

分配公平与程序公平对工作倦怠的影响*

李超平 时勘

(中国科学院心理研究所社会经济与心理行为研究中心, 北京 100101)

摘要 为了探讨分配公平与程序公平对工作倦怠的影响, 根据 3 家企业 294 份调查问卷的结果对工作倦怠量表 MBI-GS 进行了修订。然后, 利用修订的 MBI-GS 和组织公平量表在 6 家企业进行了调查, 524 份有效问卷的调查进一步验证了 MBI-GS 的构想效度和信度; t 检验和方差分析结果表明, 人口统计学变量会影响组织公平和工作倦怠; 分层回归的结果发现, 在控制了人口统计学变量后, 组织公平对工作倦怠具有较强的预测作用; 进一步的优势分析表明, 预测情绪衰竭时, 分配公平相对来说更重要, 贡献了已解释方差的 65.91%; 预测玩世不恭时, 程序公平相对来说更重要, 贡献了已解释方差的 56.07%。

关键词 工作倦怠, 组织公平, 分配公平, 程序公平。

分类号 B849:C93

1 问题的提出

组织公平 (organizational justice) 是指个体或者团体对组织对待他们的公平性的知觉。组织公平可以分为两类: 分配公平 (distributive justice) 和程序公平 (procedural justice)。分配公平是指对所得到的结果的公平性的知觉; 程序公平是指员工对用来确定结果的程序和方法的公平性的知觉, 包括员工的参与, 一致性, 公正性和合理性等。组织公平是组织层面一个非常重要的因素, 甚至有学者认为: 公平是组织最重要的特性之一。在组织行为学的研究中, 组织公平一直是一个非常重要的解释性变量。Maslach 等曾经指出, 公平感的缺乏应该是导致工作倦怠一个非常重要的因素。但是到目前为止, 还没有研究来考察组织公平与工作倦怠之间的关系。

工作倦怠 (job burnout), 简称倦怠 (burnout), 是指个体因为不能有效地应对工作上延续不断的各种压力, 而产生的一种长期性反应, 包括情绪衰竭 (emotional exhaustion), 玩世不恭 (cynicism) 和成就感低落 (reduced personal accomplishment)。情绪衰竭是指个人认为自己所有的情绪资源 (emotion resources) 都已经耗尽, 感觉工作特别累, 压力特别大, 对工作缺乏冲劲和动力, 在工作中会有挫折感, 紧张感, 甚至出现害怕工作的情况。玩世不恭是指个体

会刻意与工作以及其他与工作相关的人员保持一定的距离, 对工作不像以前那么热心和投入, 总是很被动地完成自己份内的工作, 对自己工作的意义表示怀疑, 并且不再关心自己的工作是否有贡献。成就感低落是指个体会对自身持有负面的评价, 认为自己不能有效地胜任工作, 或者怀疑自己所做工作的贡献, 认为自己的工作对社会对组织对他人并没有什么贡献^[1]。

从国外的情况来看, 很大比例的上班族都有不同程度的工作倦怠, 可以说工作倦怠已经成为上班族的头号大敌^[2]。研究结果也表明, 工作倦怠会对个体的身心状况和个体的工作以及个体所在的组织产生巨大的影响。随着工作倦怠的加重, 个体的焦虑和抑郁程度会更高, 甚至有可能引发一些生理疾病, 包括慢性疲劳、头痛和高血压等。工作倦怠还会影响个体的工作: 工作倦怠程度越高, 工作效率越低, 工作效果越差, 缺勤率越高, 跳槽的可能性越大。工作倦怠对个体身心和工作的影响, 自然而然就会影响个体所在组织的绩效。工作倦怠的这种消极影响, 使得企业界开始关注这一问题的解决, 学者们也开始关注这一问题的研究。

