9	我在工作中能发挥我的才能。
GW10	我对工作中的获得感到满意。
GW11	我对现在的工作收入感到满意。
GW12	我对单位日常所提供的各项福利感到满意。
GW13	和其他同行单位收入相比，我对自己的收入感到满意。
GW14	同其他同行单位福利相比，我对单位提供的福利感到满意。
GW15	公司能够公平合理的处理员工的工作职位升降。
GW16	公司的空缺职位会先从内部合格的员工中提升。
GW17	公司对不同员工提供不同的升迁途径。
GW18	公司对员工提供专业技能的培训。
GW19	公司对员工的培训能够提高员工的工作效率。
GW20	我与同事在工作中关系融洽。
GW21	我与上级领导的关系较好。
GW22	同事能及时给我帮助。

2. 描述性统计分析

在成都轨道交通集团有限公司和重庆轨道交通员工随机选取 150 名地铁员工，进行岗位满意度的预测验，针对员工的年龄段、性别、婚姻状态、学历教育程度、岗位结构、工作年限和收入水平共 7 个控制变量进行调查。具体表现如下：在本次调查样本中，男性为 98 人，占被调查人数的 65.3%；女性为 52 人，占被调查人数的 34.7%。样本数据显示被调查的地铁员工男性占多数；年龄为 20 岁以下的人数有 0 人，占被调查人数的 0%；年龄为 20-30 岁的人数有 43 人，占被调查人数的 28.6%；年龄为 30-40 岁的人数有 60 人，占被调查人数的 40%；年龄为 40 岁以上的人数有 47 人，占被调查人数的 31.4%。样本数据显示被调查的地铁员工 30-40 岁的占多数；未婚的人数有 40 人，占被调查人数的 26.7%；已婚的人数有 107 人，占被调查人数的 71.3%；离异的人数有 3 人，占被调查人数的 2%。样本数据显示被调查的地铁员

工已婚的占多数；中专及以下学历的人数有 68 人，占被调查人数的 45.3%；专科学历的人数有 49 人，占被调查人数的 32.7%；本科学历的人数有 33 人，占被调查人数的 22%；研究生学历的人数有 0 人，占被调查人数的 0%。样本数据显示被调查的地铁员工中专及以下学历的占多数；管理岗的人数有 0 人，占被调查人数的 0%；职能岗的人数有 54 人，占被调查人数的 36%；技术岗的人数有 42 人，占被调查人数的 28%；辅助岗的人数有 54 人，占被调查人数的 36%。样本数据显示被调查的地铁员工职能岗和辅助岗的占多数；工作 3 年以下的人数有 67 人，占被调查人数的 44.7%；工作 3-6 年的人数有 25 人，占被调查人数的 16.7%；工作 6-8 年的人数有 30 人，占被调查人数的 20%；工作 8 年以上的人数有 28 人，占被调查人数的 18.6%。样本数据显示被调查的地铁员工工作 3 年以下的占多数；月均收入 3000 元以下的人数有 40 人，占被调查人数的 26.7%；月均收入 3000-5000 元的人数有 28 人，占被调查人数的 18.6%；月均收入 5000-7000 元的人数有 42 人，占被调查人数的 28%；月均收入 7000 元以上的人数有 40 人，占被调查人数的 26.7%。样本数据显示被调查的地铁员工工作月均收入 5000-7000 元占多数。基本情况统计见表 2。

表 2： 基本样本统计情况

控制变量	变量内容	频数	百分比 (%)
性别	男	98	65.3
	女	52	34.7
年龄	20 岁以下	0	0
	20-30 岁	43	28.6
	30-40 岁	60	40
	40 岁以上	47	31.4
婚姻状态	未婚	40	26.7
	已婚	107	71.3
	离异	3	2
学历	中专及以下	68	45.3
	专科	49	32.7
	本科	33	22
	研究生及以上	0	0
岗位结构	管理岗	0	0
	职能岗	54	36
	技术岗	42	28
	辅助岗	54	36
工作年限	3 年以下	67	44.7
	3-6 年	25	16.7
	6-8 年	30	20
	8 年以上	28	18.6
月均收入	3000 元以下	40	26.7
	3000-5000 元	28	18.6
	5000-7000 元	42	28
	7000 元以上	40	26.7

3. 信度检验

首先对岗位满意度量表进行信度检验，量表各成分的 Cronbach's Alpha 值均大于 0.8，选项 GW10 的 CITC 值小于 0.3，删除选项 GW10，其他选项的 CITC 值均大于 0.3，结果如表 3 所示，说明量表的内部一致性较高，信度较理想，说明该量表的信度满足后续的分析。因此，岗位满意度量表具有较好的信度。

表 3: 岗位满意度量表的信度

主成分	指标代码	项已删除的 α 值	校正后项目与总分相关性(CITC)	各成分的 α 系数
领导与组织决策	GW1	0.884	0.765	0.906
	GW2	0.886	0.755	
	GW3	0.881	0.780	
	GW4	0.876	0.807	
	GW5	0.896	0.711	
工作本身	GW6	0.846	0.729	0.878
	GW7	0.834	0.762	
	GW8	0.836	0.755	
	GW9	0.857	0.700	
薪酬与福利	GW10	0.921	0.289	0.858
	GW11	0.801	0.778	
	GW12	0.809	0.755	
	GW13	0.791	0.829	
	GW14	0.798	0.790	
培训与发展	GW15	0.872	0.751	0.896
	GW16	0.875	0.737	
	GW17	0.879	0.720	
	GW18	0.880	0.712	
	GW19	0.860	0.801	
人际关系	GW20	0.874	0.772	0.897
	GW21	0.841	0.811	
	GW22	0.843	0.810	

4. 效度检验

首先，KMO 和 Bartlett 球体检验被应用于岗位满意度量表，用以判断量表中的各题项是否可以因子分析。根据表 4 的检测结果显示，KMO 系数为 0.938，大于 0.7，并且 Bartlett 球体检验显著性水平为 0.000，小于 0.05，说明量表的结构效度良好，可以进行下一步的因子分析。

表 4: 岗位满意度量表的 KMO Bartlett 的检验

符合取样足够度的 Kaiser-Meyer-Olkin 度量		0.938
Bartlett's 球形检验	近似卡方 (Appox.ChiSquare)	2345.401
	自由度 (df)	210
	显著性 (sig.)	0.000

本研究采用主成分分析法进行因子分析，按最大正交旋转法对因子载荷矩阵进行旋转，根据因子载荷大小确定变量的因子结构。

表 5: 岗位满意度量表的总方差解释表

成分	初始特征值			提取载荷平方和			旋转载荷平方和		
	总计	方差百分比	累积%	总计	方差百分比	累积%	总计	方差百分比	累积%
1	10.496	49.979	49.979	10.496	49.979	49.979	3.791	18.051	18.051
2	1.787	8.511	58.489	1.787	8.511	58.489	3.746	17.836	35.887
3	1.699	8.088	66.578	1.699	8.088	66.578	3.302	15.722	51.609
4	1.218	5.800	72.377	1.218	5.800	72.377	2.914	13.875	65.484
5	0.937	4.460	76.837						
6	0.575	2.740	79.577						
7	0.486	2.315	81.892						
8	0.425	2.022	83.914						
9	0.417	1.987	85.900						
10	0.371	1.766	87.666						
11	0.346	1.648	89.315						
12	0.308	1.465	90.779						
13	0.275	1.309	92.088						
14	0.258	1.227	93.315						
15	0.244	1.163	94.478						
16	0.225	1.073	95.551						
17	0.211	1.006	96.557						
18	0.209	0.993	97.550						
19	0.188	0.897	98.447						
20	0.173	0.826	99.273						
21	0.153	0.727	100.000						

提取方法：主成分分析法。

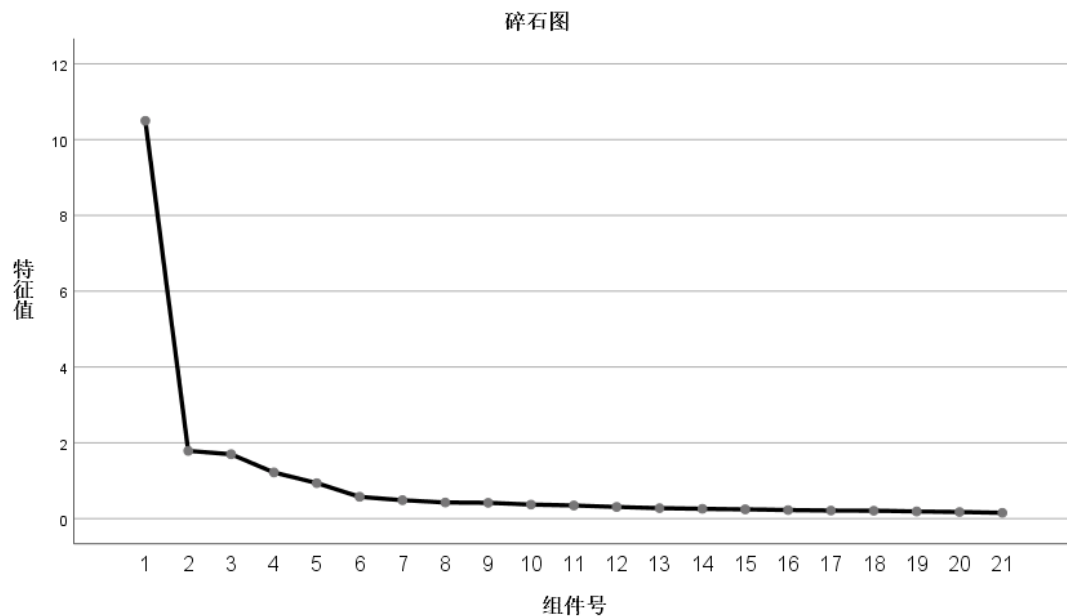


图 1: 岗位满意度的碎石图

结合总方差解释表、碎石图和实际分析的需要，提出特征根大于 1 的因子有 4 个，但是从图 1 可以发现，第 5 个因子和第 6 个因子之间有一个明显的坡度，从第 6 个因子开始保

持平缓，所以前 5 个因子都需要保留。前 5 个因子的累计方差贡献率达 76.837%。从表 5 可以看到，第一因子的初始特征值为 10.496，其方差贡献率为 49.979%；第二主成分的初始特征值为 1.787，其方差贡献率为 8.511%；第三主成分的初始特征值为 1.699，其方差贡献率为 8.088%；第四主成分的初始特征值为 1.218，其方差贡献率为 5.800%；第五主成分的初始特征值为 0.937，其方差贡献率为 4.460%。

在提取主成分后，采用最大正交旋转法对因子载荷矩阵进行旋转，从而得到最终的因子载荷矩阵，具体如表 6 所示。

表 6: 岗位满意度量表的因子载荷矩阵

选项	因子				
	1	2	3	4	5
GW1	0.760				
GW2	0.801				
GW3	0.829				
GW4	0.804				
GW5	0.671				
GW6				0.716	
GW7				0.717	
GW8				0.712	
GW9				0.844	
GW11			0.723		
GW12			0.747		
GW13			0.825		
GW14			0.841		
GW15		0.800			
GW16		0.728			
GW17		0.673			
GW18		0.761			
GW19		0.810			
GW20					0.812
GW21					0.724
GW22					0.701

提取方法：主成分分析法。

旋转方法：凯撒正态化最大方差法。

a. 旋转在7次迭代后已收敛。

上表数据显示，经过旋转后的因子提取维度为 5 个。其中，GW1、GW2、GW3、GW4、GW5 归纳为领导与组织决策因子；GW6、GW7、GW8、GW9 归纳为工作本身因子；GW10、GW11、GW12、GW13、GW14 归纳为薪酬与福利因子；GW15、GW16、GW17、GW18、GW19 归纳为培训与发展因子；GW20、GW21、GW22 归纳为人际关系因子。

总结

岗位满意度是员工对工作所持的态度或对工作的情感反应，对员工的工作行为和工作绩效影响显著，长期以来一直是组织行为学和人力资源管理的重要研究领域。本文通过对成都轨道交通集团有限公司和重庆轨道交通员工 150 名一线员工进行问卷调查，通过信效度分析总结出领导与组织决策、工作本身、薪酬与福利、培训与发展、人际关系五个维度，虽未能包括

岗位满意度的所有相关影响因素，但将岗位满意度的相关因素划分为这五个维度具有普遍意义，能够基本反应岗位满意度的重要内容，总的来说，通过该实证研究能够了解不同控制变量在岗位满意度的影响因素上存在的差异，为组织制定相关政策提供参考。

讨论

从样本的采集特点来看，选取了成都地铁运营有限公司和重庆轨道交通集团有限公司两所企业的样本，样本分布主要集中在川渝地区，比较单一，结论是否能在其他地区使用尚需验证。受地铁公司工作种类的复杂性限制，数据采集不能覆盖更多工种，因此，研究结论对某些特殊工种的一线员工，如站务员、行车调度员存在有效性不足的可能性。今后研究考虑多个工种或岗位样本的选择，使研究结论更有针对性、有效性；另外，从样本采集方法看，因新冠疫情的影响，本次问卷的采集主要是通过问卷星这种新媒体数据采集方式，此限制了研究对象对问卷问题的理解和认真对待，影响数据的真实性和预期结果的验证。基层员工文化水平比较低，缺乏对学术研究的理解和热情，有的不愿意参与问卷，这就限制了问卷的采集质量，希望今后增加深入一线工作场景的机会，面对面进行问卷投放，获取更丰富的样本数据；本研究量表采用员工自评模式填写，数据来源于同一被试，所得结论存在同源偏差可能性，应增加领导、同事的他评，这样对样本评价更加客观有效。在今后量表测评模式的改进方面，要引入与研究对象相关的多方角色参与评价，这种理想的评价模式能强化研究结果的客观性。

参考文献

- 丁虹. (2016). *TWZ 公司青年员工职业价值观与岗位满意度关系研究*. 硕士论文. 大连海事大学.
- 惠调艳. (2007). 研究人员工作满意度影响因素研究. *科技进步与对策*, 24 (1), 182-184.
- 江卫东、侯娇峰. (2013). 绩效薪酬及其感知对员工工作满意度的效应研究进展. *南京理工大学学报(社会科学版)*, (05), 41-46.
- 刘英、赵晶晶. (2009). 企业家人力资本与企业绩效关系的分析模型. *现代管理科学*, (06), 115-117.
- 刘云. (2005). 员工满意度和员工绩效关系实证研究. *重庆理工大学学报*, 19 (4), 59-62.
- 任枫、汪波、张保银、段晶晶. (2010). 不同学历科技人员工作满意度影响因素的实证分析. *科学学与科学技术管理*, 31 (1), 149-152.
- 吴明隆. (2010). *问卷统计分析实务: SPSS 操作与应用*. 重庆: 重庆大学出版社.
- 张凡迪、刘东莉. (2003). 组织管理状况的指示器: 工作满意度的研究. *理论界*, 3 (6), 152-153.
- 张立. (2010). *中国南京国企与外企员工工作满意度比较*. 硕士论文. 上海外国语大学.
- 赵申苒、高冬东、唐铮、李宗波、王明辉. (2015). 员工资质过高感知对其创新行为和工作满意度的影响机制. *心理科学*, (02), 179-184.
- Weiss, H. M. (2002). Deconstructing Job Satisfaction Separating Evaluations, Beliefs and Affective experiences. *Human Resource Management Review*, 12(3), 173-194.

管理者的情绪智力对企业绩效的影响——以员工离职为中介变量

THE EFFECT OF MANAGER'S EMOTIONAL INTELLIGENCE ON ENTERPRISE PERFORMANCE——EMPLOYEE RESIGNATION AS AN INTERMEDIARY VARIABLE

刘娟^{1*}, 陈聃²

Juan Liu^{1*}, Ao Chen²

^{1,2} 泰国正大管理学院中国研究生院

^{1,2} Chinese Graduate School, Panyapiwat Institute of Management

*Corresponding author, E-mail: 303919507@qq.com

摘要

企业的目标是提升企业绩效，员工离职会给企业的运行成本带来一定的提高（员工离职特指员工自己主动离开企业的行为，并非企业按照个人绩效排名并对排名靠后的员工进行的解聘的被动离职），情绪智力较高的管理者善于发现员工的离职倾向，并展开一系列的具有针对性的沟通，减少员工主动离职率的发生，降低一个企业因为员工离职带来的一系列的经济损失，从而可以提升企业的绩效。

本论文研究管理者的情绪智力对企业绩效的影响，以员工离职为中介变量，以问卷调查数据为基础，运用统计分析方法，探讨了在情绪传染理论的支持下，管理者的情绪智力与企业绩效、员工满意度三个变量之间的关系。本论文在管理者情绪智力对企业绩效之间，找到新的中介变量——员工离职，补充了情绪传染理论。

关键词：企业绩效 员工离职 情绪智力

Abstract

The ultimate goal of an enterprise is to improve its performance. Therefore, employee dimission will bring a certain increase to the operating cost of the enterprise (employee dimission here refers to the behavior of employees to leave the enterprise on their own initiative. The enterprise is not a passive dimission based on the individual performance ranking and the dismissal of the lower ranked employees.) The enterprise performance is reduced. In an enterprise, employees generally do not leave without any reason and suddenly. There is a process including early thinking, mid-term thought struggle, risk cost estimation of leaving and final decision. At this time, whether there is a manager with a high level of emotional intelligence, they should timely find out the abnormal emotional fluctuations of employees and improve their emotional and psychological state, and a series of targeted communication will be carried out. In general, it will have a very important impact on the final resignation of employees.

Through active and effective communication, we can accurately understand the reasons for employees' dimission, find and solve the problems encountered in work, and effectively alleviate and even solve the bad emotions of employees. The occurrence of voluntary employee turnover has been reduced. Therefore, managers with high emotional intelligence can effectively prevent and resolve employees' dimission motivation, which can reduce a series of economic losses caused by employees' dimission and thus improve enterprise performance. In this paper, the statistical analysis method is

applied based on the questionnaire data, which can be explored under the support of the emotional contagion theory. Managers' emotional intelligence plays an important role in improving and affecting employees' emotional and psychological states, alleviating various situations encountered by employees in work, solving various problems, and improving employees' satisfaction. The employee turnover rate can be reduced to provide reference and help for the improvement of enterprise performance.

Keywords: Enterprise Performance, Employee demission, emotional intelligence

1. 引言

情绪智力是一个人认识自己的意识、控制自己情绪、认知和影响他人情绪、并运用合适的情绪进行社会交往和发挥个人影响力的综合能力的一个指标。表面上来看这一指标和商业活动没有关系，但是有研究表明情绪智力对商业能否成功有着直接的影响。在当今这样一个时代背景下，在管理活动中，管理者善于识别和调控自己和员工的情绪成为越来越不可或缺的核心能力之一。不同情绪智力水平的管理者在日常的工作过程中对下属员工的工作状态和情绪做出的适宜处理的能力是有很大差异的，一个人即便接受过良好的教育、有灵活的头脑，但是没有相对较高的情绪智力，最终是不会成为一个成功的企业管理者的。高情绪智力的管理者，非常善于洞察员工的不良情绪，切身感受员工在工作中遇到的困难、不满、焦虑、委屈等不好的情绪，之后及时地与员工进行较好的工作沟通，这种良好的沟通能够帮助一个企业的员工解决实际工作中遇到的问题，从而最终影响、调节和解决员工在工作中遇到的各种问题，以减少员工离职问题的发生的概率。管理者通过各种途径降低运行成本提升企业绩效，其中员工的离职会给企业的运行成本带来一定的提高，这包括获得员工成本（企业的招聘、信息的发布、资料的筛选、面试环节的考核等方面投入费用的总和）、员工入职后因为工作需要进行的能力培训成本、入职初和离职前的较低的工作效率、离职后工作岗位的空位损失、招聘新员工的花费、离职对其他员工的负面效应、给企业带来的知识和技能等无形的财产损失、员工到有可能与企业产生竞争关系的对手企业工作带来的威胁等等。后，企业管理者会招募新员工，这就需要花费一定的时间和精力，倘若委托第三方专业公司去招聘新员工，则需要花费更高的成本。具有较高情绪智力的管理者在日常的生活和工作过程中非常善于洞察员工的各种情绪，并能够根据不同情况进行沟通，以解决员工在工作中遇到的问题，降低甚至免除因员工离职给企业增加的运行成本，最终提升企业绩效。

2. 文献回顾及研究假设

2.1 管理者情绪智力的文献综述

情绪智力在企业管理中具有着重要的作用，是一种相对比较重要的一种能力。有着高水平的情绪智力管理者能够准确地理解、感知自身和员工的各种情绪，对员工的情绪状态、行为能力起着影响、调整和支配的作用。当代企业中想方设法提升企业的绩效是管理者重要的任务之一。就管理者自身的行为来说，独特的、极具魅力的高情绪智力行为方式能帮助有效的观察、判断出员工的各种异常表现，及时帮助员工缓解、调整解决问题，打消员工离职的念头，发挥较好的创造力。

2.2 企业绩效的文献综述

现在,企业绩效是学术界关注的重点研究对象,针对其概念最早出现在 19 世纪的西方国家,在当时的学术界就已经逐步认识到企业绩效的意义,把它当作一个新兴的概念提出而展开分析。由于不同研究者的研究视角、研究背景和研究对象的不同,再加上个人理解上的存在,学术界出现了对企业绩效的定义有了不同的版本。基于相关的文献将企业绩效定义分为三类,第一类将该概念理解为一个企业经营的结果,也就是企业绩效所反映的是一个企业已制定目标的完成进度,并且认为其表现在总资产的增长率等于报酬、净资产收益和存货周转率等等诸如此类的产出指标上;第二类是一位企业绩效反映的是一种企业的行为,是企业为了完成已经制定的任务要求而开展的一系列的相关活动;第三类是将企业绩效定义为企业经营结果与企业行为相结合的一种结果,其包括了企业的生产经营行为、企业目标和任务的完成和产出内容。

尽管在学术界针对企业绩效的概念一直以来没有一个统一的标准,但却存在着三种主要观点,即结果、行为、结果与行为综合而成了企业绩效。本论文采用是结果与行为的统一体的观点,即认为绩效是结果和行为两个角度衡量的结果。

