

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：资质过剩感影响组织公民行为的情绪路径

作者：陈颖媛、邹智敏、潘俊豪

第一轮

审稿人 1 意见：

意见 1：问题的提出与理论贡献的再思考。1) 根据 Liu 和 Wang(2012)的模型，资质过剩感可能会通过认知(例如，自尊和自我效能感)与情绪(例如，愤怒和枯燥)两条不同的路径来影响组织效果。从组织实践来看，资质过剩可以让员工因资质完全胜任当前工作而产生自我效能感，也可以让员工因资质过于胜任而无用武之地而产生枯燥或愤怒，但也有未引发负性情绪的情况大量存在。从以往研究来看，愤怒是由于员工认为组织内没有展现能力的机会而产生了不公平感所引发的，然而当员工认为组织的展现能力的高级岗位数量有限或者组织已通过工作丰富化来用人且组织并无不公平时，这类负面情绪是否还会产生呢？即组织实际情况以及员工认知在其中调节的重要作用是探讨此问题中需要考虑。另外，研究发现重评对资质过剩感影响工作愤怒的调节作用，认知重评这一方式本身亦体现了认知改变，这也验证了认知与情绪共同作用于 OCB，进一步说明认知在所探讨问题中的作用。还有，本文理论贡献 2 指出“资质过剩领域过于关注认知视角的窠臼，以员工情绪作为切入点...”这样阐述理论贡献是否准确需推敲。

回应：感谢专家重要的指正与宝贵建议！对于专家以上提出的疑问，我们在下面分别进行回应。

1. 专家认为从组织实践来看资质过剩可以让员工因资质完全胜任当前工作而产生自我效能感，因而也有未引发负性情绪的情况大量存在。

但根据以往大部分研究，资质过剩感（非客观资质过剩）是与工作中的普遍负面情绪有关的 (e.g. Gabriel, Diefendorff, Chandler, Moran, & Greguras, 2014; Kristof-Brown, et al., 2005)。可能是因为资质过剩感更多体现了一种因人与组织不匹配而导致的心理落差，而非自我效能感。这部分内容我们在文章 2.2 的段落中调整了语序和语气，希望可以帮助这一观点更加明了。

2. 专家认为，从以往研究来看，愤怒是由于员工认为组织内没有展现能力的机会而产生了不公平感所引发的，然而当员工认为组织的展现能力的高级岗位数量有限或者组织已通过工作丰富化来用人且组织并无不公平时，这类负面情绪是否还会产生呢？即组织实际情况以及员工认知在其中调节的重要作用是探讨此问题中需要考虑。

非常感谢专家在此重要的补充！的确我们在构建本研究的理论框架时，遗漏了从资质过剩感-工作愤怒这一路径中可能会涉及到的调节变量，就如专家所建议的，公平感、组织特征、工作性质、员工特点等因素会影响这一路径。对于这一重要的遗憾，我们在 5.5 讨论研究不足的章节中，补充了必要的说明。谢谢专家！

3. 专家认为，研究发现重评对资质过剩感影响工作愤怒的调节作用，认知重评这一方式本身亦体现了认知改变，这也验证了认知与情绪共同作用于 OCB 的机制。

非常感谢专家在此重要的提醒与补充！我们在前文的确忽视了情绪调节理论中关于认知对情绪调节作用的讨论。而这一问题正如专家所建议的其实体现了本研究重要的理论突破。因此我们在 5.4 理论意义部分补充了对此内容的讨论。感谢专家的宝贵建议！

4. 本文理论贡献 2 指出“资质过剩领域过于关注认知视角的窠臼，以员工情绪作为切入点...”