自 20 世纪 70 年代以来, 学者们围绕工作倦怠开展了大量的研究, 探讨的问题主要集中在以下几个方面: 工作倦怠本身的结构与测量; 工作倦怠的前

收稿日期: 2003 - 03 - 26

* 国家自然科学基金资助项目 (批准号: 70271061, 70101009)。

通讯作者: 时勘, email: shik@psych.ac.cn, 电话: 010 - 64854436

因变量(antecedent variables),即哪些因素会导致工作倦怠的产生;工作倦怠的结果变量(outcome variables),即工作倦怠会影响哪些结果变量。从现有的研究结果来看,工作倦怠本身的结构与测量的研究以及工作倦怠的结果变量的研究比较成熟^[1,3],而工作倦怠的前因变量的研究而处于探索之中。Maslach等^[1]认为工作倦怠的前因变量主要有四个方面的因素:个体本身的特点;工作本身的特点;职业的特点;组织层面的因素,并且指出目前大部分已有的研究都集中在个体本身的特点,工作本身的特点或者职业的特点,而很少有研究关注组织层面的因素。而从实践的角度来看,管理者矫治和预防员工工作倦怠所做的努力,更有可能是改变这些影响因素中的组织因素。因此,从组织层面来研究工作倦怠的前因变量就显得更有必要,也就更有意义。

我国加入WTO以后企业所面临的竞争日益激烈,如何不断完善管理,开发员工的潜能,预防和矫治员工的工作倦怠,提高企业的竞争力,也就成为摆在研究者面前的重要任务。工作倦怠的结构及其评价工具的研究在西方虽然已经比较成熟,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。因此本研究希望能对西方测量工作倦怠的工具进行检验,以期对工作倦怠的诊断和预防以及相关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来考察组织公平与工作倦怠之间的关系,即组织公平是否会在工作倦怠,组织公平的不同维度对工作倦怠的不同维度是否会有不同的影响,并为企业矫治和预防工作倦怠提供理论依据和实践指导。

2 研究方法

2.1 研究对象

2.1.1 工作倦怠量表预试的研究对象 由于工作倦怠量表在国内是第一次使用,所以我们先在3家企业对工作倦怠量表进行了预试。预试发放问卷340份,收回问卷303卷份,有效问卷294份。其中男性143人,占48.64%,女性136人,占46.26%。29岁以下132人,占44.90%;30至39岁84人,占28.57%;40岁以上68人,占23.13%。从学历构成来看,初中或初中以下13人,占4.42%;高中或中专154人,占52.38%;大专76人,占25.85%;大学37人,占12.59%;硕士研究生以上3人,占1.

03%。在职位层次上,本研究区分了管理人员与非管理人员,其中管理人员102人,占34.69%;非管理人员176人,占59.86%。

2.1.2 正式调查的研究对象 正式调查总共调查了6家企业。正式调查共发放问卷580份,收回问卷536份,有效问卷524份。其中男性325人,占62%,女性162人,占30.9%。29岁以下292人,占55.7%;30至39岁134人,占25.6%;40岁以上60人,占11.5%。从学历构成来看,初中或初中以下28人,占5.3%;高中或中专191人,占36.5%;大专119人,占22.7%;大学121人,占23.1%;硕士研究生以上17人,占3.2%。在职位层次上,管理人员153人,占29.2%;非管理人员304人,占58%。

2.2 研究工具

组织公平量表分成程序公平和分配公平两部分。分配公平量表采用Price和Mueller^[5]编写的问卷,包括5道题。程序性公平量表由参与工作和投诉机制两部分组成。参与工作是指员工多大程度上参与到日常的工作中来,采用Alexander和Ruderman^[6]编写的问卷,包括4道题。投诉机制是指员工能多大程度地质疑上级和单位所作的决策,采用Alexander & Ruderman^[6]编写的问卷,包括4道题。组织公平量表采用利克特5分等级量表,选项从1=完全不同意,过渡到5=完全同意,分数越高,公平性越强。由于组织公平量表曾经在国内的研究中使用过,且具有较好的构想信度和较高的信度^[7],因此,本文仅采用验证性因素分析验证其构想效度。

工作倦怠量表采用国际通用的MBI-GS(Maslach Burnout Inventory - General Survey)^[8],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6名来自不同企业不同文化程度的企业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MBI-GS中文版初稿。之后,邀请两名学英语专业的专家通过讨论将中文的问卷回译成英文。最后,将回译的英文稿寄给了MBI-GS的主要开发者之一Michael Leiter,让其对回译的问卷和原来的问卷进行了比较,并根据Michael的意见对翻译的问卷进行了部分调整,确定了最后的中文问卷。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”。整个量表包括三部分:情绪衰竭(Emotional Exhaustion)、玩世不恭(Cynicism)和成就感低落(Reduced Personal Ac-

complishment)。情绪衰竭分量表包括 5 道题,玩世不恭分量表包括 5 道题,成就感低落分量表包括 6 道题,整个问卷共 16 道题。由于 MBI-GS 是第一次在国内使用,因此本研究先在 3 家企业对工作倦怠量表进行了预试,并采用探索性因素分析考察了 MBI-GS 的因素结构。在最后的正式调查中,采用预试后所得到的问卷。