2.3 员工离职的文献综述

员工离职指的是一个人入职一个企业,之后离开这个企业的行为包括员工自愿或者非自愿终止与企业雇佣关系两个方面。按照员工离职的倾向来说,员工离职可以分为自愿和非自愿离职,自愿性离职一般是员工个人原因主动离开岗位的一种行为,非自愿离职主要是因为企业出于节省成本、缩减规模或重组等原因,或由于员工自身的原因(诸如绩效考核不及格或者较差)而被企业解雇或被动地离开工作岗位的行为。非自愿离职一般是企业容易把控的,但是主动的离开则是企业难以控制的,主动离职不利于企业的经营发展,员工主动离职带来的影响会继续留在企业从而打击其他员工的干劲,造成了人力资本投资的损失,因此能对企业产生着很大的影响,针对该现象要求企业的人力资源管理等部门关注针对员工自愿离职相关问题的分析上,这点也是本文分析的重点。

2.4 研究假设

2.4.1 管理者情绪智力与企业绩效的研究假设

情绪智力是企业管理者所具有的一种能力,反映的是管理者理解并感知员工的情绪,并对这种情绪状况进行调节进而影响员工的情绪状态和行为的一种能力。一个企业中管理者的情绪智力对企业绩效的影响是真实存在的,情绪智力高的管理者非常善于利用自己的情感经历进行自我控制和利用一定的方法激励员工,使员工的情绪得到了积极的调整,同时较高情绪智力的管理者可以营造一个良好的企业工作环境氛围,这种良好的组织氛围能够让员工对企业产生信赖感和舒适感,这样就有利于员工发挥比较高的创造力从而达到提升企业绩效的目的。情绪智力高的管理者为了企业能够更好的发展,非常善于和乐于解决员工所遇到的困难,也尽可能的融入到员工工作的环境中去,这能够给员工丰富的经济和情感资源。社会交换理论表明当员工内心感受到上级的赞许、认可和鼓励时,会产生一种回报企业的念头和想法以及动力,这样使得他们在工作中发挥出比较好的创造力,以好的绩效回报企业;具有较高情绪智力的管理者在员工遇到问题时善于与员工讨论解决的办法,这便能够诱发员工产生新的思想和发现提高工作效率的新思路,从而最终影响企业的绩效。

基于以上分析,提出以下假设。

H1: 假设管理者的高情绪智力水平对企业绩效有显著的正向影响

2.4.2 管理者情绪智力与员工离职研究假设

在大多数企业里，员工与管理者之间往往存在着复杂的人际关系，管理者对于员工的管理如果依靠权威的上下级制度去管理员工是处理不好彼此之间的关系的，这需要企业的管理者具有很好的处理人际关系的能力。由于情绪智力是自我和他人情感把握和调节的一种能力，因此，情绪智力水平的高低与人际关系的处理是否恰当有着较大的关系。高情绪智力的管理者能够在细微之中觉察到员工不良的情绪，比较客观地评估自身和他人的情况，使得员工工作中的问题得到有效处理，能够非常有效地降低员工在企业中的工作压力，也能够给予员工较多的机会去反映自己内省的想法，有效缓解了员工的不良等情绪。高情绪智力的管理者情绪智力越高的管理者越能够以一种轻松、愉快的方式照顾和关心他人，用一种礼貌和充满同情心的方式去解决问题是的员工形成良好的共识，让员工对企业、管理者产生信任和归属感，减少员工离职率的发生，提升企业绩效。

人作为一个社会人，物质是其生存的最根本条件，所以薪资福利等这些外在的物质条件是影响员工离职意愿的最根本因素，在工作、生活节奏日益加快的过程中，和谐的上下级关系可以让员工身心愉悦和降低员工离职意愿，基于以上分析，提出以下假设：

假设 2：管理者情绪智力对员工离职能够产生负向影响。

2.4.3 员工离职与企业绩效研究假设

我们已经知道员工离职能够给组织带来一定的成本损失，这已经被国内外大量的研究所证实。损失的这些成本主要用在新员工的招聘、培训和管理等方面，增加了企业额外的成本负担。需要注意的是上面提到的员工离职给企业带来的损失只是损失中其中的一个方面中，企业中较为突出的员工的离开还会给企业造成其他严重的无形伤害，严重的可能会危及到企业的成功与失败。例如从事关键技术研发工作岗位的员工的离开有可能会造成一个组织运营终止、品牌流失和商机的错失。此外员工的频繁离职对企业文化、员工干劲和社会资本等等均会有不良的影响，特别是那些具有较高管理阶层的人员的离职，很多情况下会导致其所在部门其他员工的离职。此外一个企业如果有优秀员工离职，在新的一轮招聘中如果能够招到合适的人选，在对其经过培训能够快速填补原来的岗位空缺，是可以将对内企业的损失降到最低，否则的话不仅不会带来企业业绩的提升，反而会错失良机，甚至打击到其他员工的干劲，基于以上情况提出以下假设：

假设 3：员工离职对企业绩效会产生负向的影响。

2.4.4 员工离职的中介作用

大量的研究显示情绪智力是影响企业绩效的重要要素，这些研究的方向是在企业高绩效的形成过程中管理者情绪智力是怎样对员工的高绩效行为产生影响的。Geirge 等人提到管理者的识别情绪和管理情绪等方面的能力与其正确决策的制定和选择有着很强的关联性。如果这些管理者能够较好地识别并管理好他们的情绪，就可以利用这些情绪和情感来引导他们做出正确决策。换句话说管理者通过对员工情绪的感知，以及对自己的情绪进行控制和管理，准确地理解员工的心理状态，适当地调整自己的相处和工作方式，从而达到很好地沟通的目的，减少员工离职的发生率。阿诺德等人建立了一个涵盖社会经济、企业层次和个人特征因素的研究框架，他提到影响员工离职的离职动机的要素可以分为 5 类：经济发展层次、劳动力市场情况、用工制度等的宏观经济要素；企业规模、待遇、企业管理模式等企业要素；工作满意感、工作压力感、企业许诺等个体的工作态度；年龄、性别、受教育水平等个体的人口统计变量及个体特征要素；配偶、家庭负担等与工作不相关的个人要素。在当今时代非工作影响

因素对员工离职的行为影响开始受到关注，日益增多的研究关注到了工作、家庭和社会等方面的平衡关系。

论文中主要是从离职意愿的 5 类因素个体的工作态度（如工作满意感、工作压力感、组织承诺等）方面，分析了管理者情绪智力是怎样通过识别、管理和利用这些情绪、情感对企业绩效产生影响的，基于以上分析，提出以下假设：

假设 4：员工离职对管理者情绪智力和企业绩效之间具有中介作用。综上所述，本研究的假设模型如图 1 所示：

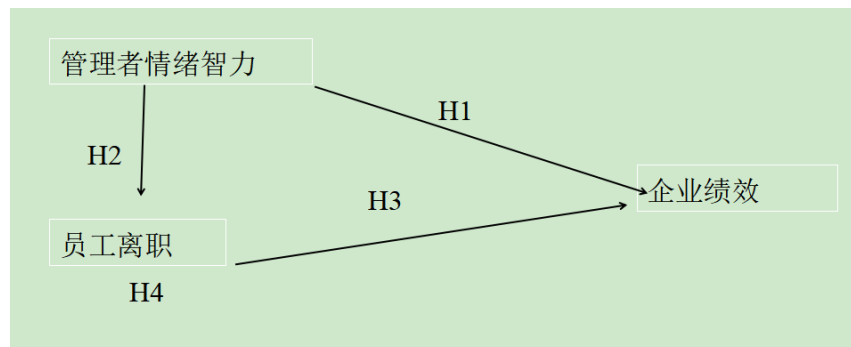


图 1： 研究假设模型

3. 研究方法

3.1 文献资料研究法

通过查阅硕博论文、书籍、期刊和利用互联网等各类渠道，对现有的文献进行梳理，进一步地了解研究对象，本文在搜集资料过程中翻阅了国内外大量参考文献，并将此作为切入点，通过梳理、总结归纳出来管理者情绪智力对企业绩效影响的研究现状，寻找出研究缺陷和所需要完善的方面。采用这种方法，可以初步确定研究方向，认清楚变量之间的内在联系，能更好的构建模型和框架。

3.2 问卷调查法

问卷调查法，是指向被调查者发放问卷，请被调查者依据自身的实际情况，如实填写问卷，从回收回来的问卷中，间接搜集到信息和材料的方法。由于问卷调查法不仅具有获取信息的速度快，还能有效的保护被调查者的隐私，并且调查成本低、结果可信度高的优势，得到了大部分学者的认同，因此在定量研究中大量的引用这种方法。本研究运用问卷调查法对中国企业管理者以及员工进行取样，为验证假设提供了有利的数据基础。

3.3 统计分析法

我们首先利用信度分析与验证性因子分析的方法去量化量表的信度与效度的大小，以保证研究过程中正式测量量表严密、真实和可靠；之后通过描述性统计分析和相关分析的方法，针对样本数据的分布情况、不同研究变量间的相关关系进行分析；最后采用层级回归分析和路径分析等统计方法，借助相关的统计分析软件进行数据分析，以检验本研究所提出的研究假设。

4. 问卷设计与数据分析

4.1 问卷设计

本研究根据研究的目的和文献归纳,挑选信效度都比较高且相对比较成熟的量表来按需修改。本研究通过问卷星发放调研问卷,发放问卷时设置制约条件以确保问卷所有选项均需要选择才能提交问卷,一共收集了 238 份有效问卷,为后续实证分析奠定了数据基础。问卷共由四个部分组成,受访者的基本情况、管理者情绪智力量表、企业绩效量表、员工离职量表。本研究采用李克特的五分制计分法。

第一部分:基本信息。主要包括年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、受访者所从事的工作性质等信息。

第二部分:管理者情绪智力。采用黄炽森与罗胜强编制情绪智力量表 WLEIS (wong and Law Emotional Intelligence Scale),共选择十三道题。现阶段较为普遍的情绪智力量表基本上是在西方文化情境下建立的,但是 WLEIS 等人所研究出来的量表却是基于我国情景下得到的,主要包括了自我情绪评估、对他人情绪评估等题项。该问卷后来被检验出很高的信效度,也被广泛使用。因此,本研究采用黄炽森与罗胜强的情绪智力量表。

第三部分:企业绩效。采用 Motowidlo 和 Van Scotter 开发的工作绩效量表,由余德成在 1996 年删减修订而成的,该量表一共 14 个题项,该量表测试两个维度,一个是任务绩效,一个是关系绩效,任务绩效是指具体职务工作内容密切相关的,关系绩效是包括人际关系技能、维持良好工作关系技能,帮助他人有效完成工作和协助领导等,该量表被广泛应用,因此本研究采用此量表。

第四部分:员工离职。离职意向量表主要采用目前广泛使用的量表,即香港学者樊景立(1998)制定的量表,诸多研究者广泛运用,其中只有一个维度,共五个题项。

4.1.1 量表的信度与效度分析

本研究通过整理现有文献中的研究成果,根据情绪智力相关的理论对企业管理者情绪智力、企业绩效和员工离职三个变量之间的关系进行深入研究。如前文所述,学者们运用情绪传染理论对管理者情绪智力和企业绩效之间关系的研究较多,这为本研究的开展具有较可靠的理论基础。

在研究过程中,我们利用了 SPSS 统计分析软件对整理后的资料进行了研究,以了解研究样本的基本结构分布。在描述性统计分析基础上,还需要对问卷量表的信效度进行检验,在一定程度上可以确保问卷数据来源的真实可靠。

(1) 信度分析

信度分析的作用是验证量表中内部的一致性,也就是考察不同题项之间是不是能够独立量化相同的内容或概念。我们在研究过程中运用的是 Cronbach's α 系数来进行信度分析,用以考察量表的内部一致性。信度系数数值 α 在 0-1 之间,如果 α 系数小于 0.6,表明信度不足,不适合加以分析,当其在 0.7-0.8 范维内时说明量表具有一定的信度,而大于 0.8 时说明量表具有很好的信度。

表 1: 各变量的信度分析结果

项总计统计						
	删除项后的标度平均 值	删除项后的标度方差	修正后的项与总计相关 性	删除项后的克隆巴赫 Alpha	维度	问卷
A1	117.52	1046.165	.825	.985	0.966	0.986
A2	117.58	1038.291	.852	.985		
A3	117.53	1045.539	.803	.986		
A4	117.47	1045.321	.833	.985		
A5	117.53	1041.625	.833	.985		
A6	117.53	1046.539	.790	.986		
A7	117.48	1041.008	.840	.985		
A8	117.49	1048.110	.796	.986		
A9	117.53	1046.664	.815	.985		
A10	117.45	1040.788	.820	.985		
A11	117.45	1043.295	.830	.985		
A12	117.50	1044.735	.827	.985		
B1	117.49	1041.399	.829	.985	0.969	
B2	117.49	1047.696	.806	.986		
B3	117.46	1043.921	.836	.985		
B4	117.52	1048.352	.788	.986		
B5	117.46	1043.913	.831	.985		
B6	117.51	1043.251	.838	.985		
B7	117.44	1043.372	.824	.985		
B8	117.47	1042.516	.830	.985		
B9	117.51	1039.603	.830	.985		
B10	117.42	1039.831	.839	.985		
B11	117.50	1042.806	.822	.985		
B12	117.41	1044.719	.831	.985		
B13	117.53	1043.234	.820	.985	0.912	
B14	117.53	1042.812	.817	.985		
C1	117.44	1044.646	.823	.985		
C2	117.52	1043.196	.810	.986		
C3	117.46	1048.101	.797	.986		
C4	117.44	1045.255	.818	.985		
C5	117.54	1044.390	.813	.985		
	117.48	1040.368	.853	.985		

从以上的统计结果可以看出，量表信度在 0.91-0.97 之间，问卷的信度为 0.99，说明了信度较高，数据呈现比较较好的稳定性以及一致性， α 均大于 0.4，说明题项之间的相关性相对较好。

(2) 效度分析

因子分析是针对有具有共性特征的多个变量，经过一系列的数据变换后以较少的几个因子来表征原始变量尽可能多的信息的一种方法，其是把具有相关性较强的变量归纳为一类，以使得最终保留的较少的因子能够概括并反映原来数据的绝大多数信息。在进行因子分析前我们首先利用 KMO 值检验和巴特利特球体检验检查本文中的各个题项的数据是否满足进行因子分析的要求。

表 2: KMO 和 巴特利特球形度的检验结果

KMO 和巴特利特检验		
KMO 取样适切性量数。		0.980
巴特利特球形度检验	近似卡方	3006.598
	自由度	78
	显著性	0.000

利用 KMO 指数度量的检验标准为: KMO 在 0.9 以上表示非常适合; 0.8 表示适合; 0.7 表示可以做; 0.6 表示不太适合; 0.5 以下表示极不适合。我们的数据的效度接近 1 (0.98), 达到因子分析的要求; 球形度检验卡方值为 3006, p 值小于 0.01, 说明各个题项之间的关系比较好, 适合做因子分析。

4.2 数据分析

4.2.1 样本描述性统计

对收集到的样本数据进行描述性统计, 可以在一定程度上保证样本选择的有效性。本研究主要从员工的年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、受访者所从事的工作性质作为人口统计学变量。数据统计结果详见表 3。

表 3: 样本的描述性统计

		计数	列 N %
性别	男	135	52.5%
	女	122	47.5%
年龄	25 周岁以下	32	12.5%
	26-35 周岁	78	30.4%
	36-46 周岁	70	27.2%
	45 周岁以上	77	30.0%
婚姻	已婚	220	85.6%
	未婚	37	14.4%
学历	大专及以下	73	28.4%
	本科	135	52.5%
	硕士及以上	49	19.1%
工作性质	管理类	86	33.5%
	技术类	95	37.0%
	业务类	39	15.2%
	其他	37	14.4%

表 4: 变量检测报告

	管理者情绪智力	企业绩效	员工离职
个案数	257	257	257
平均值	3.775	3.803	3.795
标准差	1.052	1.055	1.072
最小值	1.154	1.286	1.000
最大值	4.923	4.929	5.000
峰度	.230	.175	.226
偏度	-1.430	-1.411	-1.320

从表 4 中所列出的数据可以看出各题项的均值都在介于 3.7-3.8 之间,表明数据呈现均衡的分布状态。各题项标准差值的范围为 1.05-1.07,说明了样本数据的离散程度较低。Klein 等人认为当数据的偏度绝对值小于 3,峰度值的大小小于<10 就可以认为观测变量基本符合高斯分布。而从统计结果看,所有题项偏度绝对值和,峰度值小于参考值,因此可以被认为大样本数据的形态基本符合正态分布,满足本文研究假设对分析数据的基本要求。

4.2.2 相关性分析

在进行不同变量之间的相关性分析时,比较常用的统计分析方法是 Pearson (皮尔逊) 相关系数,该指标可以被用以测度各个事物或变量之间的相关性大小,不同事物或变量之间的相关性强弱可以通过数值的形式得到量化。

表 5: 变量相关性分析

		管理者情绪智力	企业绩效	员工离职
管理者情绪智力	皮尔逊相关性	1	.967**	.945**
	显著性 (双尾)		.000	.000
	个案数	257	257	257
企业绩效	皮尔逊相关性	.967**	1	.941**
	显著性 (双尾)	.000		.000
	个案数	257	257	257
员工离职	皮尔逊相关性	.945**	.941**	1
	显著性 (双尾)	.000	.000	
	个案数	257	257	257

** . 在 0.01 级别 (双尾), 相关性显著。

从表中可以看出: 管理者情绪智力、企业绩效、员工离职三个变量彼此之间成显著的正向相关关系 ($p < 0.05$), 相关系数分别 0.97、0.95、0.94。

4.2.3 回归分析

4.2.3.1 自变量与因变量的回归分析

表 6: 管理者情绪智力与企业绩效的回归分析

模型	R	R 方	调整后 R 方	标准估算的误差	德宾-沃森
1	.967a	.935	.935	.269500	2.074

a. 预测变量: (常量), 管理者情绪智力

b. 因变量: 企业绩效

从表中可以看出: 模型的调整后 R^2 为 0.935, 表明模型比较稳健, 说明自变量对应变量的解释程度只有 93.5%, 还有一部分差异不能解释。

表 7: 管理者情绪智力与企业绩效单一维度的回归分析

模型	平方和	自由度	均方	F	显著性
1 回归	266.145	1	266.145	3664.392	.000b
残差	18.521	255	.073		
总计	284.666	256			

a. 因变量: 企业绩效

b. 预测变量: (常量), 管理者情绪智力

结果显示回归模型的 F 值为 3664, 显著性为 0, <0.05, 表明回归模型中至少有一个自变量显著, 说明回归模型是科学合理的, 可以被接受。

表 8: 管理者情绪智力与企业绩效回归分析系数

模型	未标准化系数		标准化系数	t	显著性	共线性统计	
	B	标准误差	Beta			容差	VIF
1 (常量)	.144	.063		2.299	.022		
管理者情绪智力	.969	.016	.967	60.534	.000	1.000	1.000

a. 因变量: 企业绩效

结果显示管理者情绪智力对企业绩效有显著的影响 ($p < 0.05$), 回归系数为 0.97, 大于 0, 说明两者呈现正相关的关系, 表明在其他条件保持不变的情况下, 管理者情绪智力越高, 企业绩效也就越高。

4.2.3.2 自变量与中介变量的回归分析

表 9: 管理者情绪智力与员工离职的回归分析

模型	R	R 方	调整后 R 方	标准估算的误差	德宾-沃森
1	.945a	.893	.893	.3512	1.839

a. 预测变量: (常量), 管理者情绪智力

b. 因变量: 员工离职

从表中可以看出: 模型的调整 R^2 接近 0.9, 说明模型的拟合度比较好, 说明自变量对应变量的解释程度只有 89.3%, 还有一部分差异不能解释。

表 10: 管理者情绪智力与员工离职单一维度的回归分析

模型	平方和	自由度	均方	F	显著性
1 回归	262.983	1	262.983	2132.366	.000b
残差	31.449	255	.123		
总计	294.432	256			

a. 因变量: 员工离职

b. 预测变量: (常量), 管理者情绪智力

回归模型的 F 值为 2132.366，显著性为 0.000 远小于 0.05，表明模型显著，回归模型较为科学合理，可以被接受。

表 11: 管理者情绪智力与员工离职的回归分析系数

模型	未标准化系数		标准化系数	t	显著性	共线性统计	
	B	标准误差	Beta			容差	VIF
1 (常量)	.158	.082		1.932	.054		
管理者情绪智力	-.963	.021	-.945	-46.178	.000	1.000	1.000

a. 因变量: 员工离职

结果表明管理者情绪智力对员工离职有显著的影响 ($p < 0.05$)，回归系数为 0.963，大于 0，说明两者之间存在着正相关关系，在其他条件不变的情况下，管理者情绪智力越好，员工离职会越低。

4.2.3.3 自变量、中介变量与因变量的回归分析

表 12: 管理者情绪智力、员工离职与企业绩效之间的回归分析

模型	R	R 方	调整后 R 方	标准估算的误差	德宾-沃森
1	.970a	.942	.941	.255675	2.172

a. 预测变量: (常量), 员工离职, 管理者情绪智力

b. 因变量: 企业绩效

从表中可以看出: 模型的调整后 R^2 为 0.9，表明模型的拟合度良好，说明自变量对应变量的解释程度只有 90.2%，还有一部分差异不能解释。

表 13: 管理者情绪智力、员工离职与企业绩效之间单一维度的回归分析

模型	平方和	自由度	均方	F	显著性
1 回归	268.062	2	134.031	2050.359	.000b
残差	16.604	254	.065		
总计	284.666	256			

a. 因变量: 企业绩效

b. 预测变量: (常量), 员工离职, 管理者情绪智力

从表中可以看出: 回归模型的 F 值为 1075，显著性为 0.000，小于 0.05，模型科学合理，可以被接受。

表 14: 管理者情绪智力、员工离职与企业绩效回归分析系数

模型	未标准化系数		标准化系数	t	显著性	共线性统计	
	B	标准误差	Beta			容差	VIF
1 (常量)	.105	.060		1.756	.080		
管理者情绪智力	.731	.046	.730	15.736	.000	.107	9.362
员工离职	-.247	.046	-.251	-5.415	.000	.107	9.362

a. 因变量: 企业绩效

从表中可以看出: 员工离职, 管理者情绪智力对企业绩效有显著的影响 ($p < 0.05$), 回归系数为 0.73、0.25, 均大于 0, 说明彼此之间的关系是正相关的, 表明在其他条件不变的情况下, 管理者情绪智力越好, 员工离职率越低, 企业绩效就会越好。