这样阐述理论贡献是否准确需推敲。

谢谢专家的指正！不当的措辞我们已删除和修改。具体请见相应的段落。

意见 2: 重要概念或句子表达的准确性。1) 在论证与讨论中阐述情绪调节策略对 POQ 的影响时，使用“有效的重评策略可以帮助缓冲 POQ 所带来的影响，无效的抑制...”，这类阐述不准确。调节策略的有效与无效是相对所研究结果变量而言的，“当员工采用无效的抑制策略时，这种情绪调节反而会加重 POQ 的消极影响”，这样的阐述是自相矛盾。需修改。2) 5.3 最后一句“有效地避免了这一问题”表达不准确，从本段作者想表达的意思应是，我国文化下员工情绪抑制水平有高有低，而非西方普遍偏低，这一点为研究和验证抑制这一调节方式的作用提供了可能。

回应: 非常感谢专家的指正！研究报告中某些句子的表达的确欠妥，对此我们深感抱歉。现已修改了以上重要句子和概念的表达方式。

意见 3: 测量工具与研究方法的问题。1) 工作愤怒量表的信效度。从资质过剩感引起员工负性情绪的可能机制来看，多是基于员工认为组织内没有展现能力的机会而产生了不公平感所引发的，当前编制却仅从“上级安排给的任务”进行测量，无法测量这一任务是由于超出员工能力对员工要求过高还是低于员工能力、使员工不能展现能力而产生不公平感，这一测量是否有效，需进行说明。2) 从机制上来看情绪与 OCB 是后果变量，在整个研究设计中，如能分时段测量研究变量更有利于机制的探讨。

回应: 谢谢专家的建议！

1. 本研究所使用的工作愤怒量表参考了以往关于资质过剩感的研究 (e.g. Liu, et al., 2015)，这是采用此量表的主要原因。不过我们确实忽视了专家提到的顾虑与担忧，即公平感可能在这一路径上的调节作用，这方面有可能造成的研究偏误我们在 5.5 讨论部分中进行了补充。
2. 我们非常赞同专家的建议！如果本研究能采用纵向的研究设计将会提高对中介机制以及模型因果的解释力。我们希望能在将来的研究中弥补这一遗憾与缺失。

审稿人 2 意见:

意见 1: 工作愤怒作为资质过剩感与组织公民行为之间关系的中介变量缺乏理论依据。作者虽然尝试运用情绪评价理论对此进行解释，但整个解释缺乏严谨的逻辑分析，从而导致愤怒这种情绪作为中介的理论证据不足。在现实工作场所中，只有少数资质过剩的情况才会导致愤怒，大多数时候可能是一种失望情绪。

回应: 谢谢专家的意见！对于专家的疑问可能是因为在文献综述的部分，没有足够地将资质过剩感与工作愤怒之间的理论关系与实证证据阐述清楚，对此我们深感抱歉。

在理论上，愤怒作为中介的理论基础是通过两个理论完成的。一是情绪评价理论，二是公平理论。资质过剩作为一种人与组织不匹配现象，很容易让员工产生不公平感，而不公平感导致的情绪更多是愤怒，而非失望。并且根据以往研究所提供的证据也能部分证实资质过剩-工作愤怒这条路径，例如 Gibson & Callister (2010); Liu, et al. (2015); Luksyte, et al.(2011)。

参考专家的意见，我们在相应段落中修改了部分重点语句的表达，希望可以将此问题澄清清楚。谢谢专家！

意见 2: 认知重评(reappraisal)与表达抑制(suppression)是情绪调节的两个阶段，不是非此即彼的关系，这两种情绪调节方式之间有个先后顺序，对员工情绪的调节过程也应该有个先后顺序。在本研究中，作者把认知重评和表达抑制当作并列的两种方式构建调节作用假设，似

有不妥。

回应: 谢谢专家的意见! 的确正如专家所指出的, 认知重评与表达抑制是情绪调节的两个阶段, 不是非此即彼的关系, 这两个阶段同时存在于情绪调节过程中。但作为一种个体差异, 体现在每个个体身上, 其重评与抑制的调节程度是不同的, 有的个体两方面都很强, 有的都弱, 或者一强一弱。为了清晰揭示两阶段调整的效果, 大部分研究都将两者区分开来进行研究, 并且得到几乎一致的反应结果, 即重评有利于情绪调节且不会造成负面影响(e.g., Roberts, Levenson, & Gross, 2008; Moore, Zoellner, & Mollenholt, 2008), 而抑制却会导致消极情绪的增加(e.g., Campbell-Sills, Barlow, Brown, & Hofmann, 2006; Niven, Sprigg, & Armitage, 2013)。我猜想大概是因为重评与抑制在以往研究中表现出来的对立反应, 造成了两者非此即彼的假象。为了让这一问题更加明了, 我们已对相应文字与章节进行了修改, 希望可以避免读者的误解。谢谢专家的指正!

