

授权的测量及其与员工工作态度的关系*

李超平^{1, 2} 李晓轩³ 时 勛² 陈雪峰²

(¹中国人民大学公共管理学院组织与人力资源研究所,北京 100872)

(²中国科学院心理研究所,北京 100101) (³中国科学院科技政策与管理科学研究所,北京 100080)

摘 要 首先,对 Spreitzer的授权量表在中国文化背景下的适用性进行了检验,3家企业 395份调查问卷的探索性因素分析和内部一致性分析表明,授权量表具有较好的效度和信度;20家企业 942份调查问卷的验证性因素分析和内部一致性分析进一步验证了授权量表的效度和信度,这表明 Spreitzer的授权四维模型在中国得到了验证,其编制的授权量表在中国具有较强的适用性。然后,利用 20家企业 942份调查问卷的结果,采用结构方程模型技术对授权与员工满意度、组织承诺、离职意向与工作倦怠等员工工作态度变量之间的关系进行了交叉验证分析,结果表明,工作意义对员工满意度与组织承诺有正向的影响,对离职意向与工作倦怠有负向的影响;自主性对员工满意度与组织承诺有正向的影响;自我效能对组织承诺有正向的影响。

关键词 授权,工作倦怠,员工满意度,组织承诺,离职意向,交叉验证。

分类号 B849:C93

1 问题的提出

在过去的 20 多年里,授权已经被相当多的企业管理者所接受并运用到他们的管理实践中,授权的相关研究也受到了众多组织行为学家的关注。早期企业管理者和组织行为家的注意力主要集中于授权的管理实践,比如降低决策制定权力的层级、为下属提供更多的信息和资源等。然而,不同的管理者或组织行为家所关注的管理实践并不完全一致,这就使得对于授权一直缺乏得到广泛认可或者比较操作化的定义。Conger等在这方面往前迈了一大步,他们指出:授权的管理实践并不一定能够带来员工绩效的提高,而且往往由于授权过程中操作方式不当或控制不好可能会使得权力失控,最终导致绩效的下降。研究者应该改变以前的研究范式,从关注授权的管理实践到关注授权后个体所产生的体验,从个体体验的角度来定义授权。因为只有当个体体验或感觉到“被授权”之后,授权才能真正产生效力。在此基础之上,Conger等把授权定义为:员工的努力、绩效期望水平的提高,即自我效能的提升^[1]。Thomas和 Velthous在 Conger等的基础上进一步提

出了心理授权 (psychological empowerment) 的概念,认为授权应当是个体体验到的心理状态或认知的综合体,这个综合体是 4 种认知的格式塔:工作意义 (meaning);自我效能 (self efficacy or competence);自主性 (self-determination) 和工作影响 (impact)。工作意义是指个体根据自己的价值体系和标准,对工作目标和目的价值的认知;自我效能是指个体对自身完成工作的能力的认知;自主性是指个体对工作活动的控制能力;工作影响则是指个体在多大程度能够影响所在组织在战略、行政、管理和运营等方面的结果^[2]。目前,Thomas等提出的心理授权概念及其结构已经得到了大多数学者的认可。

基于 Thomas等的理论, Spreitzer编制了测量授权的问卷,并对授权量表的信度和效度进行了检验,结果表明:心理授权问卷各维度的内部一致性处于 0.79 ~ 0.85 之间,验证性因素分析的各项指标也达到了先定的标准,表明心理授权的信度与效度均比较理想^[3],其后的研究结果也验证了授权量表的信度和效度^[4,5]。在授权的研究中,学者们所关注的另一个热点是授权与员工工作态度与行为之间的关系。Spreitzer发现授权对创新行为、领导者有效性

收稿日期:2005 - 06 - 17

*国家自然科学基金资助项目 (70502022, 70471060)。

通讯作者:李超平, E-mail: lichaoping@mpanuc.edu.cn; 电话: 010 - 62513426

有显著的影响^[3]。Spreitzer发现,工作意义对工作满意度、与工作相关的压力有显著的影响,对工作有效性的影响并不显著,并且工作意义对工作满意度比自我效能、自主性和工作影响具有更强的预测作用;自我效能对工作满意度没有显著的影响,对工作有效性和与工作相关压力有显著的影响,并且比工作意义、自主性和工作影响具有更强的预测作用;自主性对工作满意度有显著的影响,而对工作有效性和与工作相关压力不具有显著的影响;工作影响对工作有效性有显著的影响,而对工作满意度和与工作相关压力不具有显著的影响^[6]。Kramer等的研究表明,工作意义对职业意向(career intentions)有正向的影响,而自我效能对职业意向有负向的影响;自主性和工作影响对组织承诺有正向的影响^[4]。这些研究结果都表明,在西方文化背景下授权对员工的工作态度与行为存在一定的影响。

