

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：道德领导与亲社会违规行为：双中介模型

作者：徐世勇，朱金强

第一轮

审稿人 1 意见：

论文采用两个时点的问卷研究设计，探讨了上司的道德领导行为与员工亲社会违规行为的关系，具有新意。文章有以下几个问题有待商榷：

回应：感谢审稿专家对本研究选题和行文方面的肯定。我们根据审稿专家的建议，逐一进行了修改，回应时所引用的参考文献列表见评审意见后面，并附上了重要的参考文献原文。正文中对主要的修改内容进行蓝色标记。

意见 1：在作者的理论假设中工作自主性作为中介变量，在逻辑上很难理解。工作自主性取决于工作的特征，工作特征会因上司表达更多的道德领导行为而改变吗？从这一点来看，工作自主性更可能是一个调节变量，“能不能”的问题和“敢不敢”一样更像一个情境变量。从文章的结果来看，道德领导行为与工作自主性之间的路径系数比较小，只在 0.1 水平上显著，也似乎说明了二者关系并不密切。

回应：对于工作自主性中介变量，我们认同评审专家的观点，确实工作自主性与工作特征或工作设计有较大关系，但是同时工作自主性也会受到领导的影响，尤其是受中国“人治”文化环境的影响，领导具有较大的自由裁量权，领导在很大程度上可以影响甚至决定下属的工作方法、工作进度和工作标准。正如第二位评审专家所言，工作自主性与领导授权有关，而授权是道德领导的重要维度之一 (Kalshoven, Den Hartog & De Hoogh, 2011 ; Resick, Hanges, Dickson & Mitchelson, 2006) (我们附上了这两篇参考文献的原文，见“参考文献”文件夹)，道德领导鼓励授权，允许下属在一定范围内自己决定自己的工作进度，选择合适的工作方法等，因此，道德领导会提高下属的工作自主性。同时，道德领导倾听下属的心声，关注下属的需求，允许下属表示自己的看法，尊重下属的建议，鼓励下属参与决策(Brown, Trevi O & Harrison, 2005)，使下属有机会就工作方法、工作进度和工作标准等问题发表自己的观点，提出自己的看法，从而增强下属的工作自主性。现有的实证研究也支持了这一观点，如 Chughtai(2015)以及 Piccolo 等人(2010)的实证研究表明道德领导对下属感知的工作自主性具有显著的正向影响。我们对“2.3 工作自主性的中介作用”这一部分进行了修改，见“2.3 工作自主性的中介作用第一段 (P19)”蓝色字体部分。

此外，基于第二位评审专家的评审意见 4，我们根据吴艳、温忠麟(2011)的建议，采用平衡法对测量题目进行了打包，首先按照题目因子载荷大小进行排序，然后将因子载荷最高的题目和最低的题目取均值打包成一个测量题目，以此类推。重新分析了数据，结果表明道德领导与工作自主性的路径系数在 0.05 水平上显著。具体修改内容见正文 P25 第一段蓝色字体部分。

意见 2：研究虽然分了两个时间点收集数据，但是前因和中介两类变量同时施测，仍然难于检验变量之间的影响关系。

回应：感谢评审专家的意见。确实如评审专家所言，前因和中介变量同时施测，难于检验变量之间的影响关系。不过，目前，发表在 *Journal of Applied Psychology* 等国际权威期刊上的同类文章大多是在两个时间点收集数据，或者前因和中介变量同时施测，或者中介变量和结果变量同时施测。如 Walte 等人(2015)发表在 *Journal of Applied Psychology* 上研究，其前因和中介变量在同一时间点收集，研究模型见下图 1（我们附上了这篇文章的原文，见“参考文献”文件夹）。

此外，我们进行了同源偏差检验，结果表明同源偏差并非一个严重问题，不会对本研究变量间的关系带来实质性影响。尽管如此，我们还是非常认同评审专家提出的这个问题。为此，我们在正文讨论的研究局限部分对这一问题进行了分析，具体修改内容见 P28 第一段蓝色字体部分。

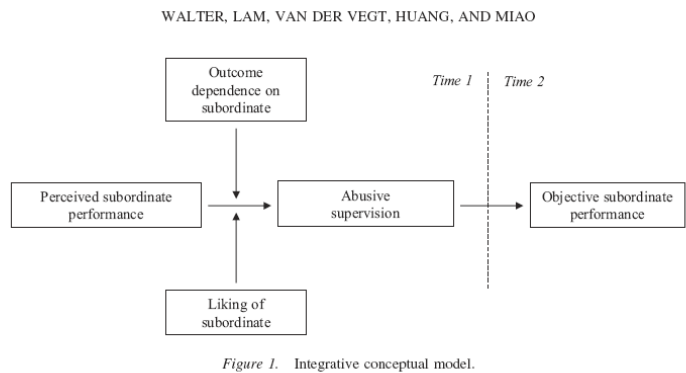


图 1 Walte 等人(2015)的研究模型

意见 3：在讨论部分作者对冒险特质在心理安全感和亲社会违规行为之间调节效应不显著的解释缺乏说服力。

回应：感谢评审专家的意见。我们对这一部分重新进行了论述。具体修改内容见 P27 第三段蓝色字体部分。

意见 4：此外，还有些小问题，比如，图 2 不是很规范，缺少了一些必要的图注。

回应：感谢评审专家的建议。我们在图 2 处，标注了必要的注释。具体修改内容见 P25 图 2 蓝色字体部分。

审稿人 2 意见：

这篇文章讨论了道德领导对下属亲社会违规行为的正向影响及其影响机制，并且检验了下属冒险特质的调节作用。总体而言，文章写作通畅规范，选题也具有理论和实践意义，值得继续探讨。但是文章在理论逻辑和研究设计上也存在明显的不足，以下几点供您参考：

意见 1：整体理论思考不够。在这篇文章中，作者提出一个完整的研究框架：两个中介变量和一个调节变量。值得关注的是，作者并没有解释为什么选择这些变量，而不是其他变量。换言之，作者没有一个清晰的理论框架或视角去解释这些变量的角色。与此相对应的是，作者在论述不同效应时采用了不同的理论（如主效应--社会学习理论，中介效应--社会信息加工理论和自我决定理论），前后逻辑不一。这是本末倒置的做法。

回应：感谢审稿专家的意见。本研究的整体理论框架如下图 2 所示，领导通过个体内认知机制和个体外情境机制来影响员工行为，个体特质调节了领导与员工行为之间的关系。心理安全感是个体内的认知机制，工作自主性是个体外的情境机制，冒险倾向是个体本身的特质。选择这些变量的原因如下：

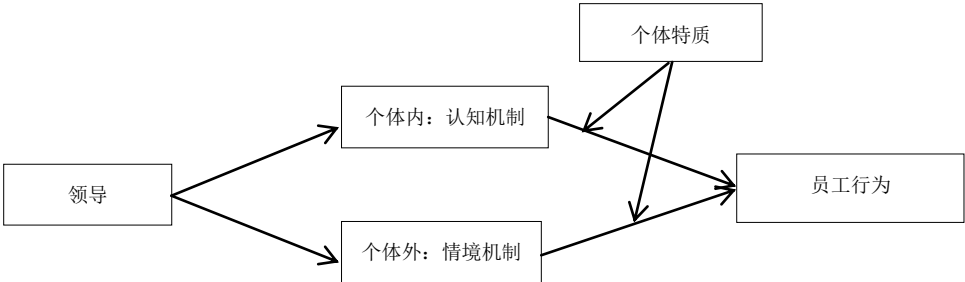


图 2 理论框架

现有研究，领导影响员工行为的中介机制大致可以从个体内外两个角度分为四类，内在中介机制包括：认知机制、情绪机制、动力机制，外在中介机制包括情境机制。认知机制的中介变量包括心理安全感(Carmeli, Reiter-Palmon & Ziv, 2010 ; Hirak, Peng, Carmeli & Schaubroeck, 2012 ; 吴维库, 王未, 刘军, 吴隆增, 2012)、心理所有权(马跃如, 程伟波, 周娟美, 2014)、组织支持感(Hassan & Ul Hassan, 2015 ; 龙立荣, 毛盼盼, 张勇, 黄小冰, 2014)、自我效能感等(Gong, Huang & Farh, 2009 ; 方阳春, 2014)、组织自尊(严丹, 2012)。情绪机制的中介变量包括积极情绪(Rego, Sousa, Marques & Pina E Cunha, 2014)、消极情绪(Hoobler & Hu, 2013)、情感承诺(Neves, 2012 ; Suk, Thi & Byung, 2015)、情绪耗竭(Chi & Liang, 2013)等，动力机制的中介变量包括内在动机(Zhang, Kwan, Zhang & Wu, 2014 ; 景保峰, 2015)、挑战型压力(Culbertson, Huffman & Alden-Anderson, 2009 ; Schmidt, et al., 2014)、过程投入(Henker, Sonnentag & Unger, 2015)等。情境机制的中介变量包括工作自主性(Chughtai, 2015 ; Gillet & Vandenberghe, 2014 ; 陈雪峰, 时勘, 2008)、组织氛围(姚明晖, 李元旭, 2014)、上下级关系(Gu, Tang & Jiang, 2015 ; Qu, Janssen & Shi, 2015 ; Xu, Huang, Lam & Miao, 2012 ; 丁琳, 席西民, 张华, 2010 ; 刘文兴, 廖建桥, 张鹏程, 2012)。其中，个体内认知机制和个体外情境机制得到大量学者的广泛关注，因此，本研究从这两个角度探究道德领导对员工亲社会违规行为影响的中介机制。心理安全感和工作自主性分别属于重要的个体内认知机制中介变量和个体外情境机制中介变量。

领导风格影响下属的作用效果必然受到下属个体特征的调节(李爱梅, 华涛, 高文, 2013 ; 席猛, 许勤, 仲为国, 赵曙明, 2015)，由于员工做出亲社会违规行为需要冒一定的风险，因此，本研究预期个体的冒险特质是道德领导与亲社会违规行为关系的重要调节变量。因此，调节变量本研究选择了冒险特质。

为了解释选择这些变量的原因以及使逻辑思路更加清晰，我们在“1 引言部分第三段（P16-P17）”、“2.2 心理安全感的中介作用第一段（P18）”以及“2.4 冒险特质的调节作用第一段（P19）”，做了相应修改，见正文中相应蓝色字体部分。

意见 2：文章的创新和贡献值得进一步探讨。作者提出的变量变得大多已经被讨论，这些文献应该得到重视，但作者似乎忽视了众多有关的文献。例如，Morrison（2006）已经考察过工作自主性和个体冒险倾向对 PSRB 的影响。在《心理学报》范围内，梁建（2014）探讨了道德领导对心理安全感的影响，李锐等（2015）讨论了仁慈领导对亲社会违规行为的影响。因此，本研究的创新之处值得商榷。

回应：非常感谢审稿专家提供的重要参考文献。我们根据这些文献，对本研究的创新和贡献重新进行了提炼，并在正文中引用了这些参考文献，对重要的参考文献多次引用（见“1 引言部分第二段（P16）”、“1 引言部分第三段（P17）”、“2.2 心理安全感的中介作用第一段（P18）”以及“5 讨论部分第二段（P26）”）。与已有研究相比，本研究的主要贡献如下：

现有文献从领导风格的角度，探究亲社会违规行为的研究还处于起步阶段。亲社会违规行为的主要动机是利他(Dahling, Chau, Mayer & Gregory, 2012)，从道德的角度来看，利他行为是一种高尚的道德行为(Bar-Tal, Raviv & Leiser, 1980 ; Batson, 1987)。因此，作为一种道德行为，亲社会违规行为必然会受到道德领导的影响。基于此，本研究从道德的角度，实证检验道德领导对员工亲社会违规行为的影响并进一步探讨了其中介机制和边界条件，丰富了领导风格与员工亲社会违规行为关系的研究，拓展了人们对亲社会违规行为产生原因的认识，打开了领导影响员工亲社会违规行为的中介机制和边界条件。

与 Morrison(2006)的研究相比，Morrison(2006)的研究将工作自主性和冒险特质均作为自变量，而本研究则是将工作自主性作为中介变量，冒险特质作为调节变量，研究模型与 Morrison(2006)的研究有很大区别。更为重要的是，Morrison(2006)的主要贡献是提出了亲社会违规行为的概念，对工作自主性和冒险特质的检验是以 MBA 学生为样本，通过实验情景的方式进行的，在在一定程度上限制了所得结论的外部效度。梁建(2014)的研究主题是员工建言，而本研究关注的是员工亲社会违规行为，研究主题不太一样。李锐等(2015)的研究虽然讨论了仁慈领导对亲社会违规行为的影响以及边界条件，但未探究其中介机制。本研究从道德的视角检验道德领导对亲社会违规行为的影响，与李锐等(2015)的研究视角不同，并且本研究进一步检验了道德领导对亲社会违规行为影响的中介机制。

