

## 《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：有中介的调节模型的拓展及其效应量的测量

作者：刘红云 袁克海 甘凯宇

---

### 第一轮

审稿人 1 意见：

意见 1：从有中介的调节模型的拓展来说，本文和(Kwan & Chan,2018)相比，增加了 U 的两个误差项而已，创新不大。

回应：本文提出的 2meMO 模型与 Kwan & Chan(2018)模型相比有以下本质区别：（1）模型的定义直接从概念模型出发，即从有中介的调节模型所关注的核心问题出发，更好刻画和反映了有中介的调节模型关注的是自变量对因变量的影响程度如何随着调节变量发生改变，以及调节变量的作用机制是怎样的。而不是简单在 Kwan & Chan(2018)模型中增加误差项进行模型建构；（2）2meMO 模型不依赖于方差齐性的假设，可以处理调节效应模型中方差齐性假设可能依赖于自变量的问题，这往往与实际研究中变量所呈现的关系更加符合；另外，误差项也从另一角度描述了社会科学研究中问题的复杂性，除了模型中考虑到的调节变量，可能会存在模型中没有纳入的其他调节变量，那么这些模型中的调节变量未解释的部分，将通过增加的误差项 $u_{ci}$ 来刻画，这也更加符合实际情况。（3）模型中虽然只是增加了误差项，但是由于模型的基本假设不同，参数估计方法上也不能沿用传统的 meMO 模型的参数估计方法，本研究提出可采用贝叶斯估计解决 2meMO 参数估计的问题。从模型关系上来说，Kwan & Chan(2018)的模型只是 2meMO 的特例。

关于如何更清楚体现文章的创新点和意义，在修改稿中我们增加了一些解释和说明，具体见文章修改稿中第 2 部分突出标示的内容。另外，关于模型的创新和意义的解释说明，我们在下面的第 2 个问题的回复中进行了详细的阐述，具体请参考问题 2 的回复。

意见 2：作者提出了效应量。但是这个效应量有多大意义呢？值得商榷。从有中介的调节的定义（Z 对 X 和 Y 之间关系的调节通过中介变量 M 起作用）来看，如果效应量为 Z 对 X 和 Y 之间关系的调节作用有多少是通过中介变量起作用的，会更好理解，很有意义。遗憾的是，

作者定义的效果量是调节变量  $Z$  对回归系数总变异所解释的比例，这个效果量定义和有中介的调节效应的定义出入较大。

回应：效应量在心理学研究中的重要性不言而喻，文章第 1 部分第 3 段(见 p1 最后一段和 p2 第一段)对效应量的作用和为什么要提出效应量的指标做了较为详尽的阐述。虽然有中介的调节模型广泛应用，但是目前并没有合适的效应量来测量和评价有中介的调节所关注的“ $Z$  对  $X$  和  $Y$  之间关系的调节作用有多少是通过中介变量起作用的”核心问题。本研究中效应量的提出正是为了满足这一实际需要。

定义效应量的过程中，之所以关注  $X$  对  $Y$  回归系数的变异，是因为基于概念模型，我们可以将  $X$  和  $Y$  之间关系  $c_i$  的变异表示为调节变量的影响和未解释的与  $X$  有关的随机变异，这等价于  $Y$  对  $X$  的回归系数如何受调节变量的影响，即文中方程 (9)。有中介的调节模型关注的核心就是调节变量  $Z$  通过中介调节变量  $M$  对  $c_i$  的影响程度。文中定义的效应量指标都是围绕  $c_i$  变异的来源，对应于概念模型中不同调节路径对  $X$  和  $Y$  之间影响程度变异解释的比例，这与传统回归中评价自变量对因变量重要程度的  $R^2$  的定义类似。因此，我们并不认同这个效果量定义和有中介的调节效应的定义出入较大的说法。关于这一问题的进一步解释，可以参见下面问题 6 的回复。

意见 3：“meMO 模型分析的重点是探讨初始调节变量 ( $Z$ ) (以下简称调节变量) 如何调节自变量 ( $X$ ) 与因变量 ( $Y$ ) 之间关系的作用机制，如果  $Z$  对  $X$  和  $Y$  之间关系的调节通过中介调节变量 ( $M$ ) (以下简称中介变量) 起作用，则称  $Z$  对  $X$  和  $Y$  之间关系的调节被中介，称此效应为有中介的调节 (meMO) 效应。”上面一段话中是否将初始调节变量 ( $Z$ ) (以下简称调节变量) 直接简称为“调节变量”更容易理解；将中介调节变量 ( $M$ ) 直接称“中介变量”更容易理解？