综上所述,授权的研究,尤其是心理授权的研究,已经成为西方管理研究的热点问题之一。从国内的实际情况来看,各类组织在管理的过程中越来越重视授权,因此很有必要在国内开展授权方面的研究,来为各类组织的授权实践提供理论依据。心理授权的结构及其测量工具的研究在西方已经比较成熟,但是在国内目前还没有进行相关方面的实证研究。依据西方文化背景所开发的工具在中国这一特殊的文化背景下是否适用是一个有待考察的问题。因此本研究希望对西方测量心理授权的工具进行检验,以期为国内开展心理授权方面的研究提供一个有效的工具。另一方面,本研究试图在中国这一特殊的文化背景下考察心理授权与员工工作态度之间的关系,即心理授权是否会影响工作倦怠、员工满意度、组织承诺与离职意向,以及心理授权的不同维度对工作倦怠、员工满意度、组织承诺与离职意向是否会有不同的影响。

2 研究方法

2.1 研究对象

2.1.1 授权量表预试的研究对象 由于授权量表在国内是第一次使用,所以我们先在3家企业对授权量表进行了预试。预试发放问卷450份,收回问卷408卷份,有效问卷395份。其中男性254人,占64.3%,女性123人,占31.2%。29岁以下213人,占53.9%;30至39岁106人,占26.8%;40岁以上66人,占14.2%。从学历构成来看,大专或以下273人,占69.1%;本科77人,占19.5%;硕士研究

生以上13人,占3.3%。

2.1.2 正式调查的研究对象 正式调查总共调查了20家企业,发放1100份左右问卷,实际回收987份问卷。当所有问卷回收之后,进行废卷处理的工作,将空白过多、反应倾向过于明显的问卷剔除,最后得到有效问卷942份。其中男性456人,占48.4%,女性367人,占38.9%。29岁以下551人,占58.5%;30至39岁135人,占14.3%;40岁以上53人,占5.6%。从学历构成来看,大专或以下551人,占58.5%;本科137人,占14.5%;本科以上51人,占5.4%。

2.2 研究工具

授权量表。心理授权量表采用Spreitzer^[3]所编制的问卷,先由4名专家独立将问卷翻译成中文,再通过讨论确定中文稿。然后,请10名来自不同企业不同文化程度的员工实际填写了问卷,在问卷填写完之后对他(她)进行了访谈,并根据访谈结果对部分文字表述进行了修改,形成了心理授权中文版初稿。之后,邀请两名英文专业的专家通过讨论将中文的问卷回译成英文,并根据回译的问卷对中文版初稿进行了适当调整,确定了最后的中文问卷。该问卷采用利克特5分等级量表,由“5-非常同意”到“1-非常不同意”,分别为“非常不同意”、“比较不同意”、“不好确定”、“比较同意”及“非常同意”。整个问卷包括四部分:工作意义、自我效能、自主性和工作影响。每个部分3道题,整个问卷共12道题。由于授权量表是第一次在国内使用,因此本研究先在3家企业对授权量表进行了预试,并采用探索性因素分析考察了授权量表的因素结构。在最后的正式调查中,采用预试后得到的问卷。

工作倦怠问卷。采用李超平和时勘所修订的工作倦怠问卷MB-FGS(Maslach Burnout Inventory-General Survey),该问卷采用利克特7分等级量表,0代表“从不”,6代表“非常频繁”^[7]。整个问卷包括三部分:情绪衰竭(emotional exhaustion)、玩世不恭(cynicism)和成就感低落(reduced personal accomplishment)。从理论上来说,在研究工作倦怠的时候应该包括工作倦怠三个方面的内容。但是如果同时对工作倦怠的三个方面进行测量,题目的数量会比较多,而情绪衰竭是工作倦怠的主要部分,国外大部分研究也仅仅包括情绪衰竭这一部分^[8]。因此,我们也借鉴了国外同类研究的这一作法,在本研究中仅包括情绪衰竭这一部分。情绪衰竭问卷包括5道题,探索性因素分析结果表明,情绪衰竭问卷是一个

单维的结构,累积方差解释率达到了 66.63%,各个项目均有较大的因子负荷。

员工满意度问卷。采用 Tsui等^[9]所编制的总体员工满意度问卷,用利克特 5分等级量表进行评价。主要包括对领导的满意度,对工作本身的满意度,对同事的满意度,对工资的满意度,对晋升机会的满意度和总体满意度。比如“我对单位里的同事非常满意”,“我对我所从事的工作本身非常满意”,“总体来说,我对我目前的工作非常满意”等,总共有 6道题。探索性因素分析结果表明,员工满意度问卷是一个单维的结构,累积方差解释率达到了 44.53%,各个项目均有较大的因子负荷。