4.2.3.4 中介模型总结

中介模型 1

模型		系数	SE	t	p
$y = c * x + e1$	c	.969	.016	46.178	.000
$M = a * x + e2$	a	-.963	.021	-46.178	.000
$Y = c' * x + b * M + e3$	c'	.731	.046	15.736	.000
	b	-.247	.046	-5.415	.000

注: x, 管理者的情绪智力; m, 员工离职; y, 企业绩效。

结果显示 a 和 b 都显著, $c' < 0.05$ 显著, 因此, 此中介为部分中介。中间效应为 $-0.963 * (-0.247) = 0.238$, 中介效应占比为 $0.238 / 0.969 * 100\% = 21.45\%$ 。说明员工离职这一变量在管理者的情绪智力和企业绩效中起到了中介作用。

5. 研究结论及讨论

(1) 管理者的情绪智力和企业绩效之间存在着明显的正相关关系, 即当管理者的情绪智力水平越好, 企业的绩效也会越好, 反之绩效则会越低。

(2) 管理者的情绪智力与员工离职之间存在着负相关的关系, 即管理者情绪智力越高, 员工的离职意愿越低; 反之员工的离职意愿会上升。

(3) 员工离职与企业绩效之间存在着负相关的关系。即员工离职率越高, 企业绩效越低, 反之企业绩效越高。

(4) 员工的离职对管理者情绪智力和企业绩效之间担当着中介的作用。结果显示管理者情绪越高, 员工的离职意愿就越低, 使得企业的绩效得到提高, 管理者情绪智力越低, 员工离职就越高, 企业绩效就会越低。

6. 研究不足及展望

在本论文中, 我们针对管理者情绪智力对企业绩效的影响进行了研究分析, 但是只是站在员工离职这个中介变量的视角上, 前人在研究管理者情绪智力对企业绩效的影响, 也有从对员工分内工作绩效、员工分外绩效、员工满意度、员工建言行为、员工创造力等中介变量的视角出发, 但是管理者的情绪智力可以影响很多个方面, 进而最终影响企业绩效。在未来的研

究中,可以考虑加入更多的中介变量,同时也可以考虑加入更多的调节变量,从而做到更系统、科学和全面的探究管理者情绪智力对企业绩效的影响。

7. 企业管理启示

(1) 企业的目标是提升企业绩效,在提升企业绩效的路径中,提升管理者的情绪智力是相对经济投入较为少的路径和方式。

(2) 企业在选拔管理者时,会有各种量化的考核指标,诸如工作经历、人生履历、专业学历和专业背景等等,但容易忽略管理者的智力水平。其实在选拔管理者时,除了要考虑经历、履历、学历、专业背景等因素之外,也应将管理者的情绪智力水平纳入考虑范围。

(3) 注重提升管理者的情绪智力,除了管理者自身注意提升自身的情绪智力外,企业也应设置有关提升管理者情绪智力的培训或课程,以便提升管理者的情绪智力水平,以期其利用较好的情绪智力管理企业的员工,降低员工离职率,提高企业的绩效。

参考文献

- 李明岩、何贵兵. (2004). 组织背景下情绪智力研究的意义. *人类工效学*, 10 (03), 52-57.
- 李向民、任宇石.(2007). 当代企业员工离职及影响因素探析. *中央财经大学学报*, 04,65-70.
- 李志强. (2004). 刍议提高企业领导者的情绪智力. *经济论坛*, 09, 50-51.
- 刘熙远. (2008). *跨国公司销售人员情绪智力与沟通能力及销售绩效关系研究*. 硕士论文. 中南大学.
- 吕鸿江、韩承轩、王道金. (2018). 领导者情绪智力对领导力效能影响的元分析. *心理科学进展*, 26 (02), 204-220.
- 王莉、石金涛. (2006). 员工离职的预防管理. *企业管理*, 06,46-47.
- 王小慧、金瑜. (2003). 情绪智力技能问卷 (中文版) 试用报告. *心理科学*, 01, 136-139.
- 吴维库、关鑫、胡伟科. (2011). 领导情绪智力水平与领导绩效关系的实证研究. *科学学与科学技术管理*, 32 (08), 173-179.
- 行金玲.(2005). 雇员离职成本分析与管理对策研究. *生产力研究*, 12,207-208+211.
- 薛凌烟.(2019). 谈论企业绩效评价指标体系的构建与选择. *商讯*, 30,135.
- 余琼、袁登华. (2008). 员工及其管理者的情绪智力对员工工作绩效的影响. *心理学报*, 08, 40 (01), 74-83.
- 赵龙英. (2018). 领导情绪智力对员工亲社会性违规行为的影响——组织支持感与心理安全感的作用. *农村经济与科技*, 29 (16), 261-262.
- 周梦、曹希绅. (2018). 企业员工情绪智力对工作绩效的影响研究. *科技经济导刊*, 26 (10), 1-5.
- 朱敏、鲁虹.(2018). 管理者情绪智力、员工建言与员工创造力. *技术与创新管理*, 39 (06), 738-743.
- Amabile, T. M., Barsade, S. G., Mueller, J. S., Staw, B. . (2005). Affect and Creativity at Work. *Administrative Science Quarterly*, 50(3), 367-403.
- Baron, R. (1997). *Baron Emotional Quotient Inventory: Technical Manual*. Toronto, Multi-Health Systems Ins.
- Carmell, Reite-Palmonr, & Zive. (2010). Inclusive Leadership and Employee Involvement in Creative Tasks in the Orkplace: The Mediating Role of Psychological Safety. *Creativity Research Journal*, 22(3), 250-260.



- Cherniss C. (2000). Emotional Intelligence: What it is and Why it matters. *Annual Meeting of the Society for Industrial and Organizational Psychology*, New Orleans, La, April 15.
- Davies, M., Stankov, L., & Roberts, R. D. (1998). Emotional Intelligence: In Search of an Elusive on Struct. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 989-1015.
- George, J. M. (2000). Emotions and Leadership: The Role of Emotional Intelligence. *Human Relations*, 53(8), 1027-1055.
- George, J. M., & Zhou, J. (2007). Dual Tuning in a Supportive Context: Joint Contributions of Positive Mood, Negative Mood, and Supervisory Behaviors to Employee Creativity. *Academy of Management Journal*, 50(3), 605-622.
- Hipshleifer, D., Low, A., & Theoh, S. H. (2012). Are Overconfident CEOs Better Innovators?. *The Journal of Finance*, 67(4), 1457-1498.
- Hom, P. W., & Griffeth, R. (1995). *Employee Turnover*. Cincinnati: Southwestern College Publishing.
- Hooijberg, R., Hunt, J. G., & Dodge, G. E. (1997). Leadership Complexity and Development of the Leader Complex Model. *Journal of Management*, 23(3), 375-408.
- Mayer, J. D, Cruso, D. R., & Salovey, P. (1999). Emotional Intelligence Meets Traditional Standards for an Intelligence. *Intelligence*, (27), 267-298.
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1993). The Intelligence of Emotional Intelligence. *intelligence*, 17, 433-422.
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1997). *What is Emotional Intelligence?*. Emotional Development and Emotional Intelligence: Educational implications. New York: Basic Books.
- Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. (2000). *Competing Models of Emotional Intelligence*. In Robert J. Sternberg (Ed.), *Handbook of Intelligence* (2nd edition). Cambridge, U.K: Cambridge University Press.
- Plake, B. S. & Impara, J. C. (2000). *The Baron Emotional Quotient Inventory (EQI)*. Supplement to the 14th Mental Measurement Yearbook. Lincoln, NE: Bvuros Institute for Mental Measurement.
- Wong, C. S., & Law, K. S. (2002). The Effects of Leader and Follower Emotional Intelligence on Performance and Attitudes: An Exploratory Study. *Leadership Quarterly*, 13, 243-274.

企业员工代际差异对其家庭边界偏好的影响研究

THE INFLUENCE OF INTERGENERATIONAL DIFFERENCES OF EMPLOYEES ON THEIR FAMILY BOUNDARY PREFERENCE

胡峡
Xia Hu

泰国正大管理学院中国研究生院
Chinese Graduate School, Panyapiwat Institute of Management
*Corresponding author, E-mail: 3144248082@qq.com

摘要

本研究把社会网络理论与工作家庭边界理论放到代际差异的研究背景下，拓展了社会网络理论与工作家庭边界理论的研究领域，研究随着时代演变，社会网络及其员工工作家庭边界的演变规律。由于企业员工社会支持度存在代际差异，又进一步提出了本研究的核心问题：“企业员工社会连接强度存在代际差异是否会影响到员工的家庭边界偏好选择？”

关键词: 企业员工 代际差异 家庭边界偏好

Abstract

This paper focuses on social network theory and work family boundary theory, and studies the intergenerational differences of social network theory and work family boundary theory. Firstly, from the perspective of the intergenerational differences of enterprise employees, it analyzes the characteristics of social support of social network theory with the times. Due to the intergenerational differences of enterprise employees' social support, it further puts forward the core problem of this study Does intergenerational differences in the strength of employees' social connection affect employees' family boundary preference?

Keywords: bank employees, Intergenerational differences, Family boundary preference

引言

不同年龄段的企业员工因为其成长环境不同，也带有不同年龄段的时代特征，两代人的差异是人类世代关系中的普遍现象。有着同代之间共同的行为模式；不同代际之间则存在着差异，不同年龄段的企业员工与社会网络互动也显著不同。在此思路下本研究以中国企业员工为研究对象，分别以年长、中年、青年企业员工为研究对象，60、70 银行年员工为年长员工；80 年员工为中年员工；90、00 年员工为青年员工，研究中国银行业中不同年龄段的员工社会支持度的纵向对比。本文把前人所作的代价差异研究放到社会网络理论这个大的背景下，认为个人及企业所处的社会网络环境不是一成不变的，而是随着时间变化及经济社会的发展，社会网络环境会发生阶段性的变化。

研究目的

本文把代际差异引入到社会网络理论及工作家庭边界理论，研究不同年龄企业员工在社会网络及工作家庭边界偏好之间的不同特征，研究其规律性，并为银行、餐饮、房地产等企业提供不同代际之间的员工管理提供理论建议。

文献综述

通过对社会支持理论、家庭边界理论、代际理论进行集中梳理，以期通过把代际理论引入社会支持理论及家庭边界理论，以期有创新性的发现。

1. 社会支持理论研究

国外关于社会支持理论的研究始于康姆贝尔等，他们通过研究北加利福尼亚社区社会支持网的规模，网络密度等特性，发现社会支持网规模与社会地位成正比，网的密度与社会地位成负相关（Cambell,1986）。费舍尔的调查集中在关系网构成上，他发现性别变量并没有使社会支持网的规模有显著差别，但亲属关系更多体现在女性的支持网中，非亲属关系在男性支持网（主要指同事）、教育水平的个体和收入较高群体中更易发现，同时他还发现高地位的人不是缺乏亲属关系，只是在亲属关系上会更具选择性（Fischer,1982）。

国内研究中为了提供评定社会支持的工具，肖水源于 1986 年设计了一个十条的《社会支持评量表》，并在小范围内试用，1990 年又根据使用情况进行了小规模修订。社会支持评定量表共有十个条目，包括客观支持（3 条）、主观支持（4 条）和对社会支持的利用度（3 条）三个维度。

2. 工作家庭边界理论研究

Clark(2000)提出了工作家庭边界理论，认为工作和家庭存在各自范围的不同领域，边界则是对各自范围的界定。工作与家庭冲突结果主要从工作和家庭两个领域着手，特别是从工作领域入手，和企业管理及员工绩效存在着较大影响。Eby(2003)研究指出，工作家庭边界冲突与个体的工作满意度、组织承诺、离职率有关。Boyar, Maertz 与 Pearson(2005)研究指出，工作家庭边界冲突对个体迟到、缺勤、旷工以及员工离职等行为有预测作用。国内高中华与赵晨（2014）提出了工作与家庭两个领域边界强度的 3 种组合方式下，工作干涉家庭和家庭干涉工作如何通过角色压力的 3 个维度（角色冲突、角色模糊和角色超载）的中介作用对员工工作态度和行为倾向产生影响。

3. 代际差异研究

美国现有的代际研究(Class2007)将美国人分为四代，1945 年以前出生的称为传统一代，1946-1965 称为婴儿潮一代，1964-1979 称为 X 一代，1980 年以后称为 Y 一代。中国真正开始关注代际差异实际上始于对 80 后的关注，邓丹凤（2011）开始对“70 后”与“80 后”的员工的工作心理进行比较，发现他们对工作价值观的重视程度显著不同。“70 后”更多显示出集体主义的利他特征，“80 后”则开始呈现个人主义的特点。2007 年后对于“80 后”“90 后”对比的研究显著增多，路鹏（2010）比较了“80 后”与“90 后”青年特征比较分析，他从集体主义与个人主义，理想主义与现实主义，忧患意识与享乐主义，传统意识与开放程度，服务意识与反叛意识等五个维度对比了“80 后”与“90 后”青年特征，发现他们在五个维度有着显著的不同。

4. 小结

通过文献梳理,我们发现社会网络理论及工作家庭边界理论研究领域逐渐扩展,但是还没有相关文献研究两个理论的代际差异问题。本研究抓住了这个理论空白点,把社会网络理论与工作家庭边界理论放到代际差异的研究背景下,拓展了社会网络理论与工作家庭边界理论的研究领域,为两个理论研究加上了一条时间轴线,研究随着时代演变,社会网络及其员工工作家庭边界的演变规律,这无疑为两个理论增加了新的研究方向。因此本研究可能拓展社会网络理论及工作家庭边界理论的研究领域,同时也为代际差异研究植入了更为扎实的理论基础。

由于中国当代社会的高度发展,社会不同代际之间个体经历关键事件及社会环境不尽相同,因而他们在同代之间存在着较为相同的行为模式,在代际之间则存在着差异化的行为模式,这种差异有着较为广阔的研究空间及实践应用空间。因为我国企业员工之间存在明显的代际差异,根据以上文献,可以预判老中青企业员工在对社会网络依赖程度,在工作家庭边界的偏好上都会划上时代的烙印,研究社会网络、工作家庭边界选择偏好是否有代际性的规律演变,并研究他们之间是否互相影响,有着一定的研究价值。

模型建构

1. 模型构建及研究假设

基于社会网络理论及代际差异研究,本文理论模型和研究假设的构建将围绕三个方面的影响因素来考查企业员工社会支持度对其家庭边界偏好的影响:不同年龄段企业员工社会支持度、不同年龄段家庭边界偏好之间的关系。

1.1 基于代际差异理论的研究假设

根据代际差异的研究成果,每一代人的关键成长期经历完全不同的关键事件,会形成一代人某些共同心理与行为特征,与其他时代的人相区别。再用社会连接强度的测量工具,测量不同年龄段之间企业员工之间的社会支持度,看是否有代际差异,如果有代际差异,变化的趋势如何,连接强度是整体变强还是在整体变弱,根据邓丹凤(2011)等人的研究成果,发现随着年纪越大的员工更多显示出集体主义的利他特征,年纪越轻的员工则开始呈现个人主义的特点。因此提出假设。

H1: 企业员工年龄与社会支持度正相关。

H1a: 企业青年员工社会支持度较弱

H1b: 企业中年员工社会支持度适中

H1c: 企业年长员工社会支持度较强

1.2 基于家庭边界理论的研究假设

家庭边界理论探讨工作与家庭两个不同领域的边界,工作有工作的边界,家庭有家庭的边界,而这两条边界在不同的个体具有不同的强度,因此被分为强边界或者弱边界,工作或家庭领域的边界强度取决于其中一个领域边界阻碍另一领域的角色向其渗透或挤压的能力。强边界是指具有较低渗透性和灵活性的边界,强边界内部不容易受到其他领域角色的渗透,并且强边界本身很难为了适应其他领域角色的要求而进行调整;弱边界是指具有较高渗透性和灵活性的边界,弱边界内部容易受到其他领域角色的渗透,并且弱边界本身容易为了适应其他领域角色的要求而进行调整。

再根据代际研究成果,本文探讨工作家庭边界偏好是否具有代际差异?如果有代际差异,呈现出什么的变化趋势。再次根据邓丹凤(2011)等人的研究成果,提出假设。

- H2: 企业员工年龄与员工家庭边界偏好相关。
H2a: 企业青年员工家庭边界较弱。
H2b: 企业中年员工家庭边界较强。
H2c: 企业年长员工家庭边界适中。
H3: 企业员工社会支持度与员工家庭边界偏好相关。

表 1: 研究假设汇总表

H1		社会支持度与企业员工年龄正相关
	H1a	企业青年员工社会支持度较弱
	H1b	企业中年员工社会支持度适中
	H1c	企业年长员工社会支持度较强
H2		企业员工年龄与员工家庭边界偏好相关
	H2a	企业青年员工家庭边界较弱
	H2b	企业中年员工家庭边界较强
	H2c	企业年长员工家庭边界适中
H3		企业员工社会支持度与员工家庭边界偏好相关

1.3 概念模型

在理论假设的基础上，所提出的理论概念模型如下（见图 1）：

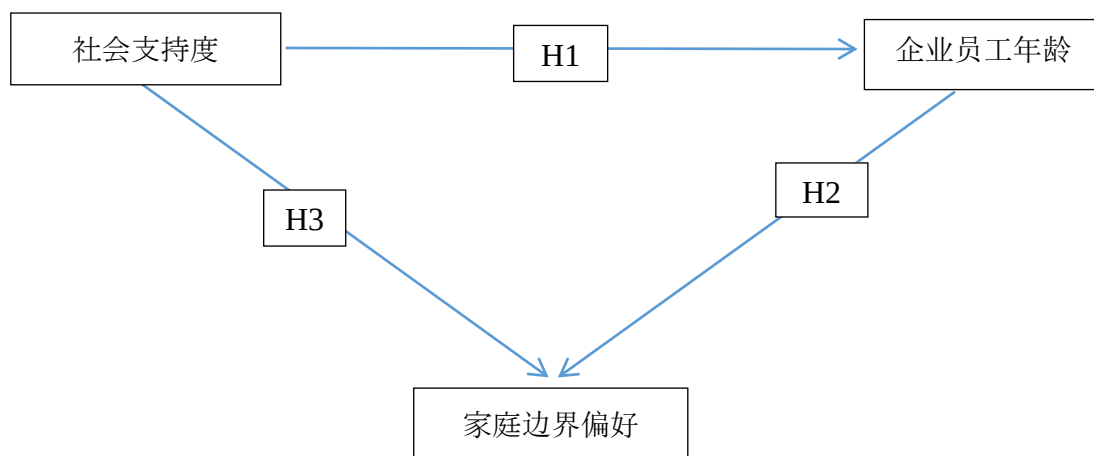


图 1: 企业员工社会支持代际差异与家庭边界偏好关系模型

研究设计

本章主要基于前文的文献基础与理论假设，为理论模型和假设所涉及的变量选取合适的量表进行度量，通过形成的问卷，进行大规模的数据调研采集，并通过信效度分析、验证性因子分析，测试问卷数据的有效性，并最终用于假设检验。

1. 变量的测量

本研究涉及的变量包括：自变量为企业员工社会支持度；因变量为企业员工家庭边界偏好。中介变量为企业员工年龄。

1.1 企业员工年龄的测量

企业员工年龄指将企业员工分为 30 岁以下、31 岁-40 岁、40 岁以上等三个年龄段。研究不同年龄段之间的员工的行为特征。再用上社会支持度的测量工具，测量不同年龄段的企业员工社会支持度、家庭边界偏好是否有差异，如果不同年龄的企业员工有代际差异，变化的趋势如何？

1.2 社会支持度的测量

选择了肖水源 1986 年编制的社会支持评定量表，该量表曾多次反复在多个研究中使用，有较好的信度与效度。

表 2： 社会支持度评定量表

B1	您有多少关系密切，可以得到支持和帮助的朋友？1.一个也没有。2.1-2 个。3.3-5 个。4.6 个或 6 个以上。
B2	近一年来您：(1)远离家人，且独居一室。(2)住处经常变动，多数时间和陌生人住在一起。(3)和同学、同事或朋友住在一起。(4)和家人住在一起。
B3	您与邻居：(1)相互之间从不关心，只是点头之交。(2)遇到困难可能稍微关心。(3)有些邻居都很关心您。(4)大多数邻居都很关心您。
B4	您与同事：(1)相互之间从不关心，只是点头之交。(2)遇到困难可能稍微关心。(3)有些同事很关心您。(4)大多数同事都很关心您。
B5	从家庭成员得到的支持和照顾(在无、极少、一般、全力支持四个选项中，选择合适选项)I.夫妻(恋人)。II.父母。III.儿女。IV.兄弟姐妹。V.其他成员(如嫂子)
B6	过去，在您遇到急难情况时，曾经得到的经济支持和解决实际问题的帮助的来源有：(1)无任何来源。(2)下列来源：(可选多项)A.配偶；B.其他家人；C.亲戚；D.朋友；E.同事；F.工作单位；G.党团工会等官方或半官方组织；H.宗教、社会团体等非官方组织；I.其它(请列出)
B7	过去，在您遇到急难情况时，曾经得到的安慰和关心的来源有：(1)无任何来源。(2)下列来源(可选多项)A.配偶；B.其他家人；C.朋友；D.亲戚；E.同事；F.工作单位；G.党团工会等官方或半官方组织；H.宗教、社会团体等非官方组织；I.其它(请列出)
B8	您遇到烦恼时的倾诉方式：(只选一项)(1)从不向任何人诉述。(2)只向关系极为密切的 1-2 个人诉述。(3)如果朋友主动询问您会说出来。(4)主动诉述自己的烦恼，以获得支持和理解。
B9	您遇到烦恼时的求助方式：(只选一项)(1)只靠自己，不接受别人帮助。(2)很少请求别人帮助。(3)有时请求别人帮助。(4)有困难时经常向家人、亲友、组织求援。
B10	对于团体(如党团组织、宗教组织、工会、学生会等)组织活动，您：(只选一项)(1)从不参加。(2)偶尔参加。(3)经常参加。(4)主动参加并积极活动。

1.3 员工家庭边界偏好的测量

以工作干涉家庭程度来测量企业员工的家庭边界偏好，测量采用根据 Gutek 等 (1991) 改编的 5 条目单维度量表。得分越低，说明工作干涉家庭程度越低，家庭边界弱；得分越高，表明工作干涉家庭的程度越高，家庭边界强。