意见 3: 本研究对数据收集过程的描述太过简单, 导致大量信息的缺乏。此外, 在测量上, 资质过剩感、愤怒情绪、认知重评和表达抑制采用员工自评方式是没有问题的, 但组织公民行为作为结果变量, 同样也采用了员工自评方式, 很容易受到社会称许效应的影响, 进而干扰本研究所关注的关系。

回应: 非常感谢专家的指正! 对于专家以上提出的两个问题, 我们依次做出解答。

1. 根据专家建议, 我们在研究方法部分对数据收集过程进行了补充说明, 希望对此问题的澄清能够有所帮助。

2. 本研究全部采用自我报告的方法的确是本研究在研究方法上一个不可弥补的重要缺陷, 谢谢专家的指正! 这一点我们在讨论部分也有阐述和说明, 希望可以在将来的研究中采取他评等方式来解决这一问题。

具体到组织公民行为的测量, 根据 Carpenter, Berry, & Houston(2014)对 OCB 自评与他评结果的元分析, 在对 44 个样本(33 个发表数据, 11 个未发表数据)综合进行分析后, 其结果表明对 OCB 的测量采用自评和他评, 其结果的差异很小。基于此研究结果, 希望本研究在 OCB 的测量上因为自评法所产生的偏差可以在接受的范围之内。

(见 Carpenter, N. C., Berry, C. M., & Houston, L. (2014). A meta-analytic comparison of self-reported and other-reported organizational citizenship behavior. *Journal of Organizational Behavior*, 574(November 2012), 547–574. <http://doi.org/10.1002/job>)

意见 4: 本研究对间接效应和受调节中介效应假设的检验方法比较落后, 虽然方法本身并没有什么问题, 但我还是强烈建议运用较为前沿的方法来检验这些假设, 从而得出更为可信的研究发现, 例如 Hayes (2013) 提供的 SPSS 宏程序 (2.13 版本), 采用 bootstrapping 的方法分析中介变量的间接效应。

回应: 谢谢专家的建议! 本文在陈述中介变量的间接效应时, 除了传统的 Baron 和 Kenny(1986) 的方法之外, 也包括了 Bootstrap 的路径分析, 只是因疏忽未列出 Hayes (2013) 的参考文献。现已进行了补充。谢谢专家提醒!

第二轮

审稿人 1 意见:

意见 1: 对问题一的回应得不全面、不深入, 难以体现研究问题的创新性及理论意义。所提出的问题是希望作者要深入考虑两点: 一是实践中有客观资质过剩使员工产生自我效能感继而产生较好组织效果的现象存在, 这也是为何在多数组织相应员工未离职的原因; 二是 Liu

和 Wang(2012)模型指出主观资质过剩（即本研究的“资质过剩感”）也存在认知与情绪两条路径，而以往有关资质过剩感的实证研究多关注于认知路径，这些研究多关注于认知路径是基于何种考虑？为何有多个研究“过于”关注认知路径？从组织管理有效性角来看，组织更倾向于哪种路径的作用，为什么？相比于认知路径，情绪路径的贡献或价值体现如何体现，体现在何处？从本文所借鉴工作愤怒的测量来看，已有研究似乎已开始关注了情绪路径，其又是如何进行问题提出的？深入述评这些研究，才能使研究问题的提出更为明确，研究价值得以准确地体现。

回应：谢谢专家对问题再次细致地提出！我们这次充分理解到专家的建议了，其对应的修改主要见“问题的提出”部分。修改内容包括三个部分：

1. 对客观资质过剩与主观资质过剩进行了更为明确的区分；
2. 补充了以往研究中对认知与情绪两条路径的相关理论陈述与文献支持。
3. 在问题提出部分单独列出了本研究的理论贡献。