在调查过程中,我们还获取了被试者的一般人口统计学资料,如年龄、性别、受教育程度和职位层次。

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,被试填写完问卷之后当场回收。

2.4 统计方法

进行的统计处理主要包括信度分析、方差分析、探索性因素分析、验证性因素分析、回归分析。信度分析、方差分析、探索性因素分析采用 SPSS 11.5 完成,验证性因素分析采用 Amos 4.0 完成。

3 结果

3.1 工作倦怠量表的探索性因素分析结果

对 MBI-GS 的 16 个项目进行了探索性因素分析,采用主成分法抽取因子,正交转轴,发现“玩世不恭”有一个项目的交叉负荷较高。删除该项目之后,重新进行了因素分析,因素分析结果见表 1。调整后的 MBI-GS 与原来的 MBI-GS 结构完全一致,表明 MBI-GS 在中国具有较好的构想效度。情绪衰竭,玩世不恭和成就感低落三个维度的内部一致性系数分别为:0.88,0.83 及 0.82。

3.2 组织公平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组织公平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;二因素模型,即分配公平的项目测的是分配公平,参与工作和投诉机制的项目测的是同一个维度(程序公平);三因素模型,即分配公平、参与工作与投诉机制是三个不同的维度。

采用 Amos^[9]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^[10],Jöreskog 和 Sörbom^[11]

表 1 工作倦怠量表三维模型的因素负荷表 ($n = 294$)

| 项目 | 情绪衰竭 | 成就感低落 | 玩世不恭 |
|--------------------|--------|--------|--------|
| E1 | 0.87 | | |
| E2 | 0.86 | | |
| E3 | 0.81 | | |
| E4 | 0.73 | | |
| E5 | 0.72 | | |
| P1 | | 0.77 | |
| P2 | | 0.77 | |
| P3 | | 0.75 | |
| P4 | | 0.70 | |
| P5 | | 0.69 | |
| P6 | | 0.61 | |
| C1 | | | 0.80 |
| C2 | | | 0.78 |
| C3 | | | 0.78 |
| C4 | | | 0.78 |
| 特征根 | 4.53 | 3.12 | 1.66 |
| 解释的变异量 (62.01%) | 22.81% | 21.10% | 18.10% |

注: E1 表示情绪衰竭的第一个项目;E2 表示情绪衰竭的第二个项目;C1 表示玩世不恭的第一项目,依此类推。

所有低于 0.35 的负荷均没有显示。

表 2 组织公平量表的验证性因素分析结果 ($n = 462$)

| 模型 | χ^2 | df | GFI | NFI | IFI | TLI | CFI | RMSEA |
|-----|----------|----|------|------|------|------|------|-------|
| 虚模型 | 3937.80 | 78 | | | | | | |
| 一因素 | 1283.99 | 65 | 0.63 | 0.67 | 0.69 | 0.62 | 0.68 | 0.20 |
| 二因素 | 601.44 | 64 | 0.78 | 0.85 | 0.86 | 0.83 | 0.86 | 0.82 |
| 三因素 | 166.21 | 62 | 0.95 | 0.96 | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 0.06 |

和 Medsker, Willams & Holahan^[12]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,组织公平的三因素模型得到了数据的支持。因此,在后面的统计分析中,本研究从分配公平、参与工作和投诉机制三个方面来考察组织公平对工作倦怠的影响。

3.3 工作倦怠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工作倦怠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;三因素模型,即情绪衰竭、玩世不恭和成就感低落是三个不同的维度。

