

《心理科学进展》审稿意见与作者回应

题目：祸福相依：自恋型领导对下属效能双面效应的元分析

作者：苏涛 曾浩文 钟晓琳 马文聪 陈修德

第一轮

审稿人 1 意见：

该论文通过元分析的方法来检验自恋型领导的双面效应，并考察了其中的中介机制和调节变量。论文整体思路较为清晰，行文流畅，方法运用恰当，但也存在一些问题，如下意见供作者参考：

意见 1：作者在引言中提到社会交换理论是解释自恋领导消极作用常用的理论，调节定向理论是解释自恋领导积极作用常用的理论。为何解释双面效应的时候，却采用资源保存理论。资源保存理论与社会交换理论、调节定向理论有何关联，它是调和社会交换与调节定向对立的关键吗？如何调和？

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，在解释双面效应的时候，本研究采用了资源保存理论，其原因如下：首先，在本研究纳入元分析的文献中，运用资源保存理论的文献数量最多。其次，从资源保存理论本身来看，该理论认为个体一方面会利用现有的资源保护自我和免受资源损失，另一方面又会积极地建构和维护资源以应对可能出现的资源损失(Hobfoll et al., 2018)。其具有两方面的倾向，可以较好地解释自恋型领导的双面效应。另外，社会交换理论是从社会互惠关系的角度解释自恋型领导的负面效应，而调节定向理论是从动机角度解释自恋型领导的正面效应。如果同时采用社会交换理论和调节定向理论解释自恋型领导的双面效应，两个不同的理论可能会存在冲突的情况。最后，在现有探讨自恋型领导的研究中，关于其正负两方面效应均有研究采用了资源保存理论，如 Norouzinik 等(2021)和 Ellen 等(2019)等人关于自恋型领导的研究。

参考文献：

- Norouzinik, Y., Rahimnia, F., Maharati, Y., & Eslami, G. (2021). Narcissistic leadership and employees' innovative behaviour: Mediating roles of job embeddedness and job engagement. *Innovation: Organization & Management*, 24(3): 355–380.
- Ellen, B. P., Kiewitz, C., Garcia, P. R. J. M., & Hochwarter, W. A. (2019). Dealing with the full-of-self-boss: Interactive effects of supervisor narcissism and subordinate resource management ability on work outcomes. *Journal of Business Ethics*, 157: 847–864.

意见 2：作者在引言研究动机中的第二点提到自恋领导产生双面效应的稳定过程机制暂未可知，什么叫做稳定的过程机制？这是否是一个理论创新点的明确表述？后文为何选择心理授权和创新自我效能感作为这种过程机制中的中介变量？缺乏明确的理由。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，本研究中，“稳定的过程机制”是指在元分析研究中，基于大量研究样本，从实证研究较为分散的中介变量中，选取自恋型领导与下属效能之间较为常见的中介变量，且该中介变量在元分析中也显著成立。即该过程机制即在普通实证研究中显著成立，也在元分析研究中显著成立。

选择心理授权和创新自我效能感作为过程机制中介变量的原因在于：首先，从文献归纳

的角度。在纳入元分析的文献中，数量较多的中介变量包括心理安全感、心理授权、组织认同和创新自我效能感。但由于心理安全感与组织认同这两个变量缺少相关数据，无法进行元分析中介机制分析而剔除。其次，从理论运用的角度。心理授权和创新自我效能感这两个变量均属于心理效能层面的变量，与心理资源密切相关，较适合用资源保存理论解释。最后，从研究视角的角度。心理授权可认为是一种增强的内在动机(Thomas & Velthouse, 1990)，而创新自我效能感可认为是一种认知激励。所以可以从由内而外的视角解释自恋型领导产生的负面效应，即自恋型领导通过消极影响下属内在心理授权，由内向外地伤害下属工作效能；从由外而内的视角解释自恋型领导产生的正面效应，即自恋型领导通过外在激励积极影响下属工作效能。所以这两个中介变量可以分别从由内而外和由外而内的视角解释自恋型领导的双面效应。基于审稿老师的问题已对相应内容进行修改完善，详见下方蓝色字体内容。

首先从数据上看，依据元分析文献编码表，在现有研究关于自恋型领导与下属效能关系的中介变量中，**心理授权和创新自我效能感这两个变量的数量居多且满足元分析结构方程模型数据要求**。其次从理论上，本研究基于 COR 理论，而心理授权和自我效能感都是心理层面的变量，均与心理资源密切相关，可以用 COR 理论很好地解释其作用机制。**最后从研究视角上看，心理授权和创新自我效能感可以分别从“由内而外”和“由外而内”两个视角解释自恋型领导的双面效应，从多视角探究自恋型领导产生双面效应的内在机制**。所以本研究选取了心理授权和创新自我效能感作为自恋型领导影响下属效能的中介变量。

意见 3: 作者在引言研究动机中的第三点提到自恋领导效能发挥的边界条件有待综合探究。考虑到作者构建了双刃剑效应，这个边界条件已经不是单纯的不同文化、行业的差异了。作者应该是在探讨双刃剑效应中的消极作用何时存在、何时消失，积极作用何时存在、何时消失，这与单纯的边界条件的思路已经不一样了。此外，为什么考虑文化、行业、组织类型与员工类型的调节作用，其重要的理论贡献是什么，需要进行拔高。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议，本研究纳入元分析的文献中，自恋型领导消极作用调节检验的样本数量满足元分析要求，但积极作用调节检验的样本数量不足，无法进行调节检验。由于数据不足，所以本研究并未从双刃剑的角度进行调节作用的检验，而是将结果变量（工作态度、职场行为、工作压力、工作绩效以及创新）作为一个整体，探讨其边界条件。

考虑文化、行业、组织类型与员工类型调节作用的原因：首先，元分析与普通实证研究中的调节变量有所不同，元分析中的调节变量是指整体研究样本中所包含的系统差异因素（如测量因素和情境因素），用来解释变量间影响效应在方向和大小上的差异(魏江等, 2012)。在元分析中常基于被试特征、研究特征等因素探索调节变量，在满足效应值数据的情况下尽可能多的考虑主效应的边界条件，而普通实证研究的调节变量选择主要是考虑其可测量性、独立性等方面。其次，很多高质量的元分析研究都选取过文化背景、行业类型、组织属性和员工类别等因素作为调节变量，有相应的文献依据。如丁晨等(2023)的元分析研究就将文化背景、行业类型和员工类别等作为调节变量。Hora 等(2022)的元分析研究也将文化背景等作为调节变量。最后，本元分析的调节变量涵盖了宏观、中观、微观多个层面，即文化背景（宏观）、行业类型和组织属性（中观）、员工类别（微观），探讨自恋型领导在宏观、中观以及微观不同边界条件下的效用，全方位地厘清自恋型领导与下属效能关系的边界条件。

参考文献：

魏江, 赵立龙, 冯军政. (2012). 管理学领域中元分析研究现状评述及实施过程. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 42(5), 144-156.

丁晨, 王绍龚, 赵曙明. (2023). 学习目标导向对员工创新的影响：基于元分析的心理与行为机制. *科技进步*

与对策, 40(2), 151-160.

Hora, S., Badura, K. L., Lemoine, G. J., & Grijalva, E. (2022). A meta-analytic examination of the gender difference in creative performance. *Journal of Applied Psychology*, 107(11), 1926.

意见 4: 假设论证前面的变量定义给人的感觉是太过结果导向。虽然元分析只能借助现有研究做的内容来开展分析, 但需要给出一个合理的框架。比如, 心理授权和创新自我效能感代表了什么中介机制? 从作者给出的界定来看, 都与员工的心理效能有关, 所以你的理论模型应该是自恋型领导通过影响员工的心理效能来影响员工的态度、行为和绩效表现。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议, 根据审稿老师的建议, 已对本研究的变量定义部分进行了修改, 详见下方蓝色字体内容。

根据对自恋型领导相关实证研究的检索、归纳整合, 将下属工作效能分为了工作态度、职场行为、工作压力、工作绩效、创新行为这五种效能指标, 这五大类效能指标包含了九个具体指标, 其中包括: (1) 工作态度: 工作满意度反映了个体对工作相关因素的满意度, 这个满意度包括了身、心两个方面, 关系到总体心理状况(Hoppock, 1935)。离职倾向是指人们在工作中遭受挫折而产生负面情绪时, 潜意识里会有一种想要逃避的想法, 产生一种“退却”的心理(Porter & Steers, 1973)。组织犬儒主义可以被定义为“以消极态度应对组织, 主要表现为三个方面: 对组织持不信任态度、认为组织是负面的形象、相对应也会对所在组织进行贬损和批判(Dean et al., 1998)。(2) 职场行为: 知识共享行为是知识拥有者与知识需求者之间的互动, 知识拥有者承担知识传递任务, 知识需求者则吸收利用这些知识(Ardichvili et al., 2003)。员工沉默行为即员工在组织工作及环境出现问题时隐瞒个人观点、信息、意见等。组织公民行为的概念定义处在组织中的个体所做出的维持和改善组织的心理和社会环境并有益于工作绩效、组织整体效能的行为, 这些行为不属于个人正式工作要求, 也不纳入组织正式绩效薪酬体系中(Porter & Steers, 1973)。(3) 工作压力: 在环境的作用下, 个人能力及所掌握的资源无法应对环境要求, 从而威胁到生活、工作、心理的协调性以及完整性, 这种不良交互作用就会产生压力症状。(4) 工作绩效: 工作绩效包括行为、能力和结果, 是个人、组织和团队在特定情况下所接受的工作的完成度, 这是一个直接体现了目标实现程度的概念(Woodruffe, 1993)。(5) 创新: 指员工在组织中提出的新想法或并运用新技术的行为, 包括新思想的提出和引进, 以及创新实践相关的综合性行动(West & Anderson, 1996)。此外, 本研究还从心理效能层面探讨了自恋型领导产生双面效应的过程机制, 中介变量包括:

(1) 心理授权: 心理授权 (psychological empowerment) 来源于心理学领域, 被视为通过发展强烈的个人效能感来提高完成任务和目标的动力(Conger & Kanungo, 1988)。主要包括工作自主性、工作意义、自我效能感和影响力四个维度。(2) 创新自我效能感: 自我效能感是个体对自身能否利用现有知识与技能完成某项工作任务的自信程度(Bandura, 1977), 创新自我效能感则是自我效能感在创新方面的体现。

意见 5: 作者在 2.2 节用 COR 理论阐述自恋型领导双面效应的时候, 有一些随意, 一些论断可能不属于自恋领导的范畴。因为从定义上来讲, 作者已经给出了自恋型领导非常明确的四个维度: 魅力、利己主义、欺骗动机、抑制他人。就这四个维度而言, 自恋型领导能够产生积极作用的唯一一个维度就是来自他的魅力, 剩下三个维度大概率都是消极作用。所以, 作者在运用 COR 理论解释双面效应时, 应该跟构念本身的界定进行更紧密的结合, 而不是随意发挥。

回应: 十分感谢审稿老师的宝贵建议, 根据审稿老师给出的建议, 本研究对 2.2 部分进行了修改, 详见下方蓝色字体内容。

2.2 理论基础

资源保存理论（Conservation of Resources Theory, COR）很好地解释了组织中个体面对损害和压力时对资源的处理方式。该理论认为，个体有保持、培育和保护其重要资源的倾向，以及努力获得新资源的动机，会利用机会创造资源盈余以抵御未来可能面临的资源损失（Hobfoll, 2001）。其基本原则是以资源保护为主要，以获取资源为次要（Hobfoll et al., 2018）。基于此，该理论能够很好地解释自恋型领导的双面效应。首先，自恋型领导与下属之间的关系起关键作用的是资源，根据自恋型领导的负面特质可知，其极致的利己主义、欺骗动机以及抑制他人行为，都会对下属资源造成损害。基于 COR 理论，下属自身资源受到威胁与损失，自然会产生防御等行为保护自己的资源，因此下属在面对自恋型领导负面特质的行为时，会采取行动维护自身资源，减少自身利益损失，表现为消极的工作态度和职场行为，甚至伤害工作绩效。然而，自恋型领导同时又具有魅力的特质，该特质可以帮助自恋型领导对下属工作效能产生积极影响。如 Maccoby(2004)认为自恋型领导者是具有勇敢、自信和人格魅力特质的有远见者，这些正面特质能够吸引追随者。从资源传递的角度，自恋型领导的魅力特质表现为善于人际交往和具有前瞻性规划，这能够传递给下属鼓舞和激励等心理资源，让下属有十足的信心和坚定的信念去探索未知领域，促进创新（李铭泽 等，2020）；再从资源获取的角度，自恋型领导者的魅力特质能够帮助其获得公司的支持和关注，进而获得更多资源。领导者又能将这些资源传递给下属，Hobfoll 等人(2018)认为资源的输入对个体实现资源补充和防止资源损失非常重要，所以领导者对于下属资源的补充和传递，能够促进下属更好地创新。最后，当前研究自恋型领导对下属工作效能的影响时，大多运用 COR 理论，比如 Huang 等人(2020)关于自恋型领导对员工建言行为影响的研究，以及 Wang 等人(2022)关于自恋型领导对员工工作嵌入影响的研究，均运用了 COR 理论。因此，本研究借助 COR 理论来进行假设推演和结果解释。

意见 6: 作者在论证双面效应的时候，提出自恋领导唯一的积极作用是促进下属创新，如果这一点很明确成立，那创新后为什么不会促进下属产生更高的绩效呢？

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议，“创新后促进下属产生更高的绩效”是一个很好的研究建议，但本元分析是基于横截面的视角进行研究，所以将工作绩效和创新共同并行作为结果变量，而自恋型领导通过促进创新影响工作绩效属于纵向研究的逻辑。另外，根据本研究的研究结论可知，自恋型领导可以促进下属创新但是会伤害下属工作绩效，所以自恋型领导在促进下属创新后，也有可能抑制下属的绩效。基于该问题，未来研究可以进行更加深入的探讨。

意见 7: 行业类型分为制造业、服务业与高新技术行业，是否合理？高新技术行业与前两种是否是一个分类体系？

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议，行业类型分为制造业、服务业以及高新技术行业具有一定的文献参考依据，如张建平（2021）的元分析研究就将行业类型分为这三个维度。另外，本研究的研究对象是自恋型领导，该领导风格对于创新具有较强的积极作用，行业类型中的高新技术行业也有利于检验自恋型领导对于创新的促进作用。

参考文献:

张建平, 林澍倩, 刘善仕, 张亚, 李焕荣. (2021). 领导授权赋能与领导有效性的关系: 基于元分析的检验. *心理科学进展*, 29(9), 1576–1598.

意见 8: 变量编码交代较为模糊和笼统。比如，离职倾向是否属于工作态度？工作满意度是积极的工作态度，组织犬儒主义是消极的工作态度，这两个是如何合并的？再比如，沉默行

为与 OCB 的职场行为性质也是不一样的，它们是如何编码为职场行为变量的？这些都需要作者提供合理、明确的说明。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，离职倾向归类为工作态度有两点原因：（1）离职倾向是对组织的认同感和追随意愿，可认为是工作态度的一种体现；（2）将离职倾向划分为工作态度也具有文献参考依据，如苏涛等（2023）就采用了这种归纳方式。本研究基于审稿老师的建议对变量编码部分进行了修改完善，详见下方蓝色字体内容。

参考文献：

苏涛, 曾翔燕, 马文聪, 吴小节. (2023). 宽以接下,其效为上?中国情境下包容型领导效能的元分析. *管理工程学报*, 37(5), 217-229.

3.2 数据编码

在对数据编码过程中，需要熟读文献资料，抓取重要信息。数据编码虽然简单易操作，但由于信息繁杂，工作量繁重，并且调节变量方面的划分带有一定的主观性，可能会有误差。因此，在正式编码之前，本研究制定了编码手册。为了保证编码的准确性，分别由两位组织管理方向的学者单独编码，要求认真阅读文献，对文献信息提取与归类，形成编码表。文献编码最重要的信息是研究的描述项和效应值的统计项，前者不仅包括刊物、题名等基本信息，还包括核心变量、研究对象等特征信息；后者则包括以 r 为中心的统计数据。一个独立实证研究为一个编码单位，若一个研究中多个效应值来自不同的样本总体，则对这多个效应值进行多次编码。结果变量部分，将离职倾向、工作满意度和组织犬儒主义归类为工作态度，由于组织犬儒主义属于消极工作态度，编码为工作态度时需对其反向编码。将知识共享行为、沉默行为、组织公民行为归类为职场行为，同样对沉默行为进行反向编码。此外，本研究根据这些实证研究的样本信息提取出了 2 个可能的中介变量以及 7 个潜在的调节因素，中介变量包括心理授权和创新自我效能感，调节变量包括文化背景、行业类型、组织属性、员工类别、员工性别、员工年龄以及员工学历，最后进行编码。

意见 9：虽然该论文验证了自恋型领导的双面效应，但双面效应是在两个模型里边分别得到的，其生态效度不高。如果能够在在一个全模型里检验双面效应，即控制了负面路径后，积极路径依然存在，则结论的可信度则大幅提升。因此，建议作者扩展效应值矩阵，将所有变量纳入一个模型展开双面效应分析。此外，考虑到目前自恋型领导与创新自我效能感、创新的效应值数量较少，这一结论是否稳健，也存在一定的疑虑。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，本研究考虑过用全模型检验双面效应这个问题，但实在是缺乏相关数据，无法通过全模型去检验其双面效应。所以分为正、负效应两个模型探究自恋型领导产生双面效应的过程机制。可待未来研究数据充足时进一步完善该问题。

在纳入的元分析文献中，自恋型领导与创新之间的中介变量多为创新自我效能感，并且只有该变量满足元分析条件，其他中介变量较为分散且数量不足，故本研究选择创新自我效能感这一变量。至于结论稳定性的问题，是由于当前数据较少的客观性原因，可待未来相关研究数量更充足时进一步检验。

意见 10：作者在调节作用分析时，使用绝对值和大于小于号来比较系数的大小，这是不严谨的。严格来讲，两个系数存在显著差异，应当根据他们的置信区间来判断，只有当两个系数的置信区间完全不重叠的时候，才能说一个系数大于另一个系数。此外，建议作者在文字描述中加入同质性检验的统计量，不单单是 p 值。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，基于审稿老师的建议已对调节作用分析这一部分内容进行了修改，详见下方蓝色字体内容。

4.5 情境因素调节分析

由于缺少相关数据,无法将调节变量在自恋型领导正面效应和负面效应两个不同类别中进行比较分析,所以只进行自恋型领导与下属总效能关系的调节效应检验。如表 7 所示,本研究选择了四个情境调节变量来检验自恋型领导与员工工作效能之间关系的调节作用,分别为:文化背景、行业类型、组织属性和员工类别,得到的结果如下:(1)文化背景对自恋型领导与下属工作结果之间的关系没有显著的调节作用($p>0.05$),假设 H7 不成立。(2)行业类型在自恋型领导与下属工作结果之间具有显著的调节作用($Q=209.986, p<0.05$),且 $|r_{hi}|>|r_{mi}|>|r_{si}|$ (各效应值之间的置信区间完全不重叠,下同),并且自恋型领导对于高新技术行业是正向影响,其他行业是负向影响且影响强度制造业大于服务业($r_{hi}=0.336>0, |r_{mi}|=-0.195>|r_{si}|=-0.148$)。因此,假设 H8 部分成立。(3)组织属性对自恋型领导和下属工作结果之间的关系具有显著的调节作用($Q=16.250, p<0.05$),且 $|r_{jpo}|=-0.161>|r_{npo}|=-0.098$,表明相比于非营利性组织,自恋型领导在营利性组织中对下属工作结果具有更强的负向影响。因此,假设 H9 成立。(4)员工类别对自恋型领导与下属工作结果之间的关系具有显著的调节作用($Q=7.719, p<0.05$),且 $|r_{kw}|=-0.194<|r_{nkw}|=-0.245$,说明相比于知识型员工,自恋型领导对非知识型员工具有更强的负向影响。因此,假设 H10 成立。(5)测量工具对自恋型领导与下属工作结果之间的关系具有显著的调节作用($Q=17.625, p<0.05$),且 $|r_{hi}|=-0.251>|r_{npi}|=-0.186$,说明相比于 NPI-16 量表,使用 Hochwarter 和 Thompson 量表测量时自恋型领导的负面影响更强。因此,假设 H11 部分成立。

意见 11: 心理科学进展的论文标题一般不提倡加上研究两个字。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,本研究标题已进行如下相应修改。

祸福相依: 自恋型领导对下属效能双面效应的元分析

意见 12: 建议作者将原始编码数据做成一个附录表放在文后。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,已将原始编码数据放在文后,具体见文末附录表。

审稿人 2 意见:

论文利用元分析技术探究了自恋领导对下属的双刃剑效应。论文具有一定的理论与实践意义,但也存在部分问题有待进一步补充完善。

意见 1: 围绕自恋型领导,以往学者展开了多层次的研究,涉及组织(如 CEO 自恋)、团队、下属等各个层面,文中所涉及的仅仅是下属层面的研究。因此,论文需要在标题、引言、方法、以及讨论部分明确说明研究的层次。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,基于审稿老师的建议,本研究对研究层次(下属层面)进行了明确说明,详见标题、引言、方法以及讨论部分的蓝色字体部分。

意见 2: 引言部分,作者将马斯克和董明珠视为自恋领导的代表,需要引用相应的参考文献,或提供具体的例证。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,针对这一问题,已引用相应参考文献作为依据,详见下方蓝色字体内容。

随着企业中不断涌现出具有自恋人格的领导者,学者们逐渐将研究目光转向自恋在领导力中所发挥的作用。自恋型领导(narcissistic leadership)是指领导者的行为主要受极端自私

的个人需求和观念驱动而不是受他们所领导的组织机构的利益驱动(Rosenthal & Pitinsky, 2006), 黄攸立和李璐(2014)认为自恋型领导包括魅力、利己主义、欺骗动机和知识抑制这四个关键特质。当前自恋型领导在国内外管理实践中越来越多地涌现, 比如作为自恋型领导的典型代表, 被人们称为“硅谷钢铁侠”的埃隆·马斯克(刘鑫, 张梦怡, 2019), 以“拯救人类”的伟大愿景和极强的感召力, 赢得志同道合的追随者, 这些忠实的追随者为企业创造了巨大财富。但与此同时, 马斯克的自恋言论也导致企业高管频频离职。在中国的企业管理实践中, 格力总裁董明珠是自恋型人格的典型代表(曹洲涛等, 2019), 凭借自恋型的领导风格, 她在格力电器发展初期成功带领其在空调行业中站稳脚跟, 成为龙头老大。然而, 在格力电器进入稳定发展的成熟期后, 由于董明珠自恋人格的影响(偏好高风险和固执己见), 致使格力多元化业务发展受到阻碍。可见, 自恋型领导的效用褒贬不一, 其双面效应有待厘清。

意见 3: 2.1 变量定义一节, 作者所总结自恋领导的四个特点并没有抓住自恋人格特质的核心——过度自信(e.g., Chatterjee & Hambrick, 2007; Higgs, 2009), 建议作者查阅相关文献, 对此进行补充完善。

Chatterjee, A., & Hambrick, D. C. (2007). It's all about me: Narcissistic chief executive officers and their effects on company strategy and performance. *Administrative Science Quarterly*, 52(3), 351–386.