表 3: 家庭边界量表

您是否同意以下表述, 请根据实际情况做出选择。每题均为单选。 1=非常不同意 2=不同意 3=有点不同意 4=有点同意 5=同意 6=非常同意		
C1	工作太累, 让我下班后没有心思去做一些我喜欢做的事情	
C2	有太多工作要做, 我只能放弃我自己的一些个人爱好	
C3	我的家人/朋友不喜欢我在家时还经常花很多的时间在工作上	
C4	工作占用了我本应该与家人/朋友一起度过的时间	
C5	由于在家里要做的事情太多, 工作时我经常非常累	
C6	我在家里还经常考虑工作上的事	

1.4 问卷的设计

根据以上成熟量表设计了问卷, 共涉及 17 个测量题项, 见表 4。

表 4: 各变量测量题项项汇总表

变量	编码	题项内容
员工年龄	A	您的年龄是 1.30 岁以下。2.31-40 岁。3.40 岁以上。
社会支持度 B	B1	您有多少关系密切, 可以得到支持和帮助的朋友?1.一个也没有。2.1-2 个。3.3-5 个。4.6 个或 6 个以上。
	B2	近一年来您: (1)远离家人, 且独居一室。(2)住处经常变动, 多数时间和陌生人住在一起。(3)和同学、同事或朋友住在一起。(4)和家人住在一起。
	B3	您与邻居:(1)相互之间从不关心, 只是点头之交。(2)遇到困难可能稍微关心。(3)有些邻居都很关心您。(4)大多数邻居都很关心您。
	B4	您与同事:(1)相互之间从不关心, 只是点头之交。(2)遇到困难可能稍微关心。(3)有些同事很关心您。(4)大多数同事都很关心您。
	B5	从家庭成员得到的支持和照顾(在无、极少、一般、全力支持四个选项中, 选择合适选项)I.夫妻(恋人)。II.父母。III.儿女。IV.兄弟姐妹。V.其他成员(如嫂子)
	B6	过去, 在您遇到急难情况时, 曾经得到的经济支持和解决实际问题的帮助的来源有:(1)无任何来源。(2)下列来源:(可选多项)A.配偶;B.其他家人;C.亲戚;D.朋友;E.同事;F.工作单位;G.党团工会等官方或半官方组织;H.宗教、社会团体等非官方组织;I.其它(请列出)
	B7	过去, 在您遇到急难情况时, 曾经得到的安慰和关心的来源有:(1)无任何来源。(2)下列来源:(可选多项)A.配偶; B.其他家人;C.朋友 D.亲戚;E.同事;F.工作单位;G.党团工会等官方或半官方组织; H.宗教、社会团体等非官方组织;I.其它(请列出)
	B8	您遇到烦恼时的倾诉方式:(只选一项)(1)从不向任何人诉述。(2)只向关系极为密切的 1-2 个人诉述。(3)如果朋友主动询问您会说出来。(4)主动诉述自己的烦恼, 以获得支持和理解。
	B9	您遇到烦恼时的求助方式:(只选一项)(1)只靠自己, 不接受别人帮助。(2)很少请求别人帮助。(3)有时请求别人帮助。(4)有困难时经常向家人、亲友、组织求援。
	B10	对于团体(如党团组织、宗教组织、工会、学生会等)组织活动, 您:(只选一项)(1)从不参加。(2)偶尔参加。(3)经常参加。(4)主动参加并积极活动。
工作影响家庭 C	C1	工作太累, 让我下班后没有心思去做一些我喜欢做的事情
	C2	有太多工作要做, 我只能放弃我自己的一些个人爱好
	C3	我的家人/朋友不喜欢我在家时还经常花很多的时间在工作上
	C4	工作占用了我本应该与家人/朋友一起度过的时间
	C5	由于在家里要做的事情太多, 工作时我经常非常累
	C6	我在家里还经常考虑工作上的事

1.5 数据收集与统计

制作为“问卷星”电子问卷，银行内部通过组织发放，共返回北京、上海、广东、陕西、辽宁、广西、山西等 23 个省市 427 份问卷。问卷的发放及回收时间为 2020 年 12 月 1 日至同年 12 月 25 日。经过对问卷进行分析，剔除其前后矛盾的问卷及高度一致的问卷后有效问卷为 418 份，有效问卷率达到 97.89%。

表 5: 问卷统计特征信息

样本特征	分类标准	人数	比率
企业员工年龄	30 岁以下	200	47.85%
	31-40 岁	116	27.75%
	40 岁以上	102	24.4%

1.6 效度与信度分析

用以上分量表的 KMO 值和 Bartlett 检验的显著性水平来判别是否适合做因子分析，然后再根据探索性因子分析的结果检验结构效度是否满足要求。因为采用了成熟的量表，通过 KMO 和 Bartlett 的检验，因子分析，同时计算各测量题项的 Cronbach's α 系数，可以看到各个量表均有较好的效度与信度，见表 6。

表 6: 效度信度统计表

效度信度检验	Kaiser-Meyer-Olkin 度量	Bartlett 球体检验的显著性水平	题项在所属因子的载荷	Cronbach's α 值
社会支持度	0.752	0.000	0.525-0.912	0.830
家庭边界偏好	0.825	0.000	0.578-0.792	0.784

有上表可见，两个量表 KMO 值均较高，Bartlett 球体检验的显著性水平均为 0.000，因子载荷均在 0.5 以上，Cronbach's α 系数均在 0.7 以上，其中社会支持度还达到 0.8 以上，表明这对变量的测量具有非常好的稳定性和可靠性。因此，本研究对各变量的衡量具有很好或较好的信度，能够满足本研究的需要。

研究假设

1. 主效应假设验证

根据研究模型，本小节研究 H3 假设是否成立：

H3: 企业员工社会支持度与员工家庭边界偏好相关。

然后对社会支持度与家庭边界偏好进行相关性验证。

表 7: 企业员工社会支持度及家庭边界相关性

相关性		C	B
C	Pearson 相关性	1	.124*
	显著性 (双侧)		.011
	平方与叉积的和	15933.005	2612.048
	协方差	38.209	6.264
	N	418	418
B	Pearson 相关性	.124*	1
	显著性 (双侧)	.011	
	平方与叉积的和	2612.048	27858.978
	协方差	6.264	66.808
	N	418	418

*, 在 0.05 水平 (双侧) 上显著相关。

通过表 7 可以看出, 社会支持度与家庭边界偏好为*, 在 0.05 水平 (双侧) 上显著相关, 证明企业员工社会支持度与家庭边界偏好之间的确实有一定的相关性。在此基础上再去验证 H1 及 H2 假设是否成立

2. H1 假设验证

根据研究模型, 本小节研究 H1 假设是否成立:

H1: 企业员工年龄与社会支持度正相关。

H1a: 企业青年员工社会支持度较弱

H1b: 企业中年员工社会支持度适中

H1c: 企业年长员工社会支持度较强

对企业员工年龄与社会支持度相关性开展验证。

表 8: 企业员工社会支持度及员工年龄相关性

相关性		A2.您的年龄是:	B
A	Pearson 相关性	1	.296**
	显著性 (双侧)		.000
	N	418	418
B	Pearson 相关性	.296**	1
	显著性 (双侧)	.000	
	N	418	418

**, 在 .01 水平 (双侧) 上显著相关。

通过表 8 可以看出, 企业员工年龄与社会支持度工作两个变量为**, 在 .01 水平 (双侧) 上显著相关均显著相关。

根据以上将企业员工分为了三个年龄段, 然后再通过 Excell 表格对三个年龄段企业员工社会支持度工作量表 (B) 数据进行统计, 结果见表 9。

表 9: 企业员工年龄段及社会支持度关系

年龄段	人数	人员占比	B 项均值
30 岁以下	200	47.85%	37.67
31-40 岁	116	27.75%	41.28
40 以上	102	24.4%	43.15

由表 9 可以看出, 30 岁以下企业员工 200 人的 B 项均值, 即社会支持度数据为 37.67, 明显低于 31-40 岁年龄段的 41.28 及 40 岁以上年龄段的 43.15, 社会支持度最高均值比最低均值高了 5.48 点。说明企业员工越年轻, 则社会支持度越低, 证实了 H1a: 青年员工社会支持度较弱。企业员工越年长, 则社会支持度越高, 证实了 H1c: 年长员工社会支持度较强。中年员工 B 项均值居中, 证实了假设 H1b: 中年员工社会支持度适中。从而证实了假设 H1: 企业员工年龄与社会支持度正相关。

3. H2 假设验证

根据研究模型, H2 假设为:

H2: 企业员工年龄与员工家庭边界偏好相关。从主效应又引申出三个基于主效应的研究假设, 分别为:

H2a: 企业青年员工家庭边界较弱。

H2b: 企业中年员工家庭边界较强。

H2c: 企业年长员工家庭边界适中。

对企业员工年龄变量与企业员工工作家庭边界偏好相关性开展验证。

表 10: 员工年龄与家庭边界偏好相关性

相关性		A2	C
A	Pearson 相关性	1	.169**
	显著性 (双侧)		.001
	平方与叉积的和	429.189	443.215
	协方差	1.029	1.063
	N	418	418
C	Pearson 相关性	.169**	1
	显著性 (双侧)	.001	
	平方与叉积的和	443.215	15933.005
	协方差	1.063	38.209
	N	418	418

**, 在 .01 水平 (双侧) 上显著相关。

通过表 10 量表可以看出, 企业员工年龄变量与家庭边界偏好两个变量显著相关。

通过 Excell 表格对三个年龄段企业员工家庭边界偏好量表 (C) 数据进行统计, 结果见表 11。

表 11: 企业员工年龄段与家庭边界偏好关系

年龄段	人数	人员占比	C 项均值
30 岁以下	200	47.85%	20.15
31-40 岁	116	27.75%	23.83
40 以上	102	24.4%	22.1

由表 11 可以看出, 30 岁以下企业员工 200 人的 C 项均值, 数据为 20.15, 明显低于 31-40 岁年龄段的 23.83 及 40 岁以上年龄段的 22.1。说明企业员工越年轻, 则家庭边界越弱, 证实了假设 H2a: 青年员工家庭边界较弱。年长员工家庭边界适中, 中年员工则家庭边界最强, 说明了三个年龄段企业员工在家庭边界偏好上有较大的代际差异性。

4. 中介效应验证

经过企业员工年龄这个中介变量, 我们将原来仅为*. 在 0.05 水平 (双侧) 上显著相关的企业员工社会支持度与企业员工家庭边界偏好联系起来, 两个变量均与企业员工年龄在 .01 水平 (双侧) 上显著相关。可以证明企业员工年龄在两个变量间起弱中介效应。通过企业员工年龄这个变量, 我们可以看到不同年龄段之间的企业员工在社会支持度与家庭边界偏好之间确实有着较大的差异性。

表 12: 企业员工年龄段、社会支持度、员工家庭边界偏好关系

年龄段	人数	C 项均值	B 项均值
30 岁以下	200	20.15	37.67
31-40 岁	116	23.83	41.28
40 以上	102	22.1	43.15

5. 回归分析

对以上模型变量通过 spss 软件进行回归分析, 进一步验证假设是否成立。

1. 社会支持度与企业员工年龄

对社会支持度与企业员工年龄变量通过 spss 软件进行回归分析, 形成了表 13 到表 16 等表格。

表 13: 企业员工社会支持度与年龄回归分析汇总

模型汇总 ^b					
模型	R	R 方	调整 R 方	标准 估计的误差	Durbin-Watson
1	.296 ^a	.088	.085	.970	1.670

a. 预测变量: (常量), B。

b. 因变量: A

表 14: 企业员工社会支持度与年龄方差分析

Anova ^a						
模型		平方和	df	均方	F	Sig.
1	回归	37.613	1	37.613	39.959	.000 ^b
	残差	391.576	416	.941		
	总计	429.189	417			

a. 因变量: A

b. 预测变量: (常量), B。

表 15: 企业员工社会支持度与年龄回归分析结果

系数 ^a											
模型		非标准化系数		标准系数	t	Sig.	相关性			共线性统计量	
		B	标准 误差	试用版			零阶	偏	部分	容差	VIF
1	(常量)	1.312	.237		5.529	.000					
	B	.037	.006	.296	6.321	.000	.296	.296	.296	1.000	1.000

a. 因变量: A

表 16: 企业员工社会支持度与年龄共线性诊断

共线性诊断 ^a					
模型	维数	特征值	条件索引	方差比例	
				(常量)	B
1	1	1.980	1.000	.01	.01
	2	.020	9.902	.99	.99

a. 因变量: A

根据表 15 社会支持度的方差膨胀因子为 VIF 数值为 1, 说明变量间的多重共线性弱, 同理, 变量的容差值为 1, 说明共线性弱。根据表 5-29 共线性诊断表中特征值可以看出, 模型 1 的两个特征值均大于 0, 进一步说明不存在明显共线性。因此可以以模型 1 为基础进行多元回归分析。由表 13 汇总表可知, 模型 1 的 R 值为 0.296, 而 R 方为 0.088, 调整 R 方为 0.085, 模型 1 的回归解释百分比相对较低, 拟和效果较低。其中 DW 值即德宾沃森值是用来检验回归模型中残差是否独立的。当其数值接近于 2, 残差项之间越无相关, 本模型 DW 值为 1.670, 因此本模型不存在太过严重的自相关问题。从表 14 方差分析表中可以看出, F 值等于 39.959, sig 值为 0.000 即 p 值小于 0.01, 这进一步说明, 模型回归效果较好, 模型构建是可行的, 社会支持度与企业员工年龄之间线性关系较为显著。根据表 16 表明, 社会支持度与企业员工年龄的回归系数为 0.296, 检验统计量为 6.321, 对应 p 值为 0.000, 表明社会支持度在置信区间 1% 的显著水平下与员工年龄呈正相关关系, 验证了假设。

2. 企业员工年龄与员工家庭边界偏好

对企业员工年龄与员工家庭边界偏好变量通过 spss 软件进行回归分析, 形成了表 17 到表 20 等表格。

表 17: 企业员工年龄与员工家庭边界偏好回归分析汇总

模型汇总 ^b										
模型	R	R 方	调整 R 方	标准 估计的 误差	更改统计量					Durbin- Watson
					R 方更改	F 更改	df1	df2	Sig. F 更改	
1	.169 ^a	.029	.026	6.099	.029	12.304	1	416	.001	1.981

a. 预测变量: (常量), A。

b. 因变量: C

表 18: 企业员工年龄与员工家庭边界偏好方差分析

Anova ^a					
模型		平方和	df	均方	Sig.
1	回归	457.700	1	457.700	12.304
	残差	15475.305	416	37.200	.001 ^b
	总计	15933.005	417		

a. 因变量: C

b. 预测变量: (常量), A。

表 19: 企业员工年龄与员工家庭边界偏好回归分析结果

系数 ^a							
模型	非标准化系数		标准系数	t	Sig.	共线性统计量	
	B	标准 误差	试用版			容差	VIF
1 (常量)	18.777	.872		21.540	.000		
	A 1.033	.294	.169	3.508	.001	1.000	1.000

a. 因变量: C

表 20: 企业员工年龄与员工家庭边界偏好共线性诊断

共线性诊断 ^a					
模型	维数	特征值	条件索引	方差比例	
				(常量)	A2
1	1	1.940	1.000	.03	.03
	2	.060	5.668	.97	.97

a. 因变量: C

根据表 19 企业员工年龄与员工家庭边界偏好的方差膨胀因子为 VIF 数值为 1，说明变量间的多重共线性弱，同理，变量的容差值为 1，说明共线性弱。根据表 20 共线性诊断表中特征值可以看出，模型 1 的两个特征值均大于 0，进一步说明不存在明显共线性。因此可以以模型 1 为基础进行多元回归分析。由表 17 模型 1 汇总表可知，模型 1 的 R 值为 0.169，而 R 方为 0.029，调整 R 方为 0.026，模型 1 的回归解释百分比相对较低，拟和效果较低。本模型 DW 值为 1.981，因此本模型不存在太过严重的自相关问题。从表 18 方差分析表中可以看出，F 值等于 12.304，sig 值为 0.001 即 p 值小于 0.01，这进一步说明，模型回归效果较好，模型构建是可行的，社会支持度与企业员工年龄之间线性关系较为显著。



研究结果

本文根据前人的研究成果，发现社会网络理论及工作家庭边界理论还没有相关文献研究代际差异问题。本研究抓住了这个理论空白点，把社会网络理论与工作家庭边界理论放到代际差异的研究背景下，拓展了社会网络理论与工作家庭边界理论的研究领域，为两个理论研究加上了一条时间轴线，研究随着时代演变，社会网络及其员工工作家庭边界的演变规律，有着一定的研究价值。

在此基础上笔者通过发放研究问卷，共计收回有效问卷 418 份，并对回收数据进行了相关性分析及回归分析，得出以下结论：

1. 企业员工社会支持度存在代际差异。不同年龄段企业员工社会支持度存在明显差异，年龄较大的企业员工社会支持度较高，年龄较小的企业员工社会支持度较低，企业员工社会支持度与企业员工年龄正相关。
2. 企业员工家庭边界偏好存在代际差异。不同年龄段银行员家庭边界偏好存在明显差异，中年企业员工家庭边界偏好较强。
3. 企业员工年龄在企业员工社会支持度与家庭边界偏好之间起弱中介效应。

结论

根据以上研究成果，我们可以看到社会网络理论及工作家庭边界理论事实上存在代际差异，不同年龄段的个体有着不同的行为模式，而同一年龄段之间的个人有着较为相似的行为模式，在企业内部制度制定等方面有着较为广阔的应用空间。

讨论

1. 不同年龄段的企业员工细节管理上应该有差异性。具体为在中年员工、年长员工的管理，因为他们获得的社会支持度更高，对家庭更加看重，希望通过自身努力改善家庭现状，所以应该充分保证中年员工，年长员工的家庭需求，力求弱化工作与家庭矛盾。而年轻员工所获得的社会支持度较低，对家庭观念也较为淡薄，所以呈现出家庭边界较弱，体现在工作上也展示出对物质奖励更为重视，对加班时长不太抗拒等。

2. 企业要重视企业员工之间的代际经验传承。由于不同代际之间的企业员工在社会支持方面有着较大的代际差异，而社会支持能有效提升员工绩效，因此有必要在不同代际员工之间搭建经常性沟通渠道，如建立中青年搭配的团队等，通过代际间的搭配与组合扩大为团队共识与经验，形成新老搭配的团队风格，以此提升整个团队的绩效。

参考文献：

- 费孝通. (2015). *乡土中国*. 北京：北京人民出版社.
- 高中华、赵晨. (2014). 工作家庭两不误为何这么难？基于工作家庭边界理论的探讨. *心理学报*, 46 (4), 552-568.
- 李玲、裴永珍、梁西银、李长国. (2017). 基于复杂社会网络的微博营销理论. *哈尔滨商业大学学报(自然科学版)*, 12 (16), 744-748.
- 马丽、徐枫巍. (2011). 基于个人—环境匹配理论的边界管理与工作家庭界面研究. *南开管理评论*, 14 (5), 41-47.



- 孟秀兰、柴攀峰、黄中伟. (2020). 工作价值观、组织公平与离职倾向及其代际差异. *科研管理*, 06, 219-227.
- 杨俊、张玉利、杨晓非、赵英. (2009). 关系强度、关系资源与新企业绩效——基于行为视角的实证研究. *南开管理评论*, 12 (4), 44-54.
- 杨俊峰. (2020). 单位组织成员的代际需求差异及其调适原则. *领导科学*, 17, 32-34.
- 殷枫、王贝、刘春林. (2019). 客户集中度对公司业绩的影响——基于社会网络理论的实证分析. *河海大学学报(哲学社会科学版)*, 21 (5), 51-107.
- 张建人、花少武、凌辉、唐忠. (2020). 工作价值观代际差异的内隐实验研究. *中国临床心理学杂志*, 04, 675-678+738.

企业组织内因素对新生代员工创造力的影响研究——以自我效能感为中介变量
**THE INFLUENCE OF ORGANIZATIONAL FACTORS ON NEW GENERATION
STAFF CREATIVITY——SELF-EFFICACY AS AN INTERMEDIARY VARIABLE**

桂雪峰
Xuefeng Gui

泰国正大管理学院中国研究生院
Chinese Graduate School, Panyapiwat Institute of Management
*Corresponding author, E-mail: 328353627@qq.com

摘要

随着新生代员工在当代员工中的占比越来越高，而他们被这个信息化的时代造就了鲜明的性格特征。但大部分企业忽略了这一员工群体的特征，导致企业内一层不变的组织内环境对其产生严重负向影响，这也就是现代企业人力资源危机的根本原因所在。

本文以探索企业组织内因素对新生代员工创造力的影响为目标，展开寻找新生代员工工作创造力的激发点。本文在现有研究的基础上，以新生代员工为研究对象，建立“企业组织内因素—自我效能感—新生代员工创造能力”的研究模型，并设计问卷进行调查与实证分析，调查结果分析发现企业组织内因素对新生代员工创造力具有极其重要的影响关系，在自我效能感的中介下，领导和工作情景的变化对其创造力产生巨大影响。

关键词: 新生代员工创造力 组织内因素 自我效能感

Abstract

As the new generation of employees accounts for an increasing proportion of the contemporary employees, they have been created by the information age with distinctive characteristics. However, most enterprises ignore the characteristics of this employee group, resulting in a layer of unchanged organizational environment within the enterprise has a serious negative impact on them, which is the fundamental cause of the human resources crisis of modern enterprises.

This paper aims to explore the influence of organizational factors on the creativity of the new generation of employees, and to find the inspiring points of the new generation of employees' work creativity. In this paper, on the basis of existing research, to new employees as the research object, to establish "enterprise organizational factors, self-efficacy, new generation employees creativity" research model, and designed the questionnaire investigation and empirical analysis, the results of the survey analysis found that enterprise organizational factors on the new generation employees creativity has the extremely important influence relations, under the mediation of self-efficacy, the change of leadership and working situation have a big impact on their creativity.

