

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：成就目标导向、团队绩效控制对员工创造力的跨层次影响

作者：马君，张昊民，杨涛

第一轮

审稿人 1 意见：

意见 1：

假设 2 关于绩效控制的调节作用解释得不清楚。作者阐述的是正向的调节作用，而不是假设中所述的倒 U 型。

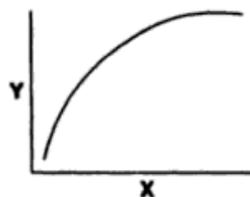
回应：

这的确是本文的一个缺陷。从研究目的看，绩效控制对创造力的直接效应的确不是本文的研究内容。本文主要考察其调节作用。结合专家三提出，本文的研究主题是目标导向对团队成员创造力的影响以及绩效控制的调节效应，是否有必要给出并证明绩效控制对创造力为倒 U 型影响的假设？本文修改思路如下：

(1) 为聚焦研究主题，本文删除原来的假设 2（即绩效控制的倒 U 型影响假设）；

(2) 在 HLM 第二步随机参数回归分析中，本文仍然保留对绩效控制的非线性影响做线性化处理 ($x+x^2$)，因为：绩效控制程度低时会导致员工对任务目标和规范的感知模糊，削弱创造的基础，而高于一定限度时工作本身蕴含的内在激励会因外在因素的加入而降低效果 (Ryan & Deci, 2008)。

(3) HLM 结果的确不是本文分析的倒 U 型。已改为正向影响但增量递减。结合专家三的批评和建议，在 Aiken 和 West 的 *Multiple regression: Testing and interpreting interactions* 第 66 页中，本文拟合结果呈正向影响但增量递减（如下图所示）。这一结论也验证了专家一的所言：绩效控制应该是正向的影响，而不是假设中所述的倒 U 型。



b. A Predominantly Positive, Concave Downward Curve (b_1 Positive, b_2 Negative)

图 1 非线性拟合特征（资料来源：Aiken, & West, 1991）

意见 2：

关于假设 3a 的论述更符合倒 U 型而不是 S 型。如果从理论上来看应该是倒 U 型的话，不必因为数据结果是 S 型而改变理论假设。数据不必“完美”支持所有假设。

回应：

关于在高绩效控制下，不同精熟导向水平对创造力的影响呈“S 型”，本文论述不够清晰。结合各位专家的建议本文做了修改。现结合下图对修改说明如下。

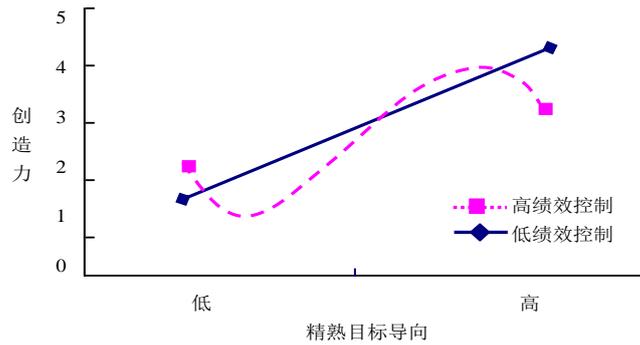


图 2 绩效控制对精熟导向与创造力关系的调节作用

理论分析及相关文献支撑:

(1) 持有低水平精熟目标导向员工的学习和探索能力有限，高绩效控制下他们更可能把适度可实现的目标视作累积学习经验和指导自我发展的机会，因而他们更关注非挑战性目标，从而限制思维的层次。

(2) 持有中等水平精熟目标导向员工在高绩效控制下对创造力有正向影响。因为一方面中间水平的个体更善于学习规则，为我所用 (Lounamaa & March 的仿真结论)；另一方面，高绩效压力下精熟导向个体往往做出挑战性的心理评估 (Lazarus, 1991)。挑战性评估有助于提高个体的认知灵活性和行为适应性，从而促进他们的创造力。

(3) 高水平精熟目标导向此时抑制创造力。从有限时间资源分配的角度看，提升自我学习和探索需要占用更多的组织资源和时间，不免与高绩效导向冲突。同时过分关注学习可能会导致个体不顾实际地追求完美和新奇 (Bunderson & Sutcliffe (2003))。导致精熟目标导向对创造力产生负向影响。

以上分析均有相关文献支撑。

数据支持:

根据 Aiken 和 West (1991) 的建议，把绩效控制数据分成三段 (大于“均值+1 个标准差”——高绩效控制、小于“均值-1 个标准差”代表低绩效控制)，分别拟合。在高绩效控制情形下精熟导向与创造力的关系表现出先抑后扬再抑 (cubic 回归的结果是: $b_1=-3.065^{***}$, $t=-2.591$; $b_2=1.443^{**}$, $t=3.433$; $b_3=-0.167^{***}$, $t=-3.739$)。

综上分析，高绩效控制下精熟目标导向对创造力的影响可能呈 S 型特征。

意见 3:

在论述假设 3b 和假设 3c 时用的理论依据过于散乱，而且没有解决一个 competing hypothesis 的疑问：既然 avoidance orientation 较高的人倾向于避免失败，创新通常伴随着较高的风险，组织的高绩效控制很有可能强化了二者之间的负向关联。

回应:

假设 3c (现改为假设 4)

表现-回避导向较高的人的确倾向于避免失败。为工作中的难题找到具有创造性的解决途径，这本身具有不可预测性，通常伴随着较高的风险。在很多研究中，往往把表现-回避导向与缺乏创造力联系起来。但是，本文做了一个“有违常规”的假设 (即高绩效控制时，二者正相关而不是负相关)，也是本文与已有研究不一致的地方。文章在衍生假设时的确存在理论依据论述不够严谨的问题。

现在修改如下:

首先，表现目标导向的个体追求奖励最大化或惩罚最小化，往往通过外部迹象判定哪些是合宜可取的行为。因此可推测他们会把组织偏好 (绩效控制导向) 看作选择有利行为的主

要信息依据。

其次，高绩效控制强调规则、流程和指导，有助于降低目标模糊带来的心理风险；

第三，我们引入 De Dreu 等人(2008)提出的双路径创造力模型(DPCM, the dual pathway to creativity model)，该模型强调挑战性心理感知并非创造力来源的唯一途径，威胁性感知有助于加强个体的恒心和毅力 (persistence and perseverance)，通过促使个体投入更多的精力和注意力关注手边的威胁，从而聚焦目标，激活直接目标行为，形成原创性成果，尽管他们也强调“面窄但深入”。

而 Gutnick 等人 (2012) 在 HRR 上的一篇文章引用这个结论时做了一个比喻，类似“常规框架打破者”，也支持威胁性感知在某种情境下同样有助于提升创造力。(具体见第 195 页: In other words, threat appraisal can function as a “frame breaker,”(Tushman, Newman, & Romanelli, 1986) leading individuals to allocate resources to alleviate the threat and eventually aiding them in developing many and original ideas, albeit with a relatively narrow focus (i.e., a limited number of cognitive categories.... 本文参考文献: Gutnick, D., Walter, F., Nijstad, B. A., & De Dreu, C. K. W. (2012). Creative performance under pressure: An integrative conceptual framework. *Organizational Psychology Review*, 2, 189-207).