组织承诺问卷。组织承诺包括三个方面的内容:情感承诺、持续承诺和规范承诺。因此,从理论上来说,应该包括组织承诺三个方面的内容。但是如果同时对组织承诺三个方面的内容进行测量,题目的数量会比较多,因而国外大部分研究仅包括情感承诺这一部分^[10],我们也借鉴了国外同类研究的这一作法,在本研究中仅包括情感承诺这一部分。测量的问卷是 Allen等编制的情感承诺问卷,采用利克特 5分等级量表进行评价^[11]。该问卷有 6道题,其中 4道采用正向计分,2道采用反向计分。比如,“我真的把单位的事情当作我自己的事情来处理了”,“我非常乐意今后一直在这家单位工作”,“我对这家单位并没有很强的归属感”。探索性因素分析结果表明,组织承诺问卷是一个单维的结构,累积方差解释率达到了 47.64%,各个项目均有较大的因子负荷。

离职意向。采用梁开广修订的离职意向问卷,用利克特 5分等级量表进行评价^[12]。该问卷有 3道题,包括“我经常想离开这个单位”,“明年我很有可能找一份新的工作”,“最近,我经常想换一下工作”。探索性因素分析结果表明,离职意向问卷是一个单维的结构,累积方差解释率达到了 72.01%,各个项目均有较大的因子负荷。

2.3 调查过程

所有调查主要由企业的人力资源部或办公室负责人召集,在相对集中的时间内完成,研究者在场对个别问题进行解答;部分调查研究者不在场,在调查之前对代理调查的人进行了培训,并给他们提供了指导语和实施手册。在调查之前,事先告诉被试调查结果会完全保密,调查结果仅用于科学研究,被试填写问卷之后当场回收。

2.4 统计方法

本研究采用 SPSS 11.0和 Amos 4.0进行所有

统计分析。具体进行的统计分析包括:对预试所搜集到的数据进行探索性因素分析,考察授权量表的构想效度。对正式调查所获得的数据,本研究首先采用验证性因素分析和信度分析考察了问卷的信度和效度;然后,采用结构方程模型技术考察了心理授权与员工满意度、组织承诺、情绪衰竭、离职意向之间的关系。

在进行结构方程模型分析的时候,本研究采用了交叉验证的结构方程模型技术^[13]。首先,本研究建立了心理授权与员工工作态度之间的全模型。在进行数据分析之前,本研究先将所有数据在 SPSS中按照大约 50%的比例随机分成两半。然后,采用其中的一半数据进行探索性的结构方程模型分析,并在分析的过程中根据 Amos 4.0提供的修正指数(modification index)对全模型逐步进行了修正,最终得到了一个理论上站得住脚,且能得到数据支持的模型。然后,采用另一半数据对所得到的结构方程模型进行交叉验证(cross-validation),建立心理授权与员工工作态度之间的结构模型。

3 结果

3.1 授权量表的探索性因素分析结果

表 1 心理授权量表四维模型的因素负荷表

项目	工作意义	自我效能	自主性	工作影响
M ₁	0.875			
M ₂	0.850			
M ₃	0.759			
C ₁		0.875		
C ₂		0.873		
C ₃		0.649		
S ₁			0.853	
S ₂			0.851	
S ₃			0.817	
I ₁				0.894
I ₂				0.861
I ₃				0.820
特征根	1.20	1.71	2.07	3.87
解释的变量量(73.78%)	17.03	18.36	18.81	19.58

注: M1表示工作意义的第一个项目;C2表示自我效能的第二个项目;S1表示自主性的第一项目,依此类推。所有低于 0.35的负荷均没有显示。

采用主成分分析方法,对授权量表进行了探索性因素分析,以特征根大于等于 1为因素抽取的原则,并参照碎石图来确定抽取的因素数目。表 1的探索性因素分析结果表明,授权量表是一个四维的

结构,累积方差解释率达到了 73.78%,各个项目均负荷在相应的因子上,且具有较大的负荷,表明授权量表在中国具有较好的构想效度。工作意义、自我效能、自主性和工作影响四个维度的内部一致性系数分别为:0.82,0.72,0.83,0.86,都明显高于所推荐的值0.70。

3.2 授权量表的验证性因素分析结果

运用正式调查所获得的数据对授权量表的因素结构进行验证,并且比较了一因素模型,即所有项目测的是同一个维度;四因素模型,即工作意义、自我效能、自主性和工作影响是四个不同的维度。采用 Amos^[14]进行验证性因素分析,可以得到的拟合指数包括: χ^2/df , GFI, AGFI, NFI, IFI, TLI, CFI, RMSEA 等。根据 Bollen^[15], Jöreskog 和 Sörbom^[16]等的建