表 3 工作倦怠量表的验证性因素分析结果 ($n = 448$)

| 模型 | χ^2 | df | GFI | NFI | IFI | TLI | CFIRMSEA |
|-------|----------|-----|------|------|------|------|-----------|
| 虚模型 | 3261.99 | 105 | | | | | |
| 一因素模型 | 1530.68 | 90 | 0.58 | 0.53 | 0.55 | 0.47 | 0.54 0.19 |
| 三因素模型 | 347.94 | 87 | 0.91 | 0.89 | 0.92 | 0.90 | 0.92 0.08 |

从表 3 的验证性因素分析结果来看,工作倦怠量表的三因素模型的拟合指标均达到了要求,表明工作倦怠量表的三因素结构得到了数据的支持。

表 4 主要变量的描述性统计结果

| 变量 | M | SD | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|----------|------|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 1. 分配公平 | 2.92 | 0.86 | 0.94 | | | | | |
| 2. 参与工作 | 3.37 | 0.79 | 0.46*** | 0.85 | | | | |
| 3. 投诉机制 | 2.98 | 0.83 | 0.44*** | 0.50*** | 0.84 | | | |
| 4. 情绪衰竭 | 2.16 | 1.29 | -0.39*** | -0.31*** | -0.24*** | 0.89 | | |
| 5. 玩世不恭 | 1.45 | 1.32 | -0.42*** | -0.39*** | -0.36*** | 0.50*** | 0.85 | |
| 6. 成就感低落 | 1.84 | 1.21 | -0.01 | -0.15** | 0.00 | 0.05 | 0.27*** | 0.81 |

注: *** $p < 0.001$ ** $p < 0.01$ * $p < 0.05$; 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; $n = 516 - 524$ 。

3.4 主要变量的描述性统计分析结果

从表 4 可以看出组织公平的各个子维度和工作倦怠的各个子维度内部一致性系数处于 0.81 ~ 0.94 之间,都明显高于所推荐的值 0.70。

3.5 人口统计学变量对组织公平和工作倦怠的影响

考虑到一些人口统计学变量可能会影响到组织公平和工作倦怠,比如:不同年龄的员工的工作倦怠情况可能不同,对组织公平的知觉也可能不一样,所以我们先分析了人口统计学变量对组织公平和工作倦怠的影响。

检验的结果表明,在组织公平和工作倦怠上,不同性别的被试不存在显著差异。而在职位层次上存

在一定的差异(见表 5),在分配公平和参与工作方面,一般员工明显低于管理人员,而在玩世不恭和成就感低落方面,一般员工明显高于管理人员。

表 5 组织公平和工作倦怠的职位层次差异

| 变量 | 管理人员($n = 151$) | | 一般员工($n = 298$) | | t |
|-------|-------------------|------|-------------------|------|---------|
| | M | SD | M | SD | |
| 分配公平 | 3.11 | 0.75 | 2.83 | 0.88 | 3.43** |
| 参与工作 | 3.60 | 0.65 | 3.27 | 0.83 | 4.69*** |
| 投诉机制 | 3.04 | 0.74 | 2.94 | 0.86 | 1.28 |
| 情绪衰竭 | 2.05 | 1.15 | 2.24 | 1.34 | -1.44 |
| 玩世不恭 | 1.19 | 1.03 | 1.58 | 1.41 | -3.39** |
| 成就感低落 | 1.60 | 1.05 | 1.89 | 1.23 | -2.68** |

注: *** $p < 0.001$ ** $p < 0.01$

表 6 组织公平和工作倦怠的年龄差异

| 变量 | 29 岁以下($n = 289$) | | 30 岁 - 40 岁($n = 130$) | | 40 岁以上($n = 56$) | | F |
|-------|---------------------|------|--------------------------|------|--------------------|------|---------|
| | M | SD | M | SD | M | SD | |
| 分配公平 | 2.84 | 0.87 | 3.00 | 0.81 | 3.05 | 0.87 | 2.41 |
| 参与工作 | 3.27 | 0.85 | 3.47 | 0.69 | 3.69 | 0.56 | 8.10*** |
| 投诉机制 | 2.90 | 0.87 | 3.03 | 0.75 | 3.24 | 0.70 | 4.33* |
| 情绪衰竭 | 2.30 | 1.31 | 1.99 | 1.22 | 1.90 | 1.28 | 4.10* |
| 玩世不恭 | 1.67 | 1.43 | 1.16 | 1.03 | 1.13 | 1.22 | 8.84*** |
| 成就感低落 | 1.89 | 1.20 | 1.68 | 1.13 | 1.70 | 1.31 | 1.57 |