希望以上修改可以让专家以及读者更了解本研究的研究背景以及理论意义。

并再次感谢专家在本论对问题的重要指正，作者本人也因此对这些问题有了更深入的思考与理解。

意见 2：注意核心概念要在文章开始就要明确界定。建议在问题提出部分中介绍主观和客观资质过剩时，明确指出主观资质过剩即为本研究中的“资质过剩感”。另外，文中有的地方出现“资质过剩”实际是“资质过剩感”，注意用语统一，表达准确。

回应：谢谢专家的指正！

正如专家所建议的，我们在问题提出部分已经明确指出主观资质过剩即为本研究中的“资质过剩感”。

另外，我们对文中所有出现的“资质过剩”一词进行了排查，避免了与“资质过剩感”的混淆与乱用。谢谢！

意见 3：研究不足部分。“研究内容的不足”特指针对研究问题的，这里所说的部分实际上是“研究对象取样问题”，注意修改；作者认为研究方法中对于“资质过剩感”的测量要增加客观部分，这一点未必合适，取决于研究问题中是探讨主观还是客观的资质过剩，目前“资质过剩感”侧重于主观，而不是客观，提出这一点是否有利于研究问题的逻辑，需考虑。

回应：谢谢专家的指正！对于这些不正确的措辞，我们进行了一一修改。谢谢！

审稿人 2 意见：

意见 1：作者较好地回答了大多数问题，但还有一个理论问题存在不清晰之处。在论文中，作者论述，情绪调节可以分为先行的原因调节(antecedent – focused emotion regulation)和结果的反应调节(response – focused emotion regulation)。原因调节发生在情绪系统的输入环节，聚焦于情绪产生的来源；反应调节发生于情绪系统的输出环节，聚焦于情绪反应的过程。认知重评(reappraisal)被认为是原因调节的一种策略，而表达抑制(suppression)属于反应调节的一种策略。从这个逻辑来看的话，认知重评和表达抑制发挥调节作用的阶段也应有所差异，由于认知重评是原因调节的一种策略，据此可以调节资质过剩感与愤怒之间的关系，而表达抑制是反应调节的一种策略，更应该作用于人们感到愤怒之后的反应，对愤怒与行为之间的关系产生调节作用。

回应：谢谢专家的意见！

的确正如专家所指出的，“认知重评是原因调节的一种策略，可以调节资质过剩感与愤怒之

间的关系，而表达抑制是反应调节的一种策略，更应该作用于人们感到愤怒之后的反应，对愤怒与行为之间的关系产生调节作用”。从个体处理每一次情绪事件的过程上说，的确应该是这样的。但本研究测量的“愤怒”是一种长期的工作情绪，并非在具体事件引起的“愤怒”，所以就本研究而言，还无法探究表达抑制对具体愤怒与具体行为之间的调节作用。当然我们认同专家的看法，这是一个非常值得探索的问题。

实际上，在目前的研究中我们将认知重评与表达抑制看作是一种个体差异，用来区别不同个体在情绪调节策略上侧重的不同风格。因此在构建理论模型时，我们把这两种调节方式都放在了工作情绪的前一阶段，我们认为工作中所体验到的情绪，已经是个体进行不同情绪调节后的结果。希望专家能够理解我们的这个想法。谢谢！

第三轮

审稿人 1 意见：

意见 1：对于新补充的文字，仍需进一步精炼，并进行准确性的表达，个别地方需修改。如，1、新补充的资质过剩的主客观划分的举例并未起到进一步解释说明的作用，在学术论文中并不适宜，建议删除。2、第一部分最后一段“将多个不同理论模型进行整合”，这样笼统的表达不能体现本研究问题提出的创新，哪些理论模型才能整合，如何整合，采用“在哪个理论模型基础上，考虑了哪些方面，进行整合”的表达更准确。