议,我们决定采用 χ^2/df , GFI, NFI, IFI, TLI, CFI和 RMSEA,并确定各指数的拟合标准分别为: χ^2/df 大于10表示模型很不理想,小于5表示模型可以接受,小于3则模型较好;GFI, NFI, IFI, TLI, CFI应大于或接近0.90,越接近1越好;RMSEA处于0和1之间,临界值为0.08,越接近0越好。从表2的验证性因素分析结果可以看出,心理授权的四因素模型得到了数据的支持。

表 2 授权量表的验证性因素分析结果 (n = 807)

模型	χ^2	df	GFI	NFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA
虚模型	2057.94	66						
一因素	1171.45	54	0.78	0.53	0.55	0.44	0.54	0.16
四因素	106.77	48	0.98	0.96	0.98	0.97	0.98	0.04

表 3 主要变量的描述性统计结果

变量	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 工作意义	3.69	0.76	0.76							
2. 自我效能	4.01	0.55	0.229	0.71						
3. 自主性	3.32	0.87	0.295	0.192	0.76					
4. 工作影响	2.83	0.82	0.201	0.142	0.340	0.74				
5. 员工满意度	3.28	0.67	0.554	0.185	0.385	0.206	0.75			
6. 组织承诺	3.58	0.68	0.600	0.268	0.329	0.209	0.618	0.79		
7. 工作倦怠	2.15	1.28	-0.316	-0.102	-0.115	0.030	-0.389	-0.348	0.87	
8. 离职意向	2.57	0.90	-0.492	-0.161	-0.224	-0.045	-0.544	-0.647	0.391	0.82

注:除工作倦怠与工作影响之间的相关没有达到显著水平之外,其他相关的 $p < 0.01$; 对角线上的斜粗体数字是这些变量在正式调查中的内部一致性系数; $n = 927 \sim 942$

3.3 主要变量的描述性统计分析结果

从表3可以看出心理授权的各个子维度、员工满意度、组织承诺、工作倦怠、离职意向的内部一致性系数处于0.71~0.87之间,都明显高于所推荐的值0.70。

3.4 心理授权与员工工作态度的结构方程模型分析结果

首先,我们以其中大约一半数据进行了探索性的结构方程模型分析,并在分析的过程中根据 Amos 4.0提供的修正指数对最初的模型逐步进行了修正,最后得到了如图1所示的模型(模型A)。模型A的各项拟合指数,包括 χ^2/df , GFI, NFI, IFI, TLI, CFI分别为:2.76(352.75/128), 0.92, 0.90, 0.93, 0.92, 0.93, 0.06,均比较理想。

然后,我们利用另外一半数据对模型A进行了验证性的结构方程模型分析,得到了心理授权与员工满意度、组织承诺、离职意向、工作倦怠之间的结构模型(模型B)。现将本次结构方程模型分析的结果报告如下。分析结构模型之前,我们先对模型

B的测量模型进行了分析,即先检验各个潜变量的测量是否理想和有效。从表4的结果可以看出,测量模型的非标准化参数估计和标准化参数估计均比较理想,说明本研究的测量模型是有效的。模型B的各项拟合指数,包括 χ^2/df , GFI, NFI, IFI, TLI, CFI分别为3.38(432.66/128), 0.90, 0.87, 0.91, 0.89, 0.91, 0.07,均比较理想。

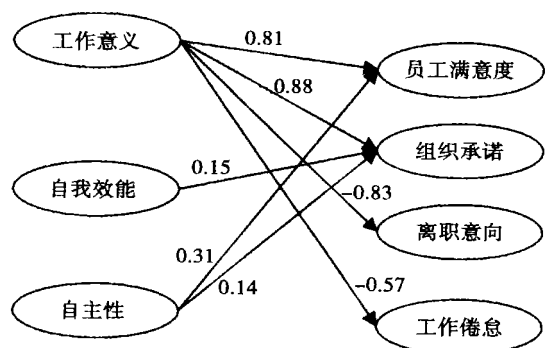


图 1 授权与员工工作态度的初步模型
注:模型中的数值为标准化的路径系数; p 值均小于0.05。

表 4 测量模型的参数估计 ($n = 471$)