注: *** $p < 0.001$ ** $p < 0.01$ * $p < 0.05$

在参与工作方面,方差分析结果表明,不同年龄的被试之间存在显著差异, $F(2, 472) = 8.10$, $p < 0.001$,事后分析结果表明,29 岁以下被试显著低于 30 ~ 40 岁的被试和 40 岁以上的被试,而 30 ~ 40 岁的被试与 40 岁以上的被试之间差异不显著。

在投诉机制方面,方差分析结果表明,不同年龄的被试之间存在显著差异, $F(2, 472) = 4.33$, $p < 0.05$,事后分析结果表明,29 岁以下被试显著低于 40 岁以上的被试,而 29 岁以下的被试与 30 ~ 40 岁的被试之间,30 ~ 40 岁的被试与 40 岁以上的被试

之间差异不显著。

在情绪衰竭和玩世不恭方面,方差分析结果表明,不同年龄的被试之间存在显著差异。事后分析结果表明,29 岁以下被试显著高于 30~40 岁的被

试和 40 岁以上的被试,而 30~40 岁的被试与 40 岁以上的被试之间差异不显著。

在分配公平和成就感低落方面,方差分析结果表明,不同年龄的被试之间不存在差异。

表 7 组织公平和工作倦怠的教育程度差异

| 变量 | 高中($n=188$) | | 大专($n=117$) | | 本科($n=117$) | | F |
|-------|---------------|------|---------------|------|---------------|------|---------|
| | M | SD | M | SD | M | SD | |
| 分配公平 | 2.82 | 0.88 | 3.01 | 0.82 | 2.92 | 0.83 | 2.08 |
| 参与工作 | 3.21 | 0.89 | 3.47 | 0.70 | 3.53 | 0.64 | 8.07*** |
| 投诉机制 | 3.07 | 0.92 | 2.90 | 0.79 | 2.88 | 0.68 | 2.83 |
| 情绪衰竭 | 2.34 | 1.36 | 2.03 | 1.32 | 2.10 | 1.14 | 2.75 |
| 玩世不恭 | 1.51 | 1.44 | 1.37 | 1.25 | 1.50 | 1.24 | 0.47 |
| 成就感低落 | 1.85 | 1.23 | 1.82 | 1.20 | 1.66 | 1.12 | 1.15 |

注:*** $p < 0.001$ ** $p < 0.01$ * $p < 0.05$ 由于初中或初中以下学历以及研究生以上学历的被试比较少,因此在统计处理时将初中或初中以下的被试与高中学历的被试合并;将研究生以上学历的被试与本科学历的被试合并。

在参与工作方面,方差分析结果表明,不同教育程度的被试之间存在显著差异, $F(2,463) = 8.07$, $p < 0.001$,事后分析结果表明,高中学历的被试显著低于大专和本科学历的被试。在其他方面,方差分析结果表明,不同教育程度的被试之间不存在差异。

3.6 组织公平和工作倦怠的回归分析结果

本研究采用分层回归分析,考察在控制了组

织公平和工作倦怠有影响的人口统计学变量(包括职位层次、年龄和教育程度)之后,组织公平是否会影响工作倦怠。首先本研究将人口统计学变量作为第一层变量引入回归方程,然后将组织公平作为第二层变量引入回归方程,并计算两层之间 R^2 产生的变化以及这种变化的 F 检验值,考察 R^2 是否有可靠的提高。