具体的修改内容见正文“1 引言部分第三段和第四段（P17）”、“5 讨论部分第一段、第二段和第三段（P26-P27）”的蓝色字体部分。

意见 3：假设发展逻辑有待进一步思考。

（1）首要的问题在于工作自主性的选择。文章从社会信息加工理论的角度出发，选取心理安全感作为中介变量，这与道德领导“正直、利他、强调道德规范”的构念内涵较为吻合。但选取工作自主性作为中介变量就没有反映出道德领导的本质。如作者所引用，工作自主性是指工作方法、工作进度和标准的自主性，更多与工作设计和领导授权有关。而道德领导更多是指倾听员工和关注程序公平等道德议题，两者关系并不清楚。换言之，一个道德水平高的领导也可能是控制度较高的领导。而在假设发展中，自我决定理论只能解释工作自主性与

亲社会违规行为的关系，无法解释道德领导与工作自主性的关系。

回应：感谢评审专家对心理安全感中介变量的肯定以及工作自主性会受到领导（领导授权）影响的肯定。正如我们对第一位评审专家评审意见 1 的回应，授权是道德领导的重要维度之一(Kalshoven, et al., 2011 ; Resick, et al., 2006)，道德领导鼓励授权，允许下属在一定范围内自己决定自己的工作进度，选择合适的工作方法等，因此，道德领导会提高下属的工作自主性。同时，道德领导倾听下属的心声，关注下属的需求，允许下属表达自己的看法，尊重下属的建议，鼓励下属参与决策(Brown, et al., 2005)，使下属有机会就工作方法、工作进度和工作标准等问题发表自己的观点，提出自己的看法，从而增强下属的工作自主性。现有的实证研究也支持了这一观点，如 Chughtai(2015)以及 Piccolo 等人(2010)的实证研究表明道德领导对下属感知的工作自主性具有显著的正向影响。

如评审专家所言，自我决定理论确实只能解释工作自主性与亲社会违规行为的关系。道德领导与工作自主性的关系是通过上述逻辑推导和实证分析进行阐述的。我们对“2.3 工作自主性的中介作用”这一部分进行了修改，见“2.3 工作自主性的中介作用第一段（P19）”蓝色字体部分。

（2）假设 1 的发展也有待商榷。道德领导强调公平公正，这样的领导方式会容忍亲社会违规行为吗？诚然此类行为是亲社会的，但是也可能破坏规则，不利于程序公平。此外，作者对道德发展水平的引用似乎在发展调节效应：道德领导对违规行为的影响依赖于个体的道德发展水平。

回应：感谢评审专家的意见。道德领导强调利他，关心他人利益，关注组织、同事和客户的福祉(Treviño, Brown & Hartman, 2003 ; Treviño, Hartman & Brown, 2000)，所以当员工为了提升组织、同事和客户利益而违背过时的组织规则时，员工的这种旨在提升组织、同事和客户利益的行为符合道德领导的利他价值观，因此，会得到道德领导的认同。道德领导不会因为员工为了提升组织、同事和客户利益而不得不违背过时的组织规则，就简单粗暴的惩罚下属，正如评审专家所言，道德领导强调公平公正，当员工为了提升组织、同事和客户利益而不得不违背组织规则时，如果领导完全不考虑员工违规的亲社会动机，以及给组织、同事和客户带来的利益，仅仅按照违规惩罚员工，那么对员工也是不公平的。因此，道德领导更有可能会包容下属的亲社会违规行为。具体的修改内容见“2.1 道德领导与亲社会行为第二段（P17）”蓝色字体部分。

道德发展水平这一部分的基本逻辑是这样的：道德发展水平较高的个体会为了提升总体社会福利而违反现有的规章制度，道德领导具有较高的道德发展水平，所以道德领导也会为了提升组织利益而违背现有的组织规则，进而影响员工的亲社会违规行为。为了使这一部分逻辑更加清晰，我们对这一部分重新进行了论述，具体的修改内容见“2.1 道德领导与亲社会违规行为第三段（P18）”蓝色字体部分。

意见 4：（1）CFA 结果很差，最终的拟合指数过低。

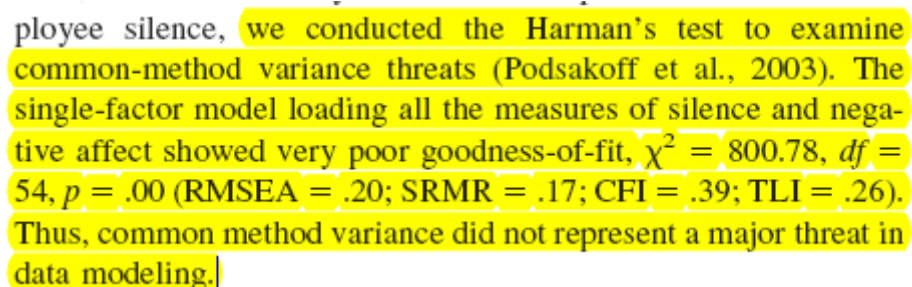
回应：感谢评审专家的意见。CFA 的结果确实不理想，可能的原因是测量题目较多（34 个），而样本量相对较少（241），少于测量题目与样本量 1:10 的比例(吴艳，温忠麟, 2011)。因此，我们根据吴艳、温忠麟(2011)的建议，采用平衡法对测量题目进行了打包，首先按照题目因

子载荷大小进行排序，然后将因子载荷最高的题目和最低的题目取均值打包成一个测量题目，以此类推。对数据进行了重新分析，重新分析后的 CFA 结果比较理想，各个指标均达到标准。并使用打包后的数据对假设检验重新进行了验证。具体的修改内容见“4.1 区分度检验（P22）”和“4.4 假设检验（P23-P26）”的蓝色字体部分。

（2）作者对同源方差的检验存在明显的缺陷。请提供 Hair（1998）文献的具体出处，CFA 的做法并不正确，应该将 method 作为一个单独的因子，加入原来的模型，进行比较。

回应：感谢评审专家的意见。同源偏差的检验有多种方法，评审专家建议的“将 method 作为一个单独的因子，加入原来的模型，进行比较”的方法是“未测单一方法潜因子法”（Podsakoff, MacKenzie, Lee & Podsakoff, 2003；熊红星，张璟，叶宝娟，郑雪，孙配贞，2012）。我们使用的是 Harman 单因子检验法，该方法是目前检验同源偏差最常用的方法（Malhotra, Kim & Patil, 2006；Podsakoff, et al., 2003；黄亮，彭璧玉，2015），目前发表在权威期刊上的文章多采用这一方法来检验同源偏差。如发表在 JAP 上的 Madrid, Patterson 和 Leiva,(2015)的研究以及刊发在《南开管理评论》上的黄亮、彭璧玉(2015)的研究均使用该方法来检验同源偏差，见下图 3 和图 4。我们附上了相关的参考文献原文，见“参考文献”文件夹。

我们也试着用评审专家建议的方法来检验同源偏差，但正如 Podsakoff, MacKenzie, Lee 和 Podsakoff (2003)和 Malhotra, Kim 和 Patil (2006)以及其他学者指出的，未测单一方法潜因子法由于估计的参数过多，容易导致模型不识别。我们用 Mplus 来运行数据，结果模型无法识别，所以我们保留了原来的检验方法。Hair(1998)文献是一本书，考虑到文献引用的权威性，我们删除 Hair(1998)文献，改为引用 Podsakoff 等人(2003)和 Malhotra 等人(2006)文献。具体的修改内容见“4.2 同源偏差检验（P22）”蓝色字体部分。



ployee silence, we conducted the Harman's test to examine common-method variance threats (Podsakoff et al., 2003). The single-factor model loading all the measures of silence and negative affect showed very poor goodness-of-fit, $\chi^2 = 800.78$, $df = 54$, $p = .00$ (RMSEA = .20; SRMR = .17; CFI = .39; TLI = .26). Thus, common method variance did not represent a major threat in data modeling.

图 3 Madrid, Patterson, & Leiva,(2015)的同源偏差检验部分截图

步检验这个问题，本研究针对由员工自我报告的工作幸福感、内部人身份感知、组织自尊和交易型领导等4个构念的数据，进行了目前学术界最常用的Harman单因子检验。^[57]这个检验的基本思想是如果同一起来源的数据存在严重的共同方法偏差问题，那么在对这些数据进行验证性因子分析时，一因子模型与数据的拟合效果应该是最佳的。^[57]检验结果显示，一因子模型的拟合效果($\chi^2=714.080$, $df=55$, $\chi^2/df=12.98$, $TLI=0.69$, $CFI=0.74$, $RMSEA=0.184$)最差，四因子模型的拟合效果($\chi^2=174.376$, $df=49$, $\chi^2/df=3.56$, $TLI=0.93$, $CFI=0.95$, $RMSEA=0.085$)最好，而且后者在统计学意义上显著地优于其他嵌套模型的拟合效果，例如它与一因子模型在 χ^2 统计量上的差异在统计学意义上是十分显著的($\Delta\chi^2=539.704$, $\Delta df=6$, $p<0.001$)，这进一步说明了本研究的共同方法偏差问题处于可控水平。综上所述，本研究的共同方法偏差问题受到了较好的控制。

图4 黄亮、彭璧玉(2015)的同源偏差检验部分截图

(3) p.11 中的代替模型与假设的中介模型并不是套嵌关系，因此不能直接比较。

回应：感谢评审专家的意见。替代模型与假设的中介模型确实不是嵌套关系。但是侯杰泰、温忠麟、成子娟(2004)指出（我们扫描了这一页，见“参考文献”文件夹），对于非嵌套模型，通过卡方变化来比较模型是一种粗略的比较方法。为了对非嵌套模型进行精确比较，本研究按照王孟成(2004)的建议（我们扫描了这两页，见“参考文献”文件夹），通过比较贝叶斯信息准则（BIC）来对非嵌套模型进行比较，当 ΔBIC 大于 10 时，表明 BIC 较小的模型优于 BIC 较大的模型。本研究中理论模型的 BIC 为 10180.03，替代模型的 BIC 为 12919.51，替代模型与理论模型相比，BIC 变化 2739.48，表明理论模型优于替代模型。具体修改内容见正文“P23 最后一段”蓝色字体部分。

(4) 在检验调节效应时，需要说明调节项是如何计算的。在加入到模型估计后，模型整体拟合度发展了什么变化？

回应：感谢评审专家的意见。潜调节结构模型法(Latent Moderated Structural Equations, LMS)不像传统的乘积指标法，LMS 不通过将自变量和调节变量的测量题目相乘来构建乘积项，而是用原始数据的全部信息，将全部指标近似为一个有限的混合分布，即将乘积项看做条件正态分布的混合，其分布函数的对数用 EM 算法(expectation maximization algorithm)进行估计(温忠麟，吴艳，侯杰泰, 2013)。这种方法不提供通常的模型拟合指标(Kelava, et al., 2011)，

因此无法进行模型拟合比较。但该方法被证实是一种有效的用结构方程模型来检验调节效应的方法(温忠麟等, 2013)。我们附上了几篇有关该方法的参考文献, 见“参考文献”文件夹。

(5) 调节的中介关系并没有得到证实。如表 3 所示, 中介差值为.05, 其标准误为.03, 相应的 T 值为 1.7, 并没有达到显著性水平。

回应: 感谢评审专家的意见。中介效应的差异确实没有达到 0.05 的显著水平, 但是达到了 0.1 的显著水平, 属于微弱显著。我们对这一部分的文字表述进行了修改, 使表述更为严谨, 具体修改内容见 P25 最后一段蓝色字体部分。

意见 5: 研究设计也存在一定的问题。首先, 数据来源于 4 家不同的企业, 在分析时应该适当处理。可以通过使用 HLM 控制套现效应, 也可以考虑使用虚拟变量加以控制。再次, 作者使用的心理安全感量表明显经过了修改, 需要说明。

回应: 感谢评审专家的意见。我们在进行研究设计时确实考虑欠缺, 没有设计“所在企业”这一变量, 不过我们设计了“单位规模”这一变量(1=50 人以内, 2=51-200 人, 3=201-500 人, 4=501-1000 人, 5=1000 人以上), 我们将“单位规模”作为控制变量加入模型中。具体修改内容见“3.2 测量 最后一段(P21)”蓝色字体部分。

心理安全感的测量确实进行了修改。修改的依据是: 原量表(Edmondson(1999)开发的量表)是用来测量团队心理安全感, 为了更好的测量个体层面的员工亲社会违规心理安全感, 我们参照 Detert 和 Burris(2007)的做法, 对原量表进行了修订。我们在文中做了相应的说明, 见“3.2 测量 第三段(P21)”蓝色字体部分。我们附上了相关的两篇参考文献, 见“参考文献”文件夹。