具体如下图所示 (Gutnick 在 DPCM 基础上修正而成)。

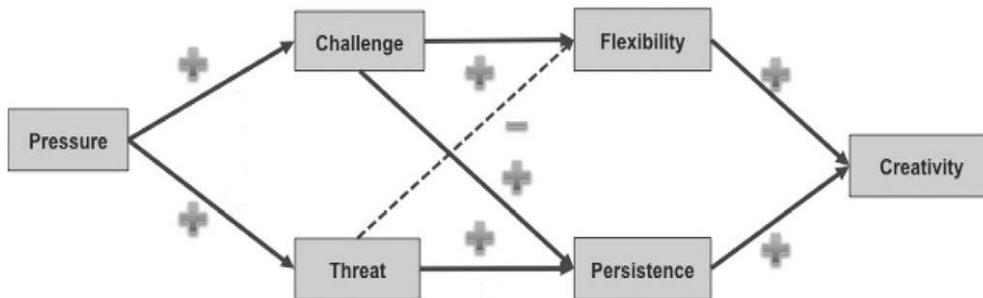


图 3 威胁性感知正面影响创造力的路径分析 (资料来源: Gutnick et al, 2012)

总之：本文认为，高绩效控制下（其中一个特点是对失败的容忍度相对较低），为避免受罚（表现-回避的特质），很可能会激发个体威胁性感知，进而调动个体内在资源能力，力图缓解外部威胁的同时，催生面窄但深入的思维成果。因而本文做了二者正向的假设。

假设 3b (现改为假设 3)

表现-趋近导向的员工具有为获得最大奖励而对外部信息反应灵敏的特征。当绩效控制程度低时（团队着眼于员工自我控制、学习与发展，鼓励尝试、创造新颖的组合，对失败的容忍度较高），此时组织传递出的信号是创造成为个体展示自我能力的竞技场。在这种情境下，持有表现-趋近导向的员工认为他们应该学习、搜集信息，尝试使用复杂的方法解决问题，以展示自己的才能。他们通过创造证明自己的能力并尽量比同事做得更好。因此，我们假设低绩效控制下，表现-趋近导向员工的正面情感易于被激发，从而促进创造力。

但是，高绩效控制下表现-趋近导向与创造力的关系，我们尚未找到有力证据，因此本文就没有做假设。事实上，在调节效应交互图中，高绩效控制下，表现-趋近导向与创造力的关系不显著 ($b=0.025$, $t=0.039$ 。具体见本文图 2)。

意见 4:

一篇论文应当具有理论上的一致性 (theoretical coherence)，应当围绕文章的整体框架运用最恰当的理论来论述假设。整篇文章的论述都比较散，建议去芜存菁，可以用 sense-making perspective 或者其他更合适的理论框架更紧密地把所有假设串起来。

回应:

文章的确引用的相关理论较多, 造成主线不明确, 已经按照这一建议做了修改和调整。主要做法:

以特质激活理论为主线, 后续的创造力组成理论、行为依随理论、双路径创造力理论均服从、支持或论证特质激活的功效, 凸显本文的一个立意: 如何塑造合宜的团队绩效控制模式, 引导和鼓励具有另外特质的员工展现出那些在其它条件下通常不会出现的行为。

意见 5:

所有变量都来自员工自我报告是研究上的一个弱点。除了有同源误差的可能, 员工还容易有高估自己的创造力的倾向。有没有来自其他数据源(如上级评价)的交叉验证?

回应:

结合专家二和专家三的意见, 我们主要从三个方面进行修改: 量表的选择、事前控制; 同源偏差评估。具体说明如下。

(1) 量表的选择。创造力的测量采用自我报告方式, 因为该量表适合采用自陈式。

Janssen 的发展者强调三点原因:

一是员工对任务背景信息的了解以及对自身行为动机的认知比主管更为细致;

二是对创造力这类自由裁量行为的评估, 同很多主观评估一样非常容易受到评估者个人偏好的影响而做出不同理解, 从而造成不同评估者给出的评估结果差异很大;

三是上司评估容易被一些善于表现的员工的表面行为蛊惑, 而有时又会对一些诚实员工的真正富有创造力的行为视而不见。

从 Janssen (2000) 的实际研究结果看, 数据结构与理论模型的契合效果采用员工自陈式比采用上司评估方式理想(具体见回复专家二的修改说明)。

为此, 我们对创造力的测量借鉴如上量表, 并采取员工自陈式填写。的确, 如专家一所言, 没有来自其他数据源(如上级评价)的交叉验证是本文的一个缺陷。

(2) 事前控制

我们在事前问卷设计时已经按照 Podsakoff 和 Organ (1986) 的建议, 进行隐匿研究目的和变量名称、问项错项排列、引入反向题等, 以减少调查对象的一致性填写动机。同时问卷搜集采取现场搜集法, 保证课题组一名成员在场, 调查对象填写完后直接放入投票箱中, 保证在放松状态下填写。

(3) 事后评估

按照专家的建议, 专门进行了同源方差(共同方法偏差)的评估。具体做法是根据周浩和龙立荣综述的方法并按照《心理学报》近期文献的一些做法, 将所有同源数据进行主成分分析得到一个不可测量共同成分变量(an unmeasured common method variable), 在斜交五因子模型的基础上加入该共同方法变异因子, 构建一个六因子模型。结果如下表:

表 1 同样方差评估

| 模型 | χ^2 | df | χ^2/df | $\Delta\chi^2$ | Δdf | $\Delta\chi^2/df$ | RMSEA | CFI | RMR | IFI | PGFI |
|---------|----------|-----|-------------|----------------|-------------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 六因子模型 | 836.807 | 412 | 2.031 | 160.670 | 31 | 5.183*** | 0.045 | 0.920 | 0.042 | 0.921 | 0.759 |
| 斜交五因子模型 | 997.477 | 443 | 2.252 | - | - | - | 0.049 | 0.903 | 0.049 | 0.904 | 0.746 |

结果显示, 模型的卡方量显著减少($\Delta\chi^2=160.670$, $\Delta df=31$, $p<0.001$), 说明变量之间存在一定程度的共同方法偏差。鉴于 χ^2 具有对样本规模敏感的特征, 在模型优劣比较时尚需考虑其他拟合指标的差异。RMSEA、CFI 等指标的改善程度有限, 约在 0.01-0.02 之间, 说明加入共同方法变异因子后, 模型拟合优度并未得到明显的改进。

因此, 共同方法偏差对研究结果的解释不会构成威胁(谢宝国, 龙立荣, 2008)。

意见 6:

绩效控制的 ICC(2)过低。

回应:

这是作者的粗心造成。系为计算错误造成。已经修改。具体如下:

$$ICC(2)=k[ICC(1)]/1+(k-1)* ICC(1)=(52*0.165)/(1+51*0.165)=0.911.$$

审稿人 2 意见:

意见 1:

论文存在同源误差，创造力由员工自评。应该由直接主管评价。

回应:

本文第一稿这部分没有解释清楚。现在已经做了修改，具体见回应专家一意见 5。

补充说明的是：本文在方案设计时，考虑到可能的同源方法以及研究成本问题，我们比较过 Janssen(2000)和 Zhou & George (2001)量表的优劣。我们专门与量表开发者 University of Groningen 的 Prof. Janssen 通过邮件，就量表问题做了请教和探讨。在他本人的研究中认为，采用自我报告时更为合理（具体见文献：Janssen, O. (2000). Job demands, perceptions of effort-reward fairness and innovative work behavior. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73, 287-302),

其研究结果如下表所示。从 Janssen (2000) 的实际研究结果看，数据结构与理论模型的契合效果采用员工自陈式比采用上司评估方式理想。

表 2 Janssen (2000) 的研究结果

| | Leader-rated IWB | | | Self-rated IWB | | |
|------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|--------------|-----------------------------|-----------------------------|--------------|
| | Entry <i>b</i> ^b | Final <i>b</i> ^c | ΔR^2 | Entry <i>b</i> ^b | Final <i>b</i> ^c | ΔR^2 |
| Step 1: Control variables | | | .19*** | | | .24*** |
| Gender | -.22* | -.29* | | -.11 | -.16* | |
| Age | -.06 | -.14 | | -.01 | -.04 | |
| Tenure | -.07 | -.02 | | -.15 | -.15 | |
| Education | .32** | .29* | | .35*** | .32*** | |
| Job control | .06 | .09 | | .15* | .17* | |
| Step 2: Predictor variables | | | .00 | | | .03† |
| Job demands (JD) | .04 | .13 | | .18* | .21* | |
| Effort-reward fairness (ERF) | .03 | .03 | | .08 | .05 | |
| Step 3: Interaction term | | | .05* | | | .03* |
| JD × ERF | .18* | .18* | | .13* | .13* | |
| Totals | | | | | | |
| <i>R</i> ² | | | .24 | | | .30 |
| <i>F</i> (8,101) | | | 3.99*** | | | |
| <i>F</i> (8,161) | | | | | | 8.44*** |

†*p*<.10; **p*<.05; ***p*<.01; ****p*<.001.

^a*N*=110 for leader-rated IWB, and 170 for self-rated IWB.

^bUnstandardized regression coefficients shown are from the equation at the step indicated.

^cUnstandardized regression coefficients shown are from the equation at the final step.

具体，Janssen (2000) 强调三点原因:

一是员工对任务背景信息的了解以及对自身行为动机的认知比主管更为细致;

二是对创造力这类自由裁量行为的评估，同很多主观评估一样非常容易受到评估者个人偏好的影响而做出不同理解，从而造成不同评估者给出的评估结果差异很大 (Organ &

Konovsky, 1989);

三是上司评估容易被一些善于表现的员工的表面行为蛊惑,而有时又会对一些诚实员工的真正富有创造力的行为视而不见。

由此,我们遵照原量表的建议采用员工自陈式填写数据。

意见 2:

论文的 CFA 表格,应该体现各个模型之间的比较,汇报卡方的改变量和自由度改变量之间的比值,以及是否显著,模型是否有显著提升等。

回应:

按照专家的指导,专门做了模型竞争分析(之前方法有误),弥补了这一缺陷。具体修改如下:

以自由估计相关性的斜交五因子模型(所有变量独立分开)为基准模型,构建了五个竞争模型:直交五因子模型(因子间相关系数为0)、单因子模型(五个因子完美相关,相关系数设定为1),以及根据自变量和调节变量归集程度构建的四因子模型(表现目标导向合成一个因素,加上精熟导向、绩效控制、创造力)、三因子模型(目标导向合成一个因素,加上绩效控制和创造力)和二因子模型(自变量和调节变量归属同一潜变量,加上创造力)。模型比较结果见表2。

结果显示,斜交五因子模型在适配指标方面优于其他模型。 $\Delta\chi^2/df$ 结果显著,表明因素载荷设定后模型拟合效果显著变差,因而基准模型明显优于竞争模型,说明五因素并非独立无关联,也不是合而为一的构念(Schumacker & Lomax, 1996)。这些个体水平上的数据模型也说明了我们的数据结构具有收敛效度和区分效度,为多层次数据结构的检验提供了模型基础(Dyer, Hanges, & Hall, 2005)。

表 3 模型的比较及共同方法偏差分析

| 模型 | χ^2 | df | χ^2/df | $\Delta\chi^2$ | Δdf | $\Delta\chi^2/df$ | RMSEA | CFI | RMR | IFI | PGFI |
|---------|----------|-----|-------------|----------------|-------------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 六因子模型 | 836.807 | 412 | 2.031 | 160.670 | 31 | 5.183*** | 0.045 | 0.920 | 0.042 | 0.921 | 0.759 |
| 斜交五因子模型 | 997.477 | 443 | 2.252 | - | - | - | 0.049 | 0.903 | 0.049 | 0.904 | 0.746 |
| 四因子模型 | 1112.529 | 446 | 2.494 | 115.052 | 3 | 38.351*** | 0.054 | 0.884 | 0.077 | 0.885 | 0.745 |
| 三因子模型 | 1241.211 | 450 | 2.758 | 243.734 | 7 | 34.819*** | 0.058 | 0.862 | 0.099 | 0.863 | 0.740 |
| 二因子模型 | 1301.866 | 452 | 2.880 | 304.390 | 9 | 33.821*** | 0.060 | 0.852 | 0.110 | 0.853 | 0.736 |
| 正交五因子模型 | 1351.323 | 453 | 2.983 | 353.847 | 10 | 35.385*** | 0.062 | 0.843 | 0.119 | 0.844 | 0.731 |
| 单因子模型 | 2793.924 | 453 | 6.168 | 1796.447 | 10 | 179.645*** | 0.100 | 0.591 | 0.097 | 0.594 | 0.587 |

注: *** $p < 0.001$

意见 3:

论文文笔较好。

回应:

谢谢专家的肯定。

意见 4:

但是在假设部分由于有很多平方、立方,但是对应的理论的阐述不够清晰。

回应:

关于在高绩效控制下,不同精熟导向水平对创造力的影响呈“S型”,本文论述不够清晰。已经结合各位专家的建议做了修改。

概括起来就是:尽管精熟导向的个体专注于通过学习新技能和新方法提升解决问题的能力,从有限时间资源角度看,当企业面临紧迫任务时需要强化绩效管理,学习行为与组织目

标之间就会有冲突，因而过多的学习和探索反而成为创造力的负累。

具体修改说明见专家一意见 2 回应。

意见 5:

结果部分尤其是S型较为复杂，但是解释力度不够大，实践意义不够清晰。

回应:

本次修改对实践意义做了较大修改，主要涵盖以下几点：

在团队任务紧迫的情况下，企业需要通过强化绩效控制以满足时间、成本、进程和流程需要，提高创新效率，消减创新风险。

尽管专注于学习新方法、获取新技能来发展个人能力的精熟目标导向员工无疑是团队最重要的创新资源，但是这里不可避免地会发生学习成本与时间成本的剧烈冲突。

考虑到在高绩效控制情境下过多的学习和探索行为反而抑制精熟目标导向员工的创造力，因此在任务紧迫的情形下，我们需要把员工的学习行为控制在适度范围内，必要时甚至需要干预员工学习和探索行为，把员工的创造视线由自我成就驱动转向团队任务目标驱动，使我们对于创造力的投资更有效率。

审稿人 3 意见:

创造力研究对于转型期的中国，意义非常重要。而且从目标导向和团队绩效控制两个方面来开展研究，也是有意义的。

但从整篇文章的逻辑推导、研究方法和研究结果来看，还存在一些令人费解的问题。以下根据文章顺序逐一列举如下：

意见 1:

本文的研究主题是目标导向对团队成员创造力的影响以及绩效控制的调节效应，但在文章中给出并证明了绩效控制对创造力为倒 U 型影响的假设，这是否有必要？此外，即便不考虑这部分内容是否多余，从文章中对绩效控制-创造力关系的推理来看，绩效控制对创造力应该是负向关系，而不是倒 U 型关系，因为如果是倒 U 关系的话，那么当绩效控制水平较低时，创造力应该较低才是，中等水平下创造力更强，但文章中却说“当绩效控制程度低、呈水平导向时，即在大的目标框架下强调自我控制为主，主要通过愿景领导和行为自律等柔性手段调控员工行为，有利于开发员工内在创造动机，激发员工追求新颖性的认知风格和探索性的处理风格，提高创造性思考的层次和水平（Liu, Chen & Yao, 2011）。”而从最后的研究结果来看，在表 6 的回归结果中，绩效控制的一次方和二次方均显著，作者认为证明了假设。而事实上，根据本文参考文献[1]的研究，这种情况应该是曲线的正相关关系，即倒 U 型曲线的左边部分，根据该研究，只有一次方不显著，二次方系数为负且显著时才是倒 U 型关系（见该书 66 页）。

回应:

完全采纳专家的建议，本文研究重点的确不在于“绩效控制对创造力为倒 U 型影响”；而且逻辑演绎的确如专家三所说的那样，不够严密。故这部分内容全部删除。

感谢专家推荐的研究方法，表 6 的结果的确不是倒 U 型，而是正向但增量递减型。这是本人研究不严谨导致。

结合回应专家一意见 1，具体修改和分析如下：

为聚焦研究主题，本文删除原来的假设 2（即绩效控制的倒 U 型影响假设）；

在 HLM 第二步随机参数回归分析中，考虑到绩效控制程度低时会导致员工对任务目标

和规范的感知模糊，削弱创造的基础，而高于一定限度时工作本身蕴含的内在激励会因外在因素的加入而降低效果，因而保留对绩效控制的非线性影响做线性化处理（ $x+x^2$ ）。

意见 2:

本文试图通过特质激活理论来证明学习过载理论。但作者对假设 3，即绩效控制对精熟目标导向-创造力关系调节效应的推导令人不解。根据特质激活理论，个性特质只有与合适的情境相结合时才会激活个体的特质相关的行为。就本文的绩效控制而言，低绩效控制才是与精熟目标导向相匹配的外部环境，也就是低绩效控制才会有利于精熟目标导向的个体的学习行为。那么根据这一逻辑，高绩效控制下何来学习过载？

如果有过度学习的话，那也应该是低绩效控制下才可能有超载行为。因此，作者关于高绩效控制下的曲线效应假设存在逻辑问题。而从结果来看，作者得出的 S 型曲线既有上升的部分，也有下降的部分，这从理论上存在问题，从统计上也不可能。

首先，学习效益的边际递减理论是说随着学习投入的过度，学习收益的回报率呈降低趋势，但并不代表回报更低，反映在曲线上就是斜率越来越低，但曲线仍为上升而不是下降趋势。从统计上来看，作者检验了绩效控制对学习导向三次方的调节效应，而众所周知，三次方曲线是一个上升曲线，而在本文的结果中作者并没有进行曲线的简单系数分析，如何知道高绩效控制下的曲线是文章中呈现的先下降，再上升，再下降的结果？

回应:

说明 1: “高绩效控制下何来学习过载？”

这部分主要是本文论述不够清晰，引起歧义。现按照专家的建议，我们对这部分做了大幅度修改。

经典成就目标导向理论认为：精熟导向的个体具有通过专注于学习新技能和新方法提升解决问题能力的特质，根据 Amabile（1983）的创造力组成理论，精熟目标导向至少在影响技能学习和内在激励两个方面对创造力有正向预测作用。

低绩效控制，意味着团队为员工创设了较为宽松的自我发挥空间。精熟目标导向的员工可以减少对外部干扰的关注，聚焦于自己的工作，不断探索新的、更具创意的方法来解决目标实现过程中遇到的各种难题和挑战，提升创造力层次。

高绩效控制，意味着任务明晰、奖惩规则明确，事实上，提高绩效控制对组织而言是一种理性的选择，因为团队通过强化绩效控制以满足时间、成本、进程和流程需要，有助于提高创新效率，消解创新风险。但是在高绩效控制下，不同水平的精熟目标导向对创造力的影响是不一样的。

持有高水平精熟目标导向的员工更关注自我能力提升。从有限时间资源分配的角度看，提升自我学习和探索需要占用更多的组织资源和时间，不免与高绩效导向冲突。同时过分关注学习可能会导致个体不顾实际地追求完美和新奇。高绩效控制意味着个体的学习和探索行为必须置于项目预算、流程特别是时间和进程的有限弹性控制下，组织留给个体自我成长和改进的时间和空间受到很大限制。此时高绩效控制加剧个体创造的心理风险，对求新创异的内在动机产生较高的“挤出效应”（Deci & Ryan, 1980; Frey, 1996），导致精熟目标导向对创造力产生负向影响。

总之，本文所指的高绩效控制下的学习过载现象是指：过度关注自我学习和能力提升与组织任务目标不相兼容，导致学习效率低下。

说明 2: “在本文的结果中作者并没有进行曲线的简单系数分析”

理论分析得出高绩效控制下不同精熟导向水平对创造力的影响呈 S，具体修改见回应专家一修改 2。

低水平精熟导向的学习和探索能力有限,高绩效控制下他们更可能把适度可实现的目标视作累积学习经验和指导自我发展的机会,因而更关注非挑战性目标,从而限制思维的层次。中等水平精熟目标导向员工更善于学习规则,为我所用;同时,根据 De Dreu 等人(2008)提出的双路径创造力模型(见修改说明见回应专家一意见 3),高绩效压力下精熟导向个体往往做出挑战性的心理评估。挑战性评估有助于提高个体的认知灵活性和行为适应性,从而促进他们的创造力。高水平精熟目标导向此时抑制创造力。从有限时间资源分配的角度看,提升自我学习和探索需要占用更多的组织资源和时间,不免与高绩效导向冲突。

意见 3:

本文的假设 3c 认为绩效控制程度低(水平导向)时,表现-回避导向与创造力负相关,这从理论上可以说得过去,但作者同时又假设绩效控制程度(垂直导向)高时,二者正相关。这从理论上存在问题。高绩效控制是说团队内存在明确的应当如何做的规则。而具有表现-回避导向的个体更倾向于避免消极的负面评价。根据上述定义,高绩效控制情境至多导致表现-回避导向对创造力没有影响,也就是说在这情境下,最多可以认为即使是低回避导向的个体与高回避导向的个体相比也不会有更高的创造力,而没有令人信服的理由可以认为这种高控制性的情境甚至会导致高回避导向的个体更有创造力。

回应:

这部分的具体修改见**回应专家一修改 3**,简单总结如下:

本文的新发现就是:高控制性的情境下高回避导向的个体具有创造力。主要两点原因:

一是高绩效控制强调规则、流程和指导,有助于降低目标模糊带来的心理风险;

二是我们引入 De Dreu 等人(2008)提出的双路径创造力模型作为理论支持,该模型强调担心受罚有助于加强个体的恒心和毅力,促使个体投入更多的精力和注意力关注手边的威胁,聚焦目标,激活直接目标行为,从而形成面窄但深入的原发性成果。

同时,也有相关的文献支撑。George & Zhou, 2007; Baas, De Dreu, & Nijstad (2011)的研究成果也揭示,回避导向或者防御型焦点个体在高绩效控制都可能正向预测创造力。

意见 4:

从研究方法上来看,在变量测量部分,一个非常令人不解的是,本文通篇都是在讲创造力,但最后在结果的测量上却选用了 Janssen (2000)发展的量表,这个量表实际上测量的是创新行为,而大量研究已经证明创造力与创新行为是完全不同的两个概念,也具有完全不同的形成机制,作者对目前存在的许多成熟的创造力测评工具不用,却选用了这样一个与本文并不符合的测量工具不知是出于何种原因?

在样本收集部分,作者“剔除无效样本以及组织层次变量的组内一致性系数 r_{wg} 值小于 0.70 的团队”,什么样的样本是无效样本?剔除组织层次变量的组内一致性系数 r_{wg} 值小于 0.70 的团队的做法是否合适?从统计上来看,通常报告的 r_{wg} 是平均的 r_{wg} ,因此,个别团队的低于 0.7 是可以接受的。

在数据的有效性评估部分,作者提到考虑到截面数据的滞后效应,我们评估了变量的信度和效度。评估变量的信度和效度跟滞后效应有何关系?

回应:

说明一:为什么采用 Janssen (2000)发展的量表。

关于变量测量部分本文着墨甚少,是本文的缺陷,现在已经做了修改。

关于创造力的测量改编自 Janssen (2000)发展工作创新行为量表(WIB scale),主要基于以下考虑。

1.本文主要研究成就目标导向与绩效导向的交互作用对个体创造力的动态影响机制，而创造力孕育于此过程之中，不仅仅表现为一种静态的成果。本研究没有采用 Amabile (1983) 的经典定义，把创造力看作新颖而富有价值的想法，而是采用 Shalley (1991) 的动态定义，把创造力视作目标实现进程中运用新方法或新思路解决挑战性难题的过程。

2.该过程涵盖产生创意、创意推进和创意实现三个阶段 (Drawing & Kanter, 1988)。为此，我们系统比较了使用较多的 Zhou 和 George (2001) 编制的创造力量表与 Janssen 在 2000 年发展的工作创新行为量表。从题项内容看，前者包括了创意产生和创意实现的两个阶段，而后者则涵盖了全部三个阶段。

3.该量表适合采取员工自陈式填写，可以节约研究成本。Janssen (2000) 强调三点原因。具体见修改说明【6】和修改说明【7】。

为此，我们在设计研究方案时，专门与量表开发者 Janssen 教授通过邮件，我们基于前两条原因（即动态定义和过程阶段），征求其意见是否可以用 WIB 量表测量创造力，Janssen 教授同意我们对创造力的动态定义，认为可以运用 WIB 量表测量，并授权我们使用该量表。

说明二：个别团队的低于 0.7 是可以接受的。

完全同意专家的说法：个别团队的低于 0.7 是可以接受的。本文中只有一组的 *rwg* 小于 0.70，但是有缺失值，所以最终还是没有保留这一组。但是我们删除了这种不严谨的说法：“剔除无效样本以及组织层次变量的组内一致性系数 *rwg* 值小于 0.70 的团队”。

说明三：评估变量的信度和效度跟滞后效应有何关系？

本文这种说法的确不严谨，感谢专家的指出。本文原意是指变量测量时效标评价结果的获得应该滞后于测量工具评价结果获得，并有一定的时间间隔。现在已经删除了这种说法。

其他修改说明：

我们对运用 Dye 等人建议的五步法评估数据结构是否具有跨层次的适用性做了进一步完善。结果如下：

具体包括如下五个步骤 (Dyer, Hanges, & Hall, 2005)：对样本总协方差矩阵 (S_T) 进行传统验证性因子分析 (第一步)、对组间变异进行估计 (第二步)、对样本的合并组内协方差矩阵 (S_{PW}) 进行传统验证性因子分析 (第三步)、对样本的组间协方差矩阵 (S_B) 进行传统验证性因子分析 (第四步)、对样本的组间与组内协方差矩阵 (S_{PW} 及 S_B) 进行多层次验证性因子分析 (第五步)。结果见表 3 所示。

表 4 多层次验证性因子分析 (MEFA) 适配指标摘要表

| Model | χ^2 | df | χ^2/df | CFI | RMSE | SRMR |
|-------------------------------|----------|-----|-------------|-------|-------|------------------|
| A | | | | | | |
| 样本总协方差矩阵 (S_T) | 997.477 | 443 | 2.252*** | 0.903 | 0.049 | 0.058 |
| 组内协方差矩阵 (S_{PW}) | 975.750 | 443 | 2.203*** | 0.894 | 0.048 | 0.057 |
| 组间协方差矩阵 (S_B) | 878.749 | 443 | 1.984*** | 0.769 | 0.139 | 0.098 |
| 多层次协方差矩阵 (S_{PW} 及 S_B) | 1205.615 | 886 | 1.349 | 0.926 | 0.038 | W=0.056, B=0.060 |

注：*** $p < 0.001$

结果显示，包含组内和组间的多层次模型 (S_{PW} 及 S_B) 与本文数据结构显示出更好的适配性。与运用传统验证性因子分析检验样本总协方差矩阵 (斜交五因子模型) 的结果相比，除卡方值 ($P > 0.1$) 因多层次验证性因子分析 (MCFA) 进行了类似传统多群组结构方程模型分析 (即将组内模型视为一组而将组间模型视为另一组) 而导致结果较高之外，多层次结构方程式模型的 RMSEA 和 CFI 明显优于前者。从 SRMR 看，多层次验证性因子分析提供的组间模型的适配结果 ($SRMR_B=0.060$) 明显优于仅单纯地根据组间协方差矩阵 (S_B) 分析的结果 0.098；组内模型的适配结果 ($SRMR_w=0.056$) 也优于单纯根据组内协方差矩阵 (S_{PW}) 分析得到的 0.057。以上表明，斜交五因子结构在个体层次与组间层面为一等值模式，因而