Keywords: Staff creativity, Organizational factors, Self-efficacy

引言

现代企业在目前发展环境下，人成为企业组织的关键资源，人力资源已经成为企业内部最为重要的资源之一，也上升到企业管理的中心位置，这主要是由于人具有积极性、创造性与其主观能动性，能给企业或客户提供针对性、个性化、多元化的服务。在人力资源管理的基础上，现代企业更加强调利用科学合理的管理方法围绕员工的积极性、创造性、主观能动性进行组织管理活动，通过改变企业组织内因素来激发员工的创造力，让企业保持年轻活力，使其核心竞争力得到大幅提升。随着新生代员工在当代员工中的占比持续升高，而且新生代员工与以往代际员工有显著个性特征差别，造成企业内部人力资源矛盾日益严重（陆玉梅，2020）。为了解决此问题，并且帮助企业管理者开发员工工作创造力，所以作者提出企业组织内因素与新生代员工创造力之间存在何种影响关系为研究目标，中介以自我效能感，通过实证分析探索其中影响关系。此研究具有解决现代企业新人力资源矛盾以及人力资源开发的实际价值。

在对影响企业员工创新因素的研究领域中，在不同时间段的学者研究，也在发生不同的变化。大致分为两个阶段：第一阶段，早期对影响企业员工因素研究中，主要集中在组织价值观、组织文化环境因素等方面。在 1996 年克里斯特就对影响企业员工行为和工作满意度的因素进行了调查研究，其研究表明：员工行为和工作满意度受到个人价值观因素和组织文化因素的双重影响；2002 年凯哈内门与特沃斯基就在新期望理论中提到：前期的招聘筛选应主要关注工作岗位要求与员工能力的匹配度，而招聘后期应着重关注组织与人在文化和价值观的匹配度，以招聘质量的提高来确保招聘到的员工与组织匹配。研究侧重员工的个体感知与偏好，注重“个体—组织”的匹配度（宋晓梅，2009），没有深入地从组织角度去研究组织内因素如何主动激发员工创造行为。第二阶段，近年来影响新生代员工创新的因素一直被社会心理学领域关注，特别是社会环境与社会文化影响新生代员工创造力，主要集中在企业组织内因素后置影响效果研究。从目前研究成果来看，新生代员工的创造力主要被企业组织内的两个方面因素影响：领导因素与工作情景因素，可细分为 6 个维度：绩效薪酬、挑战性压力源、组织公平、组织差错管理氛围、领导影响、组织创新氛围。

从时代背景来看，这部分新生代员工处于外部环境变化激烈、信息爆炸的时代，这也就造就了他们鲜明的特点：组织归属感、工作满意与忠诚度都较低，比较排斥循规蹈矩的工作，同时讨厌被束缚，文化素质与可塑性高，较强的强学习能力、极具创造力。现代企业大多是表以“以人为本”，内以“程序式”的管理制度和方式，严重忽略员工的需求与发展。但是当下现代企业新生代员工在岗位中的占比越来越高，其工作方式主要是脑力劳动，而企业在管理这一部分新生代工作者群体时，以往管理模式下的组织环境难以适用于这部分工作者群体的特点，所以出现了许多新的人力资源管理问题。

研究目的

在社会经济快速发展的浪潮推动下，现代企业也处于极速发展之中。但其在发展的同时不仅面临着较大的行业资源竞争压力，同时也面对着新一代员工与以前组织管理环境不匹配而导致的人力资源危机。所以，提升现代企业组织协调力成为开发现代企业的人力资源问题的集中研究领域。人本管理思想作为企业管理核心的大背景下，通过组织内因素对员工本身的特征进行调整来刺激员工的工作主观能动性、积极性与创造力，促使了企业的发展，对促进现代企业的核心竞争力和经济效益的提升和推动企业持续健康发展具有重要作用。本研究建立在已有的文献研究基础之上，期望通过研究企业组织内因素与新生代企业员工创造力之间的关系，并以

自我效能感为中介变量，以现实的数据和理论为基础探究其中正、负向关系，让企业组织内因素与新生代员工创造力之间的关系程度以数据和理论的形式呈现出来，以期帮助现代企业在管理过程中能主动有效地激发员工的创造力，实现企业核心竞争力的提升，达到企业健康、稳定、持续、长久发展的目的。

文献综述

本文研究在具体对象和研究目的的基础上，将对新生代员工这一研究对象的概念进行界定，对企业组织内因素、自我效能感、新生代员工创造力等概念进行界定，并进行测量、结构相关文献的回顾以及国际研究文献综述。

3. 理论依据

3.1 社会认知理论

社会认知理论起源于传统主义人格理论。上世纪 70 年代，美国伟大心理学家 Albert Bandura 基于传统行为主义人格理论融合人类行为因素中的认知成分，将侧重点置于人的主观意识（Albert, 1986）。社会认知理论颠覆了以往心理学家侧重的人类行为单向决定论，对个人决定论和环境决定论进行批判，提出个“人—行为—环境”之间是相互影响相互决定的，即社会学习过程中认知、行为、环境三者之间彼此决定、相互联结。

3.2 双因素管理理论

“双因素管理理论”是由 20 世纪 50 年代美国伟大的行为管理学家与心理学家 Fredrick Herzberg 自己所提出的“激励与保健因素理论”发展而来。此理论的核心思想认为主要有两个因素影响人们的工作动机，即激励因素与保健因素。只有激励因素才能够给人们带来满意感，而保健因素只能消除人们的不满，但不会带来满意感。该理论还提到：企业组织应该通过优化管理手段、综合配置管理资源的方法，最大程度的消除让员工产生消极不满的因素，比如建立激励绩效制度、改善员工工作环境或生活条件等让他们最大限度感到满足，这样才能够提升其工作满意度，进而刺激其工作能动性，使企业生产效率得到提升。。Herzberg 也在理论中指出：只有做到通过让员工感知到各种形式的满足感来实现刺激其内在的激励，才能够最大限度调动其劳动热情进而提升其工作效率。

3.3 组织公平理论

组织公平理论(Organization Justice)一种用于雇佣关系研究中最基本的模式理论。近几十年以来，部分学者是基于“人”对“物”的感知来对组织公平理论进行界定，即组织是否公平来自“人”的个体判断。但在哲学意义上与这样的组织公平界定方式是有着较大出入的。其实组织是否公平主要呈现于两个层面的公平，首先是个体对组织的整体公平感知，是一种出自个体对组织的公平感评价，但是不同的个体对组织的公平感知度是不同，所以个体层面的组织公平感并没有统一的评价标准；其次是组织自身的客观评价，主要通过组织所建立的奖惩、管理、分配等公平程序来体现组织公平。McFarlin 和 Sweeney 认为，程序公平对组织结果有较好的预期，而分配公平则对个体结果有较好的预期（Mcfarlin, 1992）。

3.4 自我效能感结构与测量

Albert Bandura 在 Journal of Cognitive Psychotherapy 中对自我效能感的界定被学术界广泛认可，他认为自我效能感是指个人基于能力和信心方面，对是否能够完成当下任务的预期与评价，能力本身并不对行为主体产生影响，而是被行为主体对自己能力的信念所影响（Albert Bandura, 1997），故本文研究中在研究自我效能感时将采用他的理论观点。近几年来关于自我效能感不仅在实证分析的研究越来越多还对自我效能感也进行了更为严谨的验证。

Fast 和 Burris 与中国学者王永跃等实证研究表明,企业可通过提高员工自我效能感进而提高员工建言行为。Sitzmann 和 Yeo 通过实证分析研究证明,自我效能感是过去表现的产物及未来表现的驱动力(Sitzmann, 2013)。关于自我效能感在员工创造力方面的维度和结构,国际大部分研究意见都是统一的。这类研究中认为:自我效能感是为单维度结构。关于自我效能感的测量,通常应用的量表有两套:Carmeli 与 Schaubroeck 一起开发的量表(Carmeli, 2007)和 Tierney 与 Farmer 一起开发的量表。结合本文研究内容作者认为 Carmeli 与 Schaubroeck 开发的量表更全面。故本文研究时会采用 7 年 Carmeli 与 Schaubroeck 研究中的自我效能感测量量表以达到更科学、全面进行研究测量。

3.5 新生代员工

Milkman 的研究中发现,新生代员工较以往代际员工更加具有领导者和活动家的政治特质,在企业战略目标和组织层面将开创新模式(Milkman, 2017)。中国学者朱永跃的研究指出,企业上下级中的代际冲突会直接影响员工的心理情绪和工作状态,导致其工作投入程度和积极性下降,对新生代员工的进行程度呈现鲜明负向影响关系。较之以往代际,这部分“80 后、90 后”新生代员工处于外部环境变化激烈、信息爆炸的时代,国际上对新生代员工的研究比较全面,研究成果也有很多,但始终没有完全一致的结论,其根本原因就是新生代员工的出生时间上没有统一意见。与中国“新生代员工”概念比较类似的就是“Y 代员工”概念,即“Y 代”指诞生于 20 世纪 80 年代的人,其中已正式参加工作的人便是“Y 代员工”。联系本文研究主体内容,本文研究中对“新生代员工”概念的界定采用中国陆玉梅教授的界定:中国 20 世纪 80 ~ 90 年代出生的人,受经济社会发展和人口政策的影响,表现出与以往代际不同特征的并且已进入企业组织工作的员工统称为“新生代员工”(陆玉梅, 2020)。

3.6 新生代员工创造力结构与测量

20 世纪 50 年代,创造力的概念开始萌芽。1950 年,担任美国心理协会会长的 Guilford 对创造力的研究具有浓厚兴趣,进行深入研究后,发表演讲《论创造力》,标志着创造力系统诞生。随着研究深入,创造力的概念发生变化。国际上有关员工创造力的研究已是琳琅满目,主要体现在四个方面:知识、认知、人格与动机,通过梳理关于创造力的文献,可以发现从上世纪 50 年代至今对于创造力的界定变化主要经历了三个过程:第一阶段,过程观,即创造力是一种思考过程,这个过程可以帮助产生创意,从而对原有问题提供新的解决思路。第二阶段,结果观,即创造力是指由个体所产生的,并且具有可行性的创意,这样的创意通过表达自我意见的方式表现出来。第三阶段,特质观。即创造力是由个人特质产生的或者是个体本身具有创造性而激发的创造力,或者是个人思考的新奇的事物。基于本文研究目的,本研究将新生代员工创造力的概念界定为:在企业工作环境下,企业中于 20 世纪 80 ~ 90 年代出生的员工出于提升组织绩效及增强个人竞争力的潜在目的,由个人所产生的新颖的创意、流程或者制造的新产品等。关于新生代员工创造力的测量主要有三种方式:实验研究方式、实地研究方式以及民族志方式。其中实地研究方式的主要表现形式为数据调查。使用问卷调查的形式选取科学的调查量表,调查与新生代员工创造力相关的因素。主流的调查量表是 Zhou 和 George 编制的 13 题项量表(Zhou, 2001)。基于本研究技术上的局限性,本研究将采用调查问卷采用 Zhou 和 George 编制的 13 题项的创造力量表进行实地调研方式展开问卷调查研究,进行新生代员工问卷调查。

3.7 组织内因素结构与测量

组织内因素起源于心理学领域的社会心理取向。近年来影响新生代员工创新的因素一直被社会心理学领域关注,特别是社会环境与社会文化如何影响新生代员工创造力领域。

目前关于员工创造力研究集中在复杂的外部因素对个体创造力的影响方向是社会心理学取向学者最关注探讨的领域。他们将影响员工创造力的因素归结为两大类：领导影响与企业情景（马华苏，2016）。就目前来说，国际上学者们对组织内因素已经有了大量研究成果，根据相关文献，可将组织内因素维度划分，为结合此次研究内容和目的且为避免重复研究将企业组织内因素进行6个维度的划分：绩效薪酬、挑战性压力源、组织公平、组织差错管理氛围、领导影响、组织创新氛围。张勇等在2014年的研究表明高变革领导时薪酬绩效通过正向影响员工的外在动机和内在动机而对员工的渐进性创造力与响突破性创造力产生间接正向影响，高交易型领导情景下这种正向的间接影响会更强；Bang研究证明个人成就感与激励分别通过创新自我效能感的中介作用，对于创新工作具有正向影响；2016年张亚军等研究表明：员工压力中的挑战性压力维度在效能感中介效应下可有效促进员工创造力的提升，挑战性压力源通过潜在的促进个体取得成就的压力激发个体的创造力；王茜在2014年的研究指出新生代员工的创造力在较高程度上受到组织公平中互动、分配、程序公平这三个子维度的正向影响；2015年杜鹏程等研究指明：企业能通过组织层面的差错管理气氛在自我效能感的中介效应下对个体层面的员工创造力产生间接正向影响，组织的差错管理通过包容和积极公开解决个体员工出现意的外差和错，鼓励员工在工作中多总结的方式，从而对新生代员工创造力产生直接明显的跨层次正向作用；赵晓霞等在2013年的研究表明变革型领导通过领导魅力、激励愿景、个性关怀和德行感染四个方面对新生代员工创造能力产生正向影响；Jaiswal等研究证明变革型领导通过自我效能感的中介作用对新生代员工的创造力产生积极作用；团队对个体影响巨大，创造能力强的组织会更加保障个体的创新，个体在这样的环境中会更好的激活创造力，组织创新氛围通过让个体受到浓烈创新气氛感染从而激发个体内在创造动机，进而提升其创造力。所以通过组织内因素的绩效薪酬、挑战性压力源、组织公平、组织差错管理氛围、领导影响、组织创新氛围这6个维度进行问卷设计。

研究假设

由社会认知理论，我们知道“个体—行为—环境”之间是存在相互影响关系的，即工作环境会影响个体行为。在关于创造力心理学的四种研究取向中，社会心理学取向最注重于探讨个体以外的、复杂的外部因素对创造力的影响，企业组织内因素是工作环境的综合体现。从整体角度来看，团队对个体行为造成影响巨大。新生代员工的创造力是其在所在企业工作环境下出于增强个人竞争力及提升组织绩效的潜在目的，由个人所产生的新颖的想法、创意、流程或者制造新的产品等。在国际上已有研究显示新生代员工会基于不同工作环境做出不同的工作行为，新生代员工会受到其工作情景中包括领导类型、绩效薪酬、组织公平、挑战性压力源、组织创新氛围、组织差错管理氛围等的影响。所以从社会认知理论的观点，工作环境影响员工当前以及将来的创造力。从现代企业组织内因素对新生代员工自我效能感产生的影响关系角度来看，自我效能感理论认为自我效能是个体从事某一活动时所表现出来的能力即个体对自己是否能在一定水平程度上完成预期工作或任务时个体对自己的把握及感受或个体对自身所具有的能力信念或判断。自我效能感主要来自于：个体成功体验、观察他人活动的替代性经验、他人语言劝说和情绪状态调节。在新生代员工自我效能感产生的途径中，都被组织内因素密切影响，比如在鼓励创新的组织内可以多次进行创新，累积创新成功经验；观察者通过观察组织成员进行创新活动，当自身进行相似活动或身处相似情景时这种间接替代性经验会让其相信自己也会取得相同水平的成功；“社会说服效应”认为个体对本身能力的感知很大程度上被周围人的言语影响，他人语言即语言说服，是通过他人的建议、鼓励、指导、解释等来使人们改变自身的自

我效能感, 同时也会提升其情绪状态, 当个体总能获得来自外界的拥护和鼓舞时其自我效能感则会加强, 这种影响尤其来自对个体比较重要或有威信的人, 比如领导鼓励支持员工创新。所以, 企业组织内因素及其各维度和自我效能感都对新生代员工的创造力产生影响。

研究方法及问卷设计

根据本文研究需要, 同时保证研究过程的严谨与科学, 采取以下研究方法:

(1) 问卷调查法。基于研究目的, 本研究拟在现有量表中选择最恰当量表, 通过设计合理问卷结构, 安排有效问卷调查。完成设计问卷后以不同企业中新生代员工为调查对象, 通过网络与纸质混合发放的方式, 发放的问卷足够数量, 同时在回收问卷后, 进行科学数据统计整理, 为分析组织内因素、自我效能感和员工创造力之间的影响关系提供实证分析的数据条件。

(2) 文献研究法。以网址检索工具查找和参考工具查找为主要文献查找方式, 同时在检索阅读最新文献, 梳理研读以往文献, 对企业组织内因素、自我效能感和员工创造力的概念形成科学的、正确的认识, 奠定后续研究的理论基础。

(3) 统计分析法。本文研究拟通过恰当统计分析方法, 以客观的态度分析收回的问卷。本文利用 SPSS20.0 和 AMOS23.0 对样本数据进行描述性统计分析、效度、信度分析及相关性分析, 合理准确地进行数据分析, 奠定实证分析基础。

在本文研究问卷调查中, 除被调查对象的背景信息模块以外其他模块均采用 likert-5 点评分。本次研究调查问卷共四个部分, 第一部分是调查对象的背景信息, 共 6 题项; 第二部分是企业组织内因素调查量表, 共 24 题项; 第三部分是自我效能感调查量表, 共 8 题项; 第四部分是新生代员工创造力调查量表, 共 13 题项。在问卷设计中, 企业组织内因素设计为 6 维度进行调查分析, 自我效能感与新生代员工创造力则设计为单维度进行调查。

表 1: 问卷总体设计表

问卷组成	问卷结构	变量维度	题项范围	合计题项
第一部分	背景信息	——	1—6	6
第二部分	组织内因素	绩效薪酬	A1—A4	4
		挑战性压力源	B1—B4	4
		组织公平	C1—C4	4
		差错管理氛围	D1—D4	4
		领导影响	E1—E4	4
		组织创新氛围	F1—F4	4
第三部分	自我效能感	单维度	G1—G8	8
第四部分	新生代员工创造力	单维度	H1—H13	13

研究结果

6. 样本基本情况数据统计分析

本次研究选取中国东、中部企业中的新生代员工为被试对象, 采用纸质与电子两种形式交叉调查, 按照中国地域经济发展水平, 选取中国东、中部地域城市经济水平较高的企业进行员工问卷发放调查。中国东部沿海地区城市经济发展水平较高, 人口密集, 企业规模与数量较大, 新生代员工较为集中, 决定采用电子问卷形式 70%与纸质问卷形式 30%的比例发放问卷 200 份; 中国中部平原地区城市经济发展水平其次, 人口、企业规模、新生代员工占比也

较高，决定采用电子问卷形式 30%与纸质问卷形式 70%的比例发放 200 份，问卷发放集中在中国广州、武汉两城市，共计发放 400 份问卷。

中国广州等地发放问卷 200 份，回收 191 份；中国武汉等地发放 200 份，回收 178 份，本次研究调查问卷共计回收 379 份，回收问卷率 94.75%。数据统计剔除无效问卷样本 30 份，得到实际符合要求的有效问卷样本共计 349 份，有效回收率是 87.25%。

表 2： 样本背景信息汇总表

样本特征	分布特征	数量	百分占比
性别	男	212	60.745%
	女	137	39.255%
年龄	18—21 岁	6	1.719%
	22—25 岁	143	40.974%
	26—29 岁	175	50.143%
	30—33 岁	25	7.163%
文化程度	高中及以下	2	0.573%
	专科	14	4.011%
	本科	183	52.436%
	硕士	117	33.524%
	博士及以上	33	9.456%
平均月收入（税前）	3000 元及以下	8	2.292%
	3001 元—6000 元	103	29.513%
	6001 元—9000 元	136	38.968%
	9001 元—12000 元	65	18.625%
	12000 元以上	37	10.602%
工龄	1 年以内	29	8.309%
	1 年—2 年	56	16.046%
	2 年—3 年	107	30.659%
	3 年—4 年	105	30.086%
	4 年以上	52	14.900%
单位类型	私营企业	123	35.244%
	合资企业	93	26.648%
	外资企业	47	13.467%
	国有企业	36	10.315%
	国有控股企业	30	8.596%

上表调查样本中，男性 212 人，占比 60.745%，女性有 137 人，占比 39.255%；样本年龄在 18—21 岁的 6 人，占比 1.719%，22—25 岁的 143 人，占比 40.974%，26—29 岁的 175 人，占比 50.143%，30—33 岁的 25 人，占比 7.163%；样本文化程度在高中及高中以下的 2 人，占比 0.573%，样本文化程度为专科的 14 人，占比 4.011%，为本科的 183 人，占比 52.436%，为硕士的 117 人，占比 33.524%，为博士及博士以上的 33 人，占比 9.456%；样本税前月收入在 3000 元及以下的 8 人，占比 2.292%，3001—6000 元的 103 人，占比 29.513%，6001—9000 元的 136 人，占比 38.968%，9001—1200 元的 65 人，占比 18.625%，12000 元以

上的 37 人，占比 10.602%；样本工龄在 1 年以内的 29 人，占比 8.309%，1—2 年的 56 人，占比 16.046%，2—3 年的 107 人，占比 30.659%，3—4 年的 105 人，占比 30.086%，4 年以上的 52 人，占比 14.900%；分析员工所在单位类型，所在单位为私营企业的 123 人，占比 35.244%，合资企业的 93 人，占比 26.648%，外资企业 47 人，占比 13.467%，国有企业 36 人，占比 10.315%，国有控股企业 30 人，占比 8.596%，所在单位为其他类型的 20 人，占比 5.731%。

6.1 描述性统计分析

为研究企业组织内因素、自我效能感、新生代员工创造力数据的集中趋势与离散程度故对问卷样本数据采用描述性统计分析，以为下一步研究做准备。本次研究运用 SPSS 23.0 对企业组织内因素的 6 个维度以及企业组织内因素的整体分析、自我效能感的分析、新生代员工创造力变量的分析，并对各变量分析结果进行整理，如下表所示。

表 3： 研究变量描述性统计分析结果表

各变量与维度	题量	极小值	极大值	平均数 (μ)	标准差 (σ)
企业组织内因素	24	1	5	3.421	0.978
绩效薪酬	4	1	5	3.432	1.041
挑战性压力源	4	1	5	3.054	0.980
组织公平	4	1	5	3.344	0.966
差错管理氛围	4	1	5	3.616	0.916
领导影响	4	1	5	3.338	0.947
组织创新氛围	4	1	5	3.741	0.863
自我效能感	8	1	5	3.685	0.836
新生代员工创造力	13	1	5	3.665	0.857

从上表可以看出，企业组织内因素的总体均值为 3.421，其中组织创新氛围维度均值最高，为 3.741；其次是差错管理氛围维度，其均值为 3.616；再次是绩效薪酬维度，其均值为 3.432；然后是组织公平维度，均值为 3.344；领导影响维度均值为 3.338；最后是挑战性压力源维度，均值为 3.054。可以看出，对新生代员工来说在企业中组织创新氛围与组织差错管理氛围相对于其他因素最重要，均值较高且最为接近，最能对新生代员工产生影响，对新生代员工来说影响最大。自我效能感的均值为 3.685，新生代员工创造力的均值为 3.665，均值都在 2.5 以上，可以看出企业中新世代员工的自我效能感以及创造力水平都是较高的，所以企业管理者对其新生代员工进行科学培养，提升其创造力是非常重要且可行的。