项目	潜变量	非标准化		标准化
		估计值	标准误	
工作意义 1	工作意义	1.00		0.63
工作意义 2	工作意义	0.87	0.08	0.60
工作意义 3	工作意义	0.76	0.07	0.57
自我效能 1	自我效能	1.00		0.53
自我效能 2	自我效能	1.42	0.27	0.72
自我效能 3	自我效能	1.18	0.20	0.42
自主性 1	自主性	1.00		0.64
自主性 2	自主性	1.24	0.13	0.77
自主性 3	自主性	0.98	0.10	0.62
员工满意度 1	员工满意度	1.00		0.72
员工满意度 2	员工满意度	1.17	0.08	0.82
组织承诺 1	组织承诺	1.00		0.83
组织承诺 2	组织承诺	0.99	0.06	0.77
离职意向 1	离职意向	1.00		0.76
离职意向 2	离职意向	1.20	0.07	0.81
离职意向 3	离职意向	1.13	0.07	0.79
工作倦怠 1	工作倦怠	1.00		0.88
工作倦怠 2	工作倦怠	1.07	0.11	0.84

注: 所有估计值的 $p < 0.01$; 工作意义、自我效能、自主性、工作影响与离职意向均只有 3 个项目, 因此我们直接采用这 3 个项目作为观测变量; 员工满意度与组织承诺有 6 个项目, 工作倦怠有 5 个项目, 由于样本量不是很大, 因此根据 Krstun 等^[7]的建议在分析之前进行了打包处理 (Parceling), 将他们所包括的项目随机打成两个包 (Parcel) (即把他们所包括的项目随机分成两部分, 计算每部分项目的平均分, 分别作为该变量的观测变量), 然后再进行相关的统计分析。

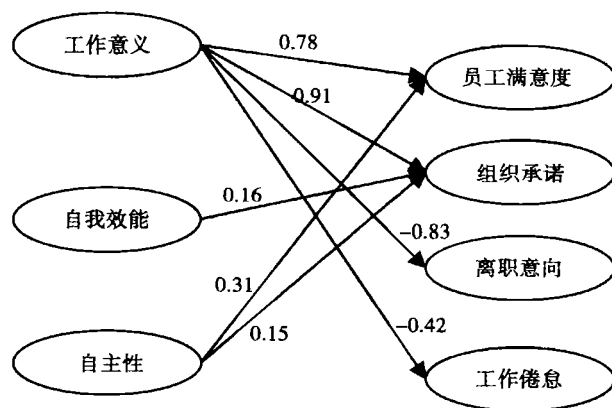


图 2 授权与员工工作态度的最终模型

注: 模型中的数值为标准化的路径系数; p 值均小于 0.05

从图 2 可以看出, 工作意义对员工满意度与组织承诺有正向的影响, 其标准化路径系数分别为 0.78, 0.91; 对离职意向与工作倦怠有负向的影响, 其标准化路径系数分别为: -0.83, -0.42, 说明随

着工作意义的提升, 员工的满意度与组织承诺也会增强, 而离职意向与工作倦怠则会下降。自我效能对组织承诺有正向的影响, 其标准化路径系数为 0.16, 说明随着自我效能的提升, 员工的组织承诺也会相应增强。自主性对员工满意度与组织承诺有正向的影响, 其标准化路径系数分别为 0.31, 0.15, 说明随着员工自主性的增强, 员工满意度与组织承诺也会相应的提高。

4 分析与讨论

本研究通过初试与正式调查, 在国内这一特殊的文化背景下, 对授权的四维结构进行了检验, 同时也对 Spreitzer 的授权量表的信度与效度进行了检验。研究结果表明, 授权量表的内部一致性达到了组织行为学研究的要求; 初试的探索性因素分析与正式调查的验证性因素分析结果都表明, 授权量表是一个四维的结构; 授权的不同维度, 包括工作意义、自我效能、自主性与工作影响之间存在一定的相关, 相关系数在 0.14 ~ 0.34 之间, 相关系数既没有太高, 也没有太低; 授权四个维度对员工满意度、组织承诺、离职意向与工作倦怠有着不完全相同的影响。这一系列研究结果表明, 授权在国内也是一个四维的结构, 授权量表的信度与效度在国内这一特殊的文化背景下得到了验证。今后国内在开展授权研究时, 不能简单地以单维的观点来分析授权, 而应该以一种多维的观点来分析授权, 也就是说必须从工作意义、自我效能、自主性与工作影响四个不同的方面来分析授权; 在测量授权时, 研究者可以采用本研究修订与验证的授权量表, 这是本研究对国内开展授权研究的第一个贡献。