参考文献

- Bar-Tal, D., Raviv, A., & Leiser, T. (1980). The development of altruistic behavior: Empirical evidence. *Developmental Psychology*, 16(5), 516-524.
- Batson, C. D. (1987). Prosocial motivation: Is it ever truly altruistic? In L. Berkowitz(Eds.). *Advances In Experimental Social Psychology*(pp. 65-122). San Diego, CA, US:Academic Press.
- Brown, M. E., Trevi O, L. K., & Harrison, D. A. (2005). Ethical leadership: A social learning perspective for construct development and testing. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 97(2), 117-134.
- Carmeli, A., Reiter-Palmon, R., & Ziv, E. (2010). Inclusive leadership and employee involvement in creative tasks in the workplace: The mediating role of psychological safety. *Creativity Research Journal*, 22(3), 250-260.
- Chi, S. S., & Liang, S. (2013). When do subordinates' emotion-regulation strategies matter? Abusive supervision, subordinates' emotional exhaustion, and work withdrawal. *The Leadership Quarterly*, 24(1), 125-137.
- Chughtai, A. A. (2015). Creating safer workplaces: The role of ethical leadership. *Safety science*, 73, 92-98.
- Culbertson, S. S., Huffman, A. H., & Alden-Anderson, R. (2009). Leader - member exchange and work - family interactions: The mediating role of self-reported challenge-and hindrance-related stress. *The Journal of psychology*, 144(1), 15-36.
- Dahling, J. J., Chau, S. L., Mayer, D. M., & Gregory, J. B. (2012). Breaking rules for the right reasons? An

- investigation of pro-social rule breaking. *Journal of Organizational Behavior*, 33(1), 21-42.
- Detert, J. R., & Burris, E. R. (2007). Leadership behavior and employee voice: Is the door really open? *Academy of Management Journal*, 50(4), 869-884.
- Edmondson, A. (1999). Psychological safety and learning behavior in work teams. *Administrative Science Quarterly*, 44(2), 350-383.
- Gillet, N., & Vandenberghe, C. (2014). Transformational leadership and organizational commitment: The mediating role of job characteristics. *Human Resource Development Quarterly*, 25(3), 321-347.
- Gong, Y., Huang, J., & Farh, J. (2009). Employee learning orientation, transformational leadership, and employee creativity: The mediating role of employee creative self-efficacy. *Academy of Management Journal*, 52(4), 765-778.
- Gu, Q., Tang, T., & Jiang, W. (2015). Does Moral Leadership Enhance Employee Creativity? Employee Identification with Leader and Leader-Member Exchange (LMX) in the Chinese Context. *Journal of Business Ethics*, 126(3), 513-529.
- Hassan, S., & Ul Hassan, M. (2015). Testing the Mediating Role of Perceived Organizational Support between Leadership Styles, Organizational Justice and Employees' Behavioral Outcomes. *Pakistan Journal of Commerce & Social Sciences*, 9(1), 131-158.
- Henker, N., Sonnentag, S., & Unger, D. (2015). Transformational Leadership and Employee Creativity: The Mediating Role of Promotion Focus and Creative Process Engagement. *Journal of Business & Psychology*, 30(2), 235-247.
- Hirak, R., Peng, A. C., Carmeli, A., & Schaubroeck, J. M. (2012). Linking leader inclusiveness to work unit performance: The importance of psychological safety and learning from failures. *The Leadership Quarterly*, 23(1), 107-117.
- Hoobler, J. M., & Hu, J. (2013). A model of injustice, abusive supervision, and negative affect. *The Leadership Quarterly*, 24(1), 256-269.
- Kalshoven, K., Den Hartog, D. N., & De Hoogh, A. H. B. (2011). Ethical leadership at work questionnaire (ELW): Development and validation of a multidimensional measure. *The Leadership Quarterly*, 22(1), 51-69.
- Kelava, A., Werner, C. S., Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., Zapf, D., & Ma, Y., et al. (2011). Advanced nonlinear latent variable modeling: Distribution analytic LMS and QML estimators of interaction and quadratic effects. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 18(3), 465-491.
- Madrid, H. P., Patterson, M. G., & Leiva, P. I. (2015). Negative Core Affect and Employee Silence: How Differences in Activation, Cognitive Rumination, and Problem-Solving Demands Matter. 100(6), 1887-1898.
- Malhotra, N. K., Kim, S. S., & Patil, A. (2006). Common method variance in IS research: A comparison of alternative approaches and a reanalysis of past research. *Management Science*, 52(12), 1865-1883.
- Morrison, E. W. (2006). Doing the job well: An investigation of pro-social rule breaking. *Journal of Management*, 32(1), 5-28.
- Neves, P. (2012). Organizational cynicism: Spillover effects on supervisor - subordinate relationships and performance. *The Leadership Quarterly*, 23(5), 965-976.
- Piccolo, R. F., Greenbaum, R., Hartog, D. N. D., & Folger, R. (2010). The relationship between ethical leadership and core job characteristics. *Journal of Organizational Behavior*, 31(2 - 3), 259-278.

- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J., & 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.
- Qu, R., Janssen, O., & Shi, K. (2015). Transformational leadership and follower creativity: The mediating role of follower relational identification and the moderating role of leader creativity expectations. *Leadership Quarterly*, 26(2), 286-299.
- Rego, A., Sousa, F., Marques, C., & Pina E Cunha, M. (2014). Hope and positive affect mediating the authentic leadership and creativity relationship. *Journal of Business Research*, 67(2), 200-210.
- Resick, C. J., Hanges, P. J., Dickson, M. W., & Mitchelson, J. K. (2006). A cross-cultural examination of the endorsement of ethical leadership. *Journal of Business Ethics*, 63(4), 345-359.
- Schmidt, B., Loerbroeks, A., Herr, R., Litaker, D., Wilson, M., Kastner, M., & Fischer, J. (2014). Psychosocial resources and the relationship between transformational leadership and employees' psychological strain. *Work (Reading, Mass.)*, 49(2), 315-324.
- Suk, B. C., Thi, B. H. T., & Byung, I. P. (2015). inclusive leadership and work engagement: mediating roles of affective organizational commitment and creativity. *Social Behavior & Personality: an international journal*, 43(6), 931-943.
- Treviño, L. K., Brown, M., & Hartman, L. P. (2003). A qualitative investigation of perceived executive ethical leadership: Perceptions from inside and outside the executive suite. *Human Relations*, 56(1), 5-37.
- Treviño, L. K., Hartman, L. P., & Brown, M. (2000). Moral person and moral manager: How executives develop a reputation for ethical leadership. *California Management Review*, 42, 128-142.
- Walter, F., Lam, C. K., van der Vegt, G. S., Huang, X., & Miao, Q. (2015). Abusive Supervision and Subordinate Performance: Instrumentality Considerations in the Emergence and Consequences of Abusive Supervision. *Journal of Applied Psychology*, 100(4), 1056-1072.
- Xu, E., Huang, X., Lam, C. K., & Miao, Q. (2012). Abusive supervision and work behaviors: The mediating role of LMX. *Journal of Organizational Behavior*, 33(4), 531-543.
- Zhang, H., Kwan, H. K., Zhang, X., & Wu, L. (2014). High Core Self-Evaluators Maintain Creativity: A Motivational Model of Abusive Supervision. *Journal of Management*, 40(4), 1151-1174.
- 陈雪峰, 时勘. (2008). 参与式领导行为的作用机制:来自不同组织的实证分析. *管理世界*, (03), 126-132.
- 丁琳, 席酉民, 张华. (2010). 变革型领导与员工创新:领导-下属关系的中介作用. *科研管理*, (1), 177-184.
- 方阳春. (2014). 包容型领导风格对团队绩效的影响——基于员工自我效能感的中介作用. *科研管理*, (05), 152-160.
- 侯杰泰, 温忠麟, 成子娟. (2004). *结构方程模型及其应用*. 北京: 教育科学出版社.
- 黄亮, 彭璧玉. (2015). 工作幸福感对员工创新绩效的影响机制——一个多层次被调节的中介模型. *南开管理评论*, 18(2), 15-29.
- 景保峰. (2015). 包容型领导对员工创造力的影响——基于内在动机和心理可得性的双重中介效应. *技术经济*, 3(34), 27-32.
- 李爱梅, 华涛, 高文. (2013). 辱虐管理研究的“特征-过程-结果”理论框架. *心理科学进展*, (11), 1901-1912.
- 李锐, 田晓明, 柳士顺. (2015). 仁慈领导会增加员工的亲社会性规则违背吗? *心理学报*, 47(5), 637-652.
- 梁建. (2014). 道德领导与员工建言: 一个调节-中介模型的构建与检验. *心理学报*, 46(2), 252-264.

- 刘文兴, 廖建桥, 张鹏程. (2012). 辱虐管理对员工创造力的影响机制. *工业工程与管理*, 17(5), 112-118.
- 龙立荣, 毛盼盼, 张勇, 黄小冰. (2014). 组织支持感中介作用下的家长式领导对员工工作疏离感的影响. *管理学报*, (08), 1150-1157.
- 马跃如, 程伟波, 周娟美. (2014). 心理所有权和犬儒主义在包容性领导对员工离职倾向影响中的中介作用. *中南大学学报(社会科学版)*, (03), 6-12.
- 王孟成. (2004). *潜变量建模与Mplus应用(基础篇)*. 重庆: 重庆大学出版社.
- 温忠麟, 吴艳, 侯杰泰. (2013). 潜变量交互效应结构方程: 分布分析方法. *心理学探新*, (05), 409-414.
- 吴维库, 王未, 刘军, 吴隆增. (2012). 辱虐管理、心理安全感与员工建言. *管理学报*, (1), 57-63.
- 吴艳, 温忠麟. (2011). 结构方程建模中的题目打包策略. *心理科学进展*, 19(12), 1859-1867.
- 席猛, 许勤, 仲为国, 赵曙明. (2015). 辱虐管理对下属沉默行为的影响——一个跨层次多特征的调节模型. *南开管理评论*, (03), 132-140.
- 熊红星, 张璟, 叶宝娟, 郑雪, 孙配贞. (2012). 共同方法变异的影响及其统计控制途径的模型分析. *心理科学进展*, 20(5), 757-769.

第二轮

审稿人 1 意见:

意见 1: 作者根据审稿意见对文章进行了针对性修改, 修改后的文章大有改善。但是, 文章仍然存在以下问题: 关于假设 7 的调节中介效应值较低, 虽然作者将其界定为微弱显著, 但认为这个效应存在仍然是略有牵强的。作者在讨论中也没有进行更多的分析, 就直接提出“高冒险特质的员工, 会放大道德领导带来的积极效果, 会因领导者的道德行为而获得较大的心理安全感和工作自主性, 进而影响其行为”, 其说服力有限。

回应: 非常感谢评审专家对本文一审修改稿的肯定。我们根据评审专家的意见, 按照 0.05 的显著性水平, 将假设 7 的验证结果界定为不显著。并对讨论部分的相应内容进行了修改, 进一步分析了调节的中介提出过程, 并讨论了调节的中介没有达到 0.05 显著性水平的可能原因。具体修改内容见文中 P34 和 P36 蓝色字体部分。

审稿人 2 意见:

意见 1: 我对你对文章研究框架的回复不是特别满意。你的回复并没有给我一个清晰的理论框架去分析各个研究变量的角色。你对领导影响员工行为中介机制的探讨过于宽泛。既然你文章的重点是道德领导, 就应该着重分析道德领导影响下属的中介机制。在过去的研究中, 我们已经发现了道德领导影响下属的机制包括了心理安全感和工作自主性。那么你的贡献何在呢? 仅仅是换了个新的、不同的结果变量吗? 这样的研究会为我们带来真正的知识吗? 建议你仔细结合亲社会违规行为的性质, 去分析道德领导影响下属的机制, 否则这样的文章会给人“数据驱动”的感觉。

回应: 非常感谢评审专家提出的意见, 让我们更深入的、整体性的思考文章的构架。

首先, 本文的出发点是亲社会违规行为, 主要是想探究亲社会违规行为的影响因素、产生机制和边界条件。道德领导是本文考察的主要影响因素。

第二，本文所用的理论框架是社会信息加工理论。社会信息加工理论认为个体所处的社会环境提供了各种影响其态度和行为的社會信息，个体对社会情境的解读决定他们随后的行为(Dodge & Rabiner, 2004 ; Salancik & Pfeffer, 1978),并且社会信息加工理论认为对社会信息的加工存在个体差异，即不同的个体会对同样的社会信息进行不同的解读，进而做出不同的反应(Crick & Dodge, 1994)。在组织中，对于员工来说，道德领导是其重要的社会情境变量，心理安全感和工作自主性是员工对道德领导的解读，即信息加工的过程，亲社会违规行为是员工对道德领导解读后作出的一种行为，冒险特质是个体差异变量，各研究变量的角色见图1。

之所以选择道德领导作为社会情境变量，而不选择其他领导方式，是因为亲社会违规行为的主要动机是利他(Dahling, Chau, Mayer & Gregory, 2012)，从道德的角度来看，利他行为是一种高尚的道德行为(Bar-Tal, Raviv & Leiser, 1980 ; Batson, 1987)。因此，作为一种道德行为，亲社会违规行为必然会受到道德领导的影响。亲社会违规行为违反了组织规定，有可能会受到组织惩罚，所以只有当员工感觉做出亲社会违规行为是安全的，并且有机会做出亲社会违规行为时，员工才会做出亲社会违规行为。心理安全感使员工感觉做出亲社会违规行为是安全的，而工作自主性使员工较少的受到领导或组织的控制，能自主决定的感觉使员工觉得可以偏离组织规章来履行职责，从而使员工有机会从事亲社会违规行为，即工作自主性为员工从事亲社会违规行为提供了可能。亲社会违规行为违反了组织规定，需要冒一定的风险，因此，个体的冒险特质是道德领导与亲社会违规行为关系的重要调节变量。