回应：将初始的调节变量 ( $Z$ ) 直接修改为调节变量 ( $Z$ )，但是对处于中介位置的调节变量 ( $M$ )，我们仍沿用中介调节变量的概念，以区别于中介模型中简单的中介变量，强调 meMO 模型关注的是  $Z$  通过  $M$  对  $X$  和  $Y$  之间关系的影响。详细修改见 p1 引言中的第二段。

意见 4：本文借助于 Yuan 等人(2014)的思想，采用两水平的思路构建图 1 对应的统计模型。两水平有中介的调节 (2meMO) 模型可以通过方程式 (3) - (6) 表示。问题：公式 3-6 和 Kwan & Chan, 2018)文中公式 11-14 相比就是增加了  $U$  的两个误差项而已。因此，建议先指明 Kwan & Chan, 2018 的贡献，然后在此基础上，作者再阐述本文的更改，增加两个误差项

的意义，便于读者理解本文的创新点在哪里。从第 1 点来看，本文标题的第一部分“有中介的调节模型的拓展”，实际上拓展不大，缺乏创新。公式 3-5 是一个整体，但是公式 6 的含义需要说明清楚，便于读者理解。

回应：关于审稿专家提出的创新点的问题，我们在文章中增加了一些解释和说明，主要包括：

(1) 对模型建构思想的解释和对模型本身的解释。详见 p4 第 2 段的修改。(2) 为了帮助读者理解 2mMO 模型的本质，增加了两层统计模型图，见修改稿中的图 2。(3) 增加了 meMO 与 2meMO 模型区别和联系的进一步说明，见修改稿 p6-p7 的修改。

另外，关于这一核心问题，我们不太认同审稿专家关于创新性低的理由，主要原因解释如下：(1) 本文中 2meMO 模型的定义是直接基于 meMO 的概念模型（图 1），结合调节概念的本质，即因变量  $Y$  对自变量  $X$  的回归系数对于不同个体  $i$  而言，依赖于其他变量的取值，也就是说  $c_i$  存在个体间的变异。对于  $c_i$  的变异，在考虑了模型中定义的调节变量外，依然可能有不能解释的部分，即残差  $u_{ci}$ 。因此，2meMO 模型的定义是为了更好描述概念模型的本质，而不是基于 Kwan & Chan (2018) 文中方程 11-14 定义模型，在其基础上增加了误差项的建构思路。所以，在引入 2meMO 模型时，没有重点介绍 Kwan & Chan (2018) 的贡献。(2) 2meMO 模型的定义虽然表面上看起来只是在 Kwan & Chan (2018) 文中公式 11-14 的基础上增加了误差项，但是在模型的假设条件上存在本质的不同。由于存在随机部分  $u_{ci}$ ，模型不再需要满足方差齐性的假设。在含有调节效应的模型中，方差齐性的假设很容易被违背。正如审稿专家在文中推导的，对于传统的 meMO 模型， $Y_i = d_{Yi} + \gamma_{c0}X_i + \gamma_{c1}M_iX_i + \gamma_{c2}Z_iX_i + \varepsilon_{Yi}$ ，其模型的假设条件是误差  $\varepsilon_{Yi} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ，然而， $Var(\varepsilon_i | X_i = x_i) = Var(Y_i) - Var(\gamma_{c0}X_i + \gamma_{c1}M_iX_i + \gamma_{c2}Z_iX_i)$  依赖于  $x_i$ ，显然只要  $\gamma_{c1}$  或  $\gamma_{c2}$  不等于零，传统 meMO 模型就违背了方差齐性的假设，这也正是本文在原有的模型基础上增加随机误差项  $u_{ci}$  的原因之一。关于这一点，我们在引言部分的第 5 段，方程 (1) 和 (2) 中结合传统的 MMR (moderated multiple regression) 模型，对含有调节效应的模型中方差齐性假设经常被违背的原因进行了解释 (Aguinis & Pierce, 1998; Alexander & DeShon, 1994; DeShon & Alexander, 1996)，这一点同样适用于包含调节效应的 meMO 模型。(3) 虽然 2meMO 模型与传统 meMO 模型相比只是多了随机误差项而已，但是模型参数估计随之变得复杂。由于不再需要方差齐性的假设条件，传统可用于 meMO 模型参数估计的方法（如 OLS 估计和 ML 估计）不再适用，详见 Yuan et al.(2014) 的讨论。本研究对于拓展后的 2meMO 模型，提出了采用 Bayesian 方法解决模型参数估计的问题。