在 Liden 等^[5]、Spreitzer 等^[6]、Kramer 等^[4]研究的基础上, 本研究选择了一些在组织中更稳定, 具有更持久影响力的员工工作态度变量, 包括组织承诺与工作倦怠。研究结果表明, 员工满意度与工作压力更容易受到情境因素的影响, 而组织承诺与工作倦怠相对来说更稳定, 具有更持久的影响力, 这就允许本研究更准确地分析授权与员工工作态度之间的关系^[18, 19]。此外, 在数据分析方法上, 以往的研究大多是采用层次回归分析来考察授权与员工工作态度之间的关系, 在分析授权与员工工作态度关系时往往没有考虑不同员工工作态度变量之间的关系, 本研究采用结构方程技术来分析授权与员工工作态度之间的关系, 这样就可以在考虑工作满意度、组织承诺、离职意向与工作倦怠之间关系的基础上, 考察

授权与员工工作态度之间的关系,进而得到更准确的结论。结构方程分析的结果表明,授权对员工满意度、组织承诺、离职意向与工作倦怠均具有显著的影响,授权程度越高,员工满意度就越高,组织承诺就越强,工作倦怠的程度就越低,离职意向也越低。本研究采用更稳定的员工工作态度变量,采用更精确的统计分析技术,在国内这一特殊的文化背景下进一步验证了授权对员工工作态度的影响,这是本研究的第二个重要贡献。

从图2我们可以发现,工作意义对员工满意度、组织承诺、离职意向与工作倦怠均有显著的影响,而且是唯一一个对这些员工工作态度变量均有显著的维度。这一结果表明,工作意义对所选的员工工作态度变量有最主要的影响,这与国外同类研究的结果是一致的^[6]。自主性对员工满意度与组织承诺有正向的影响。自主性,也就是员工在工作能否决定如何来开展他们的工作,能否控制与他们工作相关的决策,被认为是内部激励的重要组成成分。那些对工作有更多自主性的员工,更有可能从工作本身获得内部激励,因此他们的满意度也就会越高,同时对组织的承诺尤其是情感承诺也就会越强,这一点在本研究中得到了证实,这与国外同类研究的结论是一致的^[4,6]。自主性对工作倦怠并没有显著的影响,这与工作要求-资源模型(job demand-resource model)和已有的研究结果是一致的,研究发现工作要求是情绪衰竭(本研究所采用的工作倦怠指标)最主要的预测变量,而工作资源(包括自主性等)是玩世不恭与成就感低落(工作倦怠的其他两项指标)最主要的预测变量^[20]。自我效能对组织承诺有正向的影响,而对员工满意度、离职意向与工作倦怠没有显著的影响。Liden等^[6]的研究发现,自我效能与员工满意度有负向的关系,而与组织承诺并没有显著的关系;Spreitzer等^[6]在同一个研究的一个样本中发现,自我效能对工作满意度没有显著的影响,对工作压力有负向的影响,而在另外一个样本中发现,自我效能对工作满意度有正向的影响,对工作压力没有显著的影响。本研究的结论与这些研究的结论既有一致的地方,也有不一致的地方。我们认为,在国内这一特殊的文化背景下,如果组织能够提升员工的自我效能,员工从情感上会更认可他们所在的组织,对组织的感情承诺(本研究所测量的组织承诺)也就会越强;但是员工的满意度与离职意向在国内目前的经济背景下,更有可能受到其他因素的影响,比如与直接上级的关系、薪酬福利、

外部机会等,而与自我效能没有直接的关系;自我效能作为一种工作资源,影响的是玩世不恭与成就感低落,而不是情绪衰竭^[20]。工作影响对员工满意度、组织承诺、离职意向与工作倦怠并没有显著的影响。Spreitzer等认为工作影响的作用主要表现在绩效领域(Performance Domain),而不是情感领域(Affective Domain)与行为领域(Behavioral Domain),这一点在本研究中得到了证实^[6]。从授权的不同维度与不同员工工作态度变量之间关系的研究结果来看,本研究的贡献体现在:以往的研究认为自我效能的影响主要体现在绩效领域,本研究的结果表明自我效能会对组织承诺有显著的影响,自我效能可以同时与在绩效领域与情感领域起作用;以往的研究认为,工作意义与工作压力之间的关系是复杂的,甚至可能存在一种曲线关系,本研究发现当采用比较稳定与持久的工作倦怠作为工作压力的测量指标时,工作意义与工作压力之间是一种线性关系;以往的研究认为,工作影响的作用主要体现在绩效领域,本研究的结果发现工作影响在情感领域确实没有任何显著的影响,进一步验证了以往研究的结论,以上这些发现是本研究的第三个重要贡献^[6]。