回应：感谢专家再次细心的审阅与建议！对于这些不恰当的措辞，我们一一进行了修改。

第四轮

编委意见：

意见 1：第一，方法问题。该研究是委托他人进行的全部的自评问卷，包括组织公民行为，尽管进行了共同方法偏差的统计分析，本人还是觉得不放心；

回应：谢谢编委专家的提醒！之前对于共同方法偏差问题我们只使用了 Harman 检验法，的确做得比较粗略，现在我们在 Harman 单因素检验法的基础上，还补充了加入单一方法潜变量的方法，使用 Mplus 7 软件对加入方法潜变量的模型进行拟合，结果发现纳入共同方法偏差潜变量后的模型各拟合指标较好 $\chi^2/df = 2.657$, $RMSEA = .056$, $CFI = .890$, $TLI = .871$, $SRMR = .045$ 。经检验，经过矫正后的卡方差值小于 0.05 水平的临界值，说明加入共同方法偏潜变量的模型拟合程度与原五因子模型没有显著差异。这再次表明本研究测量中的共同方法偏差并不严重。希望这一结果能提高编委专家对本研究结果的信心。

还有，基于 Evans (1985)与 Siemsen 等人(2010)的发现，尽管方法偏差有可能夸大（或缩小）变量之间的主效应，但对变量之间交互作用的影响其实不大(Podsakoff, Mackenzie, Podsakoff, 2012)，也就是说即使在方法偏差存在的情况下，本研究所要验证的调节模型以及带调节的中介模型，其结果依然可靠。而这些结果正是本研究想要验证的关键结果，我们的重点不在简单主效应上。

另外，我们同意编委专家的意见，本研究全部采用自我报告的方法的确是本研究在研究方法上一个不可弥补的重要缺陷。但本研究所关注的变量：资质过剩感和情绪，都属于主观感受的心理变量，自我报告方法其实是能够准确测量这些概念的一种有效方法。而被试内单次测量也一定程度上避免了由于时间跨度可能造成的测试误差。

再具体到组织公民行为的测量，根据 Carpenter, Berry, & Houston(2014)对 OCB 自评与他评结果的元分析，在对 44 个样本（33 个发表数据，11 个未发表数据）综合进行分析后，其结果表明对 OCB 的测量采用自评和他评，其结果的差异很小。基于此研究结果，我们也有理由认为本研究对 OCB 所采用的自评式测量方法，其可能产生的偏差处于可接受的范围内。

总之，我们已经严重意识到方法问题对本研究结果造成的局限。因此在讨论部分，我们对以上这些问题重新进行了反思和讨论。

(参考文献:

- Evans, M. G. (1985). A Monte Carlo study of the effects of correlated method variance in moderated multiple regression analysis. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 36, 305–23.
- Siemsen, E., Roth, A., & Oliveira, P. (2010). Common method bias in regression models with linear, quadratic, and interaction effects. *Organizational Research Methods*, 13, 456–76.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., & Podsakoff, N. P. (2012). Sources of method bias in social science research and recommendations on how to control it. *Annual Review of Psychology*, 63, 539–569. <http://doi.org/10.1146/annurev-psych-120710-100452>
- Carpenter, N. C., Berry, C. M., & Houston, L. (2014). A meta-analytic comparison of self-reported and other-reported organizational citizenship behavior. *Journal of Organizational Behavior*, 35 (4), 547–574. <http://doi.org/10.1002/job>)

意见 2: 统计问题。作者同时引入了年龄和工作年限，两者的相关达到 0.924，可能有多重共线性的问题；

回应: 谢谢编委专家的提醒！不过与专家意见不同，从各变量之间的相关系数上（除了年龄与工作年限的相关系数之外，其余变量两两相关系数范围在.017~.563），我们并未发现可能的多重共线性问题。而年龄与工作年限两者之间的高相关，我们认为这是由于本研究的抽样人群就业年龄相对集中造成的。

但为了提供更为客观的分析结果，我们使用 Field (2005)推荐的方法，对各变量进行了多重共线性检验，估算方差膨胀因子(VIF)和容忍度系数($1 / VIF$ or $1-R^2$)。通常来说，当 VIF 值大于 10，才说明有严重的多重共线性问题 (Belsley, Kuh, & Welsch, 1980)。结果如下表所示，在各回归方程中，各变量的 VIF 均小于 10，容忍度系数均大于 0.1，表明本研究不存在严重的多重共线性问题。

多重共线性统计量(N = 534)