6.2 相关性检验分析结果

通常在对变量相关密切程度的研究中采用皮尔逊（Pearson）相关系数进行相关程度分析。相关系数强度标准为：取值在 0.0—0.2 范围内，表示相关性为不相关或相关性极弱；取值在 0.2—0.4 范围内，表示相关性为一般程度相关；而取值在 0.4—0.6 范围内，表示相关性为中等程度相关；取值在 0.6—0.8 范围内，表示相关性为高度相关；取值在 0.8—1.0 范围内，表示为极强相关性。

分析数据显示：企业组织内因素与新生代员工创造力的相关系数为 $r=0.814$ ， $p<0.01$ ，显示相关性极强；继续对企业组织内因素的 6 个观测子维度与新生代员工创造力之间进行相关性分析，分析数据显示：绩效薪酬与新生代员工创造力的相关系数为 $r=0.480$ ， $p<0.01$ ，为中等程度相关；挑战性压力源与新生代员工创造力的相关系数为 $r=0.522$ ， $p<0.01$ ，

显示相关性为中等程度相关；组织公平与新生代员工创造力的相关系数为 $r=0.532$, $p<0.01$, 为中等程度相关；组织差错管理氛围与新生代员工创造力的相关系数为 $r=0.706$, $p<0.01$, 为高程度相关；领导影响与新生代员工创造力的相关系数为 $r=0.306$, $p<0.01$, 为一般程度程度相关；组织创新氛围与新生代员工创造力的相关系数为 $r=0.807$, $p<0.01$, 显示为相关性极强。分析数据显示：企业组织内因素与自我效能感的相关系数为 $r=0.820$, $p<0.01$, 显示为相关性极强；绩效薪酬与自我效能感的相关系数为 $r=0.479$, $p<0.01$, 显示中等程度相关；挑战性压力源与自我效能感的相关系数为 $r=0.532$, $p<0.01$, 显示中等程度相关；组织公平与自我效能感的相关系数为 $r=0.543$, $p<0.01$, 显示中等程度相关；组织差错管理氛围与自我效能感的相关系数为 $r=0.707$, $p<0.01$, 显示高程度相关性；领导影响与自我效能感的相关系数为 $r=0.309$, $p<0.01$, 显示为一般程度的相关性；组织创新氛围与自我效能感的相关系数为 $r=0.808$, $p<0.01$, 显示为相关性极强。分析数据显示：新生代员工自我效能感与新生代员工创造力的相关系数为 $r=0.992$, $p<0.01$, 显示为极强程度相关性。研究相关性分析检验结果显示：企业组织内因素、自我效能感、新生代员工创造力以及企业组织内因素各维度之间具有相关关系存在。如下表：

表 4： 各变量相关性表

变量名	绩效薪酬	挑战性压力源	组织公平	差错管理氛围	领导影响	组织创新氛围	组织内因素	自我效能感	新生代员工创造力
绩效薪酬	1								
挑战性压力源	.381**	1							
组织公平	.299**	.324**	1						
差错管理氛围	.434**	.384**	.466**	1					
领导影响	.109**	.243**	.203**	.203**	1				
组织创新氛围	.432**	.471**	.515**	.637**	.256**	1			
组织内因素	.667**	.692**	.686**	.757**	.486**	.798**	1		
自我效能感	.479**	.532**	.543**	.707**	.309**	.808**	.820**	1	
新生代员工创造力	.480**	.522**	.532**	.706**	.306**	.807**	.814**	.992**	1

附注： **在 $p<0.01$ 级别
*在 $p<0.05$ 级别

6.3 层次回归检验结果

基于上一小节中相关性分析基础，已经确定企业组织内因素、自我效能感、新生代员工创造力以及企业组织内因素各维度之间具有相关关系存在，本节将在此基础上对研究假设进行层次回归分析检验，以进一步确定以上各个变量之间的相关程度和相关方向。

6.3.1 企业组织内因素与新生代员工创造力关系检验

在对企业组织内因素与新生代员工创造力之间进行层次回归检验中，一共采用了 8 个回归模型进行检验，主要是对企业组织内因素和企业组织内因素的 6 个子维度与新生代员工创造力之间的影响作用进行检验。如下表所示：

表 5： 企业组织内因素对新生代员工创造力回归分析表

	新生代员工创造力							
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
控制变量								
性别	0.120	0.135	0.060	0.098	0.025	0.075	0.036	0.020
年龄	-0.047	-0.038	0.040	-0.019	-0.071	-0.074	-0.033	-0.018
文化程度	0.024	0.054	-0.030	0.028	0.031	0.035	0.057	0.034
月收入	0.077	0.076	0.023	0.071	0.034	0.049	0.023	0.010
工作经验	0.037	0.021	-0.026	-0.001	0.067	0.040	0.042	0.000
单位类型	-0.110	-0.114	-0.049	-0.087	-0.037	-0.094	-0.020	-0.027
自变量								
绩效薪酬		0.488						
挑战性压力源			0.512					
组织公平				0.524				
差错管理氛围					0.698			
领导影响						0.291		
组织创新氛围							0.801	
企业组织内因素								0.808
R ²	0.033	0.269	0.278	0.305	0.506	0.213	0.658	0.665
F 值	1.924	17.966	18.734	21.382	49.890	16.268	93.736	96.831
△R ²	0.033	0.237	0.245	0.272	0.473	0.181	0.625	0.633
△F	1.924	110.523	115.722	133.652	326.695	31.308	623.593	644.552

由表中 M1 模型数据可知，调查对象的背景信息的两个控制变量对新生代员工创造力不产生显著影响。表中模型 M2、M3、M4、M5、M6、M7、M8 的模型分析结果表明企业组织内因素以及其各维度都对新生代员工创造力都产生不同程度的正向影响。

6.3.2 企业组织内因素与自我效能感关系检验

在对企业组织内因素与自我效能感之间进行层次回归检验中，一共采用了 8 个回归模型进行检验，主要是对企业组织内因素和企业组织内因素的 6 个子维度与自我效能感之间的影响作用进行检验。如下表所示：

表 6: 企业组织内因素对自我效能感回归分析表

	自我效能感							
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
控制变量								
性别	0.127	0.142	0.065	0.104	0.032	0.081	0.043	0.025
年龄	-0.054	-0.045	0.035	-0.026	-0.078	-0.081	-0.040	-0.026
文化程度	0.022	0.052	-0.033	0.026	0.029	0.033	0.055	0.032
月收入	0.064	0.063	0.008	0.058	0.021	0.036	0.010	-0.003
工作经验	0.036	0.020	-0.029	-0.003	0.066	0.039	0.041	-0.001
单位类型	-0.092	-0.095	-0.028	-0.067	-0.018	-0.075	-0.001	-0.007
自变量								
绩效薪酬		0.487						
挑战性压力源			0.527					
组织公平				0.535				
差错管理氛围					0.700			
领导影响						0.296		
组织创新氛围							0.803	
企业组织内因素								0.817
R ²	0.028	0.264	0.273	0.313	0.505	0.214	0.658	0.674
F 值	1.660	17.445	19.644	22.166	49.720	16.844	93.551	100.874
ΔR^2	0.028	0.235	0.259	0.284	0.477	0.184	0.629	0.646
ΔF	1.660	109.008	123.969	141.123	328.543	32.417	626.675	676.491

由表中 M1 模型数据可知, 调查对象背景信息的两个控制变量对自我效能感不产生显著影响。表中模型 M2、M3、M4、M5、M6、M7、M8 的模型分析结果表明企业组织内因素以及其各维度都对新生代员工自我效能感都产生不同程度的正向影响。

6.3.3 自我效能感与新生代员工创造力关系检验

在对自我效能感与新生代员工创造力之间进行层次回归检验中, 一共采用了 2 个回归模型进行检验。如下表所示:

表 7: 自我效能感与新生代员工创造力的回归分析表

	新生代员工创造力	
	M1	M2
控制变量		
性别	0.120	-0.005
年龄	-0.047	0.007
文化程度	0.024	0.002
月收入	0.077	0.013
工作经验	0.037	0.001
单位类型	-0.110	-0.020
自变量		
自我效能感		0.990

表 7: 自我效能感与新生代员工创造力的回归分析表 (cont.)

	新生代员工创造力	
	M1	M2
R ²	0.033	0.986
F 值	1.924	3353.358
ΔR ²	0.033	0.953
ΔF	1.924	226959.959

由表中 M2 模型数据分析可知, 新生代员工的自我效能感对新生代员工创造力产生正向影响。

6.3.4 自我效能感的中介效应假设检验

对自我效能感介入企业组织内因素与新生代员工创造力之间的中介效应回归检验中, 一共采用了 3 个回归模型进行假设验证。如下表所示:

表 8: 自我效能感中介作用回归分析表

	新生代员工创造力		
	M1	M2	M3
控制变量			
性别	0.120	0.020	-0.005
年龄	-0.047	-0.018	0.007
文化程度	0.024	0.034	0.002
月收入	0.077	0.010	0.014
工作经验	0.037	0.000	0.001
单位类型	-0.110	-0.027	-0.020
自变量			
企业组织内因素		0.808	-0.002
控制变量			
自我效能感			0.992
R ²	0.033	0.665	0.986
F 值	1.924	96.831	2925.821
ΔR ²	0.033	0.633	0.320
ΔF	1.924	644.552	7608.024

鉴于企业组织内因素对新生代员工创造力存在正向影响, 并且企业组织内因素对自我效能感存在正向影响, 由自我效能感介入企业组织内因素与新生代员工创造力之中的检验模型 M3 的分析数据, 显示为自我效能感介入模型后, 该模型 M3 中的模型拟合指数 $R^2=0.986>0.2$, 属于大于 0.2 的可接受范围, $\Delta R^2=0.0.320$, 模型 M3 拟合度表现良好; F 值 $=2925.821$, $\Delta F=7608.024$, 显著性 F 水平 Sig 的显著性变化量为 $0.000<0.05$, 符合显著性变化

量取值水平，但企业组织内因素对新生代员工创造力的回归系数 β 由 0.808 降为模型 M3 中-0.002，说明自我效能感在企业组织内因素与新生代员工创造力之间存在部分中介作用。

研究总结

在对数据运用相关的分析方法对数据进行分析后，继续对研究数据进行了统计与实证分析处理，实证分析结果显示本次研究中企业组织内因素以及企业组织内因素各维度都对新生代员工创造力产生不同程度的正向影响，其中自我效能感产生了部分中介作用，研究结果分析如下表所示。

表 9： 研究结果汇总表

编号	实证分析结果	检验结果
H ₁	企业组织内因素对新生代员工创造力产生正向影响	通过检验
H _{1a}	绩效薪酬对新生代员工创造力产生正向影响	通过检验
H _{1b}	挑战性压力源对新生代员工创造力产生正向影响	通过检验
H _{1c}	组织公平对新生代员工创造力产生正向影响	通过检验
H _{1d}	组织差错管理氛围对新生代员工创造力产生正向影响	通过检验
H _{1e}	领导影响对新生代员工创造力产生正向影响	通过检验
H _{1f}	组织创新氛围对新生代员工创造力产生正向影响	通过检验
H ₂	企业组织内因素对新生代员工的自我效能感产生正向影响	通过检验
H _{2a}	绩效薪酬对新生代员工的自我效能感产生正向影响	通过检验
H _{2b}	挑战性压力源在某边界条件下对新生代员工的自我效能感产生正向影响	通过检验
H _{2c}	组织公平对新生代员工的自我效能感产生正向影响	通过检验
H _{2d}	组织差错管理氛围对新生代员工的自我效能感产生正向影响	通过检验
H _{2e}	领导影响对新生代员工的自我效能感产生正向影响	通过检验
H _{2f}	组织创新氛围对新生代员工的自我效能感产生正向影响	通过检验
H ₃	自我效能感对新生代员工的创造力产生正向影响	通过检验
H ₄	自我效能感在组织内因素与新生代员工创造力间起中介作用	通过检验

本次研究通过探讨“企业组织内因素对新生代员工创造力的影响”这一话题，更进一步研究了自我效能感在它们之间产生的中介作用效应。总结全文，具体有以下研究结论：

(1) 企业组织内因素对新生代员工的创造力产生极其重要的影响，是影响新生代员工创造力的关键因素，企业组织内因素以及其 6 个子维度对新生代员工创造力产生正向影响作用；

(2) 从企业组织内因素的 6 个子维度观测，组织创新氛围与组织差错管理两个子维度对新生代员工创造力的影响程度较企业组织内因素的其它 4 个子维度更大，在促进新生代员工创造力中起到关键性作用；

(3) 自我效能感对提高新生代员工创造力起到正向促进作用，且作用程度较大，对新生代员工创造力具有较强的影响能力，在企业组织内因素对新生代员工创造力的影响中起到较弱的负向部分中介作用。

讨论

本次研究结论让我们知道若想要提升新生代员工工作自主性和创造力，我们可以通过企业组织内因素的调节来对新生代员工进行科学培养与刺激。首先，我们可以通过调整绩效薪

资、优化绩效考核制度来刺激员工的工作动机和工作自主性；其次，在工作上合理分配工作任务，制造活跃工作气氛，在安排比较繁重的任务时领导多对员工进行鼓励和褒奖，帮助他们感知到“社会说服效应”从而提升其工作积极性和自我效能感；再者可以通过企业福利分配公平化、绩效审核与薪酬发放透明化、奖惩内容公开化、建立公平的发展晋升制度来促进组织程序公平，通过组织公平的建设，会较大程度提升员工的工作满意度和归属感，降低离职率，提升他们的创造能力；同时，还能通过加强建设企业组织的差错管理制度来提升新生代员工创造力，可以合理开放试错空间，鼓励员工面对错误，可以有效提升员工创新动机和创造欲望，从而提升他们的创造能力；接着还可以从企业领导影响方面入手，比如加强对领导者的管理知识培养，提高领导的内在素养，降低领导与员工的距离感等，通过领导的形象与实际行为，为新生代员工树立创新榜样，鼓励领导与员工共同投入创新活动，可以产生不错的创新绩效；最后，我们可以通过定期举办创新知识讲座、开办创新培训或提供创新学习机会来拓展员工创新知识和提升创新素质，提升新生代员工的创新效能感，从而科学开发他们的创造力。

总之，我们可以建立良好的组织创新氛围和宽松的差错管理氛围，降低新生代员工的创新成果水平期望值，可以有效降低员工在进行创新时的焦虑、压抑等负面情绪，对新生代员工具有很好的创新情绪唤醒作用，对新生代员工的创新效能感和创造力都有极强的提升作用。

参考文献

- 陆玉梅、高鹏、梅强. (2020). 民企新生代员工价值观与工作行为关系研究. *财会月刊*, (09), 124-129.
- 马华苏. (2016). 影响员工创造力的组织内因素. *商*, (17), 40.
- 宋晓梅、李傲、李红勋. (2009). 基于个人——工作契合度对员工敬业度的研究. *科学管理研究*, 27(06), 100-104.
- Bandura, A. (1997). Self-Efficacy: The Exercise of Control. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 604(2), 158-166.
- Bandura, A., & Bandura, S. (1986). *Social Foundation of Thoughts and Actions: A Social Cognitive Theory*. Prentice-Hall.
- Bang, H., & Jr. T. G. R. (2017). Personal Accomplishment, Mentoring, and Creative Self-Efficacy as Predictors of Creative Work Involvement: The Moderating Role of Positive and Negative Affect. *J Psychol*, 151(2), 148-170.
- Carmeli, A., & Schaubroeck, J. (2007). The Influence of Leaders' and Other Referents' Normative Expectations on Individual Involvement in Creative Work. *Leadership Quarterly*, 18(1), 35-48.
- Mcfarlin, D. B., & Sweeney, P. D. (1992). Distributive and Procedural Justice as Predictors of Satisfaction with Personal and Organizational Outcomes. *Academy of Management Journal*, (35), 626 - 637.
- Milkman, R. (2017). A New Political Generation: Millennials and the Post-2008 Wave of Protest. *American Sociological Review*, 82(1), 1-31.
- Sitzmann, T., & Yeo, G. (2013). A Meta-Analytic Investigation of the Within-Person Self-Efficacy Domain: Is Self-Efficacy a Product of Past Performance or a Driver of Future Performance?. *Personnel Psychology*, 66(3), 531-568.
- Zhou, J. & George, J. M. (2001). When Job Dissatisfaction Leads to Creativity: Encouraging the Expression of Voice. *Academy of Management Journal*, 44(4), 682-696.

职场负面八卦对员工助人行为的影响效应研究

THE INFLUENCE OF WORKPLACE NEGATIVE GOSSIP ON EMPLOYEES' HELPING BEHAVIOR

樊艳红

Yanhong Fan

泰国正大管理学院中国研究生院

Chinese Graduate School, Panyapiwat Institute of Management

Corresponding author, E-mail: fyh.0217@qq.com

摘要

以往对于职场负面八卦的研究较多探讨其对八卦传播者的影响,忽视了其对八卦目标员工的影响。本研究基于认知-情感个性系统理论探讨了职场负面八卦如何以及何时会影响八卦目标员工的助人行为。通过对来自于中国华中地区的 237 名员工的问卷调查,结果发现:职场负面八卦与员工助人行为具有显著的负相关关系,员工的内部人身份感知与消极情感在职场负面八卦与员工助人行为之间起中介作用,员工的组织支持感知不仅调节了职场负面八卦与内部人身份感知及消极情感的关系,而且还调节了职场负面八卦通过内部人身份感知与消极情感对员工助人行为的间接效应。本研究可以帮助组织更加清楚地了解职场负面八卦的消极影响,并告知组织可以通过增加对八卦目标员工的组织支持感以降低职场负面八卦的消极作用。

关键词: 职场负面八卦 内部人身份感知 消极情感 组织支持感知 助人行为

Abstract

Previous studies about workplace negative gossip have mostly discussed its impact on gossip communicators, but neglected its impact on target employees. Based on the cognitive-affective personality system theory, this study explores how and when workplace negative gossip can influence the helping behaviors of target employees. Based on 237 employees from central China of questionnaire survey, the results showed that: workplace negative gossip has a significantly negative relationship with employees' helping behavior; employees' perceived insider status and negative affect play a mediating role in the relationship between workplace negative gossip and helping behavior; and employees' perceived organizational support moderates the relationship between workplace negative gossip and perceived insider status and negative affect; and moderates the indirect effect between workplace negative gossip and employees' helping behavior through perceived insider status and negative affect. This study can help organizations more clearly understand the negative effects of workplace negative gossip, and tell organizations that they can reduce the negative effects of workplace negative gossip by increasing employees perceived organizational support.

Keywords: Workplace negative gossip, Perceived insider status, Negative affect, Perceived organizational support, Helping behavior

引言

八卦 (Gossip) 是一种关于日常生活的闲聊, 是一种流行的非正式沟通方式, 是指对不在场的第三人的评价性言论。八卦是人类社交关系的核心, 没有八卦就没有社会, 八卦帮助我们更加了解我们的社会。八卦普遍存在于人们的生活中, 几乎所有人都有过八卦或被八卦的经历, 相关研究表明人们的日常谈话中有 65% 的时间都在谈论他人的八卦 (Emler, 1994)。

八卦具有传递与交换信息、娱乐、建立友谊和影响他人四大功能 (Foster, 2004)。通过八卦, 组织中员工可以获取一些正式渠道无法提供的消息, 可以更加了解我们所处的环境, 明确群体支持什么以及反对什么, 从而明确自己应该做什么以及不应该做什么, 最终使个体行为与群体目标保持一致。职场八卦 (Workplace Gossip) 是指发生在职场中的, 对于不在场的第三人进行带有评价性的非正式谈话 (Kurland & Pelled, 2000)。根据职场八卦的效价不同, 可以将职场八卦划分为职场正面八卦和职场负面八卦, Chandra 与 Robinson (2009) 从被八卦者的视角出发, 将职场负面八卦定义为发生在组织中的, 被员工感受到的关于员工本身的负面消息, 这也是本研究所使用的职场负面八卦的定义。其中, 负面的事件和负面消息更容易受到人们的关注, 因此在人际网络中传播地更快, 故本研究将对职场负面八卦展开研究。

根据认知-情感个性系统理论, 组织中发生的事件会通过影响员工的认知以及情感系统进而影响着员工的不同行为表现。当员工感知到来自于其他同事的职场负面八卦时, 职场负面八卦所传递的种种负面信息会给员工带来人际交往过程中的阻碍和烦恼, 导致其人际交往过程中冲突的增加以及人际信任的降低, 种种后果会使得员工降低其内部人身份感知以及增加其消极情感。当员工内部人身份感知降低以及消极情感增加时, 员工会对工作及任务的完成没有行动力和执行力, 会降低员工的工作投入以及人际交往过程中的时间与精力的投入, 导致员工与其他同事的互动质量以及互动频率下降, 即员工会拒绝向其他同事提供助人行为, 最终会影响着员工与其他同事的人际关系。

同时, 根据组织支持理论, 当员工感知到来自于组织的支持时, 会降低职场负面八卦所带来的消极影响。具体而言, 尽管员工遭受到来自于其他同事的职场负面八卦, 可能会降低员工的内部人身份感知和增加员工的消极情感。但是当员工感知到来自于组织的支持时, 会增加员工在工作中的支持感和满意度, 可能认为其他同事的行为是违背了组织中的制度和规范的, 组织总体而言还是比较公允的, 并且也会替我打抱不平, 进而会弱化职场负面八卦对员工的消极影响。

综上所述, 本研究将基于认知-情感个性系统理论以及组织支持理论去探讨职场负面八卦对员工助人行为的影响, 并且考察在职场负面八卦与员工助人行为影响过程中员工内部人身份感知以及消极情感的作用机制, 以及组织支持感作为在以上关系中的边界条件。

研究目的

首先, 本研究探讨了职场负面八卦与员工在人际关系中的助人行为的影响。本研究认为职场负面八卦会影响其在人际交往中的态度和行为, 如: 内部人身份感知、消极情感以及助人行为等。由于八卦传播主体的隐密性, 个体无法及时加以有效的澄清和控制, 这不仅会给八卦目标带来巨大的心理压力, 使其无法全身心的投入到工作中, 降低其在工作任务方面的投入与注意力, 而且也会降低员工与其他同事人际互动中的投入, 继而表现出员工较少向其他同事提供助人行为。