很大一部分研究在进行结构方程模型分析的时候,都是先从理论上建立模型,然后采用数据对模型进行验证。在验证的过程中,一般会根据统计分析结果所提供的修正指数(modification index)对模型进行修正,最终得到一个合理而又切合这个特定样本的模型,并在此基础上得出研究的结论。然而采用这种方法所得到的模型,并不能保证研究结论适用于其他样本,因此所得到的研究结论在很大程度上值得质疑。为了避免出现这种问题,就必须进行交叉验证(cross-validation)^[13]。本研究将正式研究的样本随机分成大致相等的两半,一半进行探索性的结构方程模型分析,另一半留作验证性结构方程模型分析,这样就能确保本研究所得到的结论具有跨样本的适用性,提高研究结论的准确性与可信性。本研究采用的这一方法可以供其他同类研究参考。此外,本研究的结果对组织与员工管理具有积极的意义,组织与管理人员在管理的过程中,有必要在综合考虑工作的特征,员工的特征以及具体的情况等因素的前提下,从工作意义、自我效能与自主性等角度来考虑如何进行适度的授权。

当然,本研究仍然存在一些局限性,心理授权与员工工作态度的数据,都来自同一员工的调查问卷,这样就有可能会产生同源偏差(same source bias)或

共同方法变异 (common method variance) 的问题。然而,部分学者认为同源偏差或者共同方法变异并不一定会对结论造成重大的影响^[21]。而且,本研究采用了交叉验证 (Cross-validation) 的结构方程技术来分析数据,一定程度上能确保研究结论的跨样本适用性,弥补共同方法变异的不足。

5 结论

在本研究的条件下,得到以下几条结论:

(1)授权是一个四维的构念,包括:工作意义;自我效能;自主性;工作影响。

(2)修订后的心理授权量表在国内具有较好的信度和效度。

(3)授权对员工的工作态度具有显著的影响,授权是分析员工工作态度时应该考虑的一个重要变量。

(4)工作意义对员工满意度与组织承诺有正向的影响,对离职意向与工作倦怠有负向的影响;自主性对员工满意度与组织承诺有正向的影响;自我效能对组织承诺有正向的影响。

参 考 文 献

- 1 Conger J A, Kanungo R N. The Empowerment Process: Integrating Theory and Practice. *Academy of Management Review*, 1988, 13 (3): 81 ~ 105
- 2 Thomas KW, Velthouse B A. Cognitive Elements of Empowerment: An "Interpretive" Model of Intrinsic Task Motivation. *Academy of Management Review*, 1990, 15 (4): 666 ~ 681
- 3 Spreitzer GM. Psychological Empowerment in the Workplace: Dimensions, Measurement, and Validation. *Academy of Management Journal*, 1995, 38 (5): 1442 ~ 1465
- 4 Krainer M L. Psychological Empowerment as a Multidimensional Construct: A Test of Construct Validity. *Educational & Psychological Measurement*, 1999, 59 (1): 127 ~ 142
- 5 Liden R C, Wayne S J, Sparrowe R T. An Examination of the Mediating Role of Psychological Empowerment on the Relations between the Job, Interpersonal Relationships, and Work Outcomes. *Journal of Applied Psychology*, 2000, 85 (3): 407 ~ 416
- 6 Spreitzer GM, Kizilbas M A, Nason SW. A Dimensional Analysis of the Relationship between Psychological Empowerment and Effectiveness, Satisfaction, and Strain. *Journal of Management*, 1997, 23 (5): 679 ~ 704
- 7 Li C, Shi K. The Influence of Distributive Justice and Procedural Justice on Job Burnout. *Acta Psychologica Sinica*, 2003, 35 (5): 677 ~ 684
(李超平,时勤. 分配公平与程序公平对工作倦怠. *心理学报*, 2003, 35 (5): 677 ~ 684)
- 8 Cropanzano R, Rupp D E, Byrne Z S. The Relationship of Emotional Exhaustion to Work Attitudes, Job Performance, and Organizational Citizenship Behaviors. *Journal of Applied Psychology*, 2003, 88 (1): 160 ~ 169
- 9 Tsui A S, Egan T D, O'Reilly C A III. Being Different: Relational Demography and Organizational Attachment. *Administrative Science Quarterly*, 1992, 37 (4): 549 ~ 579
- 10 Rhoades L, Eisenberger R, Armeli S. Affective Commitment to the Organization: The Contribution of Perceived Organizational Support. *Journal of Applied Psychology*, 2001, 86 (5): 825 ~ 836
- 11 Allen N J, Meyer J P. Affective, Continuance, and Normative Commitment to the Organization: An Examination of Construct Validity. *Journal of Vocational Behavior*, 1996, 49 (3): 252 ~ 276
- 12 Liang K-G. Fairness in Chinese Organizations. Old Dominion University, 1999
- 13 Cudeck R, Browne M W. Cross-Validation of Covariance Structures. *Multivariate Behavioral Research*, 1983, 18 (4): 147 ~ 167
- 14 Arbuckle J L, Wothke W. *Amos 4.0 User's Guide*. Chicago, IL: Smallwaters Corporation, 1999
- 15 Bollen K A. *Structural Equations with Latent Variables*. New York: Wiley, 1989
- 16 Jöreskog K G, Sörbom D. *Lisrel 8: User's Reference Guide*. Chicago: Scientific Software International, 1993
- 17 Kishiton J M, Widaman K F. Unidimensional Versus Domain Representative Parceling of Questionnaire Items: An Empirical Example. *Educational & Psychological Measurement*, 1994, 54 (3): 757 ~ 765
- 18 Brooke J, Paul P, Russell D W, Price J L. Discriminant Validation of Measures of Job Satisfaction, Job Involvement, and Organizational Commitment. *Journal of Applied Psychology*, 1988, 73 (2): 139 ~ 145
- 19 Cordes C L, Dougherty T W. A Review and an Integration of Research on Job Burnout. *Academy of Management Review*, 1993, 18 (4): 621 ~ 656
- 20 Bakker A B, Demerouti E, Euwema M C. Job Resources Buffer the Impact of Job Demands on Burnout. *Journal of Occupational Health Psychology*, 2005, 10 (2): 170 ~ 180
- 21 Kline J B, Sulsky L M, Rever-Moriyama S D. Common Method Variance and Specification Errors: A Practical Approach to Detection. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 2000, 134 (4): 401 ~ 421