我们觉得评审专家之所以提出以上问题，可能与我们的文章表述有关系。为了更好的突出文章的研究重点和理论框架，我们对正文进行了修改，明确指出了我们文章的理论框架和研究问题。具体修改内容见正文 P25 蓝色字体部分

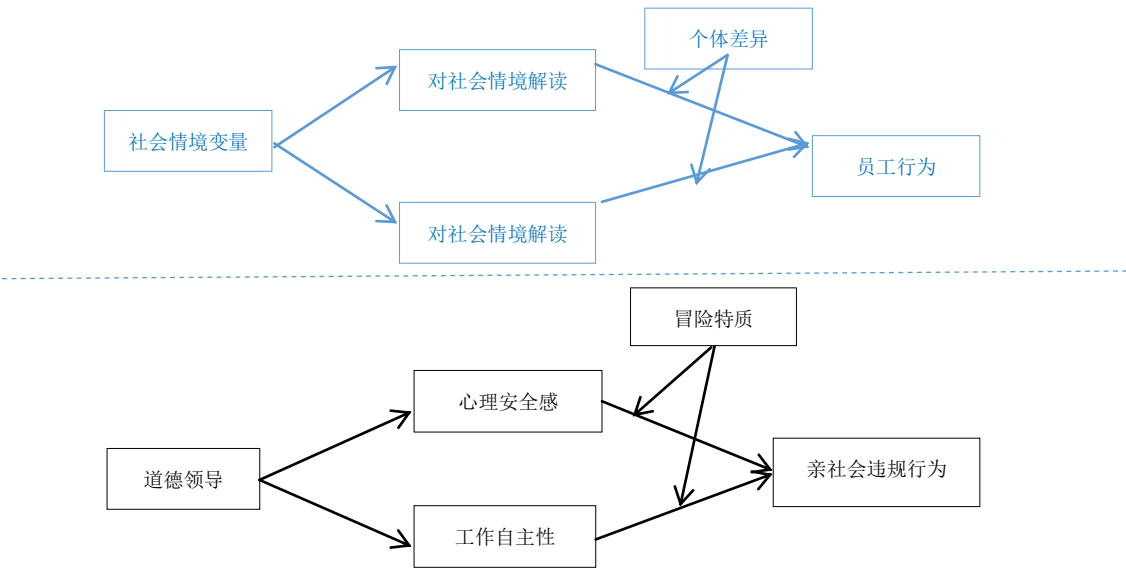


图 1 研究变量角色

意见 2：冒险特质的调节效应没有很好地发展，论述过于简单。

回应：感谢评审专家的意见。我们对冒险特质的调节效应重新进行了论述。引用社会信息加工理论作为理论支撑，并将冒险特质对心理安全感和工作自主性的调节分开论述。具体修改内容见正文 P27 和 P28 蓝色字体部分。

意见 3：打包是可以接受的一种作法。但是在你的研究中的确值得商榷。首先，你的样本量不是很低；其次，你打包后，数据结论发生了变化，本不显著的结果变为了显著。在这样情况下，我认为你就不应该再进行打包处理。考虑你起初的模型拟合度只有.80 左右。这很显然是数据质量的问题。此外，你需要解释是如何将进行打包，测量指标发生了何种变化，如果将自由度将 619 降为 219 需要明确交代。仅仅报告打包过于笼统。

回应：感谢评审专家的意见。本研究中的测量题目有 34 个，而样本量仅为 241，测量题目与样本量的比例约为 1:7，少于 1:10 的最佳比例(吴艳，温忠麟, 2011)，我们根据吴艳、温忠麟(2011)的建议，采用平衡法对测量题目进行了打包，首先按照题目因子载荷大小进行排序，然后将因子载荷最高的题目和最低的题目取均值打包成一个测量题目，次高的题目与次低的题目取均值打包成一个测量题目.....依次类推。我们按照这种方式，将道德领导的 10 个题目打包成 5 个，将亲社会违规行为的 12 个题目打包成 6 个，心理安全感、工作自主性和冒险特质的测量题目分别为 5、3、4，测量题目较少，没有进行打包，打包后的测量题目总共 23 个，与样本量的比例约为 1:10，符合最佳比例。打包后的自由度为： $[测量题目 * (测量题目 + 1)] / 2 - 需估计的参数$ ，即 $(23 * 24) / 2 - (23 + 23 + 10 + 1) = 219$ ，其中需估计的参数中，我们根据修正指数，允许心理安全感的两个测量题目误差相关，所以会多估计一个参数。当不允许心理安全感的这两个测量题目相关时，五因子模型的拟合指标也挺好 ($\chi^2 = 568.27$, $df = 220$, $\chi^2/df = 2.58$, $RMSEA = 0.08$, $CFI = 0.91$, $NNFI = 0.90$)，但由于修正指数过大，为 116.76，所以我们根据修正指数，进行了修正。为了表述的更加清楚，我们在文中将打包过程进行了更为详细的描述，具体修改内容见正文 P31 蓝色字体部分。

打包后，数据结果发生变化的原因是因为：本研究的测量题目较多，而样本量较少，直接使用原始题目建模时，产生了较大的参数估计偏倚(吴艳，温忠麟, 2011)，见图 2，如果按照自由参数 5 倍以上的标准的话，本研究的样本至少应达到 390 以上，但本研究的样本量仅为 241，所以我们认为打包后的数据结果更为可靠。

结构方程建模,对样本容量有一定的要求。有建议说样本容量应当是题目(指标)数量的 10 倍以上,或者是自由参数的 5 倍以上(侯杰泰,温忠麟,成子娟,2004)。可见,题目越多,所需样本容量越大。题目数量很多时,要估计的参数也多,若样本容量少,直接用原始题目建模容易产生较大的参数估计偏倚。Bandalos (2002)的模拟研究显示,在单维、样本容量为 100,严重非正态的情况下,直接使用原始题目建模可产生高达 29.5%的参数估计偏倚。题目打包法(item parceling, 也译为题目组合法或题目小组法)是解决此类问题的一种有效方法(Landis, Beal, & Tesluk, 2000)。题目打

图2 吴艳,温忠麟. (2011). 结构方程建模中的题目打包策略. *心理科学进展*, 19(12), 1859-1867.

意见 4: 感谢你对心理安全感的回复。但是你对心理安全感的测量存在很大的问题。比如, “为了公司利益, 我违反了公司的规章制度。公司中的人不会因此对我抱有成见” 当员工回答不同意时, 他究竟是在不同意 “我违反了公司的规章制度”, 还是不同意 “公司中的人不会因此对我抱有成见”? 建议你可以需要修改题目, 重新收集数据

回应: 感谢评审专家的意见。首先, 测量题目 “为了公司利益, 我违反了公司的规章制度。公司中的人不会因此对我抱有成见”, 是一个条件从句, 整句是一个整体的句子。其中 “为了公司利益, 我违反了公司的规章制度” 是假定条件, 整句的意思是 “当员工为了公司利益, 违反公司规章制度时, 公司中的人如何看待该员工”。如果条件从句 (为了公司利益, 我违反了公司的规章制度) 和主句 (公司中的人不会因此对我抱有成见), 分开放在两个完全不相关的地方的话, 确实可能是两个意思, 但两句放在一起, 则是关联在一起的一个完整的句子, 填问卷者会把两句联系在一起, 当做一个整体的句子来判断。另外, 需要指出的是, 我们的选项用的是符合程度 (“符合” 与 “不符合” 程度), 而不是评审专家所说的同意程度 (“同意” 与 “不同意” 程度)。

第二, 如果出现了评审专家担心的情况 (不同的问卷填写者把测量题目理解成两种不同的意思, 即理解有分歧), 那么问卷的一致性系数可能不会太高。但本研究中心理安全感量表的一致性系数达到了 0.9, 表明问卷填写者对心理安全感量表测量题目的判断比较一致。而且, 我们在大规模发放问卷之前, 让几位 MBA 学生试着填答过问卷, 他们并没有把心理安全感的测量题目理解成两个意思。

意见 5: Kelava 等人 (2011) 等人提出的检验方法是针对存在二次项的交互效应。换言之, 他们方法在于估计非线性效应的系数。这和你的研究假设有何关系呢?

回应: 感谢评审专家的意见。正如评审专家所言, Kelava 等人 (2011) 提出的潜调节结构模型法 (Latent Moderated Structural Equations, LMS) 是用来估计交互效应的, 而调节效应是交互效应的一种, 在统计上, 两者都是通过检验自变量和调节变量的乘积项系数是否显著,

以此来判断调节效应的存在与否。我们的研究假设 4（冒险特质调节了心理安全感和亲社会违规行为之间的关系）和假设 5（冒险特质调节了工作自主性与亲社会违规行为之间的关系），正是调节效应的假设，通过检验冒险特质与心理安全感的乘积项系数以及冒险特质与工作自主性的乘积项系数是否显著来检验假设 4 和假设 5。目前国内外一些较好的期刊也使用 LMS 来检验调节效应，如 Schüz 等人(2011)、张春雨等人(2013)、瞿皎皎等人(2014)使用 LMS 方法来检验调节效应，见图 3、图 4 和图 5。

Methods In a representative survey study, 1174 individuals over 65 years of age rated their health and filled in questionnaires on subjective well-being, control beliefs, depressive symptoms, and functional health. Structural equation modeling with latent moderated structural equations was used to determine whether health status (number of illnesses) moderated the association of self-rated health with these predictors.

图3 Schüz, B., Wurm, S., Schölgen, I., & Tesch-Römer, C. (2011). What do people include when they self-rate their health? Differential associations according to health status in community-dwelling older adults. *Quality of Life Research* (SSCI,2014 年的影响因子 2.486) , 20(10), 1573-1580.

3.3 人生意义寻求的调节效应检验

通过 Mplus6.11 进行潜调节结构方程法 (latent moderated structural, LMS; Klein & Moosbrugger, 2000) 检验人生意义寻求的调节作用。LMS 弥补了传统乘积指标法在乘积项生成和非正态性方面的不足, LMS 通过检验潜变量交互作用项来得到交互效应值和显著性, 能够对交互效应进行有效估计

图3 张春雨, 韦嘉, 张进辅, 李喆. (2013). 师范生职业使命感与学业满意度及生活满意度的关系: 人生意义感的作用. *心理发展与教育*, (01), 101-108.

(2)调节效应检验 依据文献[26]提出的 LMS 方法,如果调节项系数显著就可证明调节效应的存在。检验结果见表 7。由表 7 可知,

图5 瞿皎皎, 曹霞, 崔勋. (2014). 基于资源保存理论的组织政治知觉对国有企业员工工作绩效的影响机理研究. *管理学报*, (06), 852-860.

意见 6: 模型比较必须是基于嵌套模型之间，这是我们普遍接受的观点。既然如此，我不太理解为何要进行“粗略的比较”？我没有读过王孟成(2004)的书，但是这应该不是一部权威著作。

回应: 感谢评审专家的意见。根据评审专家的意见，我们去掉了非嵌套模型的粗略比较。并

根据 Vrieze(2012)、侯杰泰、温忠麟、成子娟(2004: p212)以及王孟成(2004)的建议,通过比较贝叶斯信息准则(BIC)来对非嵌套模型进行比较。王孟成(2004)的书可能确实不够权威,不过 Vrieze(2012)的文献是心理学权威期刊 Psychological methods (SSCI, 2014 年的影响因子是 7.338)上的文章。侯杰泰、温忠麟、成子娟(2004)的书是国内比较权威的著作。具体修改内容见正文 P31 蓝色字体部分。

意见 7: 我上次提到的数据套嵌问题并不是单位规模的问题,你需要仔细考虑。

回应: 感谢评审专家的意见。由于我们在进行研究设计时考虑欠缺,没有设计“所在企业”这一变量,所以无法准确区分哪些数据来源于哪家企业(虽然能够大致区分,但有可能造成数据不准确),因此,确实无法检验数据套嵌问题。

我们检索了近 5 年国内外权威期刊上的文献,有关领导与员工行为的研究文献中,很少有考虑套嵌问题的文献。仅有的几篇文献表明在领导与员工行为的研究中,数据套嵌问题并不重要,对研究结论几乎没有影响,如 Ouyang, Lam 和 Wang(2015)在检验辱虐管理对员工主动行为的影响时,发现来自四家企业的数据之间并没有显著差异,嵌套问题不会影响研究结论,见图 4。因此,我们推断在本研究中,数据套嵌问题可能不是一个至关重要的问题。需要指出的是,由于我们没有检索到道德领导对员工行为影响的数据嵌套问题的研究论文,再加上我们在研究设计时欠考虑,我们确实难以确定数据嵌套问题的影响大小。这是本研究的一个不足,我们在论文的研究不足中对这一问题进行分析和说明。具体修改内容见正文 P37 蓝色字体部分。

As we collected data from four companies within a group corporation and each supervisor had rated more than one subordinate in our sample, we were concerned about clustering issues. Before conducting SEM, we therefore calculated the intraclass correlation coefficients (ICC) to examine the differences among the four companies and the group variances of the supervisor-rating variables, and we also computed design effects using the formula suggested by Hox and Maas (2002). Design effect indicates how much the standard errors are underestimated in a complex sample compared to a simple random sample (Kish, 1965). Scholars suggest that if the design effect in cluster samples is smaller than 2, single level analysis would not lead to misleading results (Satorra & Muthen, 1995). The results are shown in Table 3. All of the ICCs were in the range of .05-.09, and the design effects were below 2, indicating that there was no significant difference among the four companies and the group variances were small. Therefore, it was reasonable to analyze the data at the individual level (Hox, 2002; Hox & Maas, 2002). We then used Mplus 6.0 to conduct the SEM and tested the entire model,

图4 Ouyang, K., Lam, W., & Wang, W. (2015). Roles of gender and identification on abusive supervision and proactive behavior. *Asia Pacific Journal of Management*, 32, 671-691.