关于模型拓展不大，缺乏创新这一点，我们认为评价模型是否具有创新性的标准不应是

模型中增加了多少参数，而应该是模型建构的思想和对实际概念模型的適切程度。比如从传统的回归模型到多水平模型，模型实质上也是在原来回归模型的基础上增加了第二水平的随机误差项，但是多水平模型就成了解决非独立性假设条件下需要考虑的模型，主要原因是它解决了嵌套数据结构中独立性假设被违背时模型建构和参数估计的问题。

意见 5：请解释  $XZ \rightarrow XM$  和  $X \rightarrow XM$  从何而来？从公式 3-8 都找不到这个路径的来源。

回应：关于这两条路径的来源解释如下：

文中与这两条路径及其限定有关的方程包括方程（6），（7）和（8）

$$M_i = \gamma_{M0} + \gamma_{M1}Z_i + e_{Mi} \quad (6)$$

$$Y_i = \gamma_{d0} + \gamma_{d1}M_i + \gamma_{d2}Z_i + \gamma_{c0}X_i + \gamma_{c1}X_iM_i + \gamma_{c2}X_iZ_i + u_{ci}X_i + e_{Yi} \quad (7)$$

$$Y_i = (\gamma_{d0} + \gamma_{d1}\gamma_{M0}) + (\gamma_{d2} + \gamma_{d1}\gamma_{M1})Z_i + [(\gamma_{c0} + \gamma_{c1}\gamma_{M0}) + (\gamma_{c2} + \gamma_{c1}\gamma_{M1})Z_i + (\gamma_{c1}e_{Mi} + u_{ci})]X_i + (\gamma_{d1}e_{Mi} + e_{Yi}). \quad (8)$$

从方程（8）可以看出， $X$ 对 $Y$ 的影响为 $\gamma_{c0} + \gamma_{c1}\gamma_{M0}$ ，包括 $X$ 对 $Y$ 的直接影响 $\gamma_{c0}$ （方程（7）所示），以及 $X$ 通过 $XM$ 对 $Y$ 的间接影响 $\gamma_{c1}\gamma_{M0}$ ， $XM$ 对 $Y$ 的影响为 $\gamma_{c1}$ （方程（7）所示），要想使得 $X$ 通过 $XM$ 对 $Y$ 的影响为 $\gamma_{c1}\gamma_{M0}$ ，则必限定 $X \rightarrow XM$ 为 $\gamma_{M0}$ ；同理， $XZ$ 对 $Y$ 的影响 $\gamma_{c2} + \gamma_{c1}\gamma_{M1}$ ，包括 $XZ$ 对 $Y$ 的直接影响 $\gamma_{c2}$ （方程（7）所示），以及 $XZ$ 通过 $XM$ 对 $Y$ 的间接影响 $\gamma_{c1}\gamma_{M1}$ ， $XM$ 对 $Y$ 的影响为 $\gamma_{c1}$ ，要想使得 $XZ$ 通过 $XM$ 对 $Y$ 的影响为 $\gamma_{c1}\gamma_{M1}$ ，则必限定 $XZ \rightarrow XM$ 为 $\gamma_{M1}$ 。因此， $XZ \rightarrow XM$ 和 $X \rightarrow XM$ 两条路径及其限定是通过方程（8），结合方程（7）和（6）中的系数得到的。在修改稿中增加了这部分的解释和说明，详见修改稿第6页第3段。

意见 6：从图 2 看， $\gamma_{c1}\gamma_{M0}$ 表示的是  $X$  通过  $XM$  对  $Y$  的间接影响才对吧。请解释为什么是表示  $X$  通过  $M$  对  $Y$  的间接影响呢？ $\gamma_{c1}\gamma_{M1}$ 表示的是  $XZ$  通过  $XM$  对  $Y$  的间接影响才对吧。请解释为什么是  $XZ$  通过  $M$  对  $Y$  的间接影响呢？