附录:研究中用到的问卷

一、心理授权量表的条目

1. 工作意义

我所做的工作对我来说非常有意义

工作上所作的事对我个人来说非常有意义

我的工作对我来说非常重要

2 自主性

我自己可以决定如何来着手来做我的工作

在如何完成工作上,我有很大的独立性和自主权

在决定如何完成我的工作上,我有很大的自主权

3. 自我效能

我掌握了完成工作所需要的各项技能

我自信自己有干好工作上的各项事情的能力

我对自己完成工作的能力非常有信心

4. 工作影响

我对发生在本部门的事情的影响很大

我对发生在本部门的事情起着很大的控制作用

我对发生在本部门的事情有重大的影响

二、员工心理行为

1. 组织承诺问卷

我真的把单位的事情当作我自己的事情来处理了。

我非常乐意今后一直在这家单位工作。

我对这家单位有很深的个人感情。

我在单位有那种“大家庭里一分子”的感觉。

我对这家单位并没有很强的归属感。

从感情上而言,我并不是很喜欢这家单位。

2 员工满意度问卷

我对单位内的提升机会非常满意。

我对单位里的同事非常满意。

我对我的直接上级非常满意。

我对我所从事的工作本身非常满意。

我对我从单位得到的报酬非常满意。

总体来说,我对我目前的工作非常满意

3. 离职意向

我经常想离开这家单位。

最近,我经常想换一下工作。

明年我很有可能会找一份新的工作。

4. 工作倦怠问卷中的情绪衰竭

工作让我感觉身心疲惫。

下班的时候我感觉精疲力竭。

早晨起床不得不去面对一天的工作时,我感觉非常累。

整天工作对我来说确实压力很大。

工作让我有快要崩溃的感觉。

Psychological Empowerment: Measurement and its Effect on Employee Work Attitude in China

Li Chaoping^{1,2}, Li Xiaoxuan³, Shi Kan², Chen Xuefeng²

⁽¹⁾ Institute of Organizations and Human Resources, School of Public Administration, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

⁽²⁾ Institute of Psychology, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China)

⁽³⁾ Institute of Policy & Management, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100080, China)

Abstract

The factorial validity of the psychological empowerment scale (PES) developed by Spreitzer was investigated in Chinese context. Exploratory Factor Analysis (EFA) of data from a sample of 395 employees from three different companies showed support for Spreitzer's four empowerment dimensions: Meaning, self-efficacy, self-determination, and impact. And Cronbach's alpha coefficients for all four subscales were above 0.70. Confirmatory Factor Analysis (CFA) of data from another sample of 942 employees further confirmed PES's factorial validity. Finally structure equations modeling (SEM) was used to cross-validate the relationship between psychological empowerment and job satisfaction, organizational commitment, turnover intention and job burnout using the second sample. The results suggested that meaning was positive related to job satisfaction and organizational commitment and negative related to turnover intention and job burnout; self-determination was positive related to job satisfaction and organizational commitment; self-efficacy was positive related to organizational commitment.

Key words psychological empowerment, job burnout, job satisfaction, organizational commitment, turnover intention, cross-validation.