变量	工作愤怒	工作愤怒	工作愤怒	组织公民行为	组织公民行为	组织公民行为
					为	为
性别	1.138(.879)	1.139(.878)	1.153(.868)	1.138(.879)	1.138(.897)	1.154(.866)
婚姻状况	1.292(.774)	1.297(.771)	1.298(.771)	1.292(.774)	1.292(.774)	1.298(.770)
年龄	6.976(.143)	6.992(.143)	7.012(.143)	6.976(.143)	6.977(.143)	7.025(.142)
工作时长	6.717(.149)	6.723(.149)	6.751(.148)	6.716(.149)	6.723(.149)	6.758(.148)
任职时长	1.477(.677)	1.495(.669)	1.503(.665)	1.477(.677)	1.478(.677)	1.202(.665)
资质过剩感	1.019(.981)	1.088(.919)	1.131(.885)	1.019(.981)	1.222(.818)	1.297(.771)
工作愤怒					1.205(.830)	1.469(.681)
重评		1.159(.863)	1.180(.847)			1.336(.732)
抑制		1.224(.817)	1.262(.793)			1.360(.735)
资质过剩感			1.203(.831)			1.219(.821)
*重评						
资质过剩感			1.188(.842)			1.225(.816)
*抑制						

表中的值为该模型中对应变量的方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor, VIF)，括号中数值为该变量在该模型下的容忍度。

通常而言,多重共线性问题的检验出现在自变量之间有高相关的情况下,而在我们的研究中,高相关的年龄与工作年限都是控制变量,所以经过考虑,以上这一检验并未加入到正文里面。但如果编委专家认为这一结果重要且值得陈述,我们一定听取您的看法!

(参考文献:

Field, A. (2005). *Discovering statistics using SPSS* (2nd edition). London: Sage Publication.

Belsley, D. A., Kuh, E., & Welsch, R. E. (1980). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. New York: John Wiley and Sons.)

意见 3: 作者引入的调查工具,进行了改编,效度存疑,比如 OCB 问卷,愤怒问卷等;

回应: 谢谢编委专家的意见!

为了保证本研究测量工具的有效性,我们对所有测量变量均进行了必要的信效度检验。在构念效度的检验中,我们除了要证明的模型之外,还加入了 5 种备择模型,结果表明研究需要证明的五因子模型与数据的拟合情况最好,一定程度上验证了每个测量工具的构念效度。

至于对测量工具的改编,虽然未必严谨,但这种做法在组织行为学的研究中也能得到学者们的接受(例如,李晔,张文慧,龙立荣,2015)。因为本领域的研究大部分会涉及到多个变量,如果测验工具题项过多,必然会引起被试的厌烦心理,从而导致更严重的作答偏差、影响研究效度。

在对 OCB 问卷的改编上,我们采用了因子载荷量选取的方法,即挑选每个维度上载荷最高的题目,这种做法能最大程度地保持原有量表的结构以及选取题项的有效性。同类做法普遍见于各类量表的缩减版,其有效性也得到普遍验证(例如, Rammstedt & John, 2007)。而专家所质疑的工作愤怒问卷,我们改编的方式完全沿用了 Liu 等人(2015)的做法。

(参考文献:

李晔, 张文慧, & 龙立荣. (2015). 自我牺牲型领导对下属工作绩效的影响机制——战略定向与领导认同的中介作用. *心理学报*, 47(5), 653-662.

Rammstedt, B., John, O. P. (2007). Measuring personality in one minute or less: A 10-item short version of the Big Five Inventory in English and German[J]. *Journal of research in Personality*, 41(1): 203-212.

Liu, S., Luksyte, A., Zhou, L., Shi, J., & Wang, M. (2015). Overqualification and counterproductive work behaviors: Examining a moderated mediation model. *Journal of Organizational Behavior*, 36(2), 250-271.

意见 4: 文字表达方面还是比较粗糙,本人将修改的部分上传了;

回应: 非常感谢编委专家的细心修改!我们从中也学到了更为严谨、客观、精炼的表达方式,我们的正文部分全部保留了专家的修改,并将在致谢部分对专家的工作致以感谢!