其次,本研究揭示了职场负面八卦与员工助人行为的作用机制。本研究基于认知情感个性系统理论探讨了职场负面八卦会对员工的认知情感系统产生影响,进而会降低员工的助人行为。具体而言,职场负面八卦所传达的负面消息会使员工认为自己受到了团队内其他同事的排挤,进而降低员工的内部人身份感知;此外,职场负面八卦正是反映了员工在人际交往过程中的不被其他同事所认可,进而会导致员工产生消极情感,又会引起员工在人际关系中的退缩行为,最终降低员工对团队内其他同事的助人行为。

最后,本研究发现了有效控制职场负面八卦消极影响的边界条件。本研究基于组织支持理论,考察员工组织支持感知在调节职场负面八卦与内部人身份感知、职场负面八卦与消极情感的直接效应,以及职场负面八卦通过内部人身份感知、消极情感对助人行为的间接效应的影响。通过发现组织支持感知的重要调节作用,在明确职场负面八卦的作用边界方面具有重要的理论意义,同时也可以为组织提出有效的控制措施,帮助组织降低职场负面八卦的消极影响。

文献综述

职场负面八卦代表了一种非正式交流的方式,会影响员工的工作态度和行为。目前关于组织中负面八卦的学术研究仍然是不完整的,尤其是工作场所的负面八卦对员工工作相关行为的影响。系统梳理职场负面八卦对目标员工影响的相关研究,发现大多研究是基于声誉理论、组织自尊理论、资源保存理论等理论视角展开的(Paine, 1970)。

一方面基于声誉理论,有学者提出,对于组织中的八卦目标,如果认为职场负面八卦传递出的信息是对自己声誉的一种攻击,那么,如同其他职场冷暴力一样,八卦目标的身心会受到伤害,并在其后续职场行为中表现出来,如无故旷工、装病请假、工作偷懒等(Cox, 1970)。另一方面,基于组织自尊和资源保存理论,有研究指出对于个体而言,一旦成为负面八卦困扰的对象,个体就会由于涉及个人的隐私被泄露而感到难堪与窘迫,导致个体心理及生理压力增加及自尊的降低,同时也伴随着个体为了澄清负面八卦中的不实成分而去花费大量的时间(Chandra & Robinson, 2009)。而相关研究也表明,职场负面八卦会使员工工作满意度下降、失去工作的动力、情绪耗竭,并进而导致员工生产效率的降低、请假及辞职的增加及员工离职等行为(Baumeister, Zhang & Vohs, 2004)。

总体而言,关于八卦的研究还是不完整的。首先,以往的学者很少研究具体探讨职场负面八卦所带来的感觉会如何影响员工在人际关系中的行为及表现,尤其是员工感知到职场负面八卦可能会影响其开展对其他同事的助人行为。其次,以往对于职场负面八卦的研究大多基于声誉理论、组织自尊理论以及资源保存理论,缺乏其他理论视角的考察,组织只有深入地了解了职场负面八卦对员工助人行为的影响机制和边界条件,才能更好地制定相关的组织政策和制度以降低职场负面八卦的消极影响。因此,本研究首次将认知情感个性系统理论引入到职场负面八卦的相关研究中,去探讨职场负面八卦通过影响内部人身份感知与消极情感进而影响八卦目标员工的助人行为。

理论基础与研究假设

1. 职场负面八卦与助人行为

职场八卦组织中的一个成员(八卦传播者)与另一个成员(八卦接受者)进行的非正式的、有评论性的交流(Foss, 2004; Kurland & Pelled, 2000)。职场八卦作为一种行为,它既可以是积极的(例如:讨论同事的成就),也可以是消极的(例如:讨论同事糟糕的表现),因此,学者将职场八卦区分为职场正面八卦与职场负面八卦(Fine & Rosnow, 1978)。相比于

职场正面八卦，职场负面八卦由于涉及到对于第三方的负面评价，受到理论学家和组织实践者的广泛关注。

本研究认为，职场负面八卦会降低八卦目标员工的助人行为，基于以下三个方面的原因。第一，个体无论是在工作中还是在生活中，始终在追求着自我概念的一致性，为了保持态度和行为之间的认知一致性，员工会从事与他们整体自我认知观点一致的行为（Korman, 1970）。根据 Korman（1970）的研究，个体的行为反应强烈地受到对自我形象保持一致认知的愿望的影响。这就表明，在某种程度上，职场负面八卦会影响八卦目标员工的自我认知，也会影响着八卦目标员工的行为。如果员工认为自己是职场负面八卦的受害者，他们就不太可能觉得职场中的人际关系是有意和有价值的。这种感觉是工作中被排斥或拒绝的直接反映（Leary, Schreindorfer, & Haupt, 1995）。因此，当员工感知到来自他人的职场负面八卦时，员工可能会感到职场中的友谊不值得去维护或保持，进而有可能会从事自我保护的社会行为，以应对职场负面八卦感知的影响（Stinson et al., 2008），其中一种自我保护行为反应是降低自身的助人行为。

第二，职场中的员工在进行社会交往的时候都会遵循着一定的社会规范，应该尊重待人，平等互惠。但是当八卦目标员工感知到自身成为职场负面八卦的受害者，他们可能会认为自身没有受到平等的对待，认为与团队成员的人际关系并没有维持的必要，进而会使得八卦目标员工产生一种消极互惠信念（Foss, 2004）。当八卦目标员工产生一种消极互惠信念时，他们会降低自身在维护与团队其他成员人际关系方面的努力，进而当团队其他成员出现了问题需要向八卦目标员工求助的时候，八卦目标员工会直接或委婉拒绝他人的求助，即减少自己对他人的助人行为。

第三，职场负面八卦会造成员工之间的互相猜忌（Ellwardt, Wittek, & Wielers, 2012），感知到职场负面八卦的员工会尽力去寻找八卦的来源以及八卦者，这时他们会去通过以往与团队其他成员的人际互动去判断他人是否是八卦者。如此一来，会直接破坏团队成员之间的关系，恶化团队和谐友好的氛围，而员工都希望自己是在一个具有和谐良好的团队氛围中工作，不良的团队氛围会使得团队中的员工尽量采取防御或保护行为，最终会造成团队成员“各人自扫门前雪，莫管他人瓦上霜”的现象，即职场负面八卦会减少八卦目标员工对组织其他成员的助人行为。

假设 1：职场负面八卦与八卦目标员工的助人行为之间呈现显著的负相关关系。

2. 内部人身份感知的中介

Stamper 和 Masterson（2002）为了区分员工感知到组织或团队对待他们方式的不同，进而区分了内部人身份和外部人身份，所谓的内部人身份感知是指员工认为他们作为组织或团队内部成员的程度，强调的是员工对于组织或团队的认可和归属。

根据认知-情感个性系统理论，个人心理状态会受到事件刺激的影响，并随后产生独特的复杂行为（Mischel, 1973）。该理论认为，个体在他们如何分类和编码事件刺激以及这些编码如何激活他们心理状态的认知和情感单元方面存在差异（Mischel & Shoda, 1995）。该理论也为个体的不同社会行为提供了预测。认知-情感个性系统理论特别关注事件刺激与行为之间内在的心理中介过程。在该理论中，心理中介过程由相对稳定的认知-情感单位构成（Mischel & Shoda, 1995）。其中的影响机制大致为：第一，个体将外部事件刺激的信号转换为编码单元；第二，编码单元激活个体的认知及情感单元，并发挥作用；最后，认知-情感单元对个体的行为产生影响，即不同的行为结果，如目标、价值和计划等。

根据认知-情感个性系统理论，事件会对个体的人格系统中的认知-情感单元产生较为复杂的影响，并进而影响着个体的行为表现。职场负面八卦对八卦目标员工而言是一种消极

事件，会消极影响着个体的认知-情感单元，而内部人身份感知作为个体的一种“认知”单元，会受到职场负面八卦事件的影响，而后又会影响着个体的助人行为表现。因此，本研究构建了职场负面八卦通过影响个体的内部人身份感知进而影响其助人行为表现的中介路径。

具体而言，由于职场负面八卦这一事件包含了对于八卦目标员工不利的内容和信息，会破坏八卦目标员工的组织角色表现和社会形象（Foster, 2004），这些负面八卦信息和内容会被个体转换为编码单元，进而影响到个体的认知判断，即自己是组织中可有可无、不受同事待见的，因此会降低个体对于组织内部人身份的感知。而个体的认知单元后续会影响着个体的行为选择，当八卦目标员工感知到自己不是组织中的内部人，因此他们会认为组织中其他成员的任务与自己毫不相关，自己只需要完成自己工作职责范围内的事情即可。因此当组织中其他成员完成工作任务的过程中遇到了困难与挑战的时候，需要向八卦目标员工求助，八卦目标员工也就不会去帮助他人。

假设 2：职场负面八卦会通过影响八卦目标员工的内部人身份感知进而影响其助人行为，即八卦目标员工的内部人身份感知在职场负面八卦与其助人行为之间起着中介作用。

3. 消极情感的中介作用

情感作为个体重要的生理和心理现象，可以区分为积极情感与消极情感，但是伴随着人们对心理健康的重视，越来越多的学者开始关注于消极情感的重要影响。Wagon（1988）根据个体表现积极情感和消极情感的不同体验，将消极情感定义为，个体在主观上经历的包括悲伤、恐惧、愤怒及焦虑等消极情感在内的体验。

如前所述，根据认知-情感个性系统理论，事件会对个体的人格系统中的认知-情感单元产生较为复杂的影响，并进而影响着个体的行为表现。职场负面八卦对八卦目标员工而言是一种消极事件，会消极影响着个体的认知-情感单元，而消极情感作为个体的一种“情感”单元，也会受到职场负面八卦事件的影响，而后又会影响着个体的助人行为表现。因此，本研究构建了职场负面八卦通过影响个体的消极情感进而影响其助人行为表现的中介路径。

具体而言，职场负面八卦这一事件隐含着组织中八卦者对于八卦目标员工的评价，这种评价是消极的、负面的，并且职场负面八卦的传播速度极为惊人，短时间内就会蔓延至整个组织。当职场负面八卦的信息无法及时澄清时，八卦接受者则会默认八卦目标员工承认了这些负面信息，进而会导致八卦接受者降低与八卦目标员工的人际互动，或者在与八卦目标员工进行人际互动的过程中对其进行侮辱和蔑视。这些信息会被八卦目标员工转化为编码单元，进而刺激着八卦目标员工的情感单元，正是由于职场负面八卦大多都充斥着对八卦目标员工的消极信息，因此会使得个体的情感单元产生消极的效价，即消极情感。而个体的情感单元后续也会影响个体的行为选择，消极情感会降低降低个体的积极性和行动力，会引发个体的不良行为。与消极的情感体验相一致，当员工面对组织其他成员的请求时，员工会感知到一种不安全感，进而会表现出防御行为，降低员工的助人行为（Schwarz, & Clore, 2003）。

假设 3：职场负面八卦会通过影响八卦目标员工的消极情感进而影响其助人行为，即八卦目标员工的消极情感在职场负面八卦与其助人行为之间起着中介作用。

4. 组织支持感知的调节作用

Eisenberger（1986）提出了组织支持感理论（Organizational Support Theory, OST），该理论遵循社会交换理论的基本规范，即员工与组织之间应该遵循平等互惠规范，组织应该关心、体恤和照顾员工，员工也应该提供角色外行为、提升个人绩效以回报组织。Eisenberger 将组织支持感理论中的核心变量，组织支持感定义为：员工相信他们的组织重视他们的贡献并关心他们福祉的综合感知。

本研究基于组织支持感理论,认为八卦目标员工感知的组织支持感会弱化职场负面八卦对八卦目标员工认知-情感单元的消极影响。其中,当员工感知的组织支持感知水平越高,职场负面八卦对八卦目标员工的认知与情感单元影响越弱,当员工感知的组织支持感知水平越低,职场负面八卦对八卦目标员工的认知与情感单元影响越强。

具体而言,当员工的组织支持感知水平较高时,员工知道组织尽可能为员工在完成工作任务的过程中提供资源支持与物质帮助,使得员工可以感知到自己在组织中的价值与贡献,这有助于促进员工在组织中表现出主人翁精神,具有较强的责任感与使命感。在这种情况下,即使员工成为了职场负面八卦的对象,也不会直接降低员工对于组织的责任感与使命感,反而八卦目标员工会认为这是在组织不知情的情况,组织中的一些不上进、没有集体荣誉感的成员在故意诋毁自己、中伤自己。如果组织知情,组织肯定会支持我、并且帮助我去澄清这些负面八卦的。由此,八卦目标员工即使知晓了组织中有关于其负面信息的八卦在传播,该员工也会继续保持着积极上进的心思,专注投入在工作中,等待组织的支持与澄清负面八卦信息,更不会因为部分八卦者去怀疑组织其他成员甚至组织对于自己的支持与关心。如此的话,较高水平的组织支持感知有助于对职场负面八卦的消极影响发挥着较好的中和作用,使员工仍然能够以较为饱满的精神状态投入到工作中,既不会使员工产生消极情感,也不会降低员工的内部人身份感知。

假设 4: 组织支持感知调节着职场负面八卦与八卦目标员工内部人身份感知的关系,当组织支持感知较高时,职场负面八卦对八卦目标员工内部人身份感知的负向作用较弱;当组织支持感知较低时,职场负面八卦对八卦目标员工内部人身份感知的负向作用较强。

假设 5: 组织支持感知调节着职场负面八卦与八卦目标员工消极情感的关系,当组织支持感知较高时,职场负面八卦对八卦目标员工消极情感的正向作用较弱;当组织支持感知较低时,职场负面八卦对八卦目标员工消极情感的正向作用较强。

5. 被调节的中介作用

根据上述假设,本研究进一步提出被调节的中介效应假设,即员工的组织支持感知调节着职场负面八卦通过影响八卦目标员工的内部人身份感知和消极情感进而影响八卦目标员工助人行为的间接效应。具体而言,当员工感知的组织支持感知水平较高时,职场负面八卦对八卦目标员工内部人身份感知以及消极情感的负面影响较小,进而对八卦目标员工的助人行为产生的影响较小。当员工的组织支持感知水平较低时,职场负面八卦对八卦目标员工内部人身份感知以及消极情感的影响较大,进而对八卦目标员工的助人行为产生的影响较大。

假设 6: 组织支持感知调节着职场负面八卦通过影响八卦目标员工内部人身份感知进而影响其助人行为的间接效应,当组织支持感知较高时,职场负面八卦通过影响八卦目标员工消极情感进而影响其助人行为的间接效应越弱;当组织支持感知越低时,职场负面八卦通过影响八卦目标员工内部人身份感知进而影响其助人行为的间接效应则越强。

假设 7: 组织支持感知调节着职场负面八卦通过影响八卦目标员工消极情感进而影响其助人行为的间接效应,当组织支持感知越高时,职场负面八卦通过影响八卦目标员工消极情感进而影响其助人行为的间接效应越弱;当组织支持感知越低时,职场负面八卦通过影响八卦目标员工消极情感进而影响其助人行为的间接效应则越强。

研究方法

1. 研究设计

本研究采用问卷调查法，从中国华中地区的多家中小型企业中收取了员工的二阶段配对数据。首先对本文所涉及到的变量选取相应的测量量表，量表具体选取在下文阐述。为了降低共同方法偏差的影响，本研究采取两个时间点收集数据的策略，并对不同阶段员工作答的问卷进行配对。在第 1 阶段，主要收集了员工的人口统计学变量并让报告职场负面八卦、组织支持感知等变量信息。这一阶段，共发放问卷 350 份，回收 332 份。一个月之后，再次邀请完成了第 1 阶段的员工填写第 2 阶段的问卷，让员工报告自身的消极情感、内部人身份感知以及助人行为等变量信息。这一阶段，共发放问卷 332 份，回收 278 份。通过两个阶段的数据配对，删掉前后两个阶段无法配对的数据，最终共获得 237 对有效问卷，问卷回收有效率为 67.7%。

2. 测量工具

职场负面八卦：本研究采用的是 Chandra 和 Robinson（2009）开发的职场负面八卦测量量表，并且国内外研究证实该量表具有良好的信度与效度（Wu, Birtch, Chiang, & Zhang, 2018; 杜恒波, 朱千林, 刘春红, 2019）。此量表中包含了 3 个题项，代表题项为：“我的同事或领导在工作场所传播了关于我的有害信息”。在本研究中，职场负面八卦量表的 Cronbach's α 系数为 0.896。

内部人身份感知：本研究采用的是 Stamper 和 Masterson（2002）开发的内部人身份感知测量量表，具有良好的信度与效度。此量表包含 6 个题项，代表题项为：“我强烈地感觉到自己是组织的一员”。在本研究中，内部人身份感知量表的 Cronbach's α 系数为 0.733。

消极情感：本研究采用的是 Liu, Spector 和 Shi（2007）开发的消极情感量表。此量表包含了 5 个题项，代表题项为：“我的工作令我焦虑不安”。在本研究中，消极情感量表的 Cronbach's α 系数为 0.943。

助人行为：本研究采用的是 Lee 等（2019）开发的助人行为量表。该量表共计 6 个题项，代表题项为：“当同事向我求助时，我帮助他们解决了工作中的问题”。在本研究中，助人行为量表的 Cronbach's α 系数为 0.928。

组织支持感知：本研究采用的是 Eisenberger 等（1986）开发的组织支持感知量表，该量表在众多研究中受到了广泛使用，具有良好的信度与效度。该量表包含 8 个题项，代表题项为：“我的组织很重视我的目标和价值”。在本研究中，组织支持感知量表的 Cronbach's α 系数为 0.878。

控制变量。在本研究中，对员工的一些人口统计学变量进行了控制，主要包括性别、年龄、教育程度、工作年限等。

研究结果

1. 验证性因子分析

本研究采用验证性因子分析（Confirmatory factor analysis, CFA）来检验不同构念之间的区分效度，主要采用 Mplus7.4 软件进行验证性因子分析。在本研究中，由于个别变量的测量题项较多，因此对测量题项较多的测量变量进行打包处理（Item parcels），这样做的目的是较少问卷测量题项的方法误差。本研究对测量题项超过 3 的题项进行了打包处理，主要包含了内部人身份感知、消极情感、助人行为以及组织支持感知，并将这些变量统一打包为 3 个条目。分析结果如表 1 所示。

根据吴明隆（2009）的建议， χ^2/df 应该在 3 以下，CFI、TLI 应该大于 0.9，RMSEA 应低于 0.08，SRMR 应小于 0.05。结果如表 6-2 所示，模型 a 的各项拟合指数符合了以上要求， $\chi^2/df=1.878$ ，CFI=0.970，TLI=0.961，RMSEA=0.061，SRMR=0.046。并且其他四个模型的拟合程度均不如模型 a，模型 a 的 χ^2 、 χ^2/df 、RMSEA、SRMR 值在五个模型中的值最小，CFI、TLI 值在五个模型中的值最大。因此，我们可以得出结论，五因子模型有着较高的区分效度，也是最能够代表这些条目结构的模型，即说明职场负面八卦、内部人身份感知、消极情感、助人行为以及组织支持感知分别代表着不同的五个因子。

表 1：验证性因子分析

因素	χ^2	df	χ^2/df	$\Delta\chi^2$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
五因子模型 (WNG; POS; PIS; NA; HB)	150.228	80	1.878	/	0.970	0.961	0.061	0.046
四因子模型 (WNG+POS; PIS; NA; HB)	480.203	84	5.717	329.975***	0.832	0.790	0.141	0.107
三因子模型 (WNG+POS; PIS+NA; HB)	523.476	87	6.017	373.248***	0.815	0.777	0.145	0.112
二因子模型 (WNG+POS+PIS+NA; HB)	1035.663	89	11.637	885.435***	0.599	0.527	0.212	0.152
单因子模型 (WNG+POS+PIS+NA+HB)	1524.608	90	16.940	1374.380***	0.392	0.290	0.259	0.177

注：WNG表示职场负面八卦，POS表示组织支持感知，PIS表示内部人身份感知，NA表示消极情感，HB表示助人行为。“+”表示2个因子合并为一个因子；CFI（Comparative fit index）表示比较拟合指数；TLI（Tucker-Lewis Index）表示Tucker-Lewis指数；RMSEA（Root-Mean-Square Error of Approximation）表示近似误差均方根；SRMR（Standardized Root Mean square Residual）表示标准化残差平方和的平方根。

2. 共同方法偏差检验

本研究主要采用 Harman 单因子分析来检验共同方法偏差。利用 SPSS24.0 中的 Harman 单因素法进行检验，根据 Podsakoff 等人（2003）的建议，单因子累计方差解释率处于 11%-40%之间是能够接受的。本研究进行了 Harman 单因子分析之后，结果显示第一个析出因子的累积方差解释率为 30.966%，未超过 40%，因此测量数据的共同方法偏差较小，不会导致数据结果的虚假相关。

3. 描述性统计与相关性分析

本研究采用 SPSS24.0 对所涉及到的自变量、中介变量、因变量、调节变量和控制变量之间的相关关系、以及各变量的均值和标准差进行分析，分析结果如下表 2 所示。由表 2 可知，职场负面八卦与助人行为之间呈显著的负相关关系（ $r = -0.334$ ， $p < 0.01$ ），职场负面八卦与内部人身份感知之间呈显著的负相关关系（ $r = -0.251$ ， $p < 0.01$ ），职场负面八卦与消极情感之间呈显著的正相关关系（ $r = 0.265$ ， $p < 0.01$ ），内部人身份感知与助人行为之间呈显著的正相关关系（ $r = 0.342$ ， $p < 0.01$ ），消极情感与助人行为之间呈显著的负相关关系（ $r = -0.334$ ， $p < 0.01$ ），初步支持了研究所提的假设。

表 2：描述性统计与相关性分析

变量	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 性别	1.654	0.477								
2. 年龄	27.700	6.657	-0.241**							
3. 受教育程度	2.549	0.653	0.013	-0.203**						
4. 工作年限	5.000	5.778	-0.194**	0.829**	-0.131*					
5. 职场负面八卦	2.748	1.194	-0.129*	0.001	0.038	-0.028				
6. 内部人身份感知	4.661	0.752	-0.078	0.057	-0.117	0.005	-0.251**			
7. 消极情感	3.087	1.088	-0.023	-0.025	0.089	0.034	0.265**	-0.656**		
8. 助人行为	4.931	0.807	-0.062	0.159*	-0.042	0.158*	-0.132*	0.342**	-0.334**	
9. 组织支持感知	4.857	0.963	-0.026	0.096	0.021	0.086	0.127	-0.027	0.099	-0.071

注：N=237；M为平均数；SD为标准差；*表示在 $p < 0.05$ ；**表示在 $p < 0.01$ 。

4. 假设检验

中介效应假设检验结果如表 3 所示。结果表明，在检验控制变量和自变量职场负面八卦对因变量助人行为的模型 3a 和模型 3b 中，当控制了所有的控制变量（员工的性别、年龄、教育程度及工作年限），自变量职场负面八卦与因变量助人行为之间表现为显著的负相关关系（ $\beta = 0.135$, $p < 0.05$ ），表明假设 1 成立，即职场负面八卦与八卦目标员工的助人行为之间呈现显著的负相关关系。在检验控制变量和自变量职场负面八卦对中介变量内部人身份感知的模型 1a 和模型 1b 中，当控制了所有的控制变量（员工的性别、年龄、教育程度及工作年限），自变量职场负面八卦与中介变量内部人身份感知之间表现为显著的负相关关系（ $\beta = -0.265$, $p < 0.01$ ）。在检验控制变量和自变量职场负面八卦对中介变量消极情感的模型 2a 和模型 2b 中，当控制了所有的控制变量（员工的性别、年龄、教育程度及工作年限），自变量职场负面八卦与中介变量消极情感之间表现为显著的正相关关系（ $\beta = 0.268$, $p < 0.01$ ）。最后，把控制变量、自变量职场负面八卦及中介变量内部人身份感知与消极情感一起放入回归模型中，得到模型 3c。模型 3c 的结果表明，中介变量内部人身份感知与因变量助人行为之间呈显著的正相关关系（ $\beta = 0.202$, $p < 0.05$ ）；中介变量消极情感与因变量助人行为之间呈显著的负相关关系（ $\beta = -0.201$, $p < 0.05$ ）；但是自变量职场负面八卦对因变量助人行为的关系由显著（ $\beta = -0.135$, $p < 0.05$ ）变为了不显著（ $\beta = -0.028$, $p = ns$ ）。这一结果表明在加入了中介变量内部人身份感知与消极情感之后，职场负面八卦对助人行为的影响不显著了，即表示中介变量内部人身份感知与消极情感在职场负面八卦和助人行为之间起完全中介作用，这一结论表明本研究的假设 2 和假设 3 成立，即中介变量内部人身份感知与消极情感在职场负面八卦与八卦目标员工的助人行为之间起中介作用。

表 3：中介效应假设检验结果

	内部人身份感知		消极情感		助人行为		
	模型 1a	模型 1b	模型 2a	模型 2b	模型 3a	模型 3b	模型 3c
性别	-0.072	-0.108	-0.029	0.007	-0.027	-0.045	-0.022
年龄	0.116	0.13	-0.153	-0.167	0.077	0.084	0.024
受教育程度	-0.108	-0.098	0.08	0.069	-0.014	-0.009	0.025
工作年限	-0.119	-0.144	0.166	0.19	0.087	0.075	0.142
职场负面八卦		-0.265**		0.268**		-0.135*	-0.028
内部人身份感知							0.202*
消极情感							-0.201*

表 3：中介效应假设检验结果 (cont.)