Higgs, M. (2009). The good, the bad and the ugly: Leadership and narcissism. *Journal of Change Management*, 9(2), 165–178.

回应: 十分感谢审稿老师的宝贵建议和提供的参考文献, 本研究中关于自恋型领导的四个关键内涵来源于黄攸立和李璐(2014)的研究, 并非作者自己总结。对于自恋型领导的内涵, 不同学者有不同的定义, 黄攸立和李璐(2014)的研究对过往国内外关于自恋型领导的特征进行了系统归纳, 最终总结出魅力、欺骗动机、抑制他人、利己主义四个特征。而对于自信这一特质, 黄攸立和李璐(2014)是将其视为自恋型领导形成的关键影响因素, 而非作为自恋型领导的特点。所以本研究未将过度自信作为自恋型领导的关键内涵。

参考文献:

黄攸立, 李璐. (2014). 组织中的自恋型领导研究述评. *外国经济与管理*, 36(7), 24–33.

意见 4: 在模型构建环节, 作者将工作压力视为结果变量, 然而以往文献更多地将其视为中介变量链接自恋领导与行为结果(e.g., Yao, Zhang, Liu, Zhang, & Luo, 2020)。

Yao, Z., Zhang, X., Liu, Z., Zhang, L., & Luo, J. (2020). Narcissistic leadership and voice behavior: the role of job stress, traditionality, and trust in leaders. *Chinese Management Studies*, 14(3), 543–563.

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议和提供的参考文献, 在本研究纳入的元分析文献中, 将工作压力作为中介变量的研究较少, 仅有两篇, 而工作压力作为结果变量的研究相对较多。如Hadadian和Zarei(2016)、Li和Zhang(2018)等关于自恋型领导的研究。所以本研究未选择将工作压力作为中介变量, 而是作为结果变量。

参考文献:

Hadadian, Z., & Zarei, J. (2016). Relationship between toxic leadership and job stress of knowledge workers. *Studies in Business and Economics*, 11(3), 84–89.

Li, M., & Zhang, H. Y. G. (2018). How employees react to a narcissistic leader? The role of work stress in relationship between perceived leader narcissism and employees' organizational citizenship behaviors to supervisor. *International Journal of Mental Health Promotion*, 20(3), 83–97.

意见 5: 在文献检索环节, 作者并未将“manager narcissism/ narcissistic employer”作为关键词

进行文献检索，可能存在文献遗漏。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，在更新文献检索词之后，最终纳入有用文献 67 篇，其中中文文献 25 篇，英文文献 42 篇；共包括 73 项独立实证研究、84 个效应值，总样本量为 30493。详见下方蓝色字体部分。

3.1 文献搜索和筛选

以下为本研究文献搜集方法：（1）将 Web of Science、Google Scholar、CNKI 等作为检索数据库，下载主题、摘要或者关键词为“自恋型领导”“自恋领导”“领导自恋”“自恋 CEO”“CEO 自恋”“自恋管理者”“TS=(narcissistic leadership OR narcissistic leader OR leader narcissism OR narcissistic CEO OR CEO narcissism OR manager narcissism OR narcissistic employer)”的文献，文献检索截止到 2023 年 12 月；（2）检索《管理世界》、《管理评论》等重要期刊；（3）通过邮箱联系作者得到已完成但是没发表的相关研究成果。然后，结合本次研究方向及元分析检验的规范，筛选可用文献，本研究采用了以下标准：（1）学科限制在管理学、领导学等几个领域；（2）研究聚焦于自恋型领导与下属工作效能的关系；（3）文献中须包括元分析所需的关键数据，如 r 、 p 、 β 等及相应的样本量；（4）删除文献综述、案例等非实证研究。按照这些标准，将不符合条件的文献剔除研究。最后，本研究一共整理出 67 篇中英文文献(中文文献 25 篇、英文文献 42 篇)，包括 73 个独立实证研究、30493 个样本，合计 84 个效应值，其中关于下属工作态度、职场行为、工作压力、工作绩效、创新的文献分别为 22、32、8、13、7 篇，文献搜索和筛选过程如图 2。

意见 6：在 4.3 负面效应中介作用检验中，作者并未纳入工作压力进行分析。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，由于缺少相关元分析效应值数据，无法将工作压力纳入一起进行分析，所以本研究在负面效应的中介效应检验中未纳入工作压力。

意见 7：创造力与创新行为/绩效是两个不同的概念（Amabile, 1988），但目前作者对两者并未加以区分。在样本量足够的前提下，建议作者分开分析。

Amabile, T. M. (1988). A model of creativity and innovation in organizations. *Research in organizational behavior*, 10(1), 123–167.

回应：感谢审稿老师的宝贵建议和提供的参考文献，在纳入元分析的文献中，创新行为的效应值数据满足元分析条件，但创造力的效应值数据不足，达不到元分析对于效应值数据的要求，故本研究将创新行为和创造力合并为创新这一变量进行分析。

意见 8：在元分析包括的这些研究之中，部分研究采用的是 Hochwarter 和 Thompson（2012）的量表对自恋领导进行测量，但也有研究采用 Narcissistic Personality Inventory（Ames, Rose, & Anderson, 2006）进行测量。建议作者对此进行区分，或者考虑将自恋领导的测量方式作为调节变量进行分析。

Ames, D. R., Rose, P., & Anderson, C. P. (2006). The NPI-16 as a short measure of narcissism. *Journal of research in personality*, 40(4), 440–450.

Hochwarter, W. A., & Thompson, K. W. (2012). Mirror, mirror on my boss's wall: Engaged enactment's moderating role on the relationship between perceived narcissistic supervision and work outcomes. *Human Relations*, 65(3), 335–366.

回应：感谢审稿老师的宝贵建议和提供的参考文献，基于审稿老师的建议，本研究增加了测量工具这一调节变量，分为 Hochwarter 和 Thompson（2012）测量量表和 NPI-16（Ames, Rose, & Anderson, 2006）测量量表。详见下方蓝色字体内容。

(5)测量工具

按照自恋型领导测量工具的差异，将本研究不同实证研究样本划分为使用 Hochwarter 和 Thompson 量表和使用 NPI-16 量表的研究。Hochwarter 和 Thompson 量表是指由 Hochwarter 和 Thompson 开发的六题项量表(Hochwarter & Thompson, 2012)；NPI-16 量表指由 Ames 等人基于 NPI-40 测量量表修改的自恋型领导 16 题项测量量表(Ames et al., 2006)。这两种量表在开发逻辑、施测样本、信效度水平等方面均存在差异，另外，Hochwarter 和 Thompson 量表是从员工的角度测量领导的自恋水平，而 NPI-16 量表是从领导自身角度测量自恋水平，两种量表之间存在的差异，可能会对自恋型领导与下属工作结果之间的关系产生不同的影响。由于 NPI-16 量表包括 16 个题项，对于自恋领导的评估可能更加全面和可靠。由此，提出如下假设：

H11：测量工具能够显著调节自恋型领导发挥效用的过程，且相比于使用 Hochwarter 和 Thompson 量表，使用 NPI-16 量表时自恋型领导的负面影响更强。

4.5 情境因素调节分析

由于缺少相关数据，无法将调节变量在自恋型领导正面效应和负面效应两个不同类别中进行比较分析，所以只进行自恋型领导与下属总效能关系的调节效应检验。如表 7 所示，本研究选择了四个情境调节变量来检验自恋型领导与员工工作效能之间关系的调节作用，分别为：文化背景、行业类型、组织属性和员工类别，得到的结果如下：（1）文化背景对自恋型领导与下属工作结果之间的关系没有显著的调节作用($p > 0.05$)，假设 H7 不成立。（2）行业类型在自恋型领导与下属工作结果之间具有显著的调节作用($Q=209.986, p < 0.05$)，且 $|r_{hi}| > |r_{mi}| > |r_{si}|$ （各效应值之间的置信区间完全不重叠，下同），并且自恋型领导对于高新技术产业是正向影响，其他行业是负向影响且影响强度制造业大于服务业($r_{hi}=0.336 > 0, |r_{mi}|=-0.195 > |r_{si}|=-0.148$)。因此，假设 H8 部分成立。（3）组织属性对自恋型领导和下属工作结果之间的关系具有显著的调节作用 ($Q=16.250, p < 0.05$)，且 $|r_{po}|=-0.161 > |r_{npo}|=-0.098$ ，表明相比于非营利性组织，自恋型领导在营利性组织中对下属工作结果具有更强的负向影响。因此，假设 H9 成立。（4）员工类别对自恋型领导与下属工作结果之间的关系具有显著的调节作用($Q=7.719, p < 0.05$)，且 $|r_{kw}|=-0.194 < |r_{nkw}|=-0.245$ ，说明相比于知识型员工，自恋型领导对非知识型员工具有更强的负向影响。因此，假设 H10 成立。（5）测量工具对自恋型领导与下属工作结果之间的关系具有显著的调节作用 ($Q=17.625, p < 0.05$)，且 $|r_{hi}|=-0.251 > |r_{npi}|=-0.186$ ，说明相比于 NPI-16 量表，使用 Hochwarter 和 Thompson 量表测量时自恋型领导的负面影响更强。因此，假设 H11 部分成立。

表 7 情境因素调节分析结果

调节因素	模型	同质性检验			划分类别	k	N	点估计和 95%CI			双尾检验	
		Q 组间	dff(Q)	p				r	下限	上限	Z	p
文化背景(宏观)	F	0.599	1	0.439	西方	26	7438	-0.195	-0.236	-0.153	-8.974	0.000
					东方	41	12574	-0.214	-0.305	0.119	-4.348	0.000
行业类型(中观)	R	209.986	2	0.000	制造业	8	2502	-0.195	-0.233	-0.157	-9.830	0.000
					服务业	26	10312	-0.148	-0.167	-0.128	14.864	0.000
					高新技术产业	3	1015	0.336	0.280	0.390	11.092	0.000
组织属性(中观)	R	16.250	1	0.000	营利性	64	22693	-0.161	-0.174	-0.148	-23.942	0.000
					非营利性	11	5531	-0.098	-0.126	-0.070	-6.777	0.002
员工类别(微观)	R	7.719	1	0.005	知识型	38	14531	-0.194	-0.276	-0.111	-4.497	0.000
					非知识型	5	2130	-0.245	-0.341	-0.144	-4.668	0.000
测量工具	R	17.625	1	0.000	Hochwarter 和 Thompson 量表	29	7500	-0.251	-0.364	-0.131	-4.033	0.000
					NPI-16 量表	12	5362	-0.186	-0.258	-0.112	-4.890	0.000

第二轮

审稿人 1 意见:

作者对论文进行了修改,但问题的修改和回应很牵强。如获得继续修改的机会,希望作者能够端正态度,认真修改。如下意见供参考:

意见 1: 作者对自恋型领导的理论整合不足(上一轮第一个问题)。做研究不能说正面结果用一个理论,负面结果用另外一个理论,双面效应用第三个理论。这三个理论之间究竟有什么关联?尤其双面效应的理论如何与两个相悖的理论发生关联,如何进行整合?上一轮已经指出了这个问题,但作者并未进行任何修改。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,本研究只运用了资源保存理论这一个理论,并没有说正面效应、负面效应和双面效应分别用三个不同的理论。首先,从编码数据角度看,在引言部分本研究指出自恋型领导负面效应的研究主要运用社会交换理论,正面效应的研究多运用调节定向理论,这是基于编码过程中数据归纳而提炼的结果,用于表明当前自恋型领导相关研究的理论运用情况,以引出本研究采用的资源保存理论,并不是为了探讨三个理论之间的联系。

其次,从理论适用性角度,资源保存理论强调个体具有获取、保存和保护资源的倾向,个体一方面会利用现有的资源保护自我和免受资源损失,另一方面又会积极地建构和维护资源以应对可能出现的资源损失(Hobfoll et al., 2018)。由于该理论内涵包括两方面的倾向,尤其适用于解释双面效应。

最后,从理论关联角度来看,社会交换理论是从社会互惠的角度探讨自恋型领导的负面效应,利用该理论的前提是领导者和下属存在社会交换关系,而自恋型领导的负面特质会损害这种关系;调节定向理论是从动机角度探讨自恋型领导的正面效应,自恋型领导的魅力特质能够让下属更偏向于采取促进定向的自我调节方式,喜欢冒险,展现出积极行为(Neubert et al., 2016; Higgins & Cornwell, 2016)。研究表明,高促进定向者更有可能采取冒险接近策略,确保“击中目标”而非“遗漏目标”(林晖芸和汪玲, 2007)。社会交换理论侧重个体外在,从个体间社会交换关系切入,而调节定向理论侧重个体内在,从个体内在动机切入,所以这两个理论存在一种相悖的关系。而资源保存理论中起关键作用的是资源,资源包括了物质资源、条件资源、个人资源以及能量资源等多种不同类型,而社会关系属于能量资源,个体心理动机属于个人资源,即资源保存理论能够涵盖社会交换理论和调节定向理论,从资源的角度去解释自恋型领导对下属的影响,整合了两个相悖的理论,因此能够有效地解释自恋型领导的双面效应。基于审稿老师的建议已对相关内容进行了修改,详见下方蓝色字体内容。

参考文献:

林晖芸,汪玲.(2007). 调节性匹配理论述评. *心理科学进展*, (5), 749-753.

既有研究对自恋型领导的效用存在负面、正面以及双面性的不同意见,尚未形成一致结论。一种观点表明自恋型领导以负面效应为主。比如 Rosenthal 和 Pitinsky(2006)认为,自恋型领导将个人利益凌驾于组织利益之上,以自私的个人需求和观念为主。此外,自恋型领导者更容易作茧自缚(Rhodewalt et al., 2006)、在重大危机时的决策有危害(Post, 1993),其过度自信和冒险常常导致组织业绩降低(Campbell et al., 2004)。社会交换理论常用于探讨自恋型领导的负面效应,社会交换理论认为,在互惠原则下,领导的行为会影响员工的行为选择(Cropanzano & Marie, 2005)。但自恋型领导与下属的关系并不是一个互惠的关系,自恋型领导对于员工的损害以及资源的剥夺,互惠原则被打破,自然会导致下属的负面行为。另一种观点认为自恋型领导存在正面效应。例如, Laird 等人(2009)认为具备自恋特质的领导者

对于自身能力不仅持有自信态度，还能够进行更高水平的自我推测及判断，且具备良好的自我洞察能力。调节定向理论常用于探讨自恋型领导的正面效应，该理论认为个体在寻找目标的自我调节过程中，会根据不同需求表现出不同的自我调节定向，发展需求会带来个体促进定向，主要关注正面结果。自恋型领导的魅力特质以及冒险精神等，能够让员工更偏向于采取促进定向的自我调节方式，喜欢冒险，展现出更积极的行为(Neubert et al., 2016; Higgins & Cornwell, 2016)。随着研究深入，少数学者提出了第三种观点：自恋型领导存在双面效应。如 Kraft (2022)就发现具有自恋特质的领导者对于企业来说是“祸福相依”的存在，其具有的双面效应以独特的方式影响企业绩效。从资源保存理论(Conservation of Resources Theory)的视角，虽然当前自恋型领导在正、负效应方面的研究大多分别采用调节定向理论和社会交换理论，但在这两个理论中，前者侧重个体内在动机，后者侧重个体外在社会交换关系，二者存在相悖关系，很难共同解释自恋型领导的双面效应。但社会交换关系和个体内在动机均是资源的一种体现，可以通过资源加以涵盖，所以资源保存理论可以整合这两个理论，并能很好地解释为什么自恋型领导“祸福相依”。资源保存理论强调个体具有获取、保存和保护资源的倾向，个体一方面会利用现有的资源保护自我和免受资源损失，另一方面又会积极地建构和维护资源以应对可能出现的资源损失(Hobfoll et al., 2018)。由于该理论内涵包括两方面的倾向，尤其适用于解释双面效应。基于该理论，自恋型领导的负面特质倾向于剥夺下属资源，增加下属工作方面的资源难获性，领导者的资源不断囤积，而下属资源不断缺失，导致其产生资源失衡感，下属为了维护资源产生防御性为，进而导致消极情绪影响相关工作效能。但自恋型领导本身又存在魅力的一面，能够吸引追随者，掌握更多的资源，并且其对于宏远愿景的塑造以及对于成功的偏执，传递给下属积极的心理资源，最终产生积极效应。综上所述，当前对于自恋型领导的效能暂未形成共识，自恋型领导双面效应的具体分布亟待厘清，其双面效应的机理更有待探明。

意见 2: 作者对于引言研究动机的写法(上一轮第二、第三个问题)也未进行任何修改和调整，所给出的未修改理由并不充分，引言部分是引出研究问题重要价值的依据和重要创新的考量，而不是元分析只有这几个变量，或者别人都这么做，我也这么做。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议，针对上一轮第二个问题，从元分析的角度，“稳定的过程机制”是指在元分析研究中，基于大量研究样本，从实证研究较为分散的中介变量中，选取自恋型领导与下属效能之间较为常见的中介变量，且该中介变量在元分析中也显著成立。即该过程机制即在普通实证研究中显著成立，也在元分析研究中显著成立，旨在突出“稳定”。若审稿老师认为关于“稳定的过程机制”此类表述不合适，我们再根据审稿老师的建议进行调整修改。另外，引言动机部分补充阐述了本研究是基于 COR 理论，且既有关于自恋型领导的实证研究大量关注其在心理效能层面对于下属效能的影响，所以较适合从心理效能层面探讨自恋型领导双面效应的中介机制，为后文选择心理授权和创新自我效能感这两个中介变量做铺垫。