后续研究不会产生跨层次推论的谬误（Muthén, 1994）。

第二轮

审稿人 1 意见：

意见 1：

高绩效控制对于 mastery orientation 的调节作用非常复杂，作者已经在理论阐述上有所改进，但关于高水平的 mastery orientation 为什么抑制创造力仍然不够清晰，“挤出效应”更适合用来解释绩效控制对于创造力的负面效应，作者以此论证 mastery orientation 与创造力的负面关系不够有说服力。

回应：

同意专家的修改指导和建议。

诚如专家的建议，Frey（1996）提出的“挤出效应”理论更适合解释绩效控制对内在动机的挤出效应，Deci 和 Ryan（1996）在“自我决定理论”中进一步论证了外在控制性削弱内在成就动机。其次，“外在控制”是否对内在动机产生“挤出效应”，尚存在争议。

Deci 的批评者习得性勤奋理论提出者 Eisenberger 认为，外部控制提供了个体成果的正反馈和强化机制，使得个体乐意投入更多的精力学习和掌握必需的技能以解决实践难题，并把这种学习泛化到新的任务中去。因而，奖励不仅不会削弱自我控制力，反而强化内在成就动机，促进创造力。

在这里我们不想评价 Deci 理论与 Eisenberger 理论的分歧的根源和各自适用条件，这不是本文的研究内容。我们决定接受专家意见，放弃“挤出效应”理论作为理论构建的支撑，转而从创造力的生成机制角度，论述高绩效控制下为什么高精熟导向对创造力产生负向影响。

修改思路：

①从时间和资源稀缺性出发，结合高绩效控制意味着组织鼓励以组织为参照的行为而非以个人为参照的行为，此时会加剧个体创造的心理风险。

②尽管精熟导向有利于内化知识，充实专业素养，提升创造力的个体基础，但是必须还考虑到组织所能够给予个体的能够不断更新、接近或提升领域专业素养的学习资源、机会与管道（Csikszentmihalyi, 1996）。

③提升自我能力的学习和探索行为需要占用大量的组织资源和时间，甚至很多稀缺的资源和时间被无效地用于与组织目标无关的方面，这难免与组织的高绩效导向冲突。

④创造力是产生新颖有用方法的过程，在实践中，创造不是无约束地为了创造而创造，而是为了满足特定组织目标需求（goal-directed needs）而创造。相对于务实地达到目标，如果员工过分关注地学习和自身技能的提升，他们就可能忽视切实可行的解决方案，不顾实际地追求完美和新奇（Bunderson & Sutcliffe, 2003）。

综上所述，我们认为：高绩效控制下精熟目标导向对创造力的影响可能呈非线性特征，特别是超过一定限度，提升自我技能的学习和探索行为对于个体创造性解决问题能力的提高，其贡献率递减，到达拐点后开始抑制创造力。

意见 2：

表 3 的标题有误，应该是“多层次验证性因子分析（MCFA）...”

回应：

这是作者研究不严谨导致，抱歉。已经按照专家的指导做出修改。

审稿人 2 意见：

意见 1：

文章已经有很大修改，较好回答了评审人的意见。只是有一点，请编辑定夺，因为因变量是自我评价的创新行为而非上司评价的创造力，这一方法的弱点可能会影响文章的实证效度与实践意义。我建议作者再收集一个上司评价下属创造力的数据，进行佐证，提升数据的可靠性与研究的严谨度。

回应：

感谢专家的肯定。

有关创造力数据来源问题，我们是根据原问卷开发者建议采取自评方式。为了说明其合理性，我们按照专家的建议，做了自评数据和上司评数据的一致性和恒等性检验，看两个样本数据是否存在显著的不同。

结果发现：二者并没有表现出系统差异或者规律性的不同。

具体分析如下：

本文是我们前期系列研究的一个深化。我们在研究过程中发现，在企业实践中存在着经典成就目标导向理论无法揭示的现象。同时，越来越多的研究发现，负面情绪（或者动机）并不必然与负向行为挂钩。因此我们想置于一个动态的过程中揭示其内在机理。为此做了与已有研究不同的两个假设：①高绩效控制下精熟导向对创造力呈现非线性影响；②表现回避导向在高绩效控制下对创造力有正向影响。

（一）构念测量的进一步说明

诚如专家所言，在一项研究中，构念的测量是基础条件。而构念的测量方法必须服从服务于研究目的和研究内容。

1、从过程视角定义和测量创造力

我们在设计方案时，**首先把创造力定位为一个动态过程**（正如绩效控制是一个动态过程，既包括结果控制也包括过程控制。成就目标导向诚如 Dweck 所言，也是一个动态概念，即反映了个体自我发展的信念，也反映个体如何对待、理解和回应目标实现环境）。

但是，很多创造力量表承袭 Amabile（1983）的经典定义，视作静态结果。因此，我们在做这项研究时反复讨论，并且与工作创新行为量表开发者 Janssen 教授多次邮件交流。最终确定从过程视角（产生创意、创意推进和创意实现）定义创造力，并借鉴 Janssen 开发的量表。

2、为什么最终采取自评量表

在研究设计时我们也考虑到同一调查对象的报告主体问题。在 Janssen 教授的文章中他主张自评效果更好，并给出了三条理由（信息优势、个人偏好影响、印象整饰）。我们担心同源偏差，邮件与 Janssen 教授交流。他建议我们同时搜集自评和上司评两方面数据，然后再作三者比较（上司、自评以及二者均值），并强调他后续的研究均采用这个策略。按照 Janssen 教授的建议对创造力做了两个来源的数据采集。

①为了最大限度避免系统误差，我们采取的是现场问卷搜集方法。为避免系统误差和社会称许效应，我们一方面让员工清晰地了解填写目的、内容及范围、频度或程度标准等。其次，利用锚定效应，在员工填答前根植自我客观评价的好处。从填答结果看，员工自评数据成标准正态分布，均值为 3.59（绩效控制为 3.65，精熟导向为 3.98），说明员工在自评过程中并没有为被接受和获得赞许表现出过度自我描述的倾向。

②我们进行的信度、效度（收敛和判别）、同源偏差以及跨组的恒等性检验，并没有发

现采用自评数据存在着较大的偏差和缺陷（具体见正文）。

③在创造力研究中采取员工自我报告方式的顶级期刊文章也存在。例如 Markus Baer 在 2012 年 *Academy of Management Journal* 上的文章; Shalley, Gilson, & Blum(2009)在 *Academy of Management Journal*; Axtell et al. (2000) 在 *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 上的文章。具体参见: Markus B. (2012) .*Putting Creativity to Work: The Implementation of Creative Ideas in Organizations, Academy of Management Journal, 55, 5:1102-1119.*