回应： $\gamma_{c1}\gamma_{M0}$ 表示的是  $X$  通过  $XM$  对  $Y$  的间接影响，谢谢，已修改。

$\gamma_{c1}\gamma_{M1}$ 表示的是  $XZ$  通过  $XM$  对  $Y$  的间接影响，但是这里强调的是  $Z$  如何通过  $M$  对  $X \rightarrow Y$  的回归系数产生影响，即对  $X$  和  $Y$  之间回归系数  $c_i$  的影响（方程（9）所示）。为了便于读者理解，将原文修改为： $\gamma_{c1}\gamma_{M1}$ 是  $Z$  通过  $M$  对  $X \rightarrow Y$  的中介的调节效应(对应概念模型中粗体线表示的  $Z$  通过  $M$  对  $X$  和  $Y$  之间回归系数的影响，对应统计模型中的  $XZ \rightarrow XM \rightarrow Y$ )。详见 p8 第一段。

意见7:  $X$ 对 $Y$ 影响程度的变异, 即 $c_i$ 的方差为:

$$\begin{aligned} Var(c_i) &= Var(\gamma_{c0} + \gamma_{c1}M_i + \gamma_{c2}Z_i + u_{ci}) \\ &= (\gamma_{c2} + \gamma_{c1}\gamma_{M1})^2 Var(Z_i) + \gamma_{c1}^2 \sigma_{eM}^2 + \sigma_{uc}^2. \end{aligned} \quad (10)$$

此处似乎有不妥, 从公式 3 可知,  $X$  对  $Y$  的影响本就存在一个变异  $e_{Yi}$ , 在这里怎么不考虑呢? 请作者解释。便于读者理解。

回应:  $X$  对  $Y$  的影响系数  $c_i$  中不包含与  $X$  无关的测量误差项  $e_{Yi}$ , 因此, 系数  $c_i$  的方差不应该包含变异  $e_{Yi}$ 。

意见8: 文中效应量的定义公式 (11) - (13), 从有中介的调节的定义 ( $Z$ 对 $X$ 和 $Y$ 之间关系的调节通过中介变量 $M$ 起作用) 来看, 如果效应量为 $Z$ 对 $X$ 和 $Y$ 之间关系的调节作用有多少是通过中介变量起作用的, 会更好理解吧。作者定义的效果量是调节变量 $Z$ 对回归系数 $c_i$ 总变异所解释的比例, 这个效果量定义和有中介的调节效应的定义出入很大, 这是一个大的问题。

回应: 回归系数 $c_i$ 表示的就是 $X$ 和 $Y$ 之间的关系, 因此本研究中所提出的3个效应量的指标正是分别解释: (1) 在 $X$ 对 $Y$ 影响 $c_i$ 总的变异中, 调节变量 $Z$ 总调节的部分所占的比例 ( $\phi_{MO\_tot}$ ), 即调节变量 $Z$ 可以解释的 $X$ 对 $Y$ 的影响 $c_i$ 总的变异的比例 ( $\phi_{MO\_tot}$ ); (2) 在 $X$ 对 $Y$ 影响 $c_i$ 总的变异中, 调节变量 $Z$ 直接调节的部分所占的比例 ( $\phi_{MO\_dir}$ ); (3) 在 $X$ 对 $Y$ 影响 $c_i$ 总的变异中,  $Z$ 通过中介调节变量 $M$ 间接调节的部分所占的比例 ( $\phi_{meMO}$ )。这些效应量的定义是从概念模型出发, 直接关注的 $X$ 对 $Y$ 影响的变异来源, 这正是 meMO 解释的核心。因此, 效应量的定义是直接测量 meMO 关心的核心问题, 我们不认同您所做出的与有中介的调节效应的定义出入很大的结论。

意见 9: 原文: 当方差同质假设被满足时, 回归系数 $c_i$ 的残差随机部分为零, 即 $u_{ci} = 0$ , 等式 (3) - (6) 中的模型被还原为传统的有中介的调节模型 (简称为 meMO)

问题: 似乎不能还原吧, 公式 (4) 的误差项  $u_{dyi}$  还在哦, 传统的有中介的调节模型里是没有这一项的。请作者解释。

回应: 方程 (4) 的误差项  $u_{di}$  与方程 (3) 的误差项  $\epsilon_i$  合并为  $e_{Yi} = \epsilon_i + u_{di}$ , 对于单层的数据, 估计  $e_{Yi}$  的方差即可。具体原因见 p5 第一段的介绍。