针对上一轮第三个问题：(1) 本研究的写作逻辑是先进行自恋型领导的主效应分析，确定其是否真的祸福相依，再厘清其边界条件，探讨自恋型领导何时祸福相依，最后通过探究自恋型领导产生双面效应的中介机制，厘清自恋型领导如何祸福相依。先前引言研究切口部分的写作可能让审稿老师产生了误解，已对研究动机第二、三点的顺序及相应内容进行了调整。(2) 本研究纳入元分析的文献中，自恋型领导负面效应调节检验的效应值数量满足元分析要求，但正面效应调节检验的效应值数量不足(数据依据如下)，无法进行调节检验。由于数据不足，所以本研究并未从双刃剑的角度分开进行调节作用的检验，而是将结果变量(工作态度、职场行为、工作压力、工作绩效以及创新)作为一个整体，探讨其边界条件。

基于审稿老师的建议已对引言部分相关内容进行修改完善，详见下方蓝色字体内容。

正面效应调节变量数据

调节因素	划分类别	<i>k</i>
文化背景(宏观)	西方	0
	东方	6
行业类型(中观)	制造业	0
	服务业	1
	高新技术行业	3
组织属性(中观)	营利性	4
	非营利性	1
员工类别(微观)	知识型	5
	非知识型	0
测量工具	Hochwarter 和 Thompson 量表	3
	NPI-16 量表	1

负面效应调节变量数据

调节因素	划分类别	<i>k</i>
文化背景(宏观)	西方	26
	东方	35
行业类型(中观)	制造业	8
	服务业	25
	高新技术行业	0
组织属性(中观)	营利性	60
	非营利性	10
员工类别(微观)	知识型	33
	非知识型	5
测量工具	Hochwarter 和 Thompson 量表	26
	NPI-16 量表	11

自恋型领导对下属效能是否、如何、何时“祸福相依”仍存在如下需要进一步完善的地方：（1）自恋型领导是否真的祸福相依？如前文所述，已经从理论上表明自恋型领导存在双面效应的可能性，同时相关实证研究也得到类似结论，如 Burger 等人(2023)发现自恋对于创业者来说是一把双刃剑。在公司的早期阶段，创始人的许多任务都可以从自恋倾向中获益，但在公司的后期阶段，自恋会带来压倒性的负面影响。张兰霞等人(2017)也认为自恋型领导具备双面特质，对于员工的心理授权与组织公民行为具有双面性的影响。但这些研究成果多是零散分布，未能形成比较全面且系统的阶段性总结，自恋型领导是否真的“祸福相依”仍需进一步证实，双面效应的具体分布也暂未可知。另外，自恋型领导对于下属各工作效能指标影响的强弱差异并未厘清，当前已知自恋型领导对于下属诸多工作效能具有负面影响，但对于下属不同工作效能的影响孰强孰弱暂未可知。（2）[自恋型领导何时祸福相依？自恋型领导效能发挥的边界条件有待综合探究](#)。如东西方文化背景存在显著差异，西方文化追求自由和个性，而东方文化更强调“内敛”和集体主义精神，两个不同文化背景下对于自恋的容忍度可能会存在差异；制造业、服务业以及高新技术行业的工作内容以及工作侧重点各不相同，可能会对自恋型领导的效用产生影响；营利性组织与非营利性组织的工作制度、工作安排、福利待遇等存在较大差异；知识型与非知识型员工在个人特质、心理需求、个人资源等

方面存在诸多差异，在应对自恋型领导时的能力可能存在差别；既有实证研究对于自恋型领导的测量大多采用 Hochwarter 和 Thompson 量表和 NPI-16 量表，不同的量表在开发逻辑、信效度水平等方面均存在差异，这两种不同量表会导致何种影响差异目前仍不得而知；同时，不同性别、年龄和学历的员工在心态、认知以及处理问题的方式上均存在差异，自恋型领导对其影响也可能会有所不同。上述因素均会对自恋型领导发挥效用产生影响，但这些影响效应至今仍未被厘清。（3）自恋型领导如何祸福相依？关于自恋型领导对下属效能产生双面效应的稳定过程机制暂未可知。虽现已有实证研究探讨自恋型领导影响下属效能的过程机制(陈璐 等, 2018; Den et al., 2020)，但其大多聚焦于单个效应，即自恋型领导的负面效应或正面效应，且这些过程机制都比较零散，同时虽然这些过程机制在普通实证研究中显著成立，但其是否在元分析研究中也显著成立暂无直接证据，自恋型领导产生双面效应的稳定中介机制有待探明。基于本研究选择 COR 理论作为理论依据，自恋型领导较容易影响下属心理资源，且既有关于自恋型领导的实证研究大量关注其在心理效能层面对于下属效能的影响(张兰霞 等, 2017; Zhang et al., 2018)，所以可以从心理资源层面探讨自恋型领导双面效应可能存在的过程机制，比如从内在动机、认知激励等的视角解释自恋型领导祸福相依。

意见 3: 作者对重要概念界定的修改也很牵强（上一轮第四个问题），我上一轮意见只是举了一个例子，结果作者只针对这个例子进行了简单调整，增加了一句话，对该问题思考的深入程度远远不够。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议，在结果变量部分，首先，基于元分析方法归纳的逻辑，本研究从下属态度、行为、压力、绩效以及创新这五个方面探讨了自恋型领导的双面效应；其次，参考既有元分析工具书(陈晓萍 等, 2018)，“将意思相近的变量归为一个大类，进而分析两个含义更为广泛的变量之间的关系，将使对两者关系进行分析的预测效度更高”。本元分析也采用此模块式操作，将比较零散的结果变量归为一类；最后，通过多维度的下属效能，从内而外全方位地探讨自恋型领导对于下属效能的影响。

在中介变量部分，本研究从员工心理效能层面探讨了自恋型领导双面效应发挥的过程机制，这在研究引言部分进行了铺垫，前后呼应。基于审稿老师的建议，已对变量定义部分进行了修改，详见下方蓝色字体部分。

参考文献:

陈晓萍, 沈伟. (2018). *组织与管理研究的实证方法 (第三版)*. 北京: 北京大学出版社.

本研究探讨自恋型领导对下属效能的影响，首先，遵循元分析方法归纳的逻辑，研究纳入下属工作态度、职场行为、工作压力、工作绩效、创新这 5 个结果变量来评估下属的工作效能；其次，参考既有元分析工具书(陈晓萍 等, 2018)，“将意思相近的变量归为一个大类，进而分析两个含义更为广泛的变量之间的关系，将使对两者关系进行分析的预测效度更高”。本元分析也采用此模块式操作，将比较零散的结果变量归为一类，如将知识共享行为、沉默行为以及组织公民行为归纳为职场行为；最后，通过多维度的下属效能，从内而外多方面地探讨自恋型领导对于下属效能的影响。这 5 类效能指标包含了 9 个具体指标，其中包括：

（1）工作态度：工作满意度反映了个体对工作相关因素的满意度，这个满意度包括了身、心两个方面，关系到总体心理状况(Hoppock, 1935)。离职倾向是指人们在工作中遭受挫折而产生负面情绪时，潜意识里会有一种想要逃避的想法，产生一种“退却”的心理(Porter & Steers, 1973)。组织犬儒主义可以被定义为“以消极态度应对组织，主要表现为三个方面：对组织持不信任态度、认为组织是负面的形象、相对应也会对所在组织进行贬损和批判(Dean et al., 1998)。（2）职场行为：知识共享行为是知识拥有者与知识需求之间的互动，知识拥有者承担知识传递任务，知识需求者则吸收利用这些知识(Ardichvili et al., 2003)。员工沉默

行为即员工在组织工作及环境出现问题时隐瞒个人观点、信息、意见等。组织公民行为的概念定义处在组织中的个体所做出的维持和改善组织的心理和社会环境并有益于工作绩效、组织整体效能的行为,这些行为不属于个人正式工作要求,也不纳入组织正式绩效薪酬体系中(Porter & Steers, 1973)。(3)工作压力:在环境的作用下,个人能力及所掌握的资源无法应对环境要求,从而威胁到生活、工作、心理的协调性以及完整性,这种不良交互作用就会产生压力症状。(4)工作绩效:工作绩效包括行为、能力和结果,是个人、组织和团队在特定情况下所接受工作的完成度,这是一个直接体现了目标实现程度的概念(Woodruffe, 1993),是衡量下属最重要的指标之一。(5)创新:指员工在组织中提出的新想法或并运用新技术的行为,包括新思想的提出和引进,以及创新实践相关的综合性行动(West & Anderson, 1996)。此外,通过归纳、筛选再结合其理论可行性,本研究还从心理效能层面探讨了自恋型领导产生双面效应的过程机制,中介变量包括:(1)心理授权:心理授权(psychological empowerment)来源于心理学领域,被视为通过发展强烈的个人效能感来提高完成任务和目标的动力(Conger & Kanungo, 1988),也是一种增强的内在动机(Thomas & Velthouse, 1990)。主要包括工作自主性、工作意义、自我效能感和影响力四个维度。(2)创新自我效能感:自我效能感是个体对自身能否利用现有知识与技能完成某项工作任务的自信程度(Bandura, 1977),创新自我效能感则是自我效能感在创新方面的体现。

意见 4: 作者对上一轮第六个问题的回应也很牵强,作者仅仅说未来研究可以探讨,我们不探讨,在文中也没有进行任何修改。

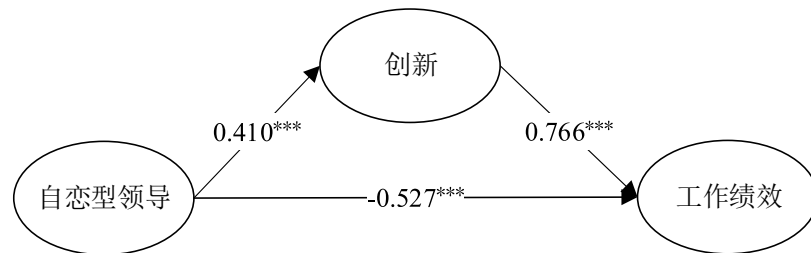
回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,首先,针对“自恋型领导促进下属创新再促进绩效”这一研究问题,本研究未进行探讨,未来研究可进行更深入的探讨,所以本研究将此问题放在研究局限与展望部分阐述,详见下方蓝色字体内容。

本研究也存在一些不足,有待进一步完善:(1)由于自恋型领导的相关研究起步较晚,实证研究的数量相对不够充足,只能局限于一些实证研究数量相对较多的下属效能进行研究,不能比较全面地解释其对下属工作效能的影响。未来可以收集更多的实证研究,更加全面的分析自恋型领导对于下属工作效能的影响。(2)由于缺少相关元分析效应值数据,无法对自恋型领导正负效应进行全模型的 MASEM 分析,同时本研究中自恋型领导与创新自我效能感、创新之间的效应值数量较少,其结论稳健性也偏低。待未来相关研究数据更充足时可进一步分析和检验。(3)关于自恋型领导前因变量的研究多为综述文献,缺乏充足的实证研究,因此本研究未能对其触发因素进行研究。未来的元分析研究可以从自恋型领导的触发因素(如个人特质和环境推动等)出发,形成相对完整的研究链条。(4)当前对于自恋型领导的研究大多都与谦卑型领导共同讨论,两种领导风格形成鲜明对比,本研究并未与其对比探讨。未来的研究可以结合这一视角进一步充实和完善。(5)自恋型领导具有促进创新的正面效应,在促进创新之后也可能存在促进绩效的可能性。但本研究是基于横截面的视角,将创新和工作绩效共同作为结果变量,并未探讨自恋型领导促进下属创新后对于绩效的后续效应,未来研究可以针对此问题做更加深入的研究。(6)本研究选取了心理授权和创新自我效能感这两个变量探讨自恋型领导双面效应产生的中介机制,从心理效能的视角探究了自恋型领导双面效应的过程机理,但也可能存在其他的中介机制。关于其他的过程机制(如领导成员关系、组织认同等)未来研究可进一步丰富和探讨。

其次,我们构建了自恋型领导、创新以及工作绩效三者之间的元分析相关系数矩阵,并初步进行了 MASEM 分析,结果如下。发现自恋型领导确实在促进下属创新之后会进一步促进其工作绩效。

	自恋型领导	创新	工作绩效
自恋型领导	1		
创新	0.410 (k=7,N=2572)	1	
工作绩效	-0.213 (k=13,N=4116)	0.550 (k=28,N=7660)	1

N=3935



最后,既有关于双面效应的元分析,如苏涛等(2022)、黄秋凤等(2018)以及 Young 等(2021)人的元分析在做了正负效应分析之后,并没有做其他类似于通过正面效应影响负面效应的分析,原因可能是这样做会破坏论文故事的完整性,所以本研究参考这些双面效应元分析的做法,并未开展此分析。若审稿老师认为确实有必要增加此内容,后续会进行补充完善。

参考文献:

- 苏涛, 邓思璐, 关铭琪, 崔小雨. (2022). 差序式领导双面效应的元分析研究. *管理学报*, 19(12), 1801-1810.
- 黄秋凤, 唐宁玉, 葛明磊. (2018). 团队多样化对团队创新作用的双刃剑效应——来自元分析的证据. *商业经济与管理*, (9), 36-45.
- Young, H. R., Glerum, D. R., Joseph, D. L., & McCord, M. A. (2021). A meta-analysis of transactional leadership and follower performance: Double-edged effects of LMX and empowerment. *Journal of Management*, 47(5), 1255-1280.

意见 5: 作者对于上一轮第七个问题未进行任何修改,作者只是搬出来一篇文献试图证明自己的合理性,但这不能成为重要证据。逻辑上的漏洞,是需要提供更加合理的解释。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,关于行业类型的划分,有以下几点依据:(1)根据样本数据的分布特征,样本中的行业主要分为这三类且均满足元分析效应值数量的要求;(2)既有元分析研究也同样将行业划分为这三个维度,或者将高新技术行业与其他行业进行区分,如张建平(2021)、孙佳怡等(2023)以及 Tzabbar 等(2017)人的元分析研究;(3)通过梳理纳入本元分析的实证研究,我们发现,事实上既有的实证研究的样本特征基本均能根据该标准进行对应分类。如 Weaver 和 Yancey (2010) 研究的研究样本为“中西部一个中型城镇制造业公司的员工”,将其样本行业划分为制造业,如 Ghislieri 等(2019)的研究样本为“在意大利西北部不同城镇两家医院工作的 602 名护士”,将其样本行业划分为服务业,再如 Yang 等(2020)研究的研究样本为“中国贵州省高科技大数据互联网行业的员工”,故将其划分为高新技术行业。已对相应内容进行修改完善,详见下方蓝色字体内容。

参考文献:

- 张建平, 林澍倩, 刘善仕, 张亚, 李焕荣. (2021). 领导授权赋能与领导有效性的关系: 基于元分析的检验. *心理科学进展*, 29(9), 1576-1598.
- 孙佳怡, 杨忠, 徐森. (2023). 创新主体、创新行动对企业创新绩效的影响: 基于创新链理论的元分析. *系统管理学报*, 32(4), 761-773.

Tzabbar, D., Tzafirir, S., & Baruch, Y. (2017). A bridge over troubled water: Replication, integration and extension of the relationship between HRM practices and organizational performance using moderating meta-analysis. *Human Resource Management Review*, 27(1), 134–148.

资本密集程度会调节组织政策与组织绩效的关系,而资本密集程度与行业类型密切相关(Guthrie & Datta, 2008)。本研究将样本行业分为了制造业、服务业和高新技术行业。这样划分的依据在于:首先,根据样本数据的分布特征,样本中的行业主要分为这三类且均满足元分析效应值数量要求;其次,张建平(2021)以及 Tzabbar 等(2017)的元分析也同样将行业划分为这三个类别;另外,通过梳理纳入本元分析的实证研究发现,既有实证研究的样本特征基本均能根据该标准进行对应分类。如 Weaver 和 Yancey(2010)研究的研究样本为“中西部一个中型城镇制造业公司的员工”,将其样本行业划分为制造业,如 Ghislieri 等(2019)的研究样本为“在意大利西北部不同城镇两家医院工作的 602 名护士”,将其样本行业划分为服务业,再如 Yang 等(2020)研究的研究样本为“中国贵州省高科技大数据互联网行业的员工”,将其划分为高新技术行业;最后,高新技术行业的样本均为自恋型领导与创新关系的研究样本,这样划分也利于检验自恋型领导的正面效应。制造业是按照市场要求,把生产资源转化为可供人们使用和利用的大型工具、工业品与生活消费产品的行业。服务业主要提供服务产品。高新技术行业以高新技术为基础,是需投入大量研发费用的行业。自恋型领导在不同的行业对员工所发挥的效能也有所不同,在制造业中,对于生产需要具有稳妥的规划,对质量的把控也比较严格,自恋型领导的冒险精神及非常规的投资可能不利于生产,从而导致供需断裂。而在服务行业,强调了“顾客至上”的观念,自恋型领导的极度优越感、利己主义可能给予员工一个不好的榜样,同时该行业员工多与人打交道,对于自恋型领导所表现的利己主义、欺骗他人等行为更加敏感,产生的负面影响更强,进而可能对服务行业带来更大的伤害。而在高新技术行业,需要对研发进行大量的投资,具有冒险精神的自恋型领导就勇于迈出投资的那一步;另一方面,自恋型领导对企业的长远发展具有前瞻性的规划,在投资方面富有远见,也给员工传递了美好的创新愿景。除此之外,在高新技术行业强调创新,唯有不断创新,高新技术行业才能获得长足的发展,而自恋型领导恰好具备促进创新的正面效应,所以自恋型领导对于高新技术行业也起到促进作用。由此可见,在不同行业中,自恋型领导给员工传递的价值观、心理资源等发挥的作用有所不同。

意见 6: 作者对于上一轮第八个问题进行了回应,但离职倾向是否是一种工作态度,作者并未进行任何回应。即便离职态度是态度,难道也不应该是消极的吗?为什么只有犬儒主义编码为消极态度。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,离职倾向是一种工作态度。基于工作态度的定义可知,工作态度是一种较稳定而持久的感受或行为倾向,它能在一定程度上反映并影响个体的行为方式,主要包括工作满意度、组织承诺、幸福感和离职倾向等主观指标(张建平 等, 2021)。另外以往许多元分析研究都将离职倾向归类于工作态度(苏涛 等, 2023; 王震 等, 2012),有确切的文献参考依据,所以离职倾向属于工作态度。

离职倾向与犬儒主义同属于消极态度,在编码为工作态度时均需要反向编码,反向编码在元分析中是常见操作,再加上本元分析是将意思相近的结果变量归为同一类的模块式操作方法,所以在结果变量归类时对相关变量采用反向编码。本研究已对相关内容进行修改,详见下方蓝色字体内容。

参考文献:

苏涛, 曾翔燕, 马文聪, 吴小节. (2023). 宽以接下,其效为上?中国情境下包容型领导效能的元分析. *管理工*

王震, 孙健敏, 赵一君. (2012). 中国组织情境下的领导有效性:对变革型领导、领导-部属交换和破坏型领导的元分析. *心理科学进展*, 20(2), 174-190.