④按照专家的建议，我们对自评和上司评数据结构做了一致性和恒等性分析，结果发现自评样本与上司评样本并没有呈现出系统差异或者规律性的不同（具体见后面 kappa 检验和恒等性检验）。

（二）一致性检验

为了分析社会称许效应、个人偏好或印象整饰效应等随机误差引发自评和上司评问卷的差异，我们运用 Kappa 检验进行分析。

如表 1 和表 2 所示，两组样本在个体层面（n=515）的 Kappa=0.709（p=0.000），在团队层面（n=52）的 Kappa=0.856（p=0.000），说明，同一个问卷因不同施测主体测量并没有表现出显著的差异，具有测量的稳定性。

表5 自评和上司评样本在个体层面的一致性分析

| Symmetric Measures | | | | | | |
|----------------------|-------|-------|----------------------|--------------|--------------|------------|
| | | Value | Asymp. Std. Error(a) | Approx. T(b) | Approx. Sig. | Exact Sig. |
| Measure of Agreement | Kappa | .709 | .031 | 8.072 | .000 | .000 |
| N of Valid Cases | | 515 | | | | |

a Not assuming the null hypothesis.

b Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

表6 自评和上司评样本在团队层面的一致性分析

| Symmetric Measures | | | | | | |
|----------------------|-------|-------|----------------------|--------------|--------------|------------|
| | | Value | Asymp. Std. Error(a) | Approx. T(b) | Approx. Sig. | Exact Sig. |
| Measure of Agreement | Kappa | .856 | .098 | 6.337 | .000 | .000 |
| N of Valid Cases | | 52 | | | | |

a Not assuming the null hypothesis.

b Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

（三）恒等性检验

1. 单样本检验

首先我们对自评与上司评两组样本数据分别进行 CFA 分析，其一，看看该量表结构效度如何，其二良好拟合效果是进行恒等性检验的基础。结果如表 3 所示。

表 7 单样本 CFA 分析模型拟合优度摘要表

| 模型 | χ^2 | df | χ^2/df | RMSEA | CFI | RMR | IFI | PGFI |
|-------|----------|----|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 自评样本 | 70.620 | 24 | 2.943*** | 0.035 | 0.929 | 0.036 | 0.930 | 0.581 |
| 上司评样本 | 102.124 | 24 | 4.255*** | 0.049 | 0.907 | 0.043 | 0.909 | 0.605 |

从结果看出，两个模型具有相同的自由度，现实模型设定与因素结构相同，除因受样本量影响， χ^2/df 显著外，其他拟合指标特别是 RMSEA 和 CFI 显示数据结构与理论结构拟合效果均良好。可以进行下一步的恒等性检验。

需要指出的是，同 Janssen (2000) 的建议与研究结果一致，自评样本拟合效果相对好些，其卡方值、RMSEA 和 CFI 值相对小些。但是从 PGFI 看，二者差异不大。另外，两组样本的标准化载荷系数均超过 0.6（如表 4 所示），显示整个量表的测量质量良好，各个题目的适切度较高。

表 8 标准化载荷系数

| Standardized Regression Weights: (自评 - Unconstrained) | | | Standardized Regression Weights: (上司评 - Unconstrained) | | | | |
|--|----------|----|---|------|--------------|--|----------|
| | | | Estimate | | | | Estimate |
| 创造力1 | <-- - | F1 | .622*** | 创造力1 | <-- F - 1 | | .641*** |
| 创造力2 | <-- - | F1 | .743*** | 创造力2 | <-- F - 1 | | .715*** |
| 创造力3 | <-- - | F1 | .680*** | 创造力3 | <-- F - 1 | | .701*** |
| 创造力4 | <-- - | F2 | .642*** | 创造力4 | <-- F - 2 | | .636*** |
| 创造力5 | <-- - | F2 | .771*** | 创造力5 | <-- F - 2 | | .759*** |
| 创造力6 | <-- - | F2 | .795*** | 创造力6 | <-- F - 2 | | .808*** |
| 创造力7 | <-- - | F3 | .740*** | 创造力7 | <-- F - 3 | | .771*** |
| 创造力8 | <-- - | F3 | .815*** | 创造力8 | <-- F - 3 | | .754*** |
| 创造力9 | <-- - | F3 | .770*** | 创造力9 | <-- F - 3 | | .785*** |

2. 恒等性检验

随后，我们进行两组样本的恒等性检验。基准模型是两个独立无关联但结构相同的 CFA 模型的组合。

我们依序增加因素负荷量（measurement weights）、测量残差（measurement residuals）、因素协方差（structural covariances）等一系列逐渐严苛的恒等设限，通过考察拟合优度的变化，比较设限模型与基准模型的差异。结果如下表 5 所示。

表 9 两个样本的恒等性检验摘要表

| Model | χ^2 | df | $\Delta\chi^2$ (Δdf) | P | RMSEA | CFI | ΔCFI |
|------------------------------|----------|----|--------------------------------|------|-------|-------|--------------|
| 1. 基准模型 | 172.744 | 48 | - | .027 | .038 | .923 | - |
| 2. 因素载荷恒等模型 | 182.491 | 54 | 9.747 (6) | .512 | .043 | .918 | .005 |
| 3. 因素载荷与测量残差变异恒等模型 | 200.223 | 60 | 17.732 (6) | .120 | .049 | .912 | .006 |
| 4. 因素载荷、测量残差变异、因素方差与协方差均恒等模型 | 236.627 | 69 | 36.404 (9) | .036 | .056 | .903 | .009 |
| Saturated model | .000 | 0 | - | - | - | 1.000 | - |
| Independence model | 2212.504 | 72 | - | .000 | .241 | .000 | - |

从结果看：

(1) 在基准模型的基础上，增加因子载荷恒等限制后，模型的卡方值之差 $\Delta\chi^2=9.747$ ，自由度变化为 6，通过 SAS 程序计算卡方值变化的统计量不显著 ($p=0.512$)，同时， $\Delta CFI=0.005 < 0.01$ ，可以推断该设限模型与基准模型之间的差异统计不显著，因此，因子载荷具有跨样本的不变性。这意味着创造力无论是自评还是他评的结果，都意味着是一个相同

的测量构念。换言之，对同一对象（员工）施测，不同的测量主体其结果并没有表现出显著差异性，这与一致性检验（Kappa 检验）结果也一致。

（2）同样，从卡方改变量及其显著性以及 CFI 的变化看，增加测量残差变异量恒等限制后，两组样本并没有表现出显著的差异。增加因素方差和协方差恒等因素后，尽管卡方变化显著（ $\Delta\chi^2=36.404$ ， $\Delta df=6$ ， $p=0.036<0.05$ ），但是考虑到卡方值易受样本量的影响，因此，更多的时候需要考虑 CFI 的变化。根据 Cheung & Rensvold（2002）的建议，恒等性检验时，如果 $\Delta CFI<0.01$ ，则表明检验参数在比较两个模型中具有不变性，因此，我们同样认为两组样本（自评和他评）有相等的因素方差和协方差。这表明，无论是员工本人还是员工上司，对员工在工作中表现出的创造力行为的评价反应差异不显著。这种因评价主体不同对结果的干扰可以忽略。也说明，无论自我还是上司对创造力过程的评判具有高度的一致性。

第三轮

审稿人 1 意见：

作者对于同源误差的问题进行了一系列的补充分析，较为严谨。论文对员工创造力的跨层次研究有积极贡献。

回应：

感谢专家的肯定和认可。

第四轮

审稿人 1 意见：

I've read the revision carefully and thought that the author was very responsive to the reviewers' comments and made great effort in addressing the remaining issues. I would like to accept the paper for publication.