意见 10: 模拟研究中参数设置的依据是什么, 建议说明, 或者补充文献支持。

回应: 本研究参数真值以及其他模拟条件的设置, 主要参考了 Wen, Marsh 和 Hau (2010) 以

及 Liu, Yuan 和 Liu (2019)研究中模拟条件的设置, 修改稿中补充了文献。见 p11 第三段。

意见11: 注意条件 $\sigma_{uc}^2 = 0$ 时, 表示 $Y$ 的误差方差满足齐性假设,

这里似乎不合理, 请看我的推导:

【如果 $\sigma_{uc}^2 = 0$ , 则 $c_i = \gamma_{c0} + \gamma_{c1}M_i + \gamma_{c2}Z_i$ , 将它带入公式3, 得到:

$$Y_i = d_{Yi} + \gamma_{c0}X_i + \gamma_{c1}M_iX_i + \gamma_{c2}Z_iX_i + \varepsilon_{Yi},$$

$$\text{则: } \text{Var}(\varepsilon_i|X_i = x_i) = \text{Var}(Y_i) - \text{var}(\gamma_{c0}X_i + \gamma_{c1}M_iX_i + \gamma_{c2}Z_iX_i)$$

方差齐性的假设条件, 意味着对于自变量 $X$ 取不同的值 $x_i$ 时, 误差方差都相等。所以, 这里 $Y$ 的误差方差还是会随着 $x_i$ 变化, 所以方差不齐性。】

回应: 感谢您对 $\sigma_{uc}^2 = 0$ 条件下,  $Y_i$ 方差的推导。实际上, 在 $\sigma_{uc}^2 = 0$ 时, 模型简化为:

$$Y_i = d_i + \gamma_{c0}X_i + \gamma_{c1}M_iX_i + \gamma_{c2}Z_iX_i + \varepsilon_i$$

残差项 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 是简化后模型的基本假设。因此, 我们得出当 $\sigma_{uc}^2 = 0$ 时, 上述模型假设 $Y$ 的误差满足方差齐性假设。但是实际上, 正如你推导的, 当调节效应存在时, 这一假设很容易被违背(只要 $\gamma_{c1}$ 或 $\gamma_{c2}$ 不等于0)。这也正如文章p3方程(1)和(2)指出的, 本文所提出的2meMO模型要解决的问题。您的推导进一步说明了传统meMO模型方差齐性假设的不合理性, 但并不是说传统meMO模型不需要这一假设。

意见12: Bayesian 估计值, 为什么将thin设置为10, 请说明理由。

回应: 在贝叶斯估计中, 为了降低后验分布间的自相关和节约存储空间, 在后验分布的抽取过程中, 经常设置一定的间隔(也称稀化)。本研究通过初步的预实验, 在5000次迭代中每间隔10次抽取一个, 可以有效降低后验分布抽取过程中的自相关, 因此将抽取后验分布的间隔设定为10(即thin=10)。修改稿中我们增加了简要的说明, 见p11最后一段。

意见13: 建议在讨论前, 用一个实际测量的例子来说明本文提出的2meMO模型和效应量如何应用。得出的结果, 并和Kwan, & Chan, 2018建议的meMO模型得出的结果进行比较。

回应: 根据您的建议, 在修改稿中增加了第6部分应用案例的内容, 具体见p17-20。

意见14: 建议在讨论中提一下。那就是2meMO模型本质上和Second-stage moderated mediation model是一样的, 这一点Kwan, & Chan, 2018也承认(Figure 6)。因此目前有中介的调节模

型仍然无法和有调节的中介模型完全区分开，这是有中介的调节模型分析的瓶颈。便于读者更好的把握。另外，讨论部分：“采用两水平模型定义meMO统计模型的方式，在概念模型的理解和效应量的定义上为如何区分变量的角色提供了更为一般化的框架。这样分层次的模型表达，很好区分了自变量、因变量、调节变量和中介变量的不同角色”读到这里，本文在不同角色方面的作用，还不太明白，请作者扼要说明在Kwan, & Chan, 2018的基础上，本文是如何进一步区分四个变量的不同角色的。便于读者理解。

回应：从概念模型来看，2meMO模型和第二阶段被调节的中介模型强调的重点不同，两者并不等价，2meMO模型是为了解释调节效应是如何通过中介调节变量发挥作用的；而第二阶段被调节的中介模型是为了解释中介效应是如何依赖于调节变量取值的。虽然两者对应的合并后的统计模型相同，但是在结果解释上应该是不等价的。在两水平的框架下，第二阶段被调节的中介模型可以根据本文类似的思想，在第一水平定义与中介效应有关的路径，而在第二水平解释某阶段的效应被调节。基本思路和定义如下：