	内部人身份感知			消极情感		助人行为
	模型 1a	模型 1b	模型 2a	模型 2b	模型 3a	模型 3c
R ²	0.024	0.093**	0.017**	0.088**	0.028	0.046*
ΔR ²		0.069**		0.071**		0.018*

注：N=237；*表示在 $p < 0.05$ ；**表示在 $p < 0.01$ 。

同时，为了进一步检验中介变量内部人身份感知与消极情感的中介作用以及两者之间中介效应的差异。本研究根据 Edwards 和 Lambert (2007) 的研究建议，采用 Mplus7.4 检验中介效应，运用 Bootstrap 进行了 5000 次的放回抽样，分析结果看 95%置信区间是否包含 0。如果 95%置信区间不包含 0，则说明中介效应存在，如果 95%置信区间包含 0，则说明中介效应不存在。分析结果如表 4 所示，由表 4 可知，在自变量职场负面八卦通过中介变量内部人身份感知对因变量助人行为的影响路径中，95%置信区间为 $[-0.079, -0.004]$ ，置信区间不包含 0，表明内部人身份感知在职场负面八卦与助人行为之间的中介作用存在，假设 2 进一步得到了验证。在自变量职场负面八卦通过中介变量消极情感对因变量助人行为的影响路径中，95%置信区间为 $[-0.085, -0.002]$ ，置信区间不包含 0，表明消极情感在职场负面八卦与助人行为之间的中介作用存在，假设 3 进一步得到了验证。此外，内部人身份感知与消极情感间接效应的差异在 95%的置信区间为 $[-0.063, 0.071]$ ，包含 0，说明两者之间差异不显著。

表 4：中介效应 Bootstrap 检验

路径	间接效应	标准误	95%置信区间
WNG → PIS → HB	-0.035	0.018	$[-0.079, -0.004]$
WNG → NA → HB	-0.036	0.021	$[-0.085, -0.002]$
Differences (PIS – NA)	0.001	0.033	$[-0.063, 0.071]$

注：WNG表示职场负面八卦，PIS表示内部人身份感知，NA表示消极情感；HB表示助人行为；Difference表示中介效应差异。

调节效应假设检验结果如表 5 所示。由表 5 中的模型 1c 可知，当控制了所有的控制变量（员工的性别、年龄、教育程度及工作年限）以及自变量职场负面八卦与调节变量组织支持感知，职场负面八卦与组织支持感知的乘积项对内部人身份感知具有显著的正向影响（ $\beta = 0.166$ ， $p < 0.05$ ），这一结果验证了假设 4 成立，即组织支持感知正向调节着职场负面八卦与八卦目标员工内部人身份感知的关系。同理，由表 5 中的模型 2c 可知，当控制了所有的控制变量（员工的性别、年龄、教育程度及工作年限）以及自变量职场负面八卦与调节变量组织支持感知，职场负面八卦与组织支持感知的乘积项对消极情感具有显著的负向影响（ $\beta = -0.189$ ， $p < 0.01$ ），这一结果验证了假设 5 成立，即组织支持感知负向调节着职场负面八卦与八卦目标员工消极情感的关系。

表 5： 调节效应假设检验结果

	内部人身份感知			消极情感		
	模型 1a	模型 1b	模型 1c	模型 2a	模型 2b	模型 2c
性别	-0.072	-0.108	-0.101	-0.029	0.006	-0.002
年龄	0.116	0.130	0.137	-0.153	-0.173	-0.181
受教育程度	-0.108	-0.098	-0.077	0.08	0.067	0.043
工作年限	-0.119	-0.144	-0.144	0.166	0.188	0.189
职场负面八卦		-0.265**	-0.269**		0.260**	0.265**
组织支持感知		0.006	0.051		0.065	0.014
职场负面八卦*组织支持感知			0.166*			-0.189**
R ²	0.024	0.093**	0.118*	0.017**	0.088**	0.124**
ΔR ²		0.069**	0.025**		0.071**	0.036**

注：N=237；*表示在 $p < 0.05$ ；**表示在 $p < 0.01$ 。

为了能够更加清晰的表明调节变量组织支持感知在自变量职场负面八卦和中介变量内部人身份感知与消极情感之间的调节作用。根据 Aiken 等（1991）的建议，对交互作用的效果绘制效应图以具体分析，并以均值加减一个标准差区分组织支持感知水平的高低，其中“高组织支持感知”指的是对组织支持感知的均值加一个标准差，“低组织支持感知”指的是对组织支持感知的均值减一个标准差。本研究采用 SPSS24.0 中的插件 PROCESS 进行检验并绘制调节效应图，图 2 展示了组织支持感知对职场负面八卦与内部人身份感知的调节作用，图 3 展示了组织支持感知对职场负面八卦与消极情感的调节作用。

图 2 的简单斜率检验结果表明，当员工组织支持感知较低时，职场负面八卦对员工内部人身份感知的负向作用较强（ $\beta = -0.37$, $p < 0.01$ ）；当员工组织支持感知较高时，职场负面八卦对员工内部人身份感知的负向作用不显著（ $\beta = -0.05$, $p = ns$ ），假设 4 得到了再次验证，即组织支持感正向调节着职场负面八卦与八卦目标员工内部人身份感知的关系。

图 3 的简单斜率检验结果表明，当员工组织支持感知较低时，职场负面八卦对员工消极情感的正向作用较强（ $\beta = 0.56$, $p < 0.01$ ）；当员工组织支持感知较高时，职场负面八卦对员工消极情感的正向作用不显著（ $\beta = 0.06$, $p = ns$ ），假设 5 得到了再次验证，即组织支持感知负向调节着职场负面八卦与八卦目标员工消极情感的关系。

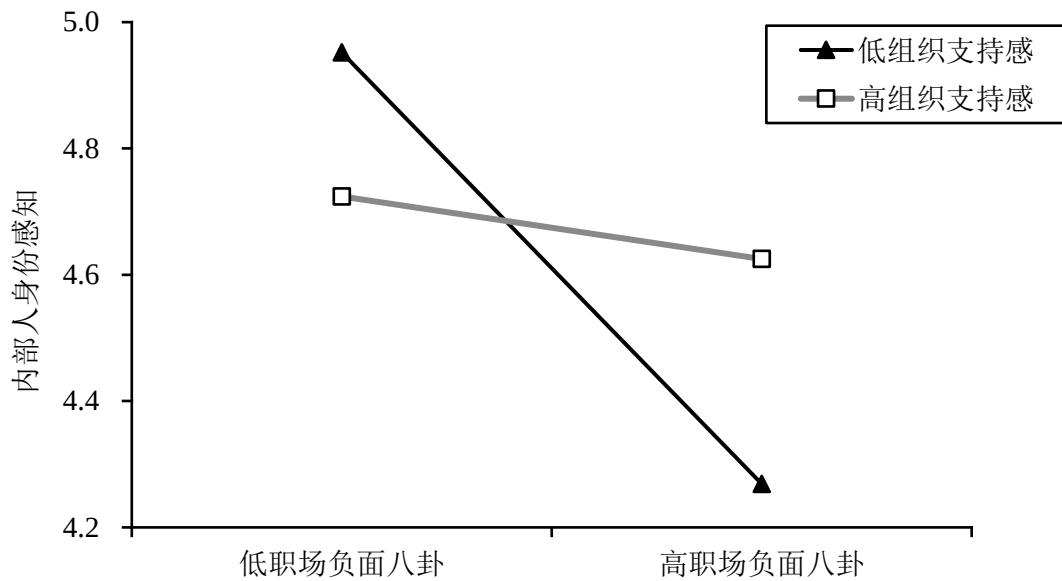


图 2: 组织支持感对职场负面八卦与内部人身份感知的调节作用

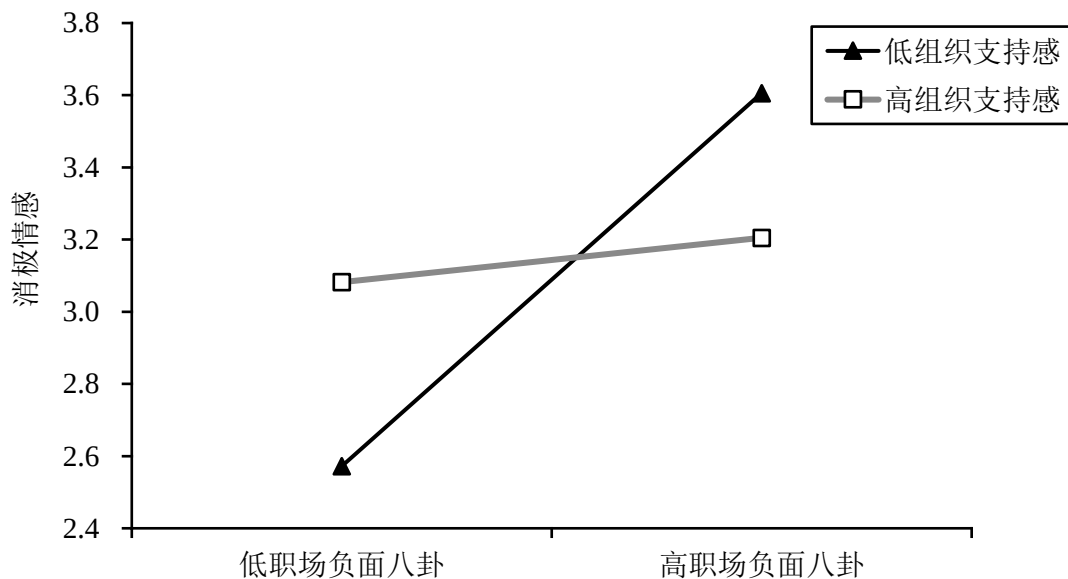


图 3: 组织支持感对职场负面八卦与消极情感的调节作用

被调节的中介效应检验: 本研究运用 Mplus7.4 检验在组织支持感知高与低的情况下, 职场负面八卦通过内部人身份感知与消极情感对员工助人行为间接效应的置信区间, 以及高与低条件下间接效应差异的置信区间。经过分析得出的研究结果如下表 6 所示。

由表 6 可知, 在职场负面八卦通过内部人身份感知对员工助人行为的影响路径中, 当员工的组织支持感较低时, 职场负面八卦通过内部人身份感知对助人行为的间接效应为 -0.094, 标准误为 0.028, 95% 的置信区间为 [-0.154, -0.043], 不包含 0, 表明间接效应显著。当

员工的组织支持感较高时，职场负面八卦通过内部人身份感知对助人行为的间接效应为-0.014，标准误为 0.020，95%的置信区间为[-0.053, 0.026]，包含 0，表明间接效应不显著。在高与低条件下的间接效应差值为 0.080，标准误为 0.035，95%的置信区间为[0.021, 0.155]，不包含 0，表明差异显著。基于此，本研究的假设 6 得到了验证。

同理，由表 6 可知，在职场负面八卦通过消极情感对员工助人行为的影响路径中，当员工的组织支持感较低时，职场负面八卦通过消极情感对助人行为的间接效应为-0.094，标准误为 0.028，95%的置信区间为[-0.154, -0.044]，不包含 0，表明间接效应显著。当员工的组织支持感较高时，职场负面八卦通过消极情感对助人行为的间接效应为-0.011，标准误为 0.019，95%的置信区间为[-0.055, 0.021]，包含 0，表明间接效应不显著。在高与低条件下的间接效应差值为 0.083，标准误为 0.029，95%的置信区间为[0.032, 0.145]，不包含 0，表明差异显著。基于此，本研究的假设 7 得到了验证。

表 6：被调节的中介效应假设检验

WNG→PIS→HB				
组织支持感知	间接效应	标准误	间接效应的 95%置信区间	
低组织支持感知	-0.094	0.028	-0.154	-0.043
高组织支持感知	-0.014	0.020	-0.053	0.026
高与低条件下的间接效应差异	0.080	0.035	0.021	0.155
WNG→NA→HB				
组织支持感知	间接效应	标准误	间接效应的 95%置信区间	
低组织支持感知	-0.094	0.028	-0.154	-0.044
高组织支持感知	-0.011	0.019	-0.055	0.021
高与低条件下的间接效应差异	0.083	0.029	0.032	0.145

注：WNG表示职场负面八卦，PIS表示内部人身份感知，NA表示消极情感；HB表示助人行为；低组织支持感知是均值减1个标准差，高组织支持感知是均值加1个标准差。

结论

本研究基于认知-情感个性系统理论及组织支持感理论探讨了职场负面八卦对八卦目标员工助人行为的作用机制及边界条件，通过对来自于华中地区的 237 名员工二阶段配对的问卷调查数据分析发现：（1）职场负面八卦对八卦目标员工的助人行为具有显著的负向影响；（2）八卦目标员工的内部人身份感知在职场负面八卦对八卦目标员工的助人行为之间起中介作用；（3）八卦目标员工的消极情感在职场负面八卦对八卦目标员工的助人行为之间起中介作用；（4）员工的组织支持感知调节了职场负面八卦与八卦目标员工内部人身份感知之间的关系；（5）员工的组织支持感知调节了职场负面八卦与八卦目标员工消极情感之间的关系；（6）员工的组织支持感知调节了职场负面八卦通过影响八卦目标员工的内部人身份感知进而影响其助人行为的间接效应；（7）员工的组织支持感知调节了职场负面八卦通过影响八卦目标员工的消极情感进而影响其助人行为的间接效应。

讨论

本研究为企业管理实践者和员工提供了启示。职场负面八卦给员工、团队及组织带来的消极影响得到了广泛证实（Michelson & Mouly, 2000; Mayer, Gavin, 2005; Wu, Birtch, Chiang, &

Zhang, 2016)。在本研究中，我们也发现职场负面八卦会通过降低八卦目标员工的内部人身份感知以及增加八卦目标员工的消极情感进而会降低八卦目标员工的助人行为。

因此，结合众多学者的观点和发现，首先，我们为员工提出建议。员工应该恪守组织行为规范，千万不能因为组织中传播着关于自己的职场负面八卦，就随意杜撰和恶意传播关于组织其他成员的不实消息。此外，关于职场负面八卦最有利的回应是专注于自己的工作与任务，提升自己的专业能力和业绩表现，让职场负面八卦不攻自破，那时，再表达自己关于无聊的职场负面八卦毫不在意，所以劝诫他人停止传播。

其次，“千里之堤，毁于蚁穴”，对于组织而言，一定要重视职场负面八卦的消极影响，一旦发现组织中传播着关于某位员工的负面八卦时，一定要有所作为，尽量将职场负面八卦的破坏作用控制在最小的影响范围之内，避免职场负面八卦传播开来，进而影响到组织的和谐氛围，破坏员工之间的人际信任。具体而言，①组织管理者要明确告知组织所有成员，职场负面八卦是对他人的一种不文明行为，是违背了组织行为规范的，要明令禁止。②组织管理者一旦发现了职场负面八卦的传播来源，一定要及时并公开处理惩罚，以儆效尤。③组织管理者要重视八卦目标员工的心理建设，不仅要处理八卦传播者，更应该关注八卦目标员工的心理辅导，减少八卦目标员工因此造成的消极情感。④本研究也发现组织支持感知可以弱化职场负面八卦对于八卦目标员工的消极影响。因此，对于组织而言，要加强对于员工的支持与帮助，具体体现在关心员工在组织中的贡献和福利，通过定期举办联谊活动、单位集体出游、加强领导关怀以及增加员工工作自主性等来强化员工的组织支持感知，进而弱化职场负面八卦对于八卦目标员工的消极影响。

参考文献

- 杜恒波、朱千林. (2018). 职场负面八卦对科技人员创造力的影响机制研究. *心理科学*, 41(1), 125-131.
- 杜恒波、朱千林. (2020). 职场负面八卦对员工知识隐藏的影响机制研究. *科研管理*, 41(3), 264-272.
- Baumeister, R. F., Zhang, L., & Vohs, K. D. (2004). Gossip as Cultural Learning. *Review of General Psychology*, 8(2), 111-121.
- Chandra, G., & Robinson, S. L. (2009, August). *They're Talking About Me Again: The Negative Impact of Being the Target of Gossip*. Paper Presented at the 2009 Academy of Management Annual Meeting, Chicago, IL, USA.
- Eisenberger, R., Huntington, R., Hutchison, S., & Sowa, D. (1986). Perceived Organizational Support. *Journal of Applied Psychology*, 71(3), 500-507.
- Ellwardt, L., Wittek, R., & Wielers, R. (2012). Talking About the Boss: Effects of Generalized and Interpersonal Trust on Workplace Gossip. *Group & Organization Management*, 37(4), 521-549.
- Erdogan, B., Bauer, T. N., & Walter, J. (2015). Deeds that Help and Words that Hurt: Helping and Gossip as Moderators of the Relationship Between Leader-Member Exchange and Advice Network Centrality. *Personnel Psychology*, 68(1), 185-214.
- Fine, G. A., & Rosnow, R. L. (1978). Gossip, Gossipers, Gossiping. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 4(1), 161-168.
- Foster, E. K. (2004). Research on Gossip: Taxonomy, Methods, and Future Directions. *Review of General Psychology*, 8(2), 78-99.



- Kurland, N. B., & Pelled, L. H. (2000). Passing the Word: Toward a Model of Gossip and Power in the Workplace. *Academy of Management Review*, 25(2), 428-438.
- Leary, M. R., Schreindorfer, L. S., & Haupt, A. L. (1995). The Role of Low Self-Esteem in Emotional and Behavioral Problems: Why is Low Self-Esteem Dysfunctional?. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 14(3), 297-314.
- Lee, H. W., Bradburn, J., Johnson, R. E., Lin, S. H. J., & Chang, C. H. D. (2019). The Benefits of Receiving Gratitude for Helpers: A Daily Investigation of Proactive and Reactive Helping at Work. *Journal of Applied Psychology*, 104(2), 197-213.
- Liu, C., Spector, P. E., & Shi, L. (2007). Cross-National Job Stress: A Quantitative and Qualitative Study. *Journal of Organizational Behavior*, 28(2), 209-239.
- Michelson, G., & Mouly, S. (2000). Rumour and Gossip in Organisations: A Conceptual Study. *Management Decision*, 38(5), 339-346.
- Mischel, W. (1973). Toward a Cognitive Social Learning Reconceptualization of Personality. *Psychological Review*, 80(4), 252-283.
- Mischel, W., & Shoda, Y. (1995). A Cognitive-Affective System Theory of Personality: Reconceptualizing Situations, Dispositions, Dynamics, and Invariance in Personality Structure. *Psychological Review*, 102(2), 246-268.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common Method Biases in Behavioral Research: A Critical Review of the Literature and Recommended Remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903.
- Schwarz, N., & Clore, G. L. (2003). Mood as Information: 20 Years Later. *Psychological Inquiry*, 14(3-4), 296-303.
- Stamper, C. L., & Masterson, S. S. (2002). Insider or Outsider? How Employee Perceptions of Insider Status Affect their Work Behavior. *Journal of Organizational Behavior*, 23(8), 875-894.
- Stinson, D. A., Logel, C., Zanna, M. P., Holmes, J. G., Cameron, J. J., Wood, J. V., & Spencer, S. J. (2008). The Cost of Lower Self-Esteem: Testing a Self-and Social-Bonds Model of Health. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(3), 412-428.
- Wu, L. Z., Birtch, T. A., Chiang, F. F., & Zhang, H. (2018). Perceptions of Negative Workplace Gossip: A Self-Consi