参考文献

- Bar-Tal, D., Raviv, A., & Leiser, T. (1980). The development of altruistic behavior: Empirical evidence. *Developmental Psychology*, 16(5), 516-524.
- Batson, C. D. Prosocial motivation: Is it ever truly altruistic?[C]. San Diego, CA, US: Academic Press, 1987. 65-122.

- Crick, N. R., & Dodge, K. A. (1994). A review and reformulation of social information-processing mechanisms in children's social adjustment. *Psychological bulletin*, 115(1), 74-101.
- Dahling, J. J., Chau, S. L., Mayer, D. M., & Gregory, J. B. (2012). Breaking rules for the right reasons? An investigation of pro-social rule breaking. *Journal of Organizational Behavior*, 33(1), 21-42.
- Dodge, K. A., & Rabiner, D. L. (2004). Returning to roots: On social information processing and moral development. *Child Development*, 75(4), 1003-1008.
- Ouyang, K., Lam, W., & Wang, W. (2015). Roles of gender and identification on abusive supervision and proactive behavior. *Asia Pacific Journal of Management*, 32, 671-691.
- Salancik, G. R., & Pfeffer, J. (1978). A social information processing approach to job attitudes and task design. *Administrative Science Quarterly*, 23(2), 224-253.
- Schüz, B., Wurm, S., Schödlgen, I., & Tesch-Römer, C. (2011). What do people include when they self-rate their health? Differential associations according to health status in community-dwelling older adults. *Quality of Life Research*, 20(10), 1573-1580.
- Vrieze, S. I. (2012). Model selection and psychological theory: a discussion of the differences between the Akaike information criterion (AIC) and the Bayesian information criterion (BIC). *Psychological methods*, 17(2), 228-243.
- 侯杰泰, 温忠麟, 成子娟. (2004). *结构方程模型及其应用*. 北京: 教育科学出版社.
- 瞿皎皎, 曹霞, 崔勋. (2014). 基于资源保存理论的组织政治知觉对国有企业员工工作绩效的影响机理研究. *管理学报*, (06), 852-860.
- 王孟成. (2004). *潜变量建模与Mplus应用 (基础篇)*. 重庆: 重庆大学出版社.
- 吴艳, 温忠麟. (2011). 结构方程建模中的题目打包策略. *心理科学进展*, 19(12), 1859-1867.
- 张春雨, 韦嘉, 张进辅, 李喆. (2013). 师范生职业使命感与学业满意度及生活满意度的关系:人生意义感的作用. *心理发展与教育*, (01), 101-108.

第三轮

审稿人 1 意见:

意见 1: 作者在 36 页第二段对冒险特质的调节效应的讨论内容, 在语言描述上存在逻辑问题, 请重新进行梳理和修改。

回应: 感谢评审专家的意见。我们对冒险特质调节效应的讨论内容, 重新进行了梳理, 对语序进行了调整, 并对语句进行了修改, 以使其符合逻辑, 清晰易读。具体修改内容见正文 P52 第二段蓝色字体部分。

此外, 我们还把文章打印出来, 通读了一遍全文, 修改了文中语句不通顺的地方。

审稿人 2 意见:

意见 1: 作者需要修改本文依据的理论。虽然作者称“以社会信息加工理论为理论框架, 结合社会学习理论和自我决定理论”, 但是我们看到的是 H1 用的社会学习, H2 用社会信息加工, H3 用自我决定。那你的理论究竟是什么? 如果社会信息加工理论是指“个体所处的社

会环境提供了各种影响其态度和行为的社會信息,个体对社会情境的解读决定他们随后的行为”,是不是几乎所有的关系都可以用这一理论解释?这样解读这一理论是不是有些过于宽泛。希望作者认真思考自己的框架,尝试用一个简单、清晰的理论解释模型中的关系。

回应:感谢评审专家的意见。理论过多确实会使文章显得杂乱,我们根据评审专家的意见,去掉了社会学习理论,保留了社会信息加工理论和自我决定理论,H1 改用社会信息加工理论。具体修改内容见正文 P41 和 P42 蓝色字体部分。

需要说明的是,在一篇文章中使用两个理论这种做法并不是我们首次采用。以往发表在国内外权威期刊上的高水平文章也使用两个理论推导自己的研究假设并对结果进行解释,如发表在《管理世界》上的梁建等人(2010)的文章结合了委托代理理论和资源依赖理论对自己的研究假设进行了推导,对研究结果进行了解释;发表在《心理学报》上的蒿坡等人(2015)的文章结合了社会认知理论和自我决定理论对自己的研究假设进行了推导,对研究结果进行了解释;再如,发表在 JAP 上的 Lin 等人(2016)的文章结合了 Ego depletion 理论和 Moral license 理论对自己的研究假设进行了推导,对研究结果进行了解释。分别见图 1、图 2 和图 3。

关于社会信息加工理论是否宽泛的问题。我们认为,任何一个理论都有自己的适应范围,社会信息加工理论也不例外,并不是所有的关系都可以用社会信息加工理论来解释。Salancik 和 Pfeffer(1978)提出的社会信息加工理论主要是针对工作场所中的环境因素对员工行为的影响,包括领导风格、同事、工作条件等因素对员工行为的影响。同时,也正如 Salancik 和 Pfeffer(1978)所言,社会信息加工理论不能解释像个体需求和目标等因素对个体行为的影响这类关系。目前,发表在国内外权威期刊上的很多高水平文章也都使用社会信息加工理论来解释领导风格对员工行为的影响,如发表在《心理学报》上的梁建(2014)的文章和 JAP 上的 Hu 等人(2015)的文章均使用社会信息加工理论作为理论基础,见图 4 和图 5。

第一,政治参与巩固和提高民营企业家的政治地位,通过维护已建立的政治关系,民营企业家为企业的发展创造了良好的外部环境,从而利于提高企业绩效(Li & Zhang, 2007),而企业绩效的提高则最终为参与回馈社会的慈善捐赠奠定了物质基础。在转型期的中国社会背景下,民营企业对政府具有极强的依赖关系。资源依赖理论(Pfeffer & Salancik, 1978)认为,任何组织都需要从外部环境中获取其

2.所有者控制

传统的委托—代理理论认为,当单一股东拥有企业的全部股份,并掌控企业的经营管理时,其所有权和经营权并未产生分离,这时股东目标与企业目标一致,不会产生代理问题。但当股东未持有企业的全部股权,且不掌握企业经营,这时便会造成所有权与经营权的分离和所有者与管理者的利益冲突(Jensen & Meckling, 1976)。前一种情况我们称所有者控制,而后一种情况称为管理者控制。针对中国民营企业现阶段的特征,本文认为民营企业的所有者控制能够正向促进企业捐赠,主要原因如下。

图1 梁建,陈爽英,盖庆恩.(2010). 民营企业的政治参与、治理结构与慈善捐赠. 管理世界, (07), 109-118.

1290

心 理 学 报

47 卷

之间信息交换与分享。

社会认知理论认为,除了团队环境对个体行为的影响之外,他人所表现出的行为或角色榜样的作用也会对个体行为产生影响(Bandura, 1973),如领导者。共享型领导强调成员之间通过共享领导角色或职能而相互影响,依据内隐领导理论,在这一过程中,一些个体成员所表现出的某种属性或技能会有助于他们成为“领导者”成员(Lord, Foti, & Phillips, 1982),从而担任起领导团队的责任。所以那些拥有“领导者”角色的成员会为了团队整体目标,主动与其他“下属”成员进行交流与沟通来应对团队所面临的问题与挑战,保证团队发展的一致性与协同性(DeRue & Ashford, 2010)。且社会认知理论还认为那些拥有一定社会影响力或技术能力个体的行为最容易被模仿(Bandura, 1973),因而在共享型领导过程中,那些“领导者”成员的榜样作用也会有利于其他成员之间的主动沟通与交流。综上所述,本文提出假设1:

假设1:共享型领导会正向促进团队信息交换。

自我决定理论认为,自主性需求是人类最基本的需求之一,且当个体从环境中感知到的自主性越高时,其工作动机就会越高(Gagné & Deci, 2005)。在以往关于共享型领导的研究中,DeRue 和 Ashford (2010)构建了关于共享型领导形成的“提出-授予”(claiming-granting)过程,该过程强调团队成员可以自主地根据工作任务需要和集体目标在团队中指定“领导者”成员和“下属”成员。其中“提出”过程是成员根据团队整体目标和其他成员自身的特征,提出谁可以担当领导者而谁是下属的行为,“授予”过程则是成员之间经过集体决策将所提出的“领导者”身份和“下属”身份分别授予给相应成员的行为,从而相互领导实现集体目标。“提出-授予”过程充分体现了高自主性的团队环境,可以使团队成员自主决定来完成群体目标。根据自我决定理论,自主性可以提升个体的工作动机,进而会促进个体的和谐工作激情,而团队成员之间工作激情的相互影响就形成了团队的激情氛围。因此,鼓励水平领导、自主管理的共享型领导会激发团队整体的激情

图2 蒿坡,龙立荣,贺伟.(2015). 共享型领导如何影响团队产出?信息交换、激情氛围与环境不确定性的作用. 心理学报, 47(10), 1288-1299.

When Ethical Leader Behavior Breaks Bad: How Ethical Leader Behavior Can Turn Abusive via Ego Depletion and Moral Licensing

Szu-Han (Joanna) Lin, Jingjing Ma, and Russell E. Johnson
Michigan State University

The literature to date has predominantly focused on the benefits of ethical leader behaviors for recipients (e.g., employees and teams). Adopting an actor-centric perspective, in this study we examined whether exhibiting ethical leader behaviors may come at some cost to leaders. Drawing from ego depletion and moral licensing theories, we explored the potential challenges of ethical leader behavior for actors. Across 2 studies which employed multiwave designs that tracked behaviors over consecutive days, we found that leaders' displays of ethical behavior were positively associated with increases in abusive behavior the following day. This association was mediated by increases in depletion and moral credits owing to their earlier displays of ethical behavior. These results suggest that attention is needed to balance the benefits of ethical leader behaviors for recipients against the challenges that such behaviors pose for actors, which include feelings of mental fatigue and psychological license and ultimately abusive interpersonal behaviors.

图 3 Lin, S. J., Ma, J., Johnson, R. E. (2016). When ethical leader behavior breaks bad: How ethical leader behavior can turn abusive via ego depletion and moral licensing. *Journal of applied psychology*, 101(6), 815-830.

在以往研究的基础上，本研究的主要目的在于探讨道德领导影响员工建言行为的中介心理机制，并在此基础上，进一步探讨影响这一机制的边界条件。具体而言，本文的理论贡献主要有三点：首先，在社会交换理论(Blau, 1964)和社会信息加工理论(Salancik & Pfeffer, 1978)的基础上，本研究分析了道德领导影响建言行为的效应，提出了两个中介变量来阐明其间的作用机制：责任知觉(felt obligations)和心理安全感(psychological safety)。鉴

图 4 梁建. (2014). 道德领导与员工建言：一个调节-中介模型的构建与检验. *心理学报*, 46(2), 252-264.

overqualification status (Erdogan et al., 2011b). From the standpoint of the social information processing perspective (Salancik & Pfeffer, 1978), by interacting with their peers, exchanging information, and shared experiences, overqualified employees gradually gain an understanding of the average peers' overqualification

图 5 Hu, J., Erdogan, B., Bauer, T. N., Jiang, K., Liu, S., Li, Y. (2015). There are lots of big fish in this pond: The role of peer overqualification on task significance, perceived fit, and performance for overqualified employees. *Journal of Applied Psychology*, 100(4), 1228-1238.