3.2 数据编码

在对数据编码过程中, 需要熟读文献资料, 抓取重要信息。数据编码虽然简单易操作, 但由于信息繁杂, 工作量繁重, 并且调节变量方面的划分带有一定的主观性, 可能会有误差。因此, 在正式编码之前, 本研究制定了编码手册。为了保证编码的准确性, 分别由两位组织管理方向的学者单独编码, 要求认真阅读文献, 对文献信息提取与归类, 形成编码表。文献编码最重要的信息是研究的描述项和效应值的统计项, 前者不仅包括刊物、题名等基本信息, 还包括核心变量、研究对象等特征信息; 后者则包括以 r 为中心的统计数据。一个独立实证研究为一个编码单位, 若一个研究中多个效应值来自不同的样本总体, 则对这多个效应值进行多次编码。结果变量部分, 将离职倾向、工作满意度和组织犬儒主义归类为工作态度, 由于离职倾向和组织犬儒主义属于消极工作态度, 编码为工作态度时需对其反向编码。将知识共享行为、沉默行为、组织公民行为归类为职场行为, 同样对沉默行为进行反向编码。此外, 本研究根据这些实证研究的样本信息提取出了 2 个可能的中介变量以及 8 个潜在的调节因素, 中介变量包括心理授权和创新自我效能感, 调节变量包括文化背景、行业类型、组织属性、员工类别、测量工具、员工性别、员工年龄以及员工学历, 最后进行编码。

意见 7: 作者对于上一轮第九个问题的回应不够充分, 作者说缺乏数据, 无法在一个全模型做 MASEM, 但我检索了一下, 并非作者所说的情况, 任意两个变量之间的关系都有实证研究。作者对于效应值数量偏少问题进行了解释, 但在文中没有进行任何修改, 这至少是本文的一个局限性吧。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议, 关于全模型的问题, 正如审稿老师所说, 确实任意两个变量之间的关系都有实证研究, 但并不是任意两个变量之间都存在元分析研究, 构成相关系数矩阵需要变量之间的元分析效应值, 本研究在搜集数据时发现缺少某些变量间的元分析效应值, 如创新自我效能感与组织公民行为等之间的元分析效应值, 无法构成全模型的相关系数矩阵, 所以没办法进行全模型的 MASEM。

基于审稿老师的建议, 本研究针对上述全模型 MASEM 的问题与“自恋型领导与创新自我效能感、创新的效应值数量较少而导致结果稳健性偏低”的问题在研究局限和展望部分进行了阐述, 详见下方蓝色字体内容。

本研究也存在一些不足, 有待进一步完善: (1) 由于自恋型领导的相关研究起步较晚, 实证研究的数量相对不够充足, 只能局限于一些实证研究数量相对较多的下属效能进行研究, 不能比较全面地解释其对下属工作效能的影响。未来可以收集更多的实证研究, 更加全面的分析自恋型领导对于下属工作效能的影响。(2) 由于缺少相关元分析效应值数据, 无法对自恋型领导正负效应进行全模型的 MASEM 分析, 同时本研究中自恋型领导与创新自我效能感、创新之间的效应值数量较少, 其结论稳健性也偏低。待未来相关研究数据更充足时可进一步分析和检验。(3) 关于自恋型领导前因变量的研究多为综述文献, 缺乏充足的实证研究, 因此本研究未能对其触发因素进行研究。未来的元分析研究可以从自恋型领导的触发因素(如个人特质和环境推动等)出发, 形成相对完整的研究链条。(4) 当前对于自恋型领导的研究大多都与谦卑型领导共同讨论, 两种领导风格形成鲜明对比, 本研究并未与其对比探讨。未来的研究可以结合这一视角进一步充实和完善。(5) 自恋型领导具有促进创新的正面效应, 在促进创新之后也可能存在促进绩效的可能性。但本研究是基于横截面的

视角, 将创新和工作绩效共同作为结果变量, 并未探讨自恋型领导促进下属创新后对于绩效的后续效应, 未来研究可以针对此问题做更加深入的研究。(6) 本研究选取了心理授权和创新自我效能感这两个变量探讨自恋型领导双面效应产生的中介机制, 从心理效能的视角探讨了自恋型领导双面效应的过程机理, 但也可能存在其他的中介机制。关于其他的过程机制(如领导成员关系、组织认同等)未来研究可进一步丰富和探讨。

意见 8: “各效应值之间的置信区间完全不重叠, 下同”这段文字建议去掉, 因为表格中置信区间重叠的情况不少见, 并非作者所说的。结果报告保留 Q 值即可。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议, 已对相关内容进行修改, 详见下方蓝色字体内容。

由于缺少相关数据, 无法将调节变量在自恋型领导正面效应和负面效应两个不同类别中进行比较分析, 所以只进行自恋型领导与下属总效能关系的调节效应检验。如表 3 所示, 本研究选择了五个情境调节变量来检验自恋型领导与员工工作效能之间关系的调节作用, 分别为: 文化背景、行业类型、组织属性、员工类别和测量工具, 得到的结果如下: (1) 文化背景对自恋型领导与下属工作结果之间的关系没有显著的调节作用($p > 0.05$), 假设 H6 不成立。(2) 行业类型在自恋型领导与下属工作结果之间具有显著的调节作用($Q = 209.986, p < 0.05$), 且 $|r_{hi}| > |r_{mi}| > |r_{si}|$, 并且自恋型领导对于高新技术行业是正向影响, 其他行业是负向影响且影响强度制造业大于服务业($r_{mi} = 0.336 > 0, |r_{mi}| = |-0.195| > |r_{si}| = |-0.148|$)。因此, 假设 H7 部分成立。(3) 组织属性对自恋型领导和下属工作结果之间的关系具有显著的调节作用($Q = 16.250, p < 0.05$), 且 $|r_{jpo}| = |-0.161| > |r_{npo}| = |-0.098|$, 表明相比于非营利性组织, 自恋型领导在营利性组织中对下属工作结果具有更强的负向影响。因此, 假设 H8 成立。(4) 员工类别对自恋型领导与下属工作结果之间的关系具有显著的调节作用($Q = 7.719, p < 0.05$), 且 $|r_{kw}| = |-0.194| < |r_{nkw}| = |-0.245|$, 说明相比于知识型员工, 自恋型领导对非知识型员工具有更强的负向影响。因此, 假设 H9 成立。(5) 测量工具对自恋型领导与下属工作结果之间的关系具有显著的调节作用($Q = 17.625, p < 0.05$), 且 $|r_{nl}| = |-0.251| > |r_{npi}| = |-0.186|$, 说明相比于 NPI-16 量表, 使用 Hochwarter 和 Thompson 量表测量时自恋型领导的负面影响更强。因此, 假设 H10 部分成立。

意见 9: 文中有大量以往研究大多采用什么理论, 所以本研究采用什么理论的表述, 这种表述太牵强。做研究要有自己的判断, 也许大家都是对的, 但你应该更加自然的切入, 而不是机械的照搬。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议, 本研究是基于理论匹配性的角度采用资源保存理论(Conservation of Resources Theory, COR), 并不是说大家都采用这个理论所以我们采用这个理论, 在理论基础部分有此类似表述, 但这里只是通过数据归纳的角度, 总结出当前自恋型领导相关研究多采用 COR 理论, 以作为本研究为什么采用 COR 理论的一个小论点。基于审稿老师的建议已对相关内容进行了修改完善, 详见下方蓝色字体内容。

资源保存理论(Conservation of Resources Theory, COR)很好地解释了组织中个体面对损害和压力时对资源的处理方式。该理论认为, 个体有保持、培育和保护其重要资源的倾向, 以及努力获得新资源的动机, 会利用机会创造资源盈余以抵御未来可能面临的资源损失(Hobfoll, 2001)。其基本原则是以资源保护为主要, 以获取资源为次要(Hobfoll et al., 2018)。基于此, 该理论能够很好地解释自恋型领导的双面效应。首先, 自恋型领导与下属之间的关系起关键作用的是资源, 根据自恋型领导的负面特质可知, 其极致的利己主义、欺骗动机以及抑制他人行为, 都会对下属资源造成损害。基于 COR 理论, 下属自身资源受到威胁与损

失,自然会产生防御等行为保护自己的资源,因此下属在面对自恋型领导负面特质的行为时,会采取行动维护自身资源,减少自身利益损失,表现为消极的工作态度和职场行为,甚至伤害工作绩效。然而,自恋型领导同时又具有魅力的特质,该特质可以帮助自恋型领导对下属工作效能产生积极影响。如 Maccoby(2004)认为自恋型领导者是具有勇敢、自信和人格魅力特质的有远见者,这些正面特质能够吸引追随者。从资源传递的角度,自恋型领导的魅力特质表现为善于人际交往和具有前瞻性规划,这能够传递给下属鼓舞和激励等心理资源,Hobfoll 等人(2018)认为资源的输入对个体实现资源补充和防止资源损失非常重要,所以领导者的魅力特质对于下属心理资源的补充和传递,能够让下属有十足的信心和坚定的信念去探索未知领域,促进创新(李铭泽 等, 2020)。最后,既有研究大多采用 COR 理论来解释自恋型领导对下属工作效能的影响,比如 Huang 等(2020)关于自恋型领导对员工建言行为影响的研究,以及 Wang 等(2022)关于自恋型领导对员工工作嵌入影响的研究,均运用了 COR 理论。综上所述,基于理论匹配性,本研究借助 COR 理论来进行假设推演和结果解释。

.....

审稿人 2 意见: 论文较上一稿有了明显改进, 但仍有少量问题建议作者进一步完善。

意见 1: 理论基础部分, 论文强调“从资源获取的角度, 自恋型领导的魅力特质能够帮助其获得公司的支持和关注, 也能获得更多资源。领导者又能将这些资源传递给下属。”然而, 根据论文所提出的自恋型领导特点(魅力、利己主义、欺骗动机、抑制他人), 自恋型领导出于自利目的, 不太可能将资源传递给下属。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议, 基于审稿老师的建议, 已对相应内容进行了修改完善, 详见下方蓝色字体内容。

资源保存理论(Conservation of Resources Theory, COR)很好地解释了组织中个体面对损害和压力时对资源的处理方式。该理论认为, 个体有保持、培育和保护其重要资源的倾向, 以及努力获得新资源的动机, 会利用机会创造资源盈余以抵御未来可能面临的资源损失(Hobfoll, 2001)。其基本原则是以资源保护为主要, 以获取资源为次要(Hobfoll et al., 2018)。基于此, 该理论能够很好地解释自恋型领导的双面效应。首先, 自恋型领导与下属之间的关系起关键作用的是资源, 根据自恋型领导的负面特质可知, 其极致的利己主义、欺骗动机以及抑制他人行为, 都会对下属资源造成损害。基于 COR 理论, 下属自身资源受到威胁与损失, 自然会产生防御等行为保护自己的资源, 因此下属在面对自恋型领导负面特质的行为时, 会采取行动维护自身资源, 减少自身利益损失, 表现为消极的工作态度和职场行为, 甚至伤害工作绩效。然而, 自恋型领导同时又具有魅力的特质, 该特质可以帮助自恋型领导对下属工作效能产生积极影响。如 Maccoby(2004)认为自恋型领导者是具有勇敢、自信和人格魅力特质的有远见者, 这些正面特质能够吸引追随者。从资源传递的角度, 自恋型领导的魅力特质表现为善于人际交往和具有前瞻性规划, 这能够传递给下属鼓舞和激励等心理资源, Hobfoll 等人(2018)认为资源的输入对个体实现资源补充和防止资源损失非常重要, 所以领导者的魅力特质对于下属心理资源的补充和传递, 能够让下属有十足的信心和坚定的信念去探索未知领域, 促进创新(李铭泽 等, 2020)。最后, 当前研究自恋型领导对下属工作效能的影响时, 大多运用 COR 理论, 比如 Huang 等人(2020)关于自恋型领导对员工建言行为影响的研究, 以及 Wang 等人(2022)关于自恋型领导对员工工作嵌入影响的研究, 均运用了 COR 理论。因此, 本研究借助 COR 理论来进行假设推演和结果解释。

意见 2: 在过程机理部分, 论文提出的“由内而外”和“由外而内”视角缺乏必要的理论依

据，而且和资源保存理论的关联性较弱。具体什么是“内”，什么是“外”，以及心理授权和创新自我效能感如何分别体现“由内而外”和“由外而内”视角需要进一步的解释和说明。**回应：**感谢审稿老师的宝贵建议，基于审稿老师的意见，综合考虑之后，在过程机理部分，关于“由内而外”和“由外而内”的视角表述不妥，解释起来确实比较牵强，所以研究删除了这一表述。基于此，本研究在过程机理的研究视角部分进行了修改，心理授权和创新自我效能感其本质均为内在动机，均属于心理效能的范畴，所以本研究从心理资源的角度解释自恋型领导的双面效应，自恋型领导通过增强下属内在动机产生正面效应，通过伤害下属内在动机产生负面效应。相关内容已进行修改完善，详见下方蓝色字体内容。

首先从数据上看，通过文献梳理和归纳，在现有研究关于自恋型领导与下属效能关系的中介变量中，心理授权和创新自我效能感这两个变量的数量居多且满足元分析结构方程模型数据要求。其次从理论上，本研究基于 COR 理论，而心理授权和创新自我效能感都是心理层面的变量，均与心理资源密切相关，可以用 COR 理论很好地解释其作用机制。**最后从研究视角上看，心理授权和创新自我效能感的本质都是内在动机，均属于心理效能的范畴，可以从心理资源的角度探讨自恋型领导产生双面效应的内在机制。**所以本研究选取了心理授权和创新自我效能感作为自恋型领导影响下属效能的中介变量。

从动机的角度出发，心理授权强调的是个人可以控制自身所要做出决定的能力信念，突出了个人感知的重要性。Thomas 和 Velthouse(1990)也将心理授权定义为一种增强的内在动机。值得注意的是，心理授权可表现为一种受环境影响的心理状态，环境可对授权的建立产生重大影响。高水平的心理授权能够为激发员工积极工作行为提供必要的内在动力，从而强化员工的积极工作行为(曾之光 等，2022)。但当员工有一个自恋的老板时，领导者表现出的贬低和自我导向的领导风格不太可能让员工有机会学习和成长，从而阻碍了工作中自我效能感的发展，削弱了员工的内在动机。自恋型领导的利己主义、善于欺骗和抑制他人，这些负面特质都会严重损害下属资源，导致下属资源缺失。**基于 COR 理论，自恋型领导的资源损害和掠夺行为，会严重降低下属的现有资源，资源的减少会促进员工采取一系列资源防御行为，同时资源的损失也会降低员工完成工作的信心，削弱心理资源，让员工内在需求得不到满足，大大降低员工心理授权水平，下属心理授权水平的降低自然会影响其工作结果，从而外在表现为下属负面工作效能，即自恋型领导通过削弱下属内在动机而产生负面效应。**但另一方面，自恋型领导所具备的魅力特质、冒险精神以及对于宏远愿景的塑造，在一定程度上传递给下属积极的心理资源，基于 COR 理论，资源的补充可以帮助员工更好地完成相关工作(Hobfoll et al., 2018)，进而提升员工的自我效能感，因为自我效能感也是一种心理资源，**其本质是一种内在动机(Hughes et al., 2018)**。另外，自恋型领导者的这些正面特质正是创新所需要的品质，所以其可以极大促进员工的创新自我效能感，而关于创新自我效能感与员工创新行为关系间的实证研究对二者间的正相关关系基本已达成共识(Gong et al., 2009)，如曹洲涛等人(2019)研究发现创新自我效能感可以促进员工的创新行为，张海涛等人(2021)也发现建设型自恋型领导通过影响员工的创新创业自我效能感从而促进员工的创新创业行为。**所以，自恋型领导的魅力特质给予下属积极的心理资源，这种激励促进了员工的创新自我效能感，创新自我效能感的提升正向影响了员工的创新，即自恋型领导通过促进下属内在动机而产生正面效应。**此外，现有实证文献也证实了心理授权和创新自我效能感在自恋型领导作用于下属效能的过程中起到重要的中介作用。

意见 3：正如论文所述，选择心理授权和创新自我效能作为中介的主要原因在于：“心理授权和创新自我效能感这两个变量的数量居多且满足元分析结构方程模型数据要求。”考虑到自恋型领导双面效应还可能存在其它的中介机制，建议论文在局限与展望部分进一步说明。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，本研究选择心理授权和创新自我效能感作为中介，主要基于以下三点原因：（1）首先从数据上看，依据元分析文献编码表，在现有研究关于自恋型领导与下属效能关系的中介变量中，心理授权和创新自我效能感这两个变量的数量居多且满足元分析结构方程模型数据要求。（2）其次从理论上，本研究基于 COR 理论，而心理授权和创新自我效能感都是心理层面的变量，均与心理资源密切相关，可以用 COR 理论很好地解释其作用机制。（3）最后从研究视角上看，心理授权和创新自我效能感的本质都是内在动机，均属于心理效能的范畴，可以从心理资源的角度探讨自恋型领导产生双面效应的内在机制。但除了心理授权和创新自我效能感这两个中介变量，自恋型领导的双面效应也可能存在其他中介机制。这一问题已在研究局限和展望部分进行了阐述，详见下方蓝色字体内容。

本研究也存在一些不足，有待进一步完善：（1）由于自恋型领导的相关研究起步较晚，实证研究的数量相对不够充足，只能局限于一些实证研究数量相对较多的下属效能进行研究，不能比较全面地解释其对下属工作效能的影响。未来可以收集更多的实证研究，更加全面的分析自恋型领导对于下属工作效能的影响。（2）由于缺少相关元分析效应值数据，无法对自恋型领导正负效应进行全模型的 MASEM 分析，同时本研究中自恋型领导与创新自我效能感、创新之间的效应值数量较少，其结论稳健性也偏低。待未来相关研究数据更充足时可进一步分析和检验。（3）关于自恋型领导前因变量的研究多为综述文献，缺乏充足的实证研究，因此本研究未能对其触发因素进行研究。未来的元分析研究可以从自恋型领导的触发因素（如个人特质和环境推动等）出发，形成相对完整的研究链条。（4）当前对于自恋型领导的研究大多都与谦卑型领导共同讨论，两种领导风格形成鲜明对比，本研究并未与其对比探讨。未来的研究可以结合这一视角进一步充实和完善。（5）自恋型领导具有促进创新的正面效应，在促进创新之后也可能存在促进绩效的可能性。但本研究是基于横截面的视角，将创新和绩效共同作为结果变量，并未探讨自恋型领导促进下属创新后对于绩效的后续效应，未来研究可以针对此问题做更加深入的研究。（6）本研究选取了心理授权和创新自我效能感这两个变量探讨自恋型领导双面效应产生的中介机制，从心理效能的视角探究了自恋型领导双面效应的过程机理，但也可能存在其他的中介机制。关于其他的过程机制（如领导成员关系、组织认同等）未来研究可进一步丰富和探讨。

第三轮

审稿人 1 意见：作者对论文进行了完善，质量较此前有提升，但仍有几个问题需要修改完善。

意见 1：作者在本轮修改中展示了自恋型领导与创新、工作绩效的关系，这一点很好，从提供的图中可以看到很明确的双面效应，即自恋型领导既可以通过创新提升工作绩效，也可以对工作绩效产生直接的负面影响。然而，很不幸的是，这个图并没有放到正文中，且这个图也不太完整。在我看来，证明双面效应，必须把所有变量放在一个全模型中，发现既有正的、也有负的，这才具有更好的生态效度。目前作者文中展示的是，积极效应作者做了一个 MASEM，消极作用作者做了另一个 MASEM，但这些变量放在一个完整的模型里，跑一次 MASEM 岂不是更好，为什么非得跑两次。作者给出的回应是：缺失效应值。然而，我循着作者的逻辑进行了检索，比如作者说没有实证研究关注创新自我效能感与组织公民行为关系的效应值，我在 google scholar 中以 creative self-efficacy 和 OCB 为关键词进行了检索，发现检索页面第一页就有三篇文献涉及了相关的效应值（如下），并非作者所说的效应值缺失，

由此对作者文献检索的全面性产生了怀疑。希望本轮作者能够补全，在一个模型把完整的 MASEM 结果报告出来，并且可以进行多种潜在嵌套模型之间的比较。

Deng, X., & Guan, Z. (2017). Creative leaders create ‘unsung heroes’: leader creativity and subordinate organizational citizenship behavior. *Frontiers of Business Research in China*, 11(1), 1–13.

Irvin, R. (2017). Job crafting and organizational citizenship behavior: Believing in your creative ability to better your job and organization (Doctoral dissertation, Kansas State University).

He, P., Zhou, Q., Zhao, H., Jiang, C., & Wu, Y. J. (2020). Compulsory citizenship behavior and employee creativity: creative self-efficacy as a mediator and negative affect as a moderator. *Frontiers in Psychology*, 11, 1640.

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，十分感谢审稿老师提供的相关参考文献，但这些文献均为普通实证研究，并非元分析研究，而 MASEM 相关系数矩阵是需要各变量之间的元分析效应值。在现有关于 MASEM 的研究中，相关系数矩阵数据主要来源于既有变量间存在的元分析研究(Harrison et al., 2006; 尹奎 等, 2024)，而通常不会采取自己计算变量间元分析效应值的方式，因为这样工作量较大，难以实施。作者在数据检索时发现缺少的元分析效应值数据较多，不宜采取自己计算元分析效应值的方式，相关数据如下表，所以目前暂时无法进行全模型的 MASEM。

参考文献：

Harrison, D. A., Newman, D. A., Roth, P. L. (2006). How important are job attitudes? Meta-analytic comparisons of integrative behavioral outcomes and time sequences. *Academy of Management journal*, 49(2), 305–325.