意见 5: 资质过剩感导致愤怒,的确公平感和成就动机非常重要,许多人选择轻松的岗位,并不一定愤怒,忽视了这个认知的关键变量,设计欠周全考虑。

回应: 谢谢编委专家的意见!

正如本文研究综述部分所介绍的,对资质过剩感的机制研究大致可以分为认知与情绪两条路径(Liu, Wang, 2012)。目前为止,关注认知路径的研究已有多篇(例如, Liu, et al., 2015; Luksyte, Spitzmueller, & Maynard, 2011; Maynard & Parfyonova, 2013);较少研究关注情绪路径。而本研究旨在探索情绪调节理论对于资质过剩感情绪机制这一路径上的作用,为了模型的简单明了,我们有意回避了可能的认知变量。

但通过两位评审专家以及编委专家的意见，我们现在已经充分意识到这一不足，因此我们在研究局限以及未来研究的讨论部分，对此问题做出了检讨。

(参考文献，见正文部分。)

意见 6: 如果作者能够就上述问题重新设计和获取样本，假设模型得到验证，发表比较稳妥；否则瑕疵不少。

回应: 感谢编委专家给出的解决建议！我们希望通过以上的回应已经能够部分解释专家所提出的问题，并打消专家的顾虑。同时，由于时间与经费有限，我们无法按照专家所建议的重新设计研究，重新收取样本，重复此研究。

但考虑到本研究我们所抽取的样本彼此独立、没有关联，因此我们从 534 份有效数据中随机抽取了足量 407 份数据，重复了全部数据分析，其结果再次验证了我们的理论模型，因此我们对本研究的理论模型与结果很有信心。其重要结果如下：

表 3：层级回归统计结果(N = 407)

	工作愤怒				OCB	
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
控制变量						
性别	-.038	-.040	-.060	.032	.010	.012
婚姻状况	.080	.083	.089	-.080	-.033	-.032
年龄	.029	.044	.033	.149	.167	.165
工作年限	.026	-.057	-.048	-.139	.124	-.100
任职年限	.029	.048	.035	-.048	-.031	-.034
自变量						
POQ	.463***	.365***	.382***	-.362***	-.087	-.081
中介变量						
工作愤怒					-.593***	-.505***
调节变量						
情绪重评		-.353***	-.378***			.232***
情绪抑制		.301***	.292***			-.089*
POQ*重评			-.154**			.019
POQ*抑制			.229***			-.004
R ²	.220	.350	.398	.220	.415	.454
F	18.816***	25.680***	25.170***	18.038***	38.820***	28.628***
Δ R ²	.208	.336	.383	.208	.404	.438

注：* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$ 。性别为虚拟编码，1 为男性，0 为女性。婚姻状况为虚拟编码，1 为已婚，0 为未婚。年龄、工作年限、任职年限皆为连续变量，为实际的年数。

表 4 被调节的中介作用检验(重评为调节变量)

变量	POQ(X)→工作愤怒(M)→OCB(Y)				
	第一阶段 P _{MX}	第二阶段 P _{YM}	直接效应 P _{YX}	间接效应 P _{YMP_{MX}}	总效应 P _{YX} +P _{YMP_{MX}}
重评水平高	.371***	-.261***	-.098*	-.097***	-.195***
重评水平低	.820***	-.314***	-.036**	-.258***	-.293***
差异	-.449**	.053	-.062	.161**	.098

表 5 调节的中介作用检验(抑制为调节变量)

变量	POQ(X)→工作愤怒(M)→OCB(Y)				
	第一阶段 P _{MX}	第二阶段 P _{YM}	直接效应 P _{YX}	间接效应 P _{YM} P _{MX}	总效应 P _{YX} +P _{YM} P _{MX}
抑制水平高	.896***	-.296***	-.072	-.265***	-.336***
抑制水平低	.296***	-.280***	-.062	-.083**	-.145**
差异	.600***	-.016	-.009	-.182***	-.191**

从编委专家所给出的意见来看，主要集中于研究方法上的不足。但正如 Podsakoff 在谈共同方法偏差时所说：没有完美的研究方法，只有适合研究的有效方法(Podsakoff, Mackenzie, Podsakoff, 2012)。尽管本研究在方法上存在一定瑕疵，但我们认为从数据结果来看，方法导致的问题并不严重，因为系统偏差大的数据是不可能“幸运地”验证理论模型的。