表 8 组织公平和工作倦怠的分层回归结果

| 变量 | 情绪衰竭() | | 玩世不恭() | | 成就感低落() | |
|--------------|---------|----------|---------|----------|----------|--------|
| | 第一步 | 第二步 | 第一步 | 第二步 | 第一步 | 第二步 |
| 第一步: 人口统计学变量 | | | | | | |
| 职位层次 | 0.04 | -0.03 | 0.12* | 0.04 | 0.11* | 0.09* |
| 年龄 | -0.13** | -0.09** | -0.16** | -0.10** | -0.06 | -0.04 |
| 教育程度 | -0.05 | -0.03 | 0.03 | 0.04 | -0.07 | -0.05 |
| 第二步: 组织公平 | | | | | | |
| 分配公平 | | -0.29*** | | -0.26*** | | 0.03 |
| 参与工作 | | -0.18** | | -0.18** | | -0.15* |
| 投诉机制 | | -0.01 | | -0.14** | | 0.05 |
| F | 3.74* | 16.32*** | 6.51*** | 24.31*** | 3.33* | 2.76* |
| R^2 | 0.03 | 0.19 | 0.04 | 0.25 | 0.02 | 0.04 |
| R^2 | 0.03** | 0.16*** | 0.04*** | 0.21*** | 0.02* | 0.02 |

注:*** $p < 0.001$ ** $p < 0.01$ * $p < 0.05$

从表 8 的结果可以看出,在控制了人口统计学变量之后,分配公平和参与工作对预测情绪衰竭做出了新的贡献,解释的变异量增加了 16%;分配公平、参与工作和投诉机制对预测玩世不恭做出了新的贡献,解释的变异量增加了 21%;参与工作虽然会影响成就感低落,但是解释的变异量并没有显著

的变化。

3.7 组织公平的优势分析(Dominance Analysis)结果

从层次回归分析的结果来看,分配公平和参与工作能预测情绪衰竭;分配公平、参与工作和投诉机制能预测玩世不恭,也就是说分配公平和程序公平

都影响工作倦怠。为了更明确地确定分配公平和程序公平对预测企业员工工作倦怠的相对重要性,本研究采用了一种新的统计方法即优势分析分析了分配公平和程序公平在预测工作倦怠时的相对重要性。与传统的方法相比较,优势分析将各预测指标对因变量总方差的贡献分解为已预测方差百分比,从而使各预测指标的相对重要性得以更精确地表现出来;同时,优势分析产生的各预测指标的已预测方差百分比还具有模型独立性特征,不受多元回归中不同预测指标不同组合的影响^[13,14]。目前,优势分析已经成为分析预测变量相对重要性的重要手段。

表 10 分配公平和参与工作预测情绪衰竭时的相对贡献

| 变量 | R^2 | X1 | X2 |
|-------------|-------|--------|--------|
| — | 0 | 0.154 | 0.098 |
| X1(分配公平) | 0.154 | — | 0.022 |
| X2(参与工作) | 0.098 | 0.078 | — |
| X1 X2 | 0.176 | — | — |
| 对 R^2 的分解 | | 0.116 | 0.06 |
| 在已预测方差中的百分比 | | 65.91% | 34.09% |

注: X1 X2 是指同时包括 X1 和 X2 这两个预测变量,下同。

从表 10 的结果可以看出,对于预测情绪衰竭的回归方程来说,在已解释的那部分方差中,分配公平贡献了 65.91%,参与工作贡献了 34.09%,即在预测情绪衰竭时分配公平的贡献更大。

表 11 分配公平、参与工作和投诉机制预测玩世不恭时的相对贡献

| 变量 | R^2 | X1 | X2 | X3 |
|-------------|-------|--------|--------|--------|
| — | 0 | 0.176 | 0.148 | 0.127 |
| X1(分配公平) | 0.176 | — | 0.049 | 0.037 |
| X2(参与工作) | 0.148 | 0.077 | — | 0.034 |
| X3(投诉机制) | 0.127 | 0.086 | 0.055 | — |
| X1 X2 | 0.225 | — | — | 0.013 |
| X1 X3 | 0.213 | — | 0.025 | — |
| X2 X3 | 0.182 | 0.056 | — | — |
| X1 X2 X3 | 0.238 | — | — | — |
| 对 R^2 的分解 | | 0.105 | 0.075 | 0.059 |
| 在已预测方差中的百分比 | | 43.93% | 31.38% | 24.69% |

从表 11 的结果可以看出,对于预测玩世不恭的回归方程来说,在已解释的那部分方差中,分配公平贡献了 43.93%,参与工作贡献了 31.38%,投诉机制贡献了 24.69%。从单个变量的角度来说,分配公平的贡献最大,但是如果把参与工作和投诉机制