我觉得作者的文字过于晦涩，请修改以便增加文章的易读性。

另外，统计结果部分陈述过于啰嗦，有些与假设检验不是直接有关的部分可以放到附录中去。

回应：

关于文字表达问题：

1、对摘要部分做了修改。增加了研究背景，从研究目的、方法、结果和结论四个方面，对摘要进行了新的提炼，重点突出本文在两个方面的发现和贡献：一是高绩效控制下精熟导向与创造力的非线性关系；二是不同绩效控制下表现导向与创造力正面联系的证据。

2、对一些表达晦涩的部分进行了修改。主要包括：

①矫正部分引文术语翻译，如 performance contingency 原先翻译成“行为的依随性”，不易理解，现改为“行为表现的权变特征”，用来表达“个体会依据外部条件权变地选择合宜的行为方式”；

②对一些动词或修饰词过多的长句进行了修改。例如原文中：“**预测高绩效控制情境导致精熟目标导向个体主动追求创造性地解决问题以提升自我技能为时尚早**”，中文专业同事指出，这句话动词过多，因此拗口不易于理解。现改为：“高绩效控制情境是否有助于引导精熟目标导向个体主动从事创造性活动，以达到自我提升目的，尚不明确”。

③对一些经典理论的解释尽可能通俗化。例如从原文翻译过来是“当情境强度激活个体与某种行为关联的特质时，就会强化个体差异与结果之间的关系（Tett & Burnett, 2003）”，现在改为：“因特质差异，个体对情境做出的分析和回应不同，当情境强度激活个体与某种行为关联的特质时，就可能与一般情境不同甚至相反的行为结果出现（Tett & Burnett, 2003）”。

关于假设检验部分：

- 1、对部分统计方法和统计分析的表述做了优化，尽可能做到清晰、专业、易懂。
- 2、把统计分析步骤及模型构建放到附录中去。

3、重新整合了HLM统计结果，把表5、表6、表7、表8的结果放在了一张表中，显得更为简洁和清晰。如下：

表 10 线性阶层模型（HLM）分析结果

| 固定模式 | 虚无模型 | | 随机模型 | | 截距模型 | | 斜率模型 | |
|---------------------------------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|---------|-------------|
| | 回归系数 | 标准误 | 回归系数 | 标准误 | 回归系数 | 标准误 | 回归系数 | 标准误 |
| 截距项 (γ_{00}) | 3.586*** | 0.040 | 3.585*** | 0.040 | 3.357*** | 1.569 | 1.527 | 1.491 |
| Level-1 预测因子 | | | | | | | | |
| 年龄 (γ_{10}) | | | -0.023 | 0.025 | -0.022 | 0.025 | -0.019 | 0.025 |
| 教育程度 (γ_{20}) | | | 0.041 | 0.030 | 0.042 | 0.030 | 0.036 | 0.029 |
| 在职年限 (γ_{30}) | | | 0.027 | 0.017 | 0.028 | 0.017 | 0.029 | 0.017 |
| 表现-趋近导向 (γ_{40}) | | | 0.084* | 0.033 | 0.085* | 0.033 | 0.703+ | 0.406 |
| 表现-回避导向 (γ_{50}) | | | -0.005 | 0.033 | -0.006 | 0.033 | -0.304 | 0.296 |
| 精熟导向 (γ_{60}) | | | 0.268** | 0.079 | 0.273** | 0.079 | 0.144 | 0.745 |
| Level-2 预测因子 | | | | | | | | |
| 绩效控制 (γ_{01}) | | | | | 0.242** | 0.953 | 0.889 | 0.909 |
| 绩效控制平方 (γ_{02}) | | | | | -0.117* | 0.143 | -0.088 | 0.137 |
| 跨层次交互效应 | | | | | | | | |
| 表现-趋近导向×绩效控制 (γ_{41}) | | | | | | | -1.196* | 0.111 |
| 表现-回避导向×绩效控制 (γ_{51}) | | | | | | | 1.109* | 0.083 |
| 精熟导向×绩效控制 (γ_{61}) | | | | | | | -1.734* | 0.859 |
| 精熟导向平方×绩效控制 (γ_{71}) | | | | | | | 2.874** | 0.232 |
| 精熟导向立方×绩效控制 (γ_{81}) | | | | | | | -0.757+ | 0.209 |
| 随机效应 | | | | | | | | |
| | 方差成分 | χ^2 检验 | 方差成分 | χ^2 检验 | 方差成分 | χ^2 检验 | 方差成分 | χ^2 检验 |
| 第二层 (τ_{00}) | 0.055 | 141.266*** | 0.063 | 149.440*** | 0.057 | 140.556*** | 0.057 | 140.367*** |
| 第二层 (τ_{44}) | | | | | 0.007 | 60.101* | 0.005 | 60.882+ |
| 第二层 (τ_{55}) | | | | | 0.002 | 69.177* | 0.001 | 45.417 |
| 第二层 (τ_{66}) | | | | | 0.148 | 80.695** | 0.140 | 72.175** |
| 第一层 (σ^2) | 0.308 | | 0.236 | | 0.236 | | 0.235 | |
| $R^2_{level-1}$ | | | 0.234 | | | | | |
| $R^2_{level-2}$ 截距式 | | | | | 0.095 | | | |
| $R^2_{level-2}$ 交互作用效果 | | | | | | | 0.840 | |
| 离异数 (-2LL) | 911.538 | | 855.676 | | 855.907 | | 857.497 | |

注：+ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$$R^2_{level-1} = (\sigma^2_{from\ step\ I} - \sigma^2_{from\ step\ II}) / \sigma^2_{from\ step\ I}$$

$$R^2_{level-2\ 截距式} = (\tau_{00\ from\ step\ II} - \tau_{00\ from\ step\ III}) / \tau_{00\ from\ step\ II}$$

$$R^2_{level-2\ 交互作用效果} = \sum[(\tau_{ii\ from\ step\ I} - \tau_{ij\ from\ step\ IV}) / \tau_{ij\ from\ step\ III}], \text{其中 } i=4,5,6$$

其他修改部分说明：

- 1、按照期刊要求，修改了文章的格式。
- 2、补充了部分最新文献，如：

①引入 Baas 等人在 2013 的最新研究，支持本文的“表现-回避导向在高绩效控制下正向影响创造力”的结论；

②引入 Ederer & Manso (2013) 提出的“绩效控制与报酬激励适度松绑，体现“长-短期导向”（容忍短期失败并奖励长期成就）”，为本文政策设计提供依据。