意见 2：作者并没有认真思考我提出的问题。Kelava 等人（2011）提出的检验方法是针对存在“二次项”的交互效应，即对非线性关系的调节效应（ X^2*Z ）。我不太明白作者是否真的理解这一方法，以及如何应用这一方法进行检验假设的，但简单报告“结果表明，冒险特质与工作自主性的乘积项系数显著”是不够的。既然作者不考虑套嵌效应，请用 OLS 回归重新检验调节效应，让读者直观地了解这些结果。

回应：感谢评审专家的意见。Kelava 等人(2011)介绍的 LMS 方法是检验潜变量的交互效应（ $X*Z$ ）和曲线效应（ X^2 ）的（见图 6），而不是用来检验非线性关系的调节效应（ X^2*Z ）。温忠麟、吴艳、侯杰泰(2013)对 LMS 方法做过较为详细的介绍（见图 7），并且在该篇文章的末尾提供了相应的 Mplus 程序。我们参照温忠麟、吴艳、侯杰泰(2013)提供的 Mplus 程序对冒险特质调节效应的假设（假设 4 和假设 5）进行检验。正如我们在第二轮评审意见中回复的，LMS 方法目前已经被很多学者认可，国内外一些管理类学术期刊也开始使用 LMS 来检验调节效应，如刊发在 *International Journal Of Behavioral Development* 上（SSCI,2014 年的影响因子 1.316）的 Hernández 等人(2015)、《管理学报》期刊上的瞿皎皎等人(2014)的研究均使用 LMS 方法来检验调节效应。

to Equation 1, but transferred from the manifest variables framework to the latent variables framework:

$$\eta = \alpha + \gamma_1\xi_1 + \gamma_2\xi_2 + \omega_{12}\xi_1\xi_2 + \omega_{11}\xi_1^2 + \omega_{22}\xi_2^2 + \zeta \quad (2)$$

In Equation 2, η denotes the latent criterion, ξ_1 and ξ_2 are latent predictors, the product $\xi_1\xi_2$ represents the interaction term, ξ_1^2 and ξ_2^2 are quadratic terms, α is the intercept, γ_1 and γ_2 are linear effects of the predictors, ω_{12} is the nonlinear effect of the interaction term, ω_{11} and ω_{22} are the nonlinear effects of the quadratic terms, and finally ζ is the latent disturbance. The

图 6 Kelava, A., Werner, C. S., Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., Zapf, D., Ma, Y., et al. (2011). Advanced nonlinear latent variable modeling: Distribution analytic LMS and QML estimators of interaction and quadratic effects. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 18(3), 465-491.

1 分布分析方法的模型假设

为了简单明确起见,设内生潜变量(因变量) η 有 3 个指标: y_1, y_2, y_3 ;外生潜变量(自变量) ξ_1 有 3 个指标: x_1, x_2, x_3 , 而 ξ_2 有 4 个指标: x_4, x_5, x_6, x_7 。为了分析 ξ_1 和 ξ_2 对 η 的交互效应,仿照连续的显变量交互效应模型(Aiken & West, 1991; Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2003),可以使用如下结构方程(Algina & Moulder, 2001; Jaccard & Wan, 1995; Marsh et al., 2004)

$$\eta = \gamma_1\xi_1 + \gamma_2\xi_2 + \gamma_3\xi_1\xi_2 + \zeta \quad (1)$$

其中系数 γ_1, γ_2 代表主效应, γ_3 代表交互效应。

图 7 温忠麟, 吴艳, 侯杰泰. (2013). 潜变量交互效应结构方程:分布分析方法. *心理学探新* (05), 409-414.

我们按照评审专家的建议,用 OLS 回归方法重新检验了调节效应,所得的结果与用 LMS 方法一致,见表 1, 心理安全感与冒险特质的乘积项系数不显著 ($\beta=0.007$, $p>0.1$), 假设 4 没有得到支持。工作自主性与冒险特质的乘积项系数显著 ($\beta=0.143$, $p<0.05$), 并且模型 5 与模型 4 相比, R^2 变化显著 ($\Delta R^2=0.019$, $p<0.05$), 表明冒险特质调节了工作自主性与亲社会违规行为之间的关系, 假设 5 得到支持。我们在正文中增加了 OLS 回归结果, 见正文 P49 和 P50 蓝色字体部分。

表 1 OLS 回归结果

变量		模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
控制变量	性别	-0.16*	-0.128*	-0.127*	-0.154*	-0.131*
	年龄	0.175	0.21	0.21	0.15	0.089
	工龄	-0.221	-0.236	-0.236	-0.209	-0.162
	学历	-0.046	-0.001	-0.001	-0.074	-0.08
	岗位类型	0.006	-0.053	-0.053	-0.017	-0.026
	单位规模	-0.079	-0.066	-0.067	-0.08	-0.075
自变量	心理安全感		0.498***	0.498***		
	工作自主性				0.231***	0.25***
调节变量	冒险特质		-0.033	-0.034	0.148*	0.15*
乘积项	心理安全感*冒险特质			0.007		
	工作自主性*冒险特质					0.143*
R^2		0.038	0.267***	0.267***	0.110***	0.129***
ΔR^2			0.229***	0.000	0.072***	0.019*
F 值		1.448	9.924***	8.783***	3.364***	3.570***

注: $N=241$, * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$ 。

意见 3: 我对你的 CFA 结果深表质疑在于第一次结果非常差, 但是作者通过合并的方法呈现了一个很好的结果。这是一个专业上不能接受的方式, 因为你已经改变了研究结论。其次, 建议你不要“让心理安全感的两个题目误差相关”, 因为这样做毫无依据。原因很简单, 这些题目在同一问卷, 既然允许它们相关, 为什么不让其它也相关?

回应: 感谢评审专家的意见。在 CFA 中, χ^2/df 的临界值为 5, $RMSEA$ 的临界值为 0.08, CFI 和 $NNFI$ 的临界值为 0.9(温忠麟, 侯杰泰, 马什赫伯特, 2004)。我们 CFA 第一次(未打包)的结果为: $\chi^2=1628.99$, $df=619$, $\chi^2/df=2.63$, $RMSEA=0.08$, $CFI=0.83$, $NNFI=0.82$, 虽然 CFI 和 $NNFI$ 的值低于 0.9, 但其他指标均达到临界值, 所以未打包前, 模型拟合指数也并不是差的无法接受。打包后的拟合结果为: $\chi^2=568.27$, $df=220$, $\chi^2/df=2.58$, $RMSEA=0.08$, $CFI=0.91$, $NNFI=0.90$, 除了 CFI 和 $NNFI$ 的值有变化外, 其他指标均无明显变化, 说明打包是可以接受的。Nasser 和 Takahashi (2003)的指出, 打包前后拟合指标发生变化是正常的, 这与打包前后测量题目与样本量的比例有关, 当打包前后测量题目与样本量的比例变化较大时, 拟合指标就会发生较大的变化, 如 CFI 和 TLI (即 $NNFI$) 由 0.86 和 0.85 变化到

0.95 和 0.94 都是可以接受的，不会对研究的信度和效度产生实质影响，所得结论与打包前基本一致，见图 8。再如，Choi 等人(2014)的研究，打包前 *CFI* 和 *NNFI* 分别为 0.81 和 0.80，打包后 *CFI* 和 *NNFI* 分别为 0.90 和 0.87，见图 9。

此外，评审专家提到“打包后改变了研究结论”。在我们的研究中，打包前后除了道德领导对工作自主性的影响系数由边缘显著($\beta=0.10, p<0.1$)变为在 0.05 水平上显著外($\beta=0.13, p<0.05$)，其他系数的大小与显著性均无明显改变。所以，我们认为，打包并没有对研究结论产生实质性影响。

我们根据评审专家的建议，去掉了“心理安全感两个测量题目误差相关”的限定，重新进行了 CFA 分析。具体修改内容见 P46 蓝色字体部分。

TABLE 3
Summary of Indexes of Model Fit and Indicator/Parcel Internal Consistency^a

												Cronbach's α			
Model	Items per Indicator	Indicators per Factor	χ^2	df	p	$\chi^2:df$	GFI	CFI	TLI	RMSEA	ECVI (90% CI)	W	TEN	TIT	BS
Models Based on 40 Items															
A	1	10	1544.42	734	.001	2.10	.84	.86	.85	.0513	4.13 (3.86, 4.42)	.80	.87	.83	.83
E	2	5	353.16	164	.001	2.15	.92	.95	.94	.0524	1.07 (0.95, 1.21)	.77	.86	.81	.81
K	5	2	33.10	14	.003	2.36	.98	.99	.98	.0571	0.19 (0.15, 0.24)	.80	.88	.81	.82
Models Based on 36 Items															
B	1	9	1264.20	588	.001	2.15	.86	.87	.86	.0523	3.42 (3.18, 3.68)	.81	.85	.83	.83
H	3	3	118.17	48	.001	2.46	.96	.97	.96	.0590	0.43 (0.36, 0.52)	.78	.85	.79	.82
Models Based on 32 Items															
C	1	8	1035.67	458	.001	2.26	.87	.88	.87	.0548	2.83 (2.61, 3.07)	.79	.85	.80	.83
F	2	4	236.88	98	.001	2.42	.93	.95	.94	.0581	0.75 (0.65, 0.87)	.75	.85	.77	.82
J	4	2	19.28	14	.155	1.38	.99	.99	.99	.0300	0.15 (0.00, 0.19)	.78	.87	.79	.80
Models Based on 24 Items															
D	1	6	479.42	246	.001	1.95	.91	.93	.92	.0475	1.41 (1.27, 1.58)	.78	.82	.77	.79
G	2	3	120.14	48	.001	2.50	.95	.97	.95	.0598	0.43 (0.37, 0.52)	.75	.82	.75	.77
I	3	2	19.36	14	.152	1.38	.99	.99	.99	.0302	0.15 (0.00, 0.19)	.73	.82	.75	.74

Note. GFI = goodness-of-fit index; CFI = comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; RMSEA = root-mean-square error of approximation; ECVI = expected cross-validation index; CI = confidence interval; W = Worry; TEN = Tension; TIT = Test Irrelevant Thinking; BS = Bodily Symptoms.
^aSample 1, $N = 421$.

With respect to parcels, as in the first sample, the goodness of fit as indicated by the GFI, the CFI, the TLI, and the ECVI improved as the number of items per parcel increased (number of parcels per factor decreased). Meanwhile, the $\chi^2:df$ ratios and the RMSEA values demonstrated a different direction in all except the models based on 40 items (Model E vs. Model K). The model comparison results in terms of $\Delta\chi^2$ with Δdf , and the validity and reliability patterns, were all similar to those obtained for the first sample.

图 8 Nasser, F., Takahashi, T. (2003). The effect of using item parcels on ad hoc goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: An example using Sarason's Reactions to Tests. *Applied Measurement in Education*, 16(1), 75-97.

6.458). However, the values of the NNFI (.80) and the CFI (.81) still remained unacceptable, as in previous models.

To improve the model estimation and fit indices, confirmatory factor analysis using combining items into parcels was applied (Cattell & Burdsal, 1975; Kishton & Widaman, 1994). Item parceling has the potential to improve model fit simply by reducing the complexity of the model (Little, Cunningham, Shahar, & Widaman,

图 9 Choi, H., Rhee, E., Ito, A., Lee, S. M. (2014). Cross-cultural validation of the factor structure for the Korean version of the Classroom Climate Inventory. *Japanese Psychological Research*, 56(4), 349-360.

意见 4: 在检验同源偏差时, 我曾提出用 method 作为一个单独的因子, 加入原来的模型, 进行比较。但是作者并没有采纳。如果是这样, 建议可将这一部分删去。用单因素方法几乎不可能检验到共同方法方差的存在。

回应: 感谢评审专家的意见。正如我们在评审一中回复的, 之所以使用 Harman 单因子检验法, 是因为该方法是目前检验同源偏差最常用的方法(Madrid, Patterson & Leiva, 2015 ; Podsakoff, MacKenzie, Lee & Podsakoff, 2003 ; 黄亮, 彭璧玉, 2015), 目前刊发在权威期刊上的很多高水平文章多采用这一方法来检验同源偏差。如刊发在 JAP 上的 Madrid, Patterson 和 Leiva(2015)的研究、刊发在《心理学报》上的马红宇等人(2016)的研究以及刊发在《南开管理评论》上的黄亮、彭璧玉(2015)的研究均使用该方法来检验同源偏差, 见下图 10、图 11 和图 12。

我们也试着用评审专家建议的方法来检验同源偏差, 但正如 Podsakoff 等人(2003)和 Malhotra 等人(2006)指出的, 未测单一方法潜因子法由于估计的参数过多, 容易导致模型不识别。我们用 Mplus 来运行数据, 结果模型无法识别。

当然, 确实如评审专家所说的, 除非共同方法方差特别严重, 否则, Harman 单因子检验法不太可能检验到共同方法方差的存在, 所以我们根据评审专家的意见删去了同源偏差检验这一部分。

ployee silence, we conducted the Harman's test to examine common-method variance threats (Podsakoff et al., 2003). The single-factor model loading all the measures of silence and negative affect showed very poor goodness-of-fit, $\chi^2 = 800.78$, $df = 54$, $p = .00$ (RMSEA = .20; SRMR = .17; CFI = .39; TLI = .26). Thus, common method variance did not represent a major threat in data modeling.