尹奎, 迟志康, 董念念, 李培凯, 赵景. (2024). 团队反思与团队资源开发、利用及团队结果的关系：一项元分析. *心理科学进展*, 32(2), 228–245.

全模型相关系数矩阵表

	自恋型领导	心理授权	创新自我效能感	工作满意度	组织公民行为	工作绩效	创新
自恋型领导	1						
心理授权	-0.329 (k=3,N=1017)	1					
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	NA	1				
工作满意度	-0.236 (k=7,N=4344)	0.51 (k=8,N=3426)	NA	1			
组织公民行为	-0.156 (k=10,N=2384)	0.39 (k=18,N=5324)	NA	0.24 (k=72,N=7100)	1		
工作绩效	-0.212 (k=13,N=4090)	0.27 (k=12,N=3823)	NA	0.2 (k=101,N=19494)	0.29 (k=38,N=3097)	1	
创新	0.410 (k=7,N=2572)	0.477 (k=21,N=7236)	0.350 (k=68,N=19973)	0.21 (k=5,N=762)	0.56 (k=19,N=4352)	0.55 (k=28,N=7660)	1

意见 2：一些元分析数据我认为可能存在错误。比如，自恋型领导与下属工作态度的总效应值为-0.201，但自恋型领导与下属三种细分的工作态度的效应值分别为-0.235、-0.278（反向）、-0.456（反向），这三种细分的态度变量与自恋领导的负向效应值都大于 0.201，他们三个合并后的绝对值至少也应该是大于 0.235 吧。作者此前没有明确说反向编码的问题，在我提了这方面质疑后，作者现在文字上说明了，但数据却对不上。建议作者认真检查所有数据，

确保所有数据分析结果都是准确无误的。否则发表后可能会面临撤稿风险！

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，感谢您指出数据部分的问题，基于审稿老师提出的疑问，作者对所有数据重新进行了检查，并对相关数据结果进行了修改完善，详见下方蓝色字内容。

表 2 同质性检验和主效应分析结果

自恋型领导效能	<i>k</i>	<i>N</i>	模型	同质性检验									主效应分析			
				<i>Q</i>	<i>df(Q)</i>	<i>p</i>	<i>I</i> ²	τ^2	<i>SE</i>	<i>SD</i>	<i>Tau</i>	点估计和 95%CI			双尾检验	
												<i>r</i>	下限	上限	<i>Z</i>	<i>p</i>
下属总效能	84	30493	R	1818.345	83	0.000	95.435	0.058	0.011	0.000	0.242	-0.226	-0.276	-0.174	-8.431	0.000
工作态度	22	10167	R	457.349	21	0.000	95.408	0.046	0.017	0.000	0.215	-0.344	-0.423	-0.260	-7.589	0.000
①工作满意度	7	4344	R	59.159	6	0.000	89.858	0.015	0.010	0.000	0.121	-0.235	-0.323	-0.143	-4.923	0.000
②离职倾向	6	1874	R	33.655	5	0.000	85.143	0.020	0.016	0.000	0.140	0.278	0.161	0.388	4.540	0.000
③组织犬儒主义	9	3949	R	280.423	8	0.000	97.147	0.083	0.049	0.002	0.288	0.456	0.292	0.594	5.039	0.000
职场行为	34	13145	R	237.946	33	0.000	86.131	0.021	0.007	0.000	0.143	-0.244	-0.293	-0.194	-9.229	0.000
①知识共享行为	6	2696	R	73.312	5	0.000	93.180	0.039	0.031	0.001	0.198	-0.357	-0.492	-0.205	-4.417	0.000
②沉默行为	18	5493	R	133.573	17	0.000	87.273	0.023	0.010	0.000	0.152	0.248	0.176	0.318	6.537	0.000
③组织公民行为	10	2384	F	13.981	9	0.123	35.626	0.002	0.003	0.000	0.049	-0.168	-0.207	-0.128	-8.221	0.000
工作绩效	13	4116	R	141.945	12	0.000	91.546	0.035	0.017	0.000	0.188	-0.213	-0.312	-0.108	-3.938	0.000
工作压力	8	3065	F	18.682	7	0.009	62.530	0.005	0.005	0.000	0.070	0.230	0.196	0.264	12.929	0.000
创新	7	2572	R	68.206	6	0.000	91.203	0.029	0.019	0.000	0.171	0.410	0.294	0.514	6.411	0.000

注：*k* 为效应值数量；*N* 为独立样本数量；R、F 分别指随机、固定效应模型；*Q* 为同质性检验统计量；*df(Q)* 是自由度；*I*² 为效应值的真实差异占据观察变异的比例； τ^2 为研究间变异可用于权重计算的比例；*SE* 为标准误；*SD* 为标准差；*Z* 为双尾检验的统计值。下同。

意见 3: 建议摘要把“且效果尤为突出”几个字删掉，文中 4.2 节系数比较结果报告更严谨，目前只是说差异显著，但统计量是什么，如何比较的，这些建议补充数据。有的比较似乎只是简单的肉眼观察，比如 $|r_{ii}| > |r_{oc}| > |r_{ksb}| > 0.3$ ，这些都应该更为严谨。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议，摘要部分已将“且效果尤为突出”内容删除，详见下方内容。对于 4.2 节系数比较结果部分进行了修改完善，补充了相关统计量和数据，详见下方蓝色字体内容。

摘要 颇具争议的自恋型领导的效用尚未形成共识。本研究基于资源保存理论，对 67 篇文献的 73 项独立实证研究进行元分析，探讨并验证自恋型领导是否、如何、何时“祸福相依”。研究显示：(1)虽然自恋型领导的整体影响效果是负向的，但却具有双面效应，即该领导方式会增加下属的压力，抑制其工作态度、行为和绩效，但却会促进其创新。(2)行业类型、组织属性、员工类别、员工学历和测量工具具有调节作用，该领导方式对制造企业非知识型的低学历员工危害甚巨，但在高新技术行业中却有积极效应，呼应了其创新的突出提升作用。(3)自恋型领导的双面效应分别通过员工心理授权（负面效应）、创新自我效能感（正面效应）稳定地实现。研究为扬长避短地发挥自恋型领导效用提供了依据。

由表 2 的结果可知， r_{ge} 、 r_{wa} 、 r_{wb} 、 r_i 、 r_{jp} 、 r_{wp} 分别为-0.226、-0.344、-0.244、0.410、0.230、-0.213，且点估计的结果均值达到显著性水平(95%的置信区间不包含 0，下同)，即自恋型领导对下属效能整体为负面影响，但具体来看，其对下属的工作态度、职场行为、工作绩效这三类影响结果有负面影响，对下属工作压力和创新则有正向影响，故假设 H1、H2、H3、H4、H5 均得到支持。具体而言：①在工作态度方面， r_{ws} 、 r_{it} 、 r_{oc} 分别为-0.235、0.278、0.456，点估计值均达到显著性水平，即自恋型领导对下属工作满意度具有负向影响，对下属离职倾向和组织犬儒主义具有正向影响。其中 $r_{oc}=0.456 > r_{it}=0.278$ ，且差异均达到显著性水平($p < 0.05$ ，下同)，故假设 H1a 和 H1b 得到支持。②在职场行为方面，除了组织公民行为采用的是固定效应模型，其余均为随机效应模型， r_{ksb} 、 r_{sb} 、 r_{ocb} 分别为-0.357、0.248、-0.168，点估计结果均达到显著性水平，即自恋型领导对下属知识共享行为和组织公民行为具有负向影响，对下属沉默行为具有正向影响。其中 $|r_{ksb}|=0.357 > |r_{ocb}|=0.168$ ，且差异均达到显著性水平，故假设 H2a 和 H2b 得到支持。③在五类影响结果的九个具体指标中，自恋型领导对于下属创新($r_i=0.410$)、组织犬儒主义($r_{oc}=0.456$)、知识共享行为($r_{ksb}=-0.357$)具备较大的影响（按照社会科学研究的经验值标准，当 $|r| \geq 0.40$ 时，变量之间为强相关关系；当 $0.25 \leq |r| < 0.40$ 时，变量之间为中等强度相关关系；当 $|r| \leq 0.25$ 时，变量之间为弱相关关系）。

意见 4: 关于行业类型的划分，高新技术行业与制造业或者服务业之间有没有交叉？如果有交叉，这个分类还如何成立？好比我将样本分成男人和黑人，然后发现有显著差异，这个比较会不会很不靠谱。此外，作者在文中将制造业定位为非知识型的低学历员工，你确定是这种说法？我们这么多年的产业转型，结果是制造业代表了低端制造业？

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议，正如审稿老师所言，高新技术行业确实可能会与制造业或服务业存在交叉的可能，所以参考审稿老师的意见，考虑到结果的可靠性，本研究将行业类型只划分为制造业和服务业，对相关内容进行了修改完善，详见下方蓝色字体内容。

另外，本研究并未将制造业定位为非知识型的低学历员工，而是通过调节作用分析发现，自恋型领导对于行业类型中的制造业，组织属性中的营利性组织，员工类别中的非知识型员工以及低学历员工的危害更为突出，并不是将制造业代表为非知识型的低学历员工。

资本密集程度会调节组织政策与组织绩效的关系，而资本密集程度与行业类型密切相关(Guthrie & Datta, 2008)。本研究将样本行业分为制造业和服务业。这样划分的依据在于：

首先，根据样本数据的分布特征，样本中的行业主要分为这两类且均满足元分析效应值数量要求；其次，在诸多元分析研究中(鲁迪, 缪小明, 2018; Barari et al., 2021)均将行业划分为这两个类别；最后，通过梳理纳入本元分析的实证研究发现，既有实证研究的样本特征基本均能根据该标准进行对应分类。如 Weaver 和 Yancey(2010)研究的研究样本为“中西部一个中型城镇制造业公司的员工”，将其样本行业划分为制造业，如 Ghislieri 等(2019)的研究样本为“在意大利西北部不同城镇两家医院工作的 602 名护士”，故将其样本行业划分为服务业。制造业是按照市场要求，把生产资源转化为可供人们使用和利用的大型工具、工业品与生活消费产品的行业。服务业主要提供服务性产品，包括信息、物流运输、咨询、教育、文化等行业。自恋型领导在不同行业对员工所发挥的效能有所不同，在制造业中，对于生产需要具有稳妥的规划，对质量的把控也比较严格，自恋型领导的冒险精神及非常规的投资可能不利于生产，从而导致供需断裂。而在服务行业，强调了“顾客至上”的观念，自恋型领导的欺骗、利己主义等负面特质可能给予员工一个不好的榜样，同时该行业员工多与人打交道，对于自恋型领导所表现的利己主义、欺骗他人等行为更加敏感，产生的负面影响更强，进而可能对服务行业带来更大的伤害。由此可见，在不同行业中，自恋型领导所发挥的作用也有所不同。

表 3 情境因素调节分析结果

调节因素	模型	同质性检验			划分类别	<i>k</i>	<i>N</i>	点估计和 95%CI			双尾检验	
		<i>Q</i> 组间	<i>df(Q)</i>	<i>p</i>				<i>r</i>	下限	上限	<i>Z</i>	<i>p</i>
文化背景 (宏观)	F	0.599	1	0.439	西方	26	7438	-0.195	-0.236	-0.153	-8.974	0.000
					东方	41	12574	-0.214	-0.305	0.119	-4.348	0.000
行业类型 (中观)	R	7.748	1	0.005	制造业	7	2366	-0.254	-0.349	-0.155	-4.918	0.000
					服务业	30	11935	-0.186	-0.274	-0.094	-3.947	0.000
组织属性 (中观)	R	16.250	1	0.000	营利性	64	22693	-0.161	-0.174	-0.148	-23.942	0.000
					非营利性	11	5531	-0.098	-0.126	-0.070	-6.777	0.002
员工类别 (微观)	R	7.719	1	0.005	知识型	38	14531	-0.194	-0.276	-0.111	-4.497	0.000
					非知识型	5	2130	-0.245	-0.341	-0.144	-4.668	0.000
测量工具	R	17.625	1	0.000	Hochwarter 和 Thompson 量表	29	7500	-0.251	-0.364	-0.131	-4.033	0.000
					NPI-16 量表	12	5362	-0.186	-0.258	-0.112	-4.890	0.000

.....
审稿人 2 意见：论文经过修改有一定的提升，但仍有部分问题有待进一步完善。

意见 1：引言部分，“本研究选择 COR 理论作为理论依据”，论文用 COR 代表资源保存理论应该在第一次使用缩写时给出具体的解释，如：全文用 COR 指代资源保存理论。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，已在引言相应部分补充了此内容，详见下方蓝色字体内容。

（3）自恋型领导如何祸福相依？关于自恋型领导对下属效能产生双面效应的稳定过程机制暂未可知。虽现已有实证研究探讨自恋型领导影响下属效能的过程机制(陈璐 等, 2018; Den et al., 2020)，但其大多聚焦于单个效应，即自恋型领导的负面效应或正面效应，且这些过程机制都比较零散。同时虽然这些过程机制在普通实证研究中显著成立，但其是否在元分析研究中也显著成立暂无直接证据，自恋型领导产生双面效应的稳定中介机制有待探明。自恋型领导较容易影响下属心理资源，且既有关于自恋型领导的实证研究大量关注其在心理资源层面对于下属效能的影响(张兰霞 等, 2017; Zhang et al., 2018)，可见从心理资源的角度较适合解释自恋型领导的效用，再基于本研究选择 COR 理论（全文用 COR 指代资源保存理论）作为理论依据，其可以较好解释自恋型领导在心理层面的作用机制，所以可以从心理资源层面探讨自恋型领导双面效应可能存在的过程机制，比如从内在动机、认知激励等的视角解释自恋型领导祸福相依。

意见 2：引言部分，“基于本研究选择 COR 理论作为理论依据，自恋型领导较容易影响下属心理资源，且既有关于自恋型领导的实证研究大量关注其在心理效能层面对于下属效能的影响(张兰霞等, 2017; Zhang et al., 2018)，所以可以从心理资源层面探讨自恋型领导双面效应可能存在的过程机制，比如从内在动机、认知激励等的视角解释自恋型领导祸福相依。”因为和所以之间并没有明确的因果逻辑关系，而且存在重复自证的问题：因为选择了资源保存理论，所以可以从心理资源视角解释。建议作者给出更加充分的理由来说明中介变量的选择。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，已对相关内容进行了修改完善，详见下方蓝色字体内容。

（3）自恋型领导如何祸福相依？关于自恋型领导对下属效能产生双面效应的稳定过程机制暂未可知。虽现已有实证研究探讨自恋型领导影响下属效能的过程机制(陈璐 等, 2018; Den et al., 2020)，但其大多聚焦于单个效应，即自恋型领导的负面效应或正面效应，且这些过程机制都比较零散。同时虽然这些过程机制在普通实证研究中显著成立，但其是否在元分析研究中也显著成立暂无直接证据，自恋型领导产生双面效应的稳定中介机制有待探明。自恋型领导较容易影响下属心理资源，且既有关于自恋型领导的实证研究大量关注其在心理资源层面对于下属效能的影响(张兰霞 等, 2017; Zhang et al., 2018)，可见从心理资源的角度较适合解释自恋型领导的效用，再基于本研究选择 COR 理论（全文用 COR 指代资源保存理论）作为理论依据，其可以较好解释自恋型领导在心理层面的作用机制，所以可以从心理资源层面探讨自恋型领导双面效应可能存在的过程机制，比如从内在动机、认知激励等的视角解释自恋型领导祸福相依。

至于中介变量选择的具体理由在后续假设的过程机理部分进行了详细阐述，详见下方蓝色字体内容。引言部分只是初步假设可能的中介变量，以引出后文从而前后呼应。

首先从数据上看，通过文献梳理和归纳，在现有研究关于自恋型领导与下属效能关系的

中介变量中,心理授权和创新自我效能感这两个变量的数量居多且满足元分析结构方程模型数据要求。其次从理论上,本研究基于COR理论,而心理授权和创新自我效能感都是心理层面的变量,均与心理资源密切相关,可以用COR理论很好地解释其作用机制。最后从研究视角上看,心理授权和创新自我效能感的本质都是内在动机,均属于心理资源的范畴,可以从心理资源的角度探讨自恋型领导产生双面效应的内在机制。所以本研究选取了心理授权和创新自我效能感作为自恋型领导影响下属效能的中介变量。

意见 3: 引言部分,“参考既有元分析工具书(陈晓萍等, 2018)”。该书并不是元分析工具书,只是某章介绍了元分析方法。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,该书确实不是专门的元分析工具书,只是某章介绍了元分析方法,已对相关表述进行了修改完善,详见下方蓝色字体内容。

本研究探讨自恋型领导对下属效能的影响,首先,遵循元分析方法归纳的逻辑,研究纳入下属工作态度、职场行为、工作压力、工作绩效、创新这5个结果变量来评估下属的工作效能;其次,参考既有相关工具书(陈晓萍等, 2018),“在元分析中,将意思相近的变量归为一个大类,进而分析两个含义更为广泛的变量之间的关系,将使对两者关系进行分析的预测效度更高(Harrison et al., 2006)”。本元分析也采用此模块式操作,将比较零散的结果变量归为一类,如将知识共享行为、沉默行为以及组织公民行为归纳为职场行为;最后,通过多维度的下属效能,从内而外多方位地探讨自恋型领导对于下属效能的影响。

意见 4: 假设部分存在相互矛盾。“H1: 自恋型领导对下属工作态度存在抑制作用。H1a: 自恋型领导对工作满意度存在抑制作用,对犬儒主义和离职倾向存在促进作用。”如果自恋型领导对犬儒主义和离职倾向存在促进作用,而犬儒主义和离职倾向又属于工作态度,那么为什么自恋型领导对下属工作态度会存在抑制作用呢? H2 和 H2a 存在同样的问题。

回应: 感谢审稿老师的宝贵建议,在进行元分析研究时,我们通常会有一个立场和前提,就是将工作态度、职场行为等默认为是正向的,如在苏涛等(2023)、张建平(2021)等的研究中均有类似表述。在H1和H1a中,犬儒主义和离职倾向同属于工作态度,但在编码时需进行反向编码,即工作满意度是积极工作态度,而犬儒主义和离职倾向是消极工作态度,促进消极的工作态度就等于抑制积极的工作态度。所以在假设中出现了相反的表述,但意思均为“抑制下属工作态度”,H2和H2a同理。已对相关内容进行修改,详见下方蓝色字体内容。

参考文献:

苏涛,曾翔燕,马文聪,吴小节. (2023). 宽以接下,其效为上?中国情境下包容型领导效能的元分析. *管理工程学报*, 37(5), 217-229.

张建平,林澍倩,刘善仕,张亚,李焕荣. (2021). 领导授权赋能与领导有效性的关系:基于元分析的检验. *心理科学进展*, 29(9), 1576-1598.