层1:

$$M_i = a_i X_i + e_{Mi}$$

$$Y_i = d_i + b_i M_i + c_i X_i + \varepsilon_i$$

层2:

$$a_i = \gamma_{a0}$$

$$d_i = \gamma_{d0} + \gamma_{d1} Z_i + u_{di}$$

$$b_i = \gamma_{b0} + \gamma_{b1} Z_i + u_{bi}$$

$$c_i = \gamma_{c0}$$

这样也可以在统计模型的定义上将其加以区分。由于篇幅所限，文章主要关注2meMO模型，因此没有对2moME模型进行详细论述，但是其背后的原理和逻辑是相同的。在修改稿中，增加了关于这一点的说明，详见p21-22。

.....

审稿人 2 意见:

意见 1: 作者将借助于 Yuan 等人(2014)的思想,采用两水平的思路建构两水平有中介的调节(2meMO)模型,作者所采用的方式太简单,文献上至少有三种常见的多层级中介效应模型,作者没有充分考虑这些模型,效应量同样也存在这样的问题.

回应: 对于嵌套结构的数据,多水平中介效应模型的确可以根据变量所处的水平分为几种

常见的类型。但是本研究涉及到的数据不是嵌套结构，而是单层的结构，所有的变量  $Y$ ,  $X$ ,  $M$  和  $Z$  均为同一层次的。因此，有中介调节模型实质上只有两种类型 meMO-I 型和 meMO-II 型，而本文关注的是 meMO-II 型。具体内容见 p2 第二段和 p4 第一段。另外，为了帮助读者理解这一模型建构的思想，在修改稿中我们增加了模型建构逻辑部分的解释（p6-p7）和图示（见修改稿中新加的图 2）。

**意见 2：** 作者给出的程序比较复杂，一般的应用工作者比较难掌握。

**回应：** 修改稿中我们增加了一个应用案例，将原来提供的 JAGS 语句替换为更易于掌握的 Mplus 语句，结合实际数据给出了 Mplus 的操作语句。以帮助应用研究者理解和应用 2meMO 模型，并计算文中提出的效应量指标。详见修改稿的第 6 部分。

**意见 3：** 英文摘要有些需要修改，例如，However, they were formulated based on the homoscedasticity assumptions, the violations of these assumptions appear to be most likely for the multiple moderated regression (MMR) model.

**回应：** 英文摘要已经检查修改。

**意见 4：** 参考文献也有些需要修改，例如 Yang ,W., Mu, J., Li, B., Wang, J.(2019).Relationship between proactive personality and employee behaviors: The role of proactive socialization behavior and political skill. Journal of Psychological Science 42, 1488-1454. [杨文圣，牟家增，李博文，王佳颖（2019）.主动性人格与员工行为的关系：政治技能视角下有中介的调节模型.心理科学 42（6）：1488-1454.]

**回应：** 参考文献的格式已经尽量仔细的检查和修改。

---

## 第二轮

**审稿人 1 意见：**

**意见 1：** 修改稿有了很大的进步。本文有较大的创新性，值得肯定。

第一、作者通过图 2 和图 3 的比较，阐明了本文对有中介的调节模型的拓展与 Kwan 和 Chan（2018）的区别，增加残差项对于效应量的提出有重要的意义，从这两方面说明本文的第一部分“有中介的调节模型的拓展”是有创新性的。

第二、作者通过修改，强调了本文提出的效应量是相对效应量，是针对 Y 对 X 的回归系数  $c$  的方差进行解释的效应量，并提出了三个新的效应量指标，对实证应用研究具有很强的指导意义；在理论上，以往对于有中介的调节模型的效应量几乎没有方法学的文献讨论，作者开创性地提出三个效应量指标，能有效促进有中介的调节模型的效应量的理论研究。因此，本文的第二部分“效应量的测量”也具有鲜明的独创性。

第三、作者使用贝叶斯法进行有中介的调节模型的分析，这是继 Wang 和 Preacher (2015) 年将贝叶斯法应用在有调节的中介模型分析之后的又一进步，也具有创新性。