图 10 Madrid, H. P., Patterson, M. G., & Leiva, P. I. (2015). Negative Core Affect and Employee Silence: How Differences in Activation, Cognitive Rumination, and Problem-Solving Demands Matter. *Journal of Applied*

4.1 共同方法偏差检验

Harman 单因素检验分析结果表明, 在丈夫样本中, 八因素模型(W_ICTs 为单维量表, 工作→家庭冲突为三维量表, 工作→家庭增益为单维量表, 配偶的社会阻抑行为为单维量表, 幸福感为二维量表)拟合的结果($\chi^2 = 926.20$, $df = 467$, $IFI = 0.89$, $TLI = 0.87$, $CFI = 0.89$, $RMSEA = 0.060$)明显优于单因素模型拟合结果($\chi^2 = 2995.99$, $df = 495$, $IFI = 0.38$, $TLI = 0.34$, $CFI = 0.38$, $RMSEA = 0.14$)。在妻子样本中, 八因素模型拟合的结果($\chi^2 = 838.43$, $df = 467$, $IFI = 0.90$, $TLI = 0.88$, $CFI = 0.90$, $RMSEA = 0.054$)亦明显优于单因素模型拟合结果($\chi^2 = 2474.29$, $df = 495$, $IFI = 0.45$, $TLI = 0.40$, $CFI = 0.44$, $RMSEA = 0.12$)。共同方法偏差对本研究的影响较小。

图 11 马红宇, 谢菊兰, 唐汉瑛, 申传刚, 张晓翔. (2016). 工作性通信工具使用与双职工夫妻的幸福: 基于溢出-交叉效应的分析. 心理学报, 48(1), 48-58

步检验这个问题, 本研究针对由员工自我报告的工作幸福感、内部人身份感知、组织自尊和交易型领导等 4 个构念的数据, 进行了目前学术界最常用的 Harman 单因子检验。^[57]这个检验的基本思想是如果同一起来源的数据存在严重的共同方法偏差问题, 那么在对这些数据进行验证性因子分析时, 一因子模型与数据的拟合效果应该是最佳的。^[57]检验结果显示, 一因子模型的拟合效果($\chi^2=714.080$, $df=55$, $\chi^2/df=12.98$, $TLI=0.69$, $CFI=0.74$, $RMSEA=0.184$)最差, 四因子模型的拟合效果($\chi^2=174.376$, $df=49$, $\chi^2/df=3.56$, $TLI=0.93$, $CFI=0.95$, $RMSEA=0.085$)最好, 而且后者在统计学意义上显著地优于其他嵌套模型的拟合效果, 例如它与一因子模型在 χ^2 统计量上的差异在统计学意义上是十分显著的($\Delta\chi^2=539.704$, $\Delta df=6$, $p<0.001$), 这进一步说明了本研究的共同方法偏差问题处于可控水平。综上所述, 本研究的共同方法偏差问题受到了较好的控制。

图 12 黄亮, 彭璧玉. (2015). 工作幸福感对员工创新绩效的影响机制——一个多层次被调节的中介模型. 南开管理评论, 18(2), 15-29

意见 5：刘东、张震、汪默的方法发表于 2012 年，而不是 2008。这个错误与 Hair（1998）类似，它让人怀疑你的专业性。

回应：非常感谢评审专家的细心提醒。确实是我们不够仔细，已在正文中修改。并且我们对文中所有参考文献又认真仔细的逐一核对了一遍，对存在问题的参考文献进行了修改，总共修改了 6 条不准确的参考文献，具体修改内容见正文中 P54-56 蓝色字体部分。

此外，我们又通读了一遍全文，修改了文中语句不通顺的地方。

参考文献

- Hernández, M. M., Eisenberg, N., Valiente, C., Diaz, A., Vanschyndel, S. K. & Berger, R. H., et al. (2015). Concurrent and longitudinal associations of peers' acceptance with emotion and effortful control in kindergarten. *International Journal of Behavioral Development*, 1-11.
- Hu, J., Erdogan, B., Bauer, T. N., Jiang, K., Liu, S. & Li, Y. (2015). There are lots of big fish in this pond: The role of peer overqualification on task significance, perceived fit, and performance for overqualified employees. *Journal of Applied Psychology*, 100(4), 1228-1238.
- Kelava, A., Werner, C. S., Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., Zapf, D. & Ma, Y., et al. (2011). Advanced nonlinear latent variable modeling: Distribution analytic LMS and QML estimators of interaction and quadratic effects. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 18(3), 465-491.
- Lin, S. J., Ma, J. & Johnson, R. E. (2016). When ethical leader behavior breaks bad: How ethical leader behavior can turn abusive via ego depletion and moral licensing. *Journal of applied psychology*, 101(6), 815-830.
- Madrid, H. P., Patterson, M. G. & Leiva, P. I. (2015). Negative Core Affect and Employee Silence: How Differences in Activation, Cognitive Rumination, and Problem-Solving Demands Matter. *Journal of Applied Psychology*, 100(6), 1887-1898.
- Malhotra, N. K., Kim, S. S. & Patil, A. (2006). Common method variance in IS research: A comparison of alternative approaches and a reanalysis of past research. *Management Science*, 52(12), 1865-1883.
- Nasser, F. & Takahashi, T. (2003). The effect of using item parcels on ad hoc goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: An example using Sarason's Reactions to Tests. *Applied Measurement in Education*, 16(1), 75-97.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. & 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.
- Salancik, G. R. & Pfeffer, J. (1978). A social information processing approach to job attitudes and task design. *Administrative Science Quarterly*, 23(2), 224-253.
- Schüz, B., Wurm, S., Schölgen, I. & Tesch-Römer, C. (2011). What do people include when they self-rate their health? Differential associations according to health status in community-dwelling older adults. *Quality of Life Research*, 20(10), 1573-1580.
- 黄亮, 彭璧玉. (2015). 工作幸福感对员工创新绩效的影响机制——一个多层次被调节的中介模型. *南开管理评论*, 18(2), 15-29.
- 梁建. (2014). 道德领导与员工建言: 一个调节-中介模型的构建与检验. *心理学报*, 46(2), 252-264.

- 马红宇, 谢菊兰, 唐汉瑛, 申传刚, 张晓翔. (2016). 工作性通信工具使用与双职工夫妻的幸福感:基于溢出-交叉效应的分析. *心理学报*, 48(1), 48-58.
- 瞿皎皎, 曹霞, 崔勋. (2014). 基于资源保存理论的组织政治知觉对国有企业员工工作绩效的影响机理研究. *管理学报*, (06), 852-860.
- 孙旭, 严鸣, 储小平. (2014). 坏心情与工作行为:中庸思维跨层次的调节作用. *心理学报*, 46(11), 1704-1718.
- 温忠麟, 侯杰泰, 马什赫伯特. (2004). 结构方程模型检验:拟合指数与卡方准则. *心理学报*, 36(2), 186-194.
- 温忠麟, 吴艳, 侯杰泰. (2013). 潜变量交互效应结构方程:分布分析方法. *心理学探新*, (05), 409-414.
- 张春雨, 韦嘉, 张进辅, 李喆. (2013). 师范生职业使命感与学业满意度及生活满意度的关系:人生意义感的作用. *心理发展与教育*, (01), 101-108.
- 朱苏丽, 龙立荣, 贺伟, 王忠军. (2015). 超越工具性交换:中国企业员工—组织类亲情交换关系的理论建构与实证研究. *管理世界*, (11), 119-134.
-

第四轮

审稿人 2 意见:

非常感谢你认真地回复我们之前的问题。针对这一稿的修改,我提出三点意见供作者参考:

意见 1:目前在假设 1(主效应)中应用了社会信息加工理论,假设 2(心理安全感的中介机制)应用了社会信息加工理论,假设 3(工作自主性的中介机制)应用了自我决定理论,最后冒险特质的调节作用应用了社会信息加工理论。从这一结构来看,存在两个自相矛盾的地方:第一、如果道德领导与违规行为的主效应是基于社会信息加工理论的,为什么要用自我决定理论解释工作自主性的中介角色?第二、如果工作自主性的效应是基于自我决定理论的,为什么基于社会信息加工逻辑的冒险特质可以解释其与结果之间的关系?

针对以上的逻辑矛盾,我建议作者思考两种可能:(1)在文章中删去自我决定理论,社会信息加工理论应该可以解释工作自我性。这样整篇文章就有一个清晰的理论基础;(2)在主效应中,不使用任何理论,直接进行逻辑推演就可以。然后在假设 2 和 3 中分别使用不同的理论。最后,在解释冒险特质调节工作自我性与结果之间关系时,尝试使用自我决定理论。这样文章的整体逻辑会相对一致。

回应:感谢评审专家提出的中肯而有效的建议。依据专家建议,我们删去了自我决定理论,用社会信息加工理论解释工作自主性的中介作用。我们解释的大致思路如下:社会信息加工理论认为个体所处的社会环境提供了各种影响其态度和行为的信息。因此,个体对社会信息的解读决定他们随后的态度与行为(Salancik & Pfeffer, 1978)。在工作场所中,领导者是员工重要的社会信息源,员工会从领导者那里寻求线索,依据这些线索来判断哪些行为是可以被组织所接受的行为(Salancik & Pfeffer, 1978)。道德领导具有鼓励下属参与决策和授权等特点(Brown, et al., 2005; Kalshoven, et al., 2011; Resick, et al., 2006),这些特点作为社会线索会使员工感觉自己具有较高的工作自主性。较高的工作自主性会使员工觉得可以偏离组织规章来履行职责(贾睿, 吴继红, 邓建瑞, 2015)。同时,较高的工作自主性还会增强员工的责任感和对自己工作的认同(Morgeson, Delaney-Klinger & Hemingway, 2005),使员工认为工作是有

意义的,从而更有可能为提高工作效率而做出违反组织规定的行为(Morrison, 2006)。具体修改内容见正文 P46 页蓝色字体部分。

意见 2: 工作自主性可否翻译为工作自主度? 自主性看似像客观的工作特征,不太适合作为中介变量(前面评审专家已经提到这一问题),而作者强调是主观的个人感知。自主度可能更加接近这一解释。

回应: 感谢评审专家的建议。我们非常认同评审专家的观点,客观的工作特征确实不适合做中介变量。根据我们对相关文献的梳理结果来看,国外很多权威期刊上的文献都将工作自主性(job autonomy)作为主观的个体感知变量,并将其作为领导与员工行为的中介变量,如 Piccolo 等人(2010)认为员工感知的工作自主性在道德领导与员工工作积极性之间起到中介作用;Astrauskaite 等人(2015)的实证研究表明工作自主性中介了变革型领导与工作欺凌行为之间的关系。此外,通过文献检索,我们发现国内权威期刊的文献均将 job autonomy 翻译成工作自主性,如陈雪峰和时勘(2008)、王永丽和何熟珍(2008)发在《管理世界》的文章均将 job autonomy 翻译成工作自主性。鉴于以上两个原因,我们认为,将 job autonomy 翻译成工作自主性并作为领导与员工行为的中介变量是可以接受的做法。同时,为了避免评审专家提出的可能误会,我们在正文中加了注释,说明工作自主性是员工感知的工作自主性。具体修改内容见正文 P46 页蓝色字体脚注。

意见 3: OLS 的回归结果只是为了消除疑虑,是评审过程的一部分,不需要加入正文中。建议删除。

回应: 感谢评审专家的建议。已删除原来正文中 P49 的 OLS 回归内容。

参考文献

- Astrauskaite, M., Notelaers, G., Medisauskaite, A. & Kern, R. M. (2015). Workplace harassment: Deterring role of transformational leadership and core job characteristics. *Scandinavian Journal of Management*, 31(1), 121-135.
- Brown, M. E., Trevi O, L. K., & Harrison, D. A. (2005). Ethical leadership: A social learning perspective for construct development and testing. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 97(2), 117-134.
- Kalshoven, K., Den Hartog, D. N., & De Hoogh, A. H. B. (2011). Ethical leadership at work questionnaire (ELW): Development and validation of a multidimensional measure. *The Leadership Quarterly*, 22(1), 51-69.
- Morgeson, F. P., Delaney-Klinger, K., & Hemingway, M. A. (2005). The importance of job autonomy, cognitive ability, and job-related skill for predicting role breadth and job performance. *Journal of Applied Psychology*, 90(2), 399-406.
- Morrison, E. W. (2006). Doing the job well: An investigation of pro-social rule breaking. *Journal of Management*, 32(1), 5-28.
- Piccolo, R. F., Greenbaum, R., Hartog, D. N. D. & Folger, R. (2010). The relationship between ethical leadership and core job characteristics. *Journal of Organizational Behavior*, 31(2 - 3), 259-278.
- Salancik, G. R., & Pfeffer, J. (1978). A social information processing approach to job attitudes and task design.

陈雪峰, 时勘. (2008). 参与式领导行为的作用机制:来自不同组织的实证分析. *管理世界*, (03), 126-132.

贾睿, 吴继红, 邓建瑞. (2015). 医护人员亲社会违规行为影响因素研究. *中国卫生事业管理*, 32(3), 166-168.

王永丽, 何熟珍. (2008). 销售人员工作压力研究. *管理世界*, (05), 182-183.