H1a: 自恋型领导对工作满意度(积极工作态度)存在抑制作用,对犬儒主义和离职倾向(消极工作态度)存在促进作用。

H2a: 自恋型领导对组织公民行为和知识共享行为(积极职场行为)存在抑制作用,对沉默行为(消极职场行为)存在促进作用。

意见 5: 假设部分,“最后从研究视角上看,心理授权和创新自我效能感的本质都是内在动机,均属于心理效能的范畴,可以从心理资源的角度探讨自恋型领导产生双面效应的内在机制。所以本研究选取了心理授权和创新自我效能感作为自恋型领导影响下属效能的中介变

量。”前后依然没有明显的因果关系，而且属于重复自证。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，“从研究视角上看，心理授权和创新自我效能感的本质都是内在动机，均属于心理效能的范畴，可以从心理资源的角度探讨自恋型领导产生双面效应的内在机制。”这只是选择心理授权和创新自我效能感这两个中介变量的理由之一，从研究视角上论述为何可以选择这两个中介变量，因为这两个变量均为心理层面的变量，可以从员工心理资源的视角切入探究自恋型领导双面效应的过程机制。至于为何选择这两个中介变量，本研究主要从数据归纳、理论匹配以及研究视角三个方面提供依据，详见下方蓝色字体内容。这三个论点之间不是孤立存在的，相互之间存在联系，需要整体看待。

首先从数据上看，通过文献梳理和归纳，在现有研究关于自恋型领导与下属效能关系的中介变量中，心理授权和创新自我效能感这两个变量的数量居多且满足元分析结构方程模型数据要求。其次从理论上，本研究基于 COR 理论，而心理授权和创新自我效能感都是心理层面的变量，均与心理资源密切相关，可以用 COR 理论很好地解释其作用机制。最后从研究视角上看，心理授权和创新自我效能感的本质都是内在动机，均属于心理资源的范畴，可以从心理资源的视角探讨自恋型领导产生双面效应的内在机制。所以本研究选取了心理授权和创新自我效能感作为自恋型领导影响下属效能的中介变量。

意见 6：结论部分，“本研究选取了心理授权和创新自我效能感这两个变量探讨自恋型领导双面效应产生的中介机制，从心理效能的视角探究了自恋型领导双面效应的过程机理，但也可能存在其他的中介机制”。为什么是心理效能的视角而非心理资源？心理效能和心理资源的关系是什么？论文并没有解释清楚。

回应：感谢审稿老师的宝贵建议，“心理效能”是指一个人在某一行动中体验到的心理能力和动力，也可以把它理解成一个人的心理带宽，它代表着一个人某一刻的心理负载能力。“心理资源”指个人在应对生活压力和进行认知加工时所具有的各种心理特质和能力。“心理效能”属于“心理资源”，作者在表述时产生了混淆，没有清晰地区分，让审稿老师产生了误解。研究视角本研究统一表述为“心理资源”，详见下方蓝色字体内容。

本研究也存在一些不足，有待进一步完善：（1）由于自恋型领导的相关研究起步较晚，实证研究的数量相对不够充足，只能局限于一些实证研究数量相对较多的下属效能进行研究，不能比较全面地解释其对下属工作效能的影响。未来可以收集更多的实证研究，更加全面的分析自恋型领导对于下属工作效能的影响。（2）由于缺少相关元分析效应值数据，无法对自恋型领导正负效应进行全模型的 MASEM 分析，同时本研究中自恋型领导与创新自我效能感、创新之间的效应值数量较少，其结论稳健性也偏低。待未来相关研究数据更充足时可进一步分析和检验。（3）关于自恋型领导前因变量的研究多为综述文献，缺乏充足的实证研究，因此本研究未能对其触发因素进行研究。未来的元分析研究可以从自恋型领导的触发因素（如个人特质和环境推动等）出发，形成相对完整的研究链条。（4）当前对于自恋型领导的研究大多都与谦卑型领导共同讨论，两种领导风格形成鲜明对比，本研究并未与其对比探讨。未来的研究可以结合这一视角进一步充实和完善。（5）自恋型领导具有促进创新的正面效应，在促进创新之后也可能存在促进绩效的可能性。但本研究是基于横截面的视角，将创新和工作绩效共同作为结果变量，并未探讨自恋型领导促进下属创新后对于绩效的后续效应，未来研究可以针对此问题做更加深入的研究。（6）本研究选取了心理授权和创新自我效能感这两个变量探讨自恋型领导双面效应产生的中介机制，从心理资源的视角探究了自恋型领导双面效应的过程机理，但也可能存在其他的中介机制。关于其他的过程机制（如领导成员关系、组织认同等）未来研究可进一步丰富和探讨。

第四轮

审稿人 1 意见：作者对上一轮意见进行了修改，但仍有如下问题需要解决：

意见 1：作者说 MASEM 相关矩阵中缺四个整合后的效应值，以往没人做过整合，作者自己找实证研究工作量大，难以实施，这个理由显然很牵强。作者在这个很容易解决的问题上多次找理由搪塞，令人费解。

回应：感谢审稿专家的宝贵建议，我们听取审稿老师的意见，主要通过以下几种方式尝试进行全模型的 MASEM 分析。

首先，在通过大量的文献搜索之后，计算和补全了之前相关变量间缺失的元分析效应值，见下表中红色字体内容，其中创新自我效能感和心理授权、工作满意度、组织公民行为以及工作绩效之间的元分析效应值为我们自己计算所得，相关编码表如下，工作满意度和创新之间的元分析效应值来自 Lanaj 等人（2012）的研究，参考文献如下。我们构造了全模型的元分析相关系数矩阵，并且没有私自篡改或拼凑数据，所有数据均为真实数据，如下表全模型相关系数矩阵（1）所示。但是基于此矩阵数据在 Mplus 8.0 软件中无法成功运行，无法得到模型图，运行结果报错图如下。

全模型相关系数矩阵（1）

	自恋型领导	心理授权	创新自我效能感	工作满意度	组织公民行为	工作绩效	创新
自恋型领导	1						
心理授权	-0.329 (k=3,N=1017)	1					
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.510 (k=4,N=1298)	1				
工作满意度	-0.235 (k=7,N=4344)	0.50 ^a (k=24,N=12570)	0.334 (k=6,N=2315)	1			
组织公民行为	-0.168 (k=10,N=2384)	0.18 ^a (k=5,N=1299)	0.677 (k=3,N=637)	0.24 ^c (k=72,N=7100)	1		
工作绩效	-0.213 (k=13,N=4116)	0.24 ^a (k=24,N=8549)	0.386 (k=8,N=2456)	0.20 ^d (k=101,N=19494)	0.29 ^f (k=38,N=3097)	1	
创新	0.410 (k=7,N=2572)	0.36 ^a (k=12,N=3544)	0.350 ^b (k=68,N=19973)	0.21 ^e (k=5,N=762)	0.56 ^g (k=19,N=4352)	0.55 ^g (k=28,N=7660)	1

注：a Llorente-Alonso, García-Ael & Topa (2023); b Liu, Jiang, Shalley, Keem & Zhou, J. (2016); c King, Bowling, & Eschleman(2020); d Bowling, Khazon, Meyer, & Burrus (2015); e Lanaj, Chang, & Johnson(2012); f Nielsen, Hrivnak, & Shaw(2009); g Harari, Reaves, & Viswesvaran(2016); 未标记的为作者计算。

创新自我效能感和心理授权的元分析编码表

年份	作者	标题	样本量	效应值
2019	Teng	Triggering creative self-Efficacy to increase employee innovation behavior in the hospitality workplace	339	0.29
2019	Ghosh	Team-member exchange and innovative work behaviour The role of psychological empowerment and creative self-efficacy	156	0.52
2023	Wilaphan	Transformative Leadership and innovative behavior in medical education: Mediating effects of psychological empowerment and creative self-Efficacy	153	0.61
2021	Khan	The light triad traits, psychological empowerment, creative self-efficacy, self-resilience and innovative performance in ict of Pakistan	650	0.589

创新自我效能感和工作满意度的元分析编码表

年份	作者	标题	样本量	效应值
2016	李悦嘉	工作满意度对创新行为的影响研究——组织创新氛围和创新自我效能感的调节作用	312	0.174
2019	胡培培	互联网企业组织支持感对员工创新行为的影响研究	304	0.207
2022	邓静	某三甲儿童医院护士创新自我效能感水平及影响因素分析	652	0.695
2021	Amoah	The use of rewards to stimulate employee creativity: The mediating moderation role of job satisfaction and creative self-efficacy	320	0.32
2018	Wang	Idiosyncratic deals and employee creativity: The mediating role of creative self-efficacy	177	0.17
2023	Oh	Creative self-Efficacy, cognitive reappraisal, positive affect, and career satisfaction: A serial mediation model	550	0.31

创新自我效能感和组织公民行为的元分析编码表

年份	作者	标题	样本量	效应值
2017	Xiao	Creative leaders create 'unsung heroes': leader creativity and subordinate organizational citizenship behavior	114	0.37
2017	Irvin	Job crafting and organizational citizenship behavior: Believing in your creative ability to better your job and organization	323	0.758
2019	Heidari	Mediating role of organizational citizenship behavior in the relationship with abusive supervision and employees' innovative self-efficacy in shiraz university of medical sciences	200	0.79

创新自我效能感和工作绩效的元分析编码表

年份	作者	标题	样本量	效应值
2020	Christensen	Unmasking the creative self-efficacy-creative performance relationship: the roles of thriving at work, perceived work significance, and task interdependence	795	0.04
2019	Santoso	The role of creative self-efficacy, transformational leadership, and digital literacy in supporting performance through innovative work behavior: Evidence from telecommunications industry	235	0.140
2022	Wali	Unravelling the nexus between creative self-efficacy, humble leadership, innovative work behaviour and job performance amongst physicians in public hospitals	173	0.757
2019	Abdullah	Creative self-Efficacy, innovative work behaviour and job performance among selected manufacturing employees	186	0.395
2018	Hirst	Exploitation and exploration climates' influence on performance and creativity: Diminishing returns as function of self-efficacy	317	0.03
2009	Gong	Employee learning orientation, transformational leadership, and employee creativity: The mediating role of employee creative self-efficacy	178	0.15
2021	Saleem	Technostress and employee performance nexus during COVID-19: training and creative self-efficacy as moderators	222	0.84
2023	Iqbal	Abusive supervision, job performance, and creativity: Role of creative self-efficacy in public sector organizations	350	0.271

工作绩效和创新元分析效应值的来源文献: Lanaj K., Chang C. H., & Johnson R. E. (2012). Regulatory focus and work-related outcomes: A review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(5), 998.

```

AS mediation analysis

WARNING: THE SAMPLE COVARIANCE OF THE INDEPENDENT VARIABLES
IS SINGULAR. PROBLEM INVOLVING VARIABLE NL.

WARNING: THE SAMPLE COVARIANCE OF THE DEPENDENT VARIABLES
IS SINGULAR. PROBLEM INVOLVING VARIABLE NL.

*** FATAL ERROR

THE SAMPLE COVARIANCE MATRIX COULD NOT BE INVERTED. THIS CAN OCCUR IF A
VARIABLE HAS NO VARIATION, OR IF TWO VARIABLES ARE PERFECTLY CORRELATED, OR
IF THE NUMBER OF OBSERVATIONS IS NOT GREATER THAN THE NUMBER OF VARIABLES.
CHECK YOUR DATA. THIS PROBLEM IS DUE TO:

VARIABLE : NL
    
```

Mplus 运行结果报错图

其次，我们再尝试删除几个非核心关切的效标（“工作满意度”和“组织公民行为”），保留核心关切的“工作绩效”和“创新”这两个效标，如下表全模型相关系数矩阵（2）所示，再进行全模型的 MASEM 分析，结果发现在 Mplus 8.0 中仍然无法运行，报错图如下。此外，我们也找了一些其他的元分析效应值进行替换，仍旧无法运行。所以我们在进行各种尝试之后，目前确实无法进行全模型的 MASEM 分析，此问题我们也在研究局限部分进行了说明，详见下方蓝色字体内容，望审稿老师能够谅解。

本研究也存在一些不足，有待进一步完善：（1）由于自恋型领导的相关研究起步较晚，实证研究的数量相对不够充足，只能局限于一些实证研究数量相对较多的下属效能进行研究，不能比较全面地解释其对下属工作效能的影响。未来可以收集更多的实证研究，更加全面的分析自恋型领导对于下属工作效能的影响。（2）由于当前相关元分析效应值数据问题，所构成的相关系数矩阵无法开展自恋型领导双面效应的全模型 MASEM 分析，同时本研究中自恋型领导与创新自我效能感、创新之间的效应值数量较少，其结论稳健性也偏低。待未来相关研究数据更充足时可进一步分析和检验。（3）关于自恋型领导前因变量的研究多为综述文献，缺乏充足的实证研究，因此本研究未能对其触发因素进行研究。未来的元分析研究可以从自恋型领导的触发因素（如个人特质和环境推动等）出发，形成相对完整的研究链条。（4）当前对于自恋型领导的研究大多都与谦卑型领导共同讨论，两种领导风格形成鲜明对比，本研究并未与其对比探讨。未来的研究可以结合这一视角进一步充实和完善。（5）自恋型领导具有促进创新的正面效应，在促进创新之后也可能存在促进绩效的可能性。但本研究是基于横截面的视角，将创新和工作绩效共同作为结果变量，并未探讨自恋型领导促进下属创新后对于绩效的后续效应，未来研究可以针对此问题做更加深入的研究。（6）本研究选取了心理授权和创新自我效能感这两个变量探讨自恋型领导双面效应产生的中介机制，从心理资源的视角探究了自恋型领导双面效应的过程机理，但也可能存在其他的中介机制。关于其他的过程机制（如领导成员关系、组织认同等）未来研究可进一步丰富和探讨。

全模型相关系数矩阵（2）

	自恋型领导	心理授权	创新自我效能感	工作绩效	创新
自恋型领导	1				
心理授权	-0.329 (k=3,N=1017)	1			
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.510 (k=4,N=1298)	1		
工作绩效	-0.213 (k=13,N=4116)	0.24 (k=24,N=8549)	0.386 (k=8,N=2456)	1	
创新	0.410 (k=7,N=2572)	0.36 (k=12,N=3544)	0.350 (k=68,N=19973)	0.55 (k=28,N=7660)	1

```

AS mediation analysis

WARNING: THE SAMPLE COVARIANCE OF THE INDEPENDENT VARIABLES
IS SINGULAR. PROBLEM INVOLVING VARIABLE NL.

WARNING: THE SAMPLE COVARIANCE OF THE DEPENDENT VARIABLES
IS SINGULAR. PROBLEM INVOLVING VARIABLE NL.

*** FATAL ERROR

THE SAMPLE COVARIANCE MATRIX COULD NOT BE INVERTED. THIS CAN OCCUR IF A
VARIABLE HAS NO VARIATION, OR IF TWO VARIABLES ARE PERFECTLY CORRELATED, OR
IF THE NUMBER OF OBSERVATIONS IS NOT GREATER THAN THE NUMBER OF VARIABLES.
CHECK YOUR DATA. THIS PROBLEM IS DUE TO:

VARIABLE : NL

```

Mplus 运行结果报错图

关于以上全模型的相关系数矩阵无法运行的问题，我们猜测可能是因为该相关系数矩阵包括正负两条相反的路径，导致结果很难显著，数据不满足 MASEM 运行的条件。参照其他关于 MASEM 的研究可知，均为同向效应路径的相关系数矩阵大多不存在此类问题，如丁晨等（2023）、Zhang 等（2019）的元分析研究。

参考文献：

丁晨, 王绍龚, 赵曙明. (2023). 学习目标导向对员工创新的影响：基于元分析的心理与

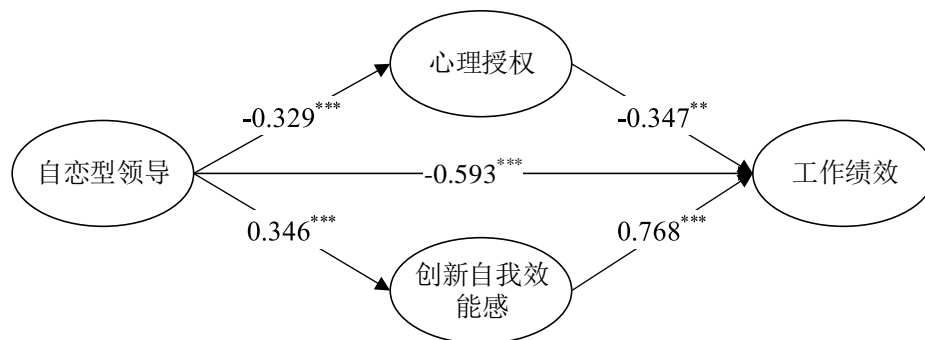
行为机制. *科技进步与对策*, 40(2), 151-160.

Zhang Y., Liu X., Xu S., et al. (2019). Why abusive supervision impacts employee OCB and CWB: A meta-analytic review of competing mediating mechanisms. *Journal of Management*, 45(6), 2474-2497.

最后, 我们为了将两个中介变量(心理授权和创新自我效能感)放在同一个模型中进行中介作用分析, 尝试只选择一个结果变量进行分析, 得到以下四个模型图。

模型 1 相关系数矩阵

	自恋型领导	心理授权	创新自我效能感	工作绩效
自恋型领导	1			
心理授权	-0.329 (k=3,N=1017)	1		
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.510 (k=4,N=1298)	1	
工作绩效	-0.213 (k=13,N=4116)	0.24 (k=24,N=8549)	0.386 (k=8,N=2456)	1

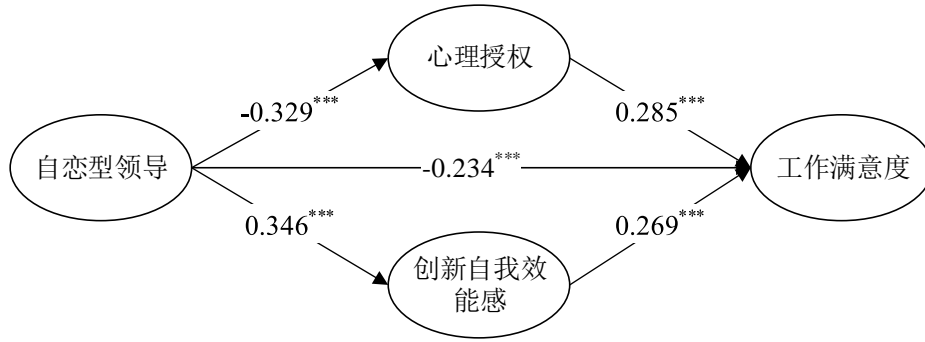


模型 1

模型 1 拟合指标: RMSEA=0.827, SRMR=0.294, CFI=0.489

模型 2 相关系数矩阵

	自恋型领导	心理授权	创新自我效能感	工作满意度
自恋型领导	1			
心理授权	-0.329 (k=3,N=1017)	1		
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.510 (k=4,N=1298)	1	
工作满意度	-0.235 (k=7,N=4344)	0.50 (k=24,N=12570)	0.334 (k=6,N=2315)	1

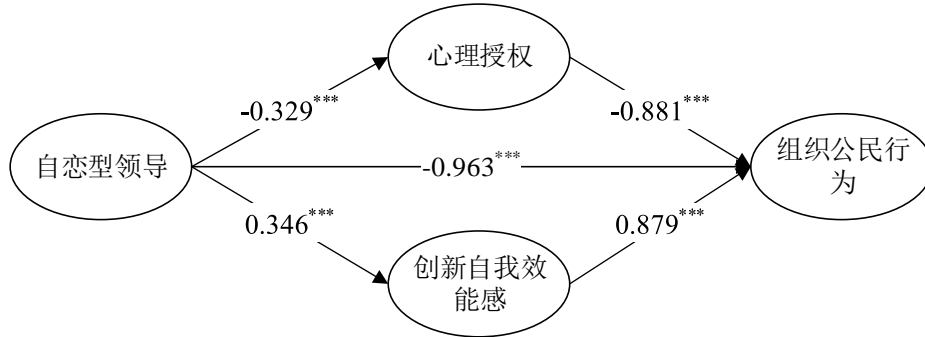


模型 2

模型 2 拟合指标: RMSEA=0.827, SRMR=0.226, CFI=0.458

模型 3 相关系数矩阵

	自恋型领导	心理授权	创新自我效能感	组织公民行为
自恋型领导	1			
心理授权	-0.329 (k=3,N=1017)	1		
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.510 (k=4,N=1298)	1	
组织公民行为	-0.168 (k=10,N=2384)	0.18 (k=5,N=1299)	0.677 (k=3,N=637)	1

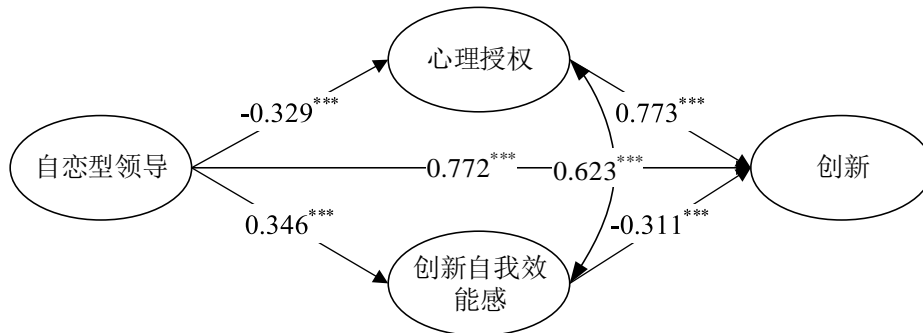


模型 3

模型 3 拟合指标: RMSEA=0.827, SRMR=0.675, CFI=0.879

模型 4 相关系数矩阵

	自恋型领导	心理授权	创新自我效能感	创新
自恋型领导	1			
心理授权	-0.329 (k=3,N=1017)	1		
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.510 (k=4,N=1298)	1	
创新	0.410 (k=7,N=2572)	0.36 (k=12,N=3544)	0.350 (k=68,N=19973)	1