作为一个整体——程序公平来考虑,则其贡献要比分配公平的贡献要大。

4 分析与讨论

工作倦怠研究已经成为管理学和组织行为学研究的热点问题,MBI 是这些研究中最广泛使用的测量工具。探索性因素分析和验证性因素分析结果都表明,修订后(删除了原来属于玩世不恭的一个项目)的 MBI-GS 具有较好的构想效度,内部一致性也达到了测量学的要求。MBI-GS 在国内的有效性和适用性得到了证明,今后的研究者在研究工作倦怠时,可以采用本研究修订过的 MBI-GS 问卷。

从人口统计学变量对组织公平和工作倦怠影响的分析结果来看,职位层次、被试年龄和教育程度对组织公平和工作倦怠有影响,这对企业制定相关的政策和制度具有现实的意义。职位层次的 t 检验结果表明,一般员工在玩世不恭和成就感低落方面明显高于管理人员,而在分配公平和参与工作方面明显低于管理人员,这可能是由于一般员工的职位层次相对来说更低,因而他(她)们参与企业管理的机会更少,其工作成就更低造成的。企业在今后的实际工作中,应该在企业内部建立公平的回报系统;应该让更多的员工参与到公司的管理中来,以充分调动员工的工作积极性。在预防和矫治工作倦怠时,在关心所有员工的同时,应该重点关注一般员工。被试年龄的方差分析结果表明,29 岁以下的被试与 29 岁以上的被试在很多方面都存在差异,包括更低的参与工作,更高的情绪衰竭和玩世不恭。此外,29 岁以下的被试与 40 岁以上的被试相比,还有更低的投诉机制。总体来说,29 岁以下的被试应该是进入企业工作时间较短的员工,这部分员工参与企业管理工作的机会相对来说更少,获得同等回报的可能性更少,这可能是产生这种差异的主要原因。29 岁以下的员工是企业发展的后备军,企业在今后的管理工作中应该给予他们高度的关注,引导他们积极参与到企业的建设中来;在企业预防和矫治工作倦怠时,应该给予 29 岁以下员工更多的关注。被试教育程度的方差分析结果表明,高中学历的被试(代表低学历)在参与工作方面相对来说更低,这虽然符合管理的常理,但是企业在实际工作中,应该力争为所有员工创造平等地参与公司工作的机会。

回归分析结果表明,在控制了人口统计学变量之后,分配公平和程序公平仍都对工作倦怠具有较强的预测作用。进一步的优势分析发现,分配公平

对于情绪衰竭具有较强的预测能力,在被解释的情绪衰竭的那部分方差中,分配公平的贡献占到了 65.91%;程序公平对于玩世不恭具有较强的预测能力,在被解释的玩世不恭的那部分方差中,程序公平的贡献占到了 56.07%。这一发现提示,组织公平会影响工作倦怠,也就是当企业能公平地对待员工时,员工出现工作倦怠的可能性就会更少;而如果员工没有得到公平地对待,他(她)们出现工作倦怠的可能性会更大。此外,组织公平的不同维度对工作倦怠的不同维度有不同的预测作用,分配公平对情绪衰竭的影响更强,程序公平对玩世不恭的影响更强,这有可能是因为分配公平知觉主要是由资源上的不公平造成的,程序公平主要是由过程上的不公平造成,而个体在某些资源上的不公平知觉会导致个体感觉到自己付出了很多,但是却并没有得到相应的回报,最后会出现挫折感,觉得工作特别累,即出现情绪衰竭的现象;而个体在过程上的不公平知觉,则会导致个体对过程的怨言,久而久之就出现个体不再关心过程的现象,即出现玩世不恭的现象。从本研究的结果来看,今后的研究者应该把组织公平作为工作倦怠的一个重要前因变量来考虑,并进一步研究组织公平究竟是如何影响工作倦怠的,组织公平对工作倦怠的影响是否会受到其他变量的影响等。企业要预防和矫治工作倦怠,可以从组织层面着手来开展工作,提供员工的组织公平知觉。在提高员工公平知觉的过程中,企业不仅要重视分配公平,即员工所获得的各种回报的公平性,而且还应该重视以往所没有重视的程序公平,包括给员工创造各种机会,参与到公司的日常工作中;企业应该重视投诉机制的建设,比如现场办公,意见箱等,让员工能及时发表对公司的各种意见,为公司的发展提出建设性意见。