第五轮

本人系统阅读了两位评阅人的意见和作者的修改回复,并重新审读了论文,应该说该论文经历了四轮的评审和修改,论文有了实质性的进步,理论更加明确(社会信息加工理论),推理更加严谨,统计方法正确。但是,本人还是觉得论文有以下需要完善的问题,请作者修改后再决定是否最终录用。

回应:非常感谢编委会悉心指出稿件问题,为完善文章提出了建设性的意见!本文作者组参照编委会的意见对稿件进行了认真修改,并在正文中以蓝色标示以便阅读。此外,作者亦对编委会的建议逐条进行了回复。

意见 1: 表达问题:比较啰嗦,建议精炼。如摘要中的“本研究从道德的视角,探讨道德领导如何影响员工亲社会违规行为。”可以直接简化为“本研究探讨道德领导如何影响员工亲社会违规行为。”建议找外行阅读下,删除不合适的表达。

回应:感谢编委会的建议。针对该问题,我们做了两项工作。第一,论文作者组逐句阅读稿件,将表达不顺畅的语句、啰嗦的语句等表达问题进行了仔细修改,总共修改了 20 多处。除了语句删除和个别字词的修改外,其他修改的地方均在文中用蓝色字体标出。第二,请一位非本专业的博士生阅读了稿件,并根据这位博士生的反馈进行了进一步修改。具体修改内容见正文每页蓝色字体部分。

意见 2: 理论假设部分:对于道德或伦理型领导作用于工作自主性的解释还是觉得比较勉强。道德领导的沟通、强化等主要是道德部分,是否涉及到授权、工作自主,还是有待讨论的。

“工作自主性是指个体感知到自己对工作活动的控制程度(Spreitzer, 1995),主要表现在员工在工作方法、工作进度和工作标准上能自行控制和决定的程度。”可以猜测:既然和员工沟通、商讨伦理道德问题,伦理道德也不是孤立的,也会遇到工作本身,沟通和决策的平等性就一定意味着员工的自主性?是否有可能是强势灌输?

回应:感谢编委的建议。作者认真仔细地查阅了道德领导的相关文献,发现很多学者均认同“授权是道德领导的重要维度”,如 Kalshoven 等(2011)、Khuntia 和 Sua(2004)、Resick 等(2006)发表在国际权威期刊 *Leadership Quarterly* 以及 *Journal of Business Ethics* 的文章均强调授权是道德领导的重要维度之一,见图 1-图 3。而授权将会提高员工的工作自主性(Sabiston & Laschinger, 1995)。因此,道德领导会提高员工的工作自主性。一些实证研究也支持了这种观点,如 Chughtai (2015)以及 Piccolo 等人(2010)的实证研究表明道德领导对下属感知的工作自主性具有显著的正向影响。此外,道德领导还强调让员工参与决策,这为员工提供了增加工作自主性的机会。

从现有的文献中可以看出，道德领导并不包含“以道德为工具，强势压迫下属接受”的含义，相反道德领导强调尊重下属的意见(Kalshoven, Den Hartog, & De Hoogh, 2011)。如一位母亲提出希望能够合理安排上下班时间，以便能够更好地接送孩子上学。如果她的上司是一位道德领导者的话，他会在平衡考虑公司利益、公司规定和员工实际情况的基础上，让这位母亲以及其他类似情况的员工在不影响工作的情况下，合理安排上下班时间，从而提高员工的工作自主性。

为了使逻辑思路更加清晰，作者重新论述了这部分内容，具体修改内容见正文 P45-46 蓝色字体部分。



图1 Kalshoven, K., Den Hartog, D. N., De Hoogh, A. H. B. (2011). Ethical leadership at work questionnaire (ELW): Development and validation of a multidimensional measure. *The Leadership Quarterly*, 22(1), 51-69.

A Scale to Assess Ethical Leadership of Indian Private and Public Sector Managers

Rooplekha Khuntia
Damodar Suar

ABSTRACT. Three hundred forty middle-level managers from two private and two public sector manufacturing companies in India rated their superiors on 22 items of ethical leadership. Factor analysis of the scores on such items yielded two dimensions of ethical leadership: (a) empowerment, and (b) motive and character. Items of the scale had high reliability, validity, and discriminative power. On two dimensions of ethical leadership, the superiors self-rated themselves more favorably than their subordinates rated them. This justified the proposal to consider the subordinates' ratings to their superiors in assessing ethical leadership. Subordinates perceived their superiors more ethical in private sector than in public sector. Subordinates' manipulative behavior, and cheating in performance and misuse of finance were less frequent in the presence of ethical superiors. Also, ethical superiors enhanced the job performance, job involvement and affective commitment of their subordinates but not their continuance commitment.

Every organization has short- and long-term goals. Achievement of such goals efficiently creates the need for leadership. Without acts of leadership, the organization is much like an orchestra without a bandmaster or a ship without a rudder. What would have happened to Chrysler Corporation without Lee Iacocca? Probably, Chrysler would have gone bankrupt (Iacocca and Novak, 1985). Production in a manufacturing sector may advance or recede depending on leadership without any change in operating and other conditions. The leader's way of functioning or leading can enhance or diminish the followers' commitment, job performance, satisfaction and ethical behavior.

Leadership relies more on personal power than positional power. Its central concern is coping with change, inspiring and motivating followers to realize the organization's vision. It operates on

图2 Khuntia, R., Suar, D. (2004). A Scale to Assess Ethical Leadership of Indian Private and Public Sector Managers. *Journal of Business Ethics*, 49(1), 13-26.

What is ethical leadership?

Fundamentally, ethical leadership involves leading in a manner that respects the rights and dignity of others (Ciulla, 2004). As leaders are by nature in a position of social power, ethical leadership focuses on how leaders use their social power in the decisions they make, actions they engage in, and ways they influence others (Gini, 1997). To date, we are aware of only two studies that have empirically examined ethical leadership (Brown et al., 2005; Treviño et al., 2003). To supplement their perspectives, we conducted a comprehensive review of the literature, and identified six key attributes that appear to characterize ethical leadership, including character and integrity, ethical awareness, community/people-orientation, motivating, encouraging and empowering, and managing ethical accountability. These attributes are discussed in greater depth below.

Character and integrity

图 3 Resick, C. J., Hanges, P. J., Dickson, M. W., Mitchelson, J. K. (2006). A cross-cultural examination of the endorsement of ethical leadership. *Journal of Business Ethics*, 63(4), 345-359.

意见 3：研究方法部分：应该介绍发放了多少问卷，回收了多少问卷，交代回收率；作者只提供了有效率，还不够。

回应：感谢编委悉心指出。确实是作者不够仔细，对此深感抱歉。作者仔细查阅了两次调查问卷，认真统计了两次问卷的发放和回收情况：在第 1 次调查中，共发放 342 份调查问卷，回收 308 份有效问卷，回收率为 90.06%。在第 2 次调查中，有 6 名员工离职或请长假，剔除这 6 名员工后，共发放 302 份调查问卷，回收 267 份调查问卷，回收率为 88.41%。剔除废卷 26 套，剔除废卷的标准为 90% 以上选了同一个答案、三分之一以上题目没有填答，剩余 241 套有效问卷，有效回收率为 79.80%。作者在正文中详细补充了这部分内容，具体见正文 P47 蓝色字体部分。

意见 4：讨论部分对于冒险特质对心理安全感的调节效应不显著的解释比较勉强，建议做出更好的解释。

回应：感谢编委的建议。通过对相关文献的梳理，作者认为调节效应之所以不显著的，可能有两个方面的原因：一是很多学者均指出，在检验调节效应时，自变量与调节变量最好不相关(Baron & Kenny, 1986；温忠麟，侯杰泰，张雷, 2005)，见图 4。而本研究中心理安全感和冒险特质显著相关 ($r=0.37$, $p<0.01$)，从而导致冒险特质的调节效应不显著。二是很多实证研究表明，当主效应很强时，即自变量对因变量的影响较大时，调节效应不太容易被检验出来。如蒿坡(2015)、孔茗和钱小军(2015)发表在《心理学报》的文章均证实了这一点，见

图 5 和图 6。本研究中心理安全感测量的是亲社会违规心理安全感，与亲社会违规行为密切相关，所以两者之间的关系不太容易被其他变量调节。具体修改内容见正文 p53 蓝色字体部分。

另外，我们将第一个原因作为本文的一个不足在 p53 进行了说明，具体见该页蓝色字体部分。

impact of the noise intensity as a predictor (Path *a*), the impact of controllability as a moderator (Path *b*), and the interaction or product of these two (Path *c*). The moderator hypothesis is supported if the interaction (Path *c*) is significant. There may also be significant main effects for the predictor and the moderator (Paths *a* and *b*), but these are not directly relevant conceptually to testing the moderator hypothesis.

In addition to these basic considerations, it is desirable that the moderator variable be uncorrelated with both the predictor and the criterion (the dependent variable) to provide a clearly interpretable interaction term. Another property of the moderator variable apparent from Figure 1 is that, unlike the mediator–predictor relation (where the predictor is causally antecedent to the mediator), moderators and predictors are at the same level in regard to their role as causal variables antecedent or exogenous to certain criterion effects. That is, moderator variables always function as independent variables, whereas mediating events shift roles from effects to causes, depending on the focus of the analysis.

图 4 Baron, R. M., Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.

表 4 被中介的调节效应检验结果

变 量	角色内行为				组织公民行为			
	M ₁	M ₂	M ₃	M ₄	M ₅	M ₆	M ₇	M ₈
性别	-0.16*	-0.11*	-0.12*	-0.12*	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01
年龄	-0.08	-0.06	-0.06	-0.06	-0.09	-0.08	-0.08	-0.08
工作年资	0.09	0.10	0.13	0.13	0.18*	0.17*	0.18*	0.18*
组织层级	-0.15*	-0.18**	-0.18**	-0.18**	-0.13*	-0.16*	-0.16*	-0.16*
领导者积极的内隐追随	0.45**	0.26**	0.24**	0.23**	0.52**	0.43**	0.42**	0.42**
心理授权		0.35**	0.27**	0.27**		0.17**	0.17*	0.15*
领导者积极的内隐追随×心理授权			-0.18**	-0.19**			-0.02	-0.02
领导-成员交换				0.18				0.03
R ²	0.21	0.29	0.32	0.32	0.29	0.31	0.31	0.31
F	14.60**	18.41**	17.81**	15.54**	22.09**	20.11**	17.21**	15.04**
ΔR ²	0.19**	0.08**	0.03**	0.00	0.25**	0.02**	0.00	0.00
ΔF	63.99**	29.76*	10.34	0.07	94.72**	7.57**	0.14	0.24

注：n = 278, **p < 0.01, *p < 0.05

图 5 孔茗, 钱小军. (2015). 被领导者“看好”的员工其行为也一定好吗?——内隐追随对员工行为的影响. *心理学报*, 47(9), 1162-1171.

表 2 调节作用回归结果						
变量	团队信息交换			团队激情氛围		
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
控制变量：						
团队规模	-0.05	0.01	0.00	-0.23***	-0.20**	-0.20**
任务互依性	0.93***	0.98***	1.06***	-0.09	-0.07	-0.14
自变量：						
共享型领导		0.65***	0.64***		0.23*	0.24*
调节变量：						
环境不确定性		-0.20	-0.19		-0.11	-0.12
交互项：						
共享型领导×环境不确定性			-0.29			0.28*
R^2	0.20	0.38	0.40	0.19	0.25	0.30
ΔR^2	0.20	0.18	0.02	0.19	0.06	0.05
F	9.34***	11.37***	9.77***	8.81***	6.31***	6.27***

注：* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ 。

图 6 蒿坡, 龙立荣, 贺伟. (2015). 共享型领导如何影响团队产出?信息交换、激情氛围与环境不确定性的作用. 心理学报, 47(10), 1288-1299.

意见 5：既然被调节的中介效应都不显著，整个假设到检验没有实质性的意义，是否可以删除这些内容，即假设 6、假设 7 部分。科学研究一般不发表没有被系统检验的假设论文，这里是否可以借鉴。

回应：感谢编委的建议。两个被调节的中介都不显著，确实意义不大。参照编委的意见，作者删除了假设 6 和假设 7，并认真通读全文，删除了前后文中与之相关的内容，以使全文保持一致。

第六轮

在组织变革的时代，亲组织违规行为有利于组织不断自我完善以适应新的环境，提升竞争力。作者试图探讨道德领导对亲组织违规行为的影响和作用机制，选题有一定的理论和实践意义。作者经过多轮的修改和完善，解释性的理论聚焦到社会信息加工理论，理论推导过程更加严谨和合理；研究方法介绍全面，分析方法正确；语言表达比较规范和流畅，同意发表。

回应：常感谢编委会对本文的认可。感谢编委会对文章的耐心指导和悉心修改，本文作者按照编委会的建议对文章进行了认真修改。

意见 1：由于论文经过了多轮的评审，修改后的篇幅比较长，本人进行了小幅的修改，对文中的个别地方进行了修改，还请作者适当精简。

回应：感谢编委的宝贵建议。作者从头到尾认真重新阅读了文章，对文章进行了精简，删除了文中多处不重要的语句，使文章篇幅缩减到了 1.26 万字。

意见 2：此外，研究描述统计中的工龄和年龄相关高达 0.93，为了避免多重共线性，建议删除一个后，统计报告结果。

回应：感谢编委的宝贵建议。作者按照编委的建议，删除了“工龄”这一控制变量，并重新进行了数据分析，除了个别数据结果有微小变动外，其他结果均无变化，对研究结论没有影响。具体修改内容见文中 p10 页蓝色字体部分。