模型 4

模型 4 拟合指标: RMSEA=0.827, SRMR=0.288, CFI=0.569

综合以上四个模型，模型拟合效果评价的标准为：RMSEA<0.08，SRMR<0.05，CFI>0.9。发现上述模型拟合效果远未达到此标准，拟合效果很差，这会导致研究结果缺乏有效性和可靠性。另外，通过分析上述模型的中介效应可知，结果大多与实际情况不符，如在模型 1 中，自恋型领导通过下属心理授权和创新自我效能感这两条路径都正向影响下属工作绩效，并且通过创新自我效能感这条路径的中介效应还更强（ $\beta_{CSE}=0.226 > \beta_{PE}=0.114$ ），但从现实情况来看，自恋型领导可能更容易通过心理授权来影响下属工作绩效，并且下属创新自我效能感与其工作绩效之间的联系实际并不强。再比如在模型 4 中，自恋型领导通过下属心理授权和创新自我效能感这两条路径都负向影响下属创新，且通过心理授权这条路径的中介效应更强（ $\beta_{PE}=-0.254 > \beta_{CSE}=-0.108$ ），但是显然现实情况中创新自我效能感与创新的联系应该更强，所以从模型上来看很难在实际情况中成立。基于以上两个原因，我们也选择放弃这种研究方案。

综合以上各种方案，我们已经努力想了各种办法尝试解决全模型的 MASEM 问题，但是各种办法都无法有效开展，所以本研究最终还是保留了对自恋型领导正负效应分开的方式开展中介作用分析。如果审稿老师有其他更好的解决办法，也希望您能提供给我们，不胜感激。

意见 2: 请问“自恋型领导对于制造业企业非知识型的低学历员工的负面影响尤为突出”这个结论是如何得出来的？作者仅仅检验了行业的调节作用或者员工类型的调节作用，但制造业企业非知识型低学历员工这个群体是如何突然出现的？

回应: 感谢审稿专家的宝贵建议，“自恋型领导对于制造业企业非知识型的低学历员工的负面影响尤为突出”是指本研究通过对于行业类型、组织属性、员工类别以及员工学历进行调节作用分析后，发现自恋型领导对于制造行业、营利性组织（企业）、非知识型员工以及低学历员工这四类对象的负面影响更强，为了得到更具针对性的结论，将这四个小结论叠加阐述，从而得到这一群体。这样的写法可能让审稿老师产生了误解，所以我们基于审稿老师的建议规范了表述，对相关内容进行了修改完善，详见下方蓝色字体内容。

摘要 颇具争议的自恋型领导的效用尚未形成共识。本研究基于资源保存理论，对 67 篇文献的 73 项独立实证研究（总样本 $N=30493$ ）进行元分析，探讨并验证自恋型领导是否、何时、如何“祸福相依”。研究显示：(1)虽然自恋型领导的整体影响效果是负向的，但却具有双面效应，即该领导方式会增加下属的压力，抑制其工作态度、行为和绩效，但却会促进其创新。(2)行业类型、组织属性、员工类别、员工学历和测量工具调节了自恋型领导与下属效能之间的关系。即自恋型领导对于制造业（vs.服务业）、营利性组织（vs.非营利性组

织)、非知识型员工(vs.知识型员工)以及低学历员工的危害更大,且使用 Hochwarter 和 Thompson 量表(vs.NPI-16 量表)测量自恋型领导时,其负面影响更强。(3)自恋型领导的双面效应分别通过员工心理授权(负面效应)、创新自我效能感(正面效应)稳定地实现。研究为扬长避短地发挥自恋型领导效用提供了依据。

意见 3: 上一轮建议作者在论文 4.2 节的系数比较部分增加统计量,结果作者在显著差异文字后边标注了 $p<0.05$, 这有什么区别吗? 我想知道,作者所谓的 $r_{oc}=0.456>r_{it}=0.278$ 是如何得出来的? 一是通过什么方式比较这两个系数的,二是通过哪个统计量(比如 Z、t、F 还是卡方)得知显著的?

回应: 感谢审稿专家的宝贵建议,在进行效应值比较时,首先,如 r_{oc} 和 r_{it} 等效应值属于同一层次,可以进行比较;其次,通过卡方 Q 统计量得知显著。针对审稿老师的问题,已对相应内容进行了修改完善,详见下方蓝色字体内容。

由表 2 的结果可知, r_{ge} 、 r_{wa} 、 r_{wb} 、 r_i 、 r_{jp} 、 r_{wp} 分别为-0.226、-0.344、-0.244、0.410、0.230、-0.213,且点估计的结果均值达到显著性水平(95%的置信区间不包含 0,下同),即自恋型领导对下属效能整体为负面影响,但具体来看,其对下属的工作态度、职场行为、工作绩效这三类影响结果有负面影响,对下属工作压力和创新则有正向影响,故假设 H1、H2、H3、H4、H5 均得到支持。具体而言:①在工作态度方面, r_{ws} 、 r_{it} 、 r_{oc} 分别为-0.235、0.278、0.456,点估计值均达到显著性水平,即自恋型领导对下属工作满意度具有负向影响,对下属离职倾向和组织犬儒主义具有正向影响。其中 $r_{oc}=0.456>r_{it}=0.278(Q_{br}=27.118, df(Q)=1)$,且差异均达到显著性水平($p<0.05$,下同),故假设 H1a 和 H1b 得到支持。②在职场行为方面,除了组织公民行为采用的是固定效应模型,其余均为随机效应模型, r_{ksb} 、 r_{sb} 、 r_{ocb} 分别为-0.357、0.248、-0.168,点估计结果均达到显著性水平,即自恋型领导对下属知识共享行为和组织公民行为具有负向影响,对下属沉默行为具有正向影响。其中 $|r_{ksb}|=0.357>|r_{ocb}|=0.168(Q_{br}=15.936, df(Q)=1)$,且差异均达到显著性水平,故假设 H2a 和 H2b 得到支持。③在五类影响结果的九个具体指标中,自恋型领导对于下属创新($r_i=0.410$)、组织犬儒主义($r_{oc}=0.456$)、知识共享行为($r_{ksb}=-0.357$)具备较大的影响(按照社会科学研究的经验值标准,当 $|r|\geq 0.40$ 时,变量之间为强相关关系;当 $0.25\leq|r|\leq 0.40$ 时,变量之间为中等强度相关关系;当 $|r|\leq 0.25$ 时,变量之间为弱相关关系)。

第五轮

审稿人 1 意见: 作者本轮做了大量工作,把效应值矩阵补充完整,并进行了一些整合分析。对于作者的修改,我有如下几点建议:

意见 1: 之所以完整的 MASEM 无法跑出结果,主要原因在于创新自我效能、创新这两个变量的反向效应。如果完整 MASEM 报错问题无法解决,作者至少应该按照修改说明所列模型 1~模型 4 的结果来报告,这样每一个模型才能体现自恋领导通过不同的中介机制对每个因变量的双面效应。

回应: 感谢审稿专家的宝贵建议,基于“心理授权”和“创新自我效能感”两个中介变量的情况,我们尝试了各种方案都无法解决全模型 MASEM 报错的问题。但审稿老师的意见给了我们启发,我们转换思路,重新思考现有的中介理论模型是否本身就存在问题,可能心理授权这条路径并不是自恋型领导影响下属效能的重要中介机制,所以我们尝试改变我们的中

介模型，替换了中介变量，将“心理授权”替换为“心理安全感”，心理安全感与心理授权同属于心理层面的变量，具备可替代性，但是心理安全感更加侧重员工的心理认知，可以和心理授权加以区分。在替换中介变量之后，我们通过大量的文献搜索，计算了心理安全感和创新自我效能感以及自恋型领导之间的元分析效应值，编码表如下，构造了关于“心理安全感”和“创新自我效能感”两个中介的全模型元分析相关系数矩阵，如下表相关系数矩阵 1，在 Mplus 中运行后依旧报错，报错图如下。

相关系数矩阵 1

	自恋型领导	心理安全感	创新自我效能感	工作满意度	组织公民行为	工作绩效	创新
自恋型领导	1						
心理安全感	-0.429 (k=3,N=709)	1					
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.394 (k=8,N=2946)	1				
工作满意度	-0.235 (k=7,N=4344)	0.53 ^a (k=20,N=8245)	0.334 (k=6,N=2315)	1			
组织公民行为	-0.168 (k=10,N=2384)	0.32 ^a (k=16,N=7275)	0.677 (k=3,N=637)	0.24 ^c (k=72,N=7100)	1		
工作绩效	-0.213 (k=13,N=4116)	0.43 ^a (k=18,N=4061)	0.386 (k=8,N=2456)	0.20 ^d (k=101,N=19494)	0.29 ^f (k=38,N=3097)	1	
创新	0.410 (k=7,N=2572)	0.13 ^a (k=10,N=4567)	0.350 ^b (k=68,N=19973)	0.21 ^e (k=5,N=762)	0.56 ^g (k=19,N=4352)	0.55 ^g (k=28,N=7660)	1

注：N= 2273；a Frazier, Fainshmidt, Klinger, Pezeshkan, & Vracheva (2017)；b Liu, Jiang, Shalley, Keem & Zhou, J. (2016)；c King, Bowling, & Eschleman(2020)；d Bowling, Khazon, Meyer, & Burrus (2015)；e Lanaj, Chang, & Johnson(2012)；f Nielsen, Hrivnak, & Shaw(2009)；g Harari, Reaves, & Viswesvaran(2016)；未标记的为作者计算。

心理安全感和创新自我效能感的元分析编码表

年份	作者	标题	样本量	效应值
2022	于海云	差错管理氛围如何激发员工越轨创新——一个双中介模型的检验	309	0.384
2020	龚雨欣	包容型领导对员工创新行为的影响——一个跨层调节模型	361	0.419
2020	姜平	领导幽默如何激发员工创新：一个双中介模型的检验	365	0.41
2021	Choi	Proactive Personality and Creative Performance: Mediating Roles of Creative Self-Efficacy and Moderated Mediation Role of Psychological Safety	439	0.361
2015	Qin	A Cross-level Examination of the Process Linking Transformational Leadership and Creativity: the Role of Psychological Safety Climate	342	0.59
2021	Wadei	The Mediation Effect of Ethical Leadership and Creative Performance: A Social Information Processing Perspective	512	0.605
2021	Wang	Moderating multiple mediation model of the impact of inclusive leadership on employee innovative behavior	418	0.322
2020	Younas	Positive Psychological States and Employee Creativity: The role of Ethical Leadership	200	-0.07

心理安全感和自恋型领导的元分析编码表

年份	作者	标题	样本量	效应值
2018	肖小虹	自恋型领导对员工知识隐藏的影响研究	231	-0.553
2018	王华强	管理者自恋会导致员工沉默吗:心理安全感与上下级关系的作用	295	-0.22
2020	Wang	Narcissistic supervision and employees' change-oriented OCB	183	-0.49

```

AS mediation analysis

WARNING: THE SAMPLE COVARIANCE OF THE INDEPENDENT VARIABLES
IS SINGULAR. PROBLEM INVOLVING VARIABLE NL.

WARNING: THE SAMPLE COVARIANCE OF THE DEPENDENT VARIABLES
IS SINGULAR. PROBLEM INVOLVING VARIABLE NL.

*** FATAL ERROR

THE SAMPLE COVARIANCE MATRIX COULD NOT BE INVERTED. THIS CAN OCCUR IF A
VARIABLE HAS NO VARIATION, OR IF TWO VARIABLES ARE PERFECTLY CORRELATED, OR
IF THE NUMBER OF OBSERVATIONS IS NOT GREATER THAN THE NUMBER OF VARIABLES.
CHECK YOUR DATA. THIS PROBLEM IS DUE TO:

VARIABLE : NL

```

报错图

但当我们尝试去掉一些结果变量后,发现只有以“工作绩效”“工作满意度”以及“创新”作为结果变量的全模型相关系数矩阵可以运行。为了让全模型更完整,所以我们尝试用其他的职场行为结果变量来进行替换,即用“沉默行为”以及“知识共享行为”来替代“组织公民行为”,其元分析相关系数矩阵如下表相关系数矩阵2和相关系数矩阵3,尝试进行包括工作绩效、工作态度、职场行为和创新的**MASEM**分析。发现在相关系数矩阵2中,缺少创新自我效能感和沉默行为之间的元分析效应值,既没有关于二者间关系的元分析研究,也由于实证研究数量不足无法通过计算所得,所以该方案不可行。但是基于相关系数矩阵3的全模型**MASEM**可以运行,结果如模型图1所示。所以我们从认知(心理安全感)和动机(创新自我效能感)两个不同视角开展全模型的**MASEM**分析,探究自恋型领导对下属效能(工作绩效、工作态度、职场行为及创新)双面效应的过程机制,已对相关内容进行修改,详见下方蓝色字体内容。

相关系数矩阵2

	自恋型领导	心理安全感	创新自我效能感	工作满意度	沉默行为	工作绩效	创新
自恋型领导	1						
心理安全感	-0.429 (k=3,N=709)	1					
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.394 (k=8,N=2946)	1				
工作满意度	-0.235 (k=7,N=4344)	0.53 ^a (k=20,N=8245)	0.334 (k=6,N=2315)	1			
沉默行为	0.248 (k=18,N=5493)	-0.49 ^b (k=11,N=3241)	NA	-0.32 ^b (k=16,N=4590)	1		
工作绩效	-0.213 (k=13,N=4116)	0.43 ^a (k=18,N=4061)	0.386 (k=8,N=2456)	0.20 ^d (k=101,N=19494)	-0.1 ^b (k=15,N=4852)	1	
创新	0.410 (k=7,N=2572)	0.13 ^a (k=10,N=4567)	0.350 ^c (k=68,N=19973)	0.21 ^e (k=5,N=762)	-0.27 ^b (k=4,N=1959)	0.55 ^f (k=28,N=7660)	1

注: a Frazier, Fainshmidt, Klinger, Pezeshkan, & Vranceva (2017); b Hao, Zhu, He, Duan, Zhao, & Meng(2022); c Liu, Jiang, Shalley, Keem & Zhou, J. (2016); d Bowling, Khazon, Meyer, & Burrus (2015); e Lanaj, Chang, & Johnson(2012); f Lim(2021); g Harari, Reaves, & Viswesvaran(2016); 未标记的为作者计算。

相关系数矩阵 3

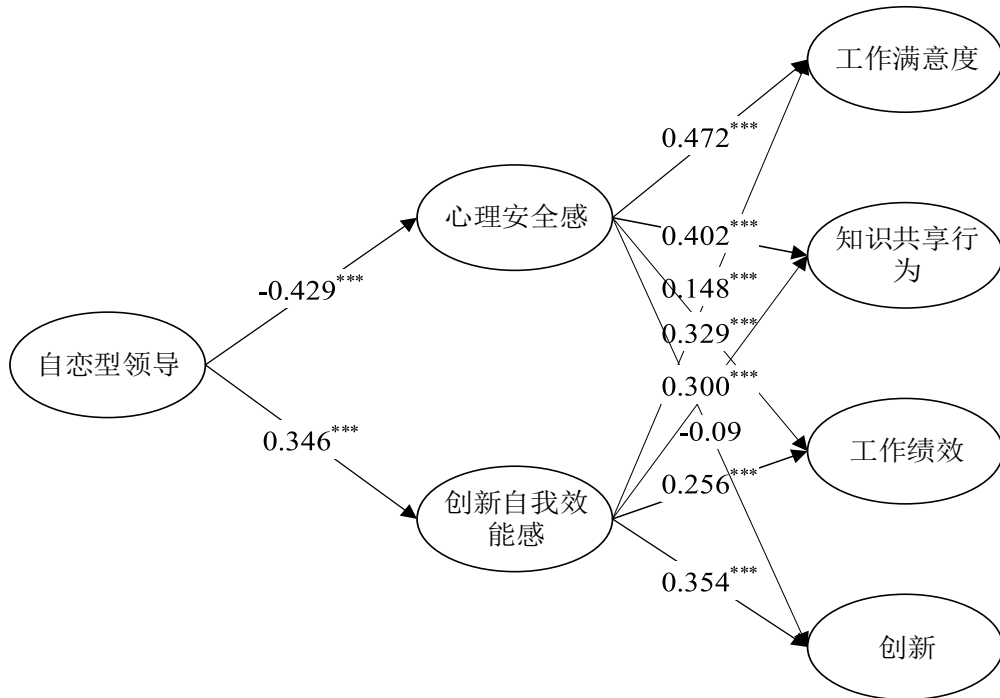
	自恋型领导	心理安全感	创新自我效能感	工作满意度	知识共享行为	工作绩效	创新
自恋型领导	1						
心理安全感	-0.429 (k=3,N=709)	1					
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.394 (k=8,N=2946)	1				
工作满意度	-0.235 (k=7,N=4344)	0.53 ^a (k=20,N=8245)	0.334 (k=6,N=2315)	1			
知识共享行为	-0.357 (k=6,N=2696)	0.52 ^a (k=19,N=3427)	0.458 (k=13,N=3728)	0.35 ^c (k=6,N=4972)	1		
工作绩效	-0.213 (k=13,N=4116)	0.43 ^a (k=18,N=4061)	0.386 (k=8,N=2456)	0.20 ^d (k=101,N=19494)	0.67 ^f (k=5,N=1189)	1	
创新	0.410 (k=7,N=2572)	0.13 ^a (k=10,N=4567)	0.350 ^b (k=68,N=19973)	0.21 ^e (k=5,N=762)	0.51 ^f (k=12,N=4312)	0.55 ^g (k=28,N=7660)	1

注: N= 2436; a Frazier, Fainshmidt, Klinger, Pezeshkan, & Vranceva (2017); b Liu, Jiang, Shalley, Keem & Zhou, J. (2016); c Kooij, Jansen, Dikkers, & Lange(2010); d Bowling, Khazon, Meyer, & Burrus (2015); e Lanaj, Chang, & Johnson(2012); f Lim(2021); g Harari, Reaves, & Viswesvaran(2016); 未标记的为作者计算。

知识共享行为和创新自我效能感的元分析编码表

年份	作者	标题	样本量	效应值
2021	杨进	变革型领导对员工创造力的作用机制: 一个有调节的中介模型	259	0.300
2021	许慧	组织创新支持对科研人员创新行为的影响——基于创新自我效能感、知识共享的链式中介效应	410	0.565
2017	戴凯亮	创新自我效能感与员工创新行为: 基于知识共享与组织支持感的作用研究	270	0.496
2012	孙彦玲	创造力自我效能感与员工创新行为的关系: 一个跨层分析	334	0.428
2016	Hu	Creative self-efficacy mediates the relationship between knowledge sharing and employee innovation	274	0.754
2015	Mittal	Transformational leadership and employee creativity: mediating role of creative self-efficacy and moderating role of knowledge sharing	348	0.400
2021	Islam	Enhancing employees' creativity through entrepreneurial leadership: can knowledge sharing and creative self-efficacy matter?	307	0.430
2021	Asada	Transformational leadership relationship with employee creativity: The moderating effect of knowledge sharing and mediating effect of creative self-efficacy	150	0.644
2021	Cundawan	Mediating effect of creative self-efficacy on the influence of knowledge sharing towards innovative work behavior among millennial knowledge workers	145	0.565
2021	Arshad	The moderating role of knowledge sharing and mediating role of employee creative self-efficacy on the association of empowering leadership and employee creativity	352	0.140
2020	Teng	Triggering Creative Self-Efficacy to Increase Employee Innovation Behavior in the Hospitality Workplace	339	0.310

2021	Jan	Enhancing innovative work behaviour:the role of servant leadership andcreative self-efficacy	257	0.306
2023	Salah	The role of knowledge sharing and creative self-efficacy on theself-leadership and innovative work behavior relationship	283	0.438



模型图 1

心理安全感和创新自我效能感的中介

首先从数据上看，通过文献梳理和归纳，在现有研究关于自恋型领导与下属效能关系的中介变量中，心理安全感和创新自我效能感这两个变量的数量居多且满足全模型元分析结构方程模型数据要求。其次从理论上，本研究基于 COR 理论，而心理安全感和创新自我效能感都是心理层面的变量，均与个体心理资源密切相关，COR 理论为解释它们在自恋型领导与下属效能关系中的作用机制提供了一个有力的理论支撑。最后从研究视角上看，心理安全感和创新自我效能感虽然同属于心理资源的范畴，但它们分别代表了心理认知和内在动机两个不同的维度，因此可以从认知和动机两个不同的视角，深入探讨自恋型领导对下属效能产生双面效应的内在机制。所以本研究选取了心理安全感和创新自我效能感作为自恋型领导影响下属效能的中介变量。