5 结论

在本研究的条件下,得到以下几条结论:

(1) 修订后的工作倦怠量表 MBI-GS 在国内具有较好的信度和效度。

(2) 人口统计学变量,包括年龄、教育程度和职位层次,会影响组织公平和工作倦怠。

(3) 分配公平和参与工作会影响企业员工的情绪衰竭;分配公平、参与工作和投诉机制会影响企业员工的玩世不恭。

(4) 优势分析结果表明,在预测情绪衰竭时,分配公平的贡献更大;在预测玩世不恭时,程序公平的

贡献更大。

参 考 文 献

- 1 Maslach C, Schaufeli W B, Leiter M P. Job Burnout. *Annual Review of Psychology*, 2001, 397 ~ 422
- 2 Maslach C, Leiter M P. *The Truth About Burnout: How Organizations Cause Personal Stress and What to Do About It?* San Francisco: Jossey-Bass Inc., 1997
- 3 Cordes C L, Dougherty T W. A Review and an Integration of Research on Job Burnout. *Academy of Management Review*, 1993, 18: 621 ~ 656
- 4 Rawls J. *A Theory of Justice*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1971
- 5 Price J L, Mueller C W. *Handbook of Organizational Measurement*. Marshfield, Mass: Pittman, 1986
- 6 Alexander S, Ruderman M. The Role of Procedural and Distributive Justice in Organizational Behavior. *Social Justice Review*, 1987, 1: 177 ~ 198
- 7 Leung K, Smith P B, Wang Z, et al. Job Satisfaction in Joint Venture Hotels in China: An Organizational Justice Analysis. *Journal of International Business Studies*, 1996, 27: 947 ~ 962
- 8 Schaufeli W, Leiter M P, Maslach C, et al. *MBI - General Survey*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press, 1996
- 9 Arbuckle J L, Wothke W. *Amos 4.0 User's Guide*. Chicago, IL: Smallwaters Corporation, 1999
- 10 Bollen K A. *Structural Equations with Latent Variables*. New York: Wiley, 1989
- 11 Jöreskog K G, Sörbom D. *Lisrel 8: User's Reference Guide*. Chicago: Scientific Software International, 1993
- 12 Medsker G J, Williams L J, Holahan P J. A Review of Current Practices for Evaluating Causal Models of Organizational Behavior and Human Resources Management Research. *Journal of Management*, 1994, 20: 429 ~ 464
- 13 Zhang L, Leung J. Athletes' Life Satisfaction: The Contributions of Individual Self-Esteem and Collective Self-Esteem. *Acta Psychologica Sinica*, 2002, 34: 160 ~ 167
- 14 Budescu D V. Dominance Analysis: A New Approach to the Problem of Relative Importance of Predictors in Multiple Regression. *Psychological Bulletin*, 1993, 114: 542 ~ 551
- 15 Ambrose M L. Contemporary Justice Research: A New Look at Familiar Questions. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 2002, 89: 803 ~ 812
- 16 Cohen-Charash Y, Spector P E. The Role of Justice in Organizations: A Meta-Analysis. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 2001, 86: 278 ~ 321
- 17 Colquitt J A, Conlon D E, Wesson M J, et al. Justice at the Millennium: A Meta-Analytic Review of 25 Years of Organizational Justice Research. *Journal of Applied Psychology*, 2001, 86: 425 ~ 445

THE INFLUENCE OF DISTRIBUTIVE JUSTICE AND PROCEDURAL JUSTICE ON JOB BURNOUT

Li Chaoping, Shi Kan

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

Abstract

Based on 294 samples from three companies, this study first tested the psychological property of MBI - GS and made some revisions according to the result. Then 524 employees from six companies were invited to join the final survey. CFA was used to confirm the construct validity of MBI - GS. T - test and One - way ANOVA showed organizational justice and job burnout was influenced by demographics variables. Hierarchical regression analyses indicated that organizational justice was a power predict of job burnout beyond demographics variables. Dominance analysis further indicated that when predicting Emotional Exhaustion 65.91 % of the predicted variance was attributed to distributive justice. When predicting Cynicism 56.07 % of the predicted variance was attributed to procedural justice.

Key words job burnout, organizational justice, distributive justice, procedural justice.