而从另一方面，正如前面两位评审专家以及编委专家所共同认可的，本研究以资质过剩感的情绪路径为主线，考察了情绪调节理论在这一过程中所发挥的作用，不仅具有理论贡献，同时对于情绪管理训练的实际应用也颇有价值。我们希望瑕不掩瑜，这一研究结果能对其他学者以及管理者有所帮助。因此恳请专家再次考虑本文，如果有任何其他可改进的空间，我们一定努力达到！谢谢专家！

第五轮

编委意见：

意见 1: 作者对于共同方法偏差的再分析和解释还有说服力。但是，对于可能的多重共线性问题，还需要进一步解释，的确自变量的多重共线性对结果的影响更大，但是不能排除年龄和工作年限作为控制变量一同放入方程可能出现的问题，建议控制二者之一进入方程，并提供新的分析结果，此外为什么要同时控制两个极为相似的变量，逻辑是什么？

回应: 感谢编委专家对此提供的重要建议！我们之前在做回归分析时的确忽视了年龄与工作年限高相关的问题，根据专家建议，我们分别将年龄或者工作年限作为控制变量放入回归方程，结果与之前差别不大，如下：

表 1：只控制工作年限的回归结果 (N = 534)

	工作愤怒				OCB	
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
控制变量						
性别	-.021	-.026	-.035	.027	.015	.019
婚姻状况	.009	.019	.016	-.031	-.025	-.026
工作年限	.049	-.014	-.012	-.012	.016	.045
自变量						
POQ	.414***	.340***	.343***	-.336***	-.137***	-.146***
中介变量						
工作愤怒					-.574***	-.473***
调节变量						
情绪重评		-.351***	-.358***			.262***
情绪抑制		.273***	.258***			-.103**
POQ*重评			-.102*			.019
POQ*抑制			.158***			-.022

R^2	.172	.297	.321	.139	.412	.463
F	21.131***	30.600***	26.497***	16.419***	59.341***	43.490***
ΔR^2	.164	.287	.309	.130	.405	.453

注: * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$ 。性别为虚拟编码, 1 为男性, 0 为女性。婚姻状况为虚拟编码, 1 为已婚, 0 为未婚。年龄、工作年限、任职年限皆为连续变量, 为实际的年数。

表 2: 只控制年龄的回归结果($N = 534$)

	工作愤怒				OCB	
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
控制变量						
性别	-.009	-.018	-.027	.015	.010	.017
婚姻状况	.010	.022	.020	-.036	-.030	-.033
年龄	.039	-.027	-.030	.015	.037	.071
自变量						
POQ	.408***	.332***	.335***	-.367***	-.133***	-.141***
中介变量						
工作愤怒					-.573***	-.469***
调节变量						
情绪重评		-.352***	-.360***			.267***
情绪抑制		.276***	.261***			-.108**
POQ*重评			-.102*			.019
POQ*抑制			.159***			-.024
R^2	.166	.294	.318	.135	.408	.461
F	20.328***	30.144***	26.174***	15.879***	58.469***	43.189***
ΔR^2	.158	.284	.306	.126	.402	.451

注: * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$ 。性别为虚拟编码, 1 为男性, 0 为女性。婚姻状况为虚拟编码, 1 为已婚, 0 为未婚。年龄、工作年限、任职年限皆为连续变量, 为实际的年数。

考虑到只放入工作年限作为控制变量后的回归方程总解释率 R^2 相对略高, 正文部分选择放入了这一结果, 其余数据结果也都依此略有小范围调整, 但不影响重要结果的得出与讨论。调整过的数据已在正文做出标记。

意见 2: 没有解释任职年限中的标准差大于平均数的问题, 这种情况很少见, 请查查原始数据, 并给予解释。

回应: 感谢编委专家的提醒! 我们重新查看了原始数据, 发现任职年限标准差大于均值的问题是由于数据频次相对集中而全距范围大(1-35 年)造成的, 并无特殊异常。这一变量的频次图见下:

直方圖