回应：感谢您对本文创新的认可。

意见 2：但本文还存在少许瑕疵，与作者商榷。有两个中等问题和若干小问题（小问题请看我文中的批注）。两个中等问题是：

第一、作者在文中提出了中介调节效应的差异的检验，并进行了模拟研究。我认为似乎不需要进行这个检验，原因请看我文中的证明（黄色标明）。

回应：关于条件中介效应差异的检验，是应用研究者在对结果解释时经常关心的问题。系数  $\gamma_{c1}\gamma_{M1}$  的检验是从整体上判断中介调节效应是否显著，类似于调节效应的回归分析中检验交互项的系数是否显著；当中介调节效应显著时，研究者需进一步解释调节变量取不同值时，条件中介效应的大小以及不同取值下条件中介效应的差异（类似的检验也可参考 Wang 和 Preacher, 2015 的研究），类似于调节效应的回归分析中交互作用显著后，简单回归系数以及简单回归系数的差异的进行检验。这一项对于应用研究者进一步解释结果是有意义且常用的，因此，综合考虑本文的目的，我们在修改稿中对这一项的意义进行了必要的解释，但仍保留  $dif_{meMO}$  的相关结果。

意见 3：第二、修改稿中，作者增加了一个实例，这个实例存在如下问题：

1) 在程序方面，语句“XCHRES ON CMEFF (rm0);”有问题。根据图 2 和图 3 的模型，应该限制这个系数  $rm0$  与公式 6 的回归系数  $rmo$  一样，但是在程序里没有体现出是如何实现这一限制的。从运行结果来看，这两个  $rm0$  系数一个是 -0.087，且显著不为 0，另一个是 0，并不相等。

回应：感谢审稿专家仔细的检查，修改稿中增加了相等的限定条件，具体见附录中代码的修改，同时对应修改了表 6 的结果和文中对应结果的解释。另外，由于在实际应用中是否增加这一限定条件对结果的影响很小（我们比较了限定和不限定的结果，结果几乎没有差异），

这一点与 Kwan & Chan (2018) 的观点一致。因此，在修改稿中的实例部分，我们对实际应用中为了简化操作，这一限定往往可以被忽略这一点进行了解释和说明，具体修改见 P20 最后一段。

**意见 4:** 在结果呈现方面，请看我在“6.2 分析结果”部分的批注，也建议改进。

**回应:** 根据审稿专家的建议，修改了呈现结果。在表中增加了显著性的结果和 $\sigma_{uc}^2$ 的估计结果。

**审稿人 2 意见:**

作者对审稿人提出的问题做了较好解答，并通过实际案例解释了 2meMO 模型的应用以及效应量的计算和解释，应用工作者可以借鉴应用，建议发表。

**回应:** 谢谢审稿专家对修改稿的认可。

---

### 第三轮

**编委意见:**

经过修改，该文质量有很大提高，尚有如下问题和建议：

**意见 1:** 中介调节变量 (M) (mediating moderator) 这个中文概念需要斟酌。M 在模型中应当是对调节起着中介作用的变量。mediating moderator 这个术语，归根结底说的还是调节变量。建议仔细核查文献，看看是对 Z 而言还是对 M 而言。如果确实是对 M 而言，看看能否换成一个容易理解的术语，或者避免这个术语。

**回应:** 谢谢编委的仔细审阅，我们再次仔细查阅了这方面的文献，这里所采用的“mediating moderator”是英文文献中惯用的表述 (e.g. Hayes, 2018; Kwan, & Chan, 2018)。不过在中文表述中的确应该注意如何帮助读者更好理解变量在模型中的作用。我们将这里的表述做了修改，将原来的“中介调节变量 M”修改为“中介的调节变量 M”，并结合图 1 解释和强调了 M 这个变量的本质。具体见引言中的第一段和第四页第一段图 1 的解释。

**意见 2:** 文章太长，可有可无的内容建议删除或压缩：（1）贝叶斯估计一节可以大大压缩。事实上，使用 Mplus，无需介绍贝叶斯算法细节，就像无需介绍极大似然算法细节一样。只

需用文字简介本文要比较和使用的两种估计方法，然后说明在 `Mplus` 语句中如何实现，例如贝叶斯方法是加上“ESTIMATOR IS BAYES;” (2) 表 3 可以删除，保留文字报告结果便可。(3) 图 5 用处不大，建议删除。

**回应：**根据编委建议，删除了原来第 4 部分贝叶斯估计，将其主要内容融入到了第 3 部分和第 5 部分。同时删除了表 3 和图 5，增加了文字部分的说明。

**意见 3：**编辑格式方面见上传的审改稿。

**回应：**已经按照建议做了格式上的修改。