从认知的角度出发，心理安全感强调的是个体对自己能够展现和表达自我而不用害怕消极后果的信念(Kahn, 1990)，突出了个体认知的重要性。心理安全感可表现为一种受环境影响的心理状态，环境可对安全感的建立产生重大影响(马 丽，王姜硕，2023)。当个体感知到环境因素是支持性和积极的，他们就会发展出较高的心理安全感；相反，如果感知到负面或威胁性的因素，心理安全感就会降低。通过对外界环境的感知影响个体判断，进而促使其调整自身行为。心理安全感能够促进员工更好地工作（包括更多的工作参与）并产生积极的行为结果(Agarwal & Farndale, 2017)。自恋型的领导者表现出的贬低和自我导向的领导风格不太可能给员工创造一个积极的工作环境，从而会阻碍员工心理安全感的建立。基于 COR 理论，自恋型领导的利己主义、善于欺骗和抑制他人，这些负面特质都会严重损害下属资源，导致下属资源缺失，员工感知到威胁和损失，从而降低其心理安全感。在这种情况下，下属可能会因为缺乏心理安全感而采取防御性策略，如减少工作投入和积极性，进而影响其工作效能，Brown 和 Leigh（1996）的研究也表明员工较低的心理安全感会负向影响其工作态度

和绩效。综上所述，自恋型领导通过削弱下属心理认知水平而产生负面效应。

但另一方面，自恋型领导所具备的魅力特质、冒险精神以及对于宏远愿景的塑造，在一定程度上传递给下属积极的心理资源，基于 COR 理论，资源的补充可以帮助员工更好地完成相关工作(Hobfoll et al., 2018)，进而提升员工的自我效能感，因为自我效能感也是一种心理资源，其本质是一种内在动机(Hughes et al., 2018)。另外，自恋型领导者的这些正面特质正是创新所需要的品质，所以其可以极大促进员工的创新自我效能感，而关于创新自我效能感与员工创新关系间的实证研究对二者间的正相关关系基本已达成共识(Gong et al., 2009)，如曹洲涛等人(2019)研究发现创新自我效能感可以促进员工的创新行为，张海涛等人(2021)也发现建设型自恋型领导通过影响员工的创新创业自我效能感从而促进员工的创新创业行为。所以，自恋型领导的魅力特质给予下属积极的心理资源，这种激励促进了员工的创新自我效能感，创新自我效能感的提升正向影响了员工的创新，即自恋型领导通过促进下属内在动机而产生正面效应。此外，现有实证文献也证实了心理安全感和创新自我效能感在自恋型领导作用于下属效能的过程中起到重要的中介作用。综上所述，本研究提出以下假设：

H11a: 员工心理安全感中介了自恋型领导与下属效能之间的关系，且自恋型领导通过员工心理安全感负向影响下属的工作态度、行为和绩效。

H11b: 员工创新自我效能感中介了自恋型领导与下属效能之间的关系，且自恋型领导通过员工创新自我效能感正向影响下属创新。

4.5 中介作用检验

中介效应检验采用结构方程模型取向的元分析 (Meta-analysis of Structural Equation Modeling, MASEM) 进行分析(Cheung, 2019)。MASEM 估计包括两个阶段。第一阶段，通过多变量元分析方法获得联合相关矩阵 (pooled correlation matrix)。第二阶段，将联合相关矩阵输入到结构方程模型来检验中介模型。本研究将检验自恋型领导双面效应的中介作用。本研究检验员工心理安全感和创新自我效能感在自恋型领导与下属效能各指标变量间可能存在的中介效应，采用元分析得到相关矩阵与样本量 (见表 5)，其中各元分析效应值分别来自于其他文献以及本研究计算。再将联合相关系数矩阵导入 Mplus8.0 进行中介效应检验，以纳入元分析各样本的调和平均数 (N=2436) 作为判断理论模型与实际模型拟合程度的样本量(Viswesvaran & Ones, 1995)。

表 5 双面效应相关系数矩阵

	自恋型领导	心理安全感	创新自我效能感	工作满意度	知识共享行为	工作绩效	创新
自恋型领导	1						
心理安全感	-0.429 (k=3,N=709)	1					
创新自我效能感	0.346 (k=4,N=1197)	0.394 (k=8,N=2946)	1				
工作满意度	-0.235 (k=7,N=4344)	0.53 ^a (k=20,N=8245)	0.334 (k=6,N=2315)	1			
知识共享行为	-0.357 (k=6,N=2696)	0.52 ^a (k=19,N=3427)	0.458 (k=13,N=3728)	0.35 ^c (k=6,N=4972)	1		
工作绩效	-0.213 (k=13,N=4116)	0.43 ^a (k=18,N=4061)	0.386 (k=8,N=2456)	0.20 ^d (k=101,N=19494)	0.67 ^f (k=5,N=1189)	1	
创新	0.410 (k=7,N=2572)	0.13 ^a (k=10,N=4567)	0.350 ^b (k=68,N=19973)	0.21 ^e (k=5,N=762)	0.51 ^f (k=12,N=4312)	0.55 ^g (k=28,N=7660)	1

注：a Frazier, Fainshmidt, Klinger, Pezeshkan, & Vracheva (2017); b Liu, Jiang, Shalley, Keem & Zhou, J. (2016); c Kooij, Jansen, Dijkers, & Lange(2010); d Bowling, Khazon, Meyer, & Burrus (2015); e Lanaj, Chang, &

Johnson(2012); f Lim(2021); g Harari, Reaves, & Viswesvaran(2016); 未标记的相关系数、独立样本数和总样本量由本研究计算。

图 2 是元分析结构方程模型的路径系数结果, 检验了自恋型领导通过员工心理安全感和创新自我效能感影响下属效能的中介模型, 模型拟合指标: RMSEA=0.850, SRMR=0.085, CFI=0.493。由路径系数图可知, 自恋型领导负向影响员工心理安全感且显著 ($\beta=-0.429, p<0.001$), 员工心理安全感与其工作满意度 ($\beta=0.472, p<0.001$)、知识共享行为 ($\beta=0.402, p<0.001$)、工作绩效 ($\beta=0.329, p<0.001$) 正相关, 与其创新 ($\beta=-0.09, p>0.05$) 负相关。自恋型领导正向影响员工创新自我效能感且显著 ($\beta=0.346, p<0.001$), 员工创新自我效能感与其工作满意度 ($\beta=0.148, p<0.001$)、知识共享行为 ($\beta=0.300, p<0.001$)、工作绩效 ($\beta=0.256, p<0.001$) 以及创新 ($\beta=0.354, p<0.001$) 正相关。

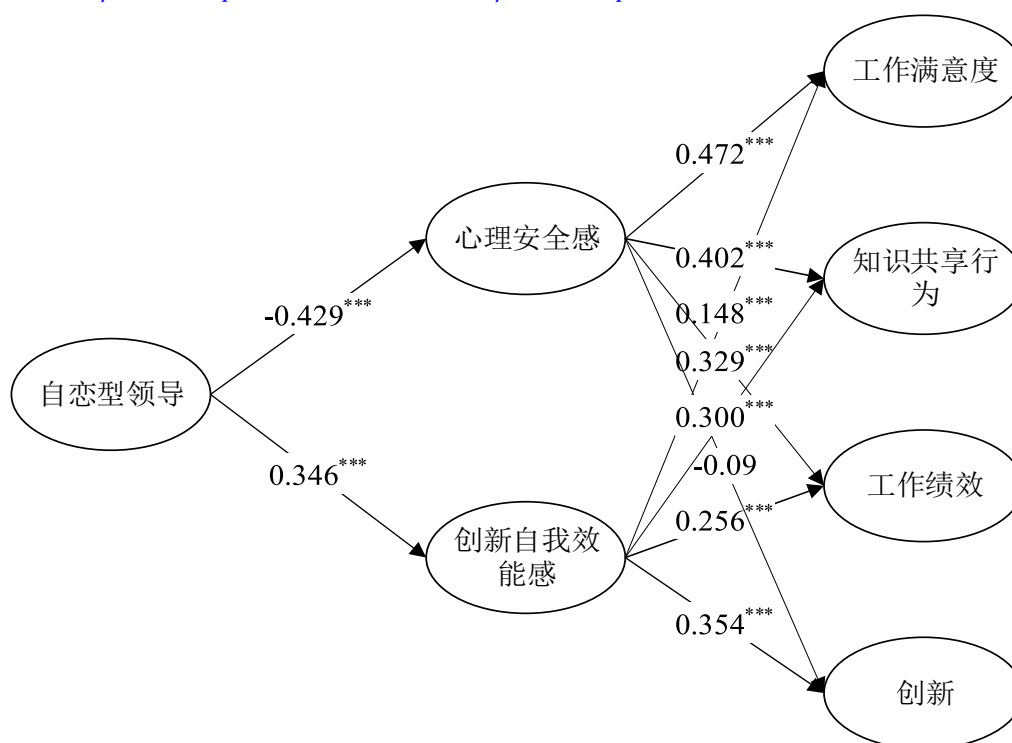


图 2 路径系数图

注: ***表示 $p < 0.001$

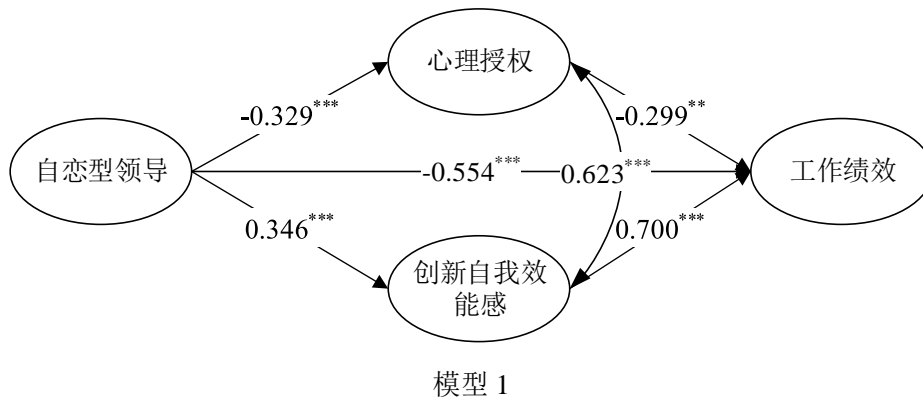
根据表 6 所示的结果, 在自恋型领导对下属效能影响机制的研究中, 通过中介效应分析可以观察到, 自恋型领导通过员工心理安全感对下属工作绩效 ($\beta=-0.141, p<0.05$, 95%的置信区间不包括 0, 下同)、知识共享行为 ($\beta=-0.172, p<0.05$) 和工作满意度 ($\beta=-0.202, p<0.05$) 具有显著的负向影响, 而对下属创新的影响则不显著 ($\beta=0.004, p>0.05$)。此外, 自恋型领导通过员工创新自我效能感对下属的工作绩效 ($\beta=0.089, p<0.05$)、知识共享行为 ($\beta=0.104, p<0.05$)、工作满意度 ($\beta=0.051, p<0.05$) 以及创新 ($\beta=0.122, p<0.05$) 产生了积极影响。综合中介效应分析的结果表明, 自恋型领导对下属的工作绩效 ($\beta=-0.052, p<0.05$)、知识共享行为 ($\beta=-0.069, p<0.05$) 和工作满意度 ($\beta=-0.151, p<0.05$) 具有负面效应, 同时促进了下属创新 ($\beta=0.126, p<0.05$)。这表明自恋型领导通过认知(心理安全感)和动机(创新自我效能感)两种不同的作用路径, 分别产生了负面和正面的双面效应。具体而言, 自恋型领导通过削弱员工的心理安全感产生负面效应, 同时通过增强员工创新自我效能感产生正面效应。因此, 研究假设 H11a 和假设 H11b 得到了支持。

表 6 间接效应估计

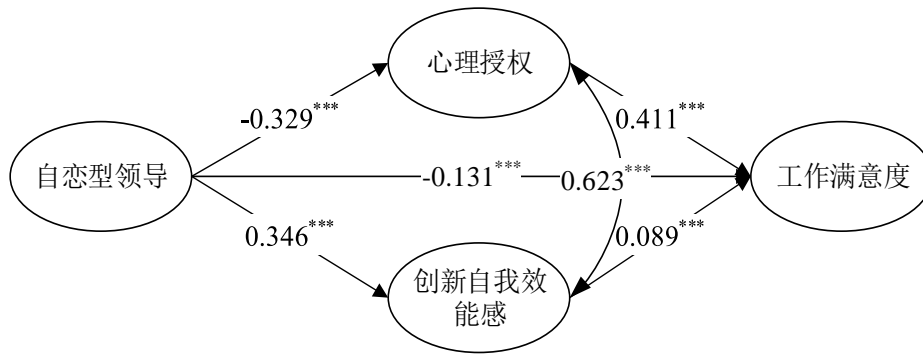
路径	β	S.E.	Z	P	Bootstrap95%CI	
Indirect Effect						
认知视角	IND1:NL-PS-JP	-0.141	0.010	-13.827	<0.001	[-0.161, -0.121]
	IND2:NL-PS-KSB	-0.172	0.011	-16.251	<0.001	[-0.193, -0.152]
	IND3:NL-PS-JS	-0.202	0.012	-17.276	<0.001	[-0.225, -0.179]
	IND4:NL-PS-IN	0.004	0.009	0.453	0.651	[-0.013, 0.021]
动机视角	IND5:NL-CSE-JP	0.089	0.008	10.762	<0.001	[0.073, 0.105]
	IND6:NL-CSE-KSB	0.104	0.008	12.349	<0.001	[0.087, 0.120]
	IND7:NL-CSE-JS	0.051	0.007	7.348	<0.001	[0.038, 0.065]
	IND8:NL-CSE-IN	0.122	0.010	12.474	<0.001	[0.103, 0.142]
Total Indirect Effect						
TOTALIND1:NL-JP	-0.052	0.016	-3.297	<0.01	[-0.084, -0.021]	
TOTALIND2:NL-KSB	-0.069	0.017	-4.155	<0.001	[-0.101, -0.036]	
TOTALIND3:NL-JS	-0.151	0.016	-9.426	<0.001	[-0.182, -0.120]	
TOTALIND4:NL-IN	0.126	0.015	8.461	<0.001	[0.097, 0.156]	

注： β 为中介效应效应值； p 为显著性水平；SE 为标准误；Z 为双尾检验的统计值；95%CI 表示 β 的 95% 的置信区间。NL-自恋型领导；PS-心理安全感；CSE-创新自我效能感；JP-工作绩效；KSB-知识共享行为；JS-工作满意度；IN-创新。

意见 2：至于作者说的模型 1~模型 4 的拟合不好，这个问题很容易解决，作者在 mplus 里设定两个中介变量相关（用 with 语法，比如 m1 with m2;），则模型就会变成完美拟合的模型。
 回应：感谢审稿专家的宝贵建议，我们对语句进行了修改，模型拟合不好的问题得以解决，以下是新的模型结果图。

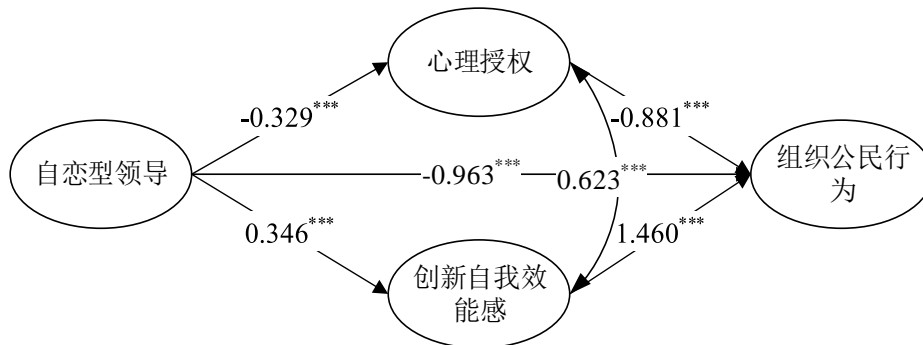


模型 1 拟合指标：RMSEA=0, SRMR=0, CFI=1



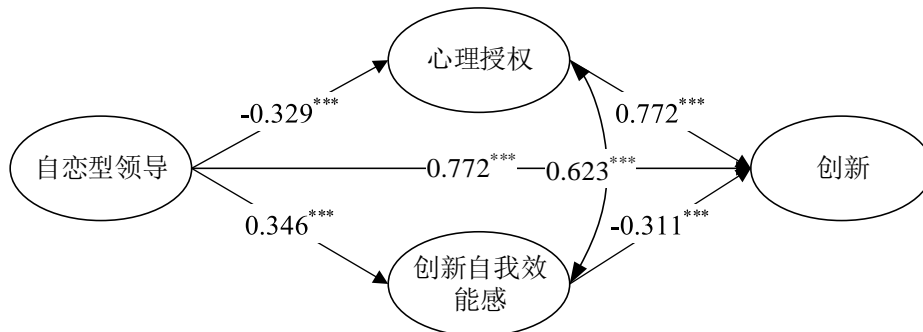
模型 2

模型 2 拟合指标: RMSEA=0, SRMR=0, CFI=1



模型 3

模型 3 拟合指标: RMSEA=0, SRMR=0, CFI=1



模型 4

模型 4 拟合指标: RMSEA=0, SRMR=0, CFI=1

但以上模型的分析结果并不理想, 所以我们尝试了其他各种可能的方案, 如我们重新思考本研究的中介理论模型, 对理论模型进行了修改, 从中选取了最佳的方案, 详见问题 1 回应与修改。

意见 3: 如果模型 1~模型 4 的分析结果与作者所提的双面效应理论不符, 则作者需要反思自己所构建的理论模型是否合理, 优化理论模型或者给出合理的解释。

回应: 感谢审稿专家的宝贵建议, 正如审稿老师所说, 模型 1~模型 4 的分析结果与本研究的中介理论模型不符, 为了实现全模型的 MASEM 分析, 所以我们思考之后对理论中介模型进行了优化修改, 详见上述问题 1。

第六轮

编委 1 意见：文章的基本框架和内容达到了发表的水平。不过，我对本文假设的表述有疑问。本文的研究假设，使用了“抑制”、“促进”、“危害”等词语。按照我的理解，这些词语都属于命题的范围，是概念层面的表述，不能出现在研究假设里，因为目前的统计检验手段，无法检验抑制或促进，更难以证明危害，只能检验变量之间的关联程度或某种作用的大小。因此，一般的研究假设表述，应该是 X 与 Y 显著相关，或者 X 与 Y 的关系大于/小于 X 与 Z 的关系。

回应：感谢审稿专家的宝贵建议，结合审稿老师的意见，我们已对研究假设的表述进行了修改，详见下方蓝色字体内容。

H1: 自恋型领导与下属工作态度显著负相关。

H1a: 自恋型领导与下属工作满意度（积极工作态度）显著负相关，与组织犬儒主义和离职倾向（消极工作态度）显著正相关。

H1b: 相比于离职倾向，自恋型领导与组织犬儒主义的正相关关系更强。

H2: 自恋型领导与下属职场行为显著负相关。

H2a: 自恋型领导与下属组织公民行为和知识共享行为（积极职场行为）显著负相关，与沉默行为（消极职场行为）显著正相关。

H2b: 相比于组织公民行为，自恋型领导与知识共享行为的负相关关系更强。

H3: 自恋型领导与下属工作压力显著正相关。

H4: 自恋型领导与下属工作绩效显著负相关。

H5: 自恋型领导与下属创新显著正相关。

H6: 文化背景能够调节自恋型领导与下属总效能之间的负相关关系，且相比于西方文化背景，该关系在东方文化背景下更强。

H7: 行业类型能够调节自恋型领导与下属总效能之间的负相关关系，且相比于制造业，该关系在服务业中更强。

H8: 组织属性能够调节自恋型领导与下属总效能之间的负相关关系，且相比于非营利性组织，该关系在营利性组织中更强。

H9: 员工类别能够调节自恋型领导与下属总效能之间的负相关关系，且相比于知识型员工，该关系在非知识型员工中更强。

H10: 测量工具能够调节自恋型领导与下属总效能之间的负相关关系，且相比于使用 Hochwarter 和 Thompson 量表，该关系在使用 NPI-16 量表时更强。

编委 2 意见：文章经过多轮修改，达到了《心理科学进展》的要求，建议录用。

主编意见：录用