

## 《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：基本情绪对时距知觉的影响：来自三水平元分析和网络元分析的证据

作者：尹华站 肖春花 崔晓冰 李丹

### 第一轮

#### 审稿人 1 意见：

本文通过两种元分析技术评估了“基本情绪如何影响时距知觉”，结果支持了“适应性假说”，具有较大的理论价值，可以为后续实证研究提供借鉴。总体来说，文献采集比较全面，元分析方法比较规范，写作相对顺畅，容易被读者理解，但是在语句表达以及元分析的方法报告等方面还存在一些问题尚待修改：

**意见 1：**文中的一些术语不够统一，请作者修改有关术语。例如，“时间估计法”和“口头估计法”；“时间知觉”和“时距知觉”。

**回应 1：**非常感谢您的建议！在您的指正下，我们已经**统一了全文的术语**，将“时间知觉”替换为“**时距知觉**”，将“口头估计法”替换为“**时间估计法**”。此外，我们也仔细地核对了其他的术语，保证术语的一致性。

**意见 2：**建议作者重新考虑引言的框架。引言“1.1 基本情绪与时距知觉”中的“1.1.2 基本情绪之间的差异”是否属于“调节变量”，如果是调节变量的话，为何将其单列？是否应该将“基本情绪”和“年龄”、“时间任务范式”放在“1.2 潜在的调节因素”之中？

**回应 2：**非常感谢您的问题。在基本情绪影响时距知觉的三水平元分析中，**基本情绪类别的确可以视为调节变量**。在论文的早期版本中，我们也是将“基本情绪”作为调节变量，放在“1.2 潜在的调节因素”中。在目前版本中，我们将其单列在“1.1 基本情绪与时距知觉”中，出于以下考虑：

第一、这个变量的特殊性：**基本情绪可以分为多种类别，相应的可以视为自变量的不同水平，可以单独对每个水平进行主效应分析**。具体而言，我们在结果中，除了将所有的基本情绪合并，计算了基本情绪影响时距知觉的平均效应量，还单独计算了“恐惧”、“愤怒”、“厌恶”、“悲伤”、“快乐”影响时距知觉的平均效应量，此时，它们又可以视为自变量。在这个视角下，**基本情绪类别并不是简单的调节变量，而是可以看作“自变量的不同水平”**。

第二、这样写行文更加流畅。我们用标题“1.1 基本情绪与时距知觉”概括了两个与基本情绪有关的科学问题“主效应是否稳定存在”、“基本情绪类别之间是否有差异”。

您这个问题，也让我们意识到，可能会引发一些误解，有必要在“潜在的调节因素”中提及“基本情绪类别”。因此，我们在文中补充了如下内容：基本情绪对时距知觉的影响不仅可能受到基本情绪类别的影响，还可能受到“年龄”、时间任务范式的影响。

**意见 3：**文献编码部分，将时间任务范式分为：估计法、复制法和辨别法，但是在结果呈现方面，又将时间任务范式分为：复制法、二分法、泛化法。两者并不一致，需要修改。

**回应 3：**很抱歉，这是我们的疏忽。时间辨别法包括“时间二分法”和“时间泛化法”，我们在编码部分错误地将“时间二分法”和“时间泛化法”统称为“时间辨别法”，正确的分类是：**时间估计法、时间复制法、时间二分法、时间泛化法**；在结果部分，因为很少有研究采用时间复制法，以至于我们未能纳入时间复制法的研究，因此，最终的分类结果是：**时间复制法、**

时间二分法、时间泛化法。目前，我们已经将编码部分的内容改为正确的内容：时间估计法、时间复制法、时间二分法、时间泛化法。

意见 4：“评估异质性时，我们也使用两个似然比检验(log-likelihood ratio test)来评估水平 2 和水平 3 的异质性是否显著”，此处应该是“单侧对数似然比检验”。

回应 4：感谢您的指正。我们已经将其修改为“单侧对数似然比检验”，并且在结果报告中使用了单侧  $p$  值。修改后的内容如下：

#### 2.4.2.1 三水平元分析

评估异质性时，我们也使用单侧对数似然比检验(one-sided log-likelihood ratio test)判断三水平模型是否比两水平模型更好地拟合了数据的异质性，从而评估水平 2 和水平 3 的异质性是否显著。

#### 3.1.2 异质性检验

单侧对数似然比检验发现，三水平模型并不比两水平模型(水平 2 设置为 0)更好地拟合数据的方差， $AIC_{三水平} = 63.39$  vs.  $AIC_{两水平} = 61.39$ ， $BIC_{三水平} = 71.32$  vs.  $BIC_{两水平} = 66.67$ ， $LRT < 0.01$ ， $p > 0.49$ (单尾)。单侧对数似然比检验发现，三水平模型比两水平模型(水平 3 设置为 0)更好地拟合数据的方差， $AIC_{三水平} = 63.39$  vs.  $AIC_{两水平} = 116.46$ ， $BIC_{三水平} = 71.32$  vs.  $BIC_{两水平} = 121.75$ ， $LRT = 55.08$ ， $p < 0.001$ (单尾)。

意见 5：主效应分析的结果，考虑同时报告预测区间，该指标可以评估效应量的变化范围(Borenstein, 2022)。

Borenstein, M. (2022). In a meta-analysis, the I-squared statistic does not tell us how much the effect size varies. *Journal of Clinical Epidemiology*, 152, 281–284. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2022.10.003>

回应 5：感谢您的推荐。在您的推荐下，我们仔细研读了本文，意识到：

- (1)  $I^2$  虽然可以有效评估异质性，但是并未描述清楚效应大小的变化范围；
- (2) 预测区间(prediction interval, PI)，指的是**真实效果的平均值加或减（大致）两个标准差**，其可以描述效应量的分布情况。

因此，我使用 *metafor* 计算了预测区间，并且在论文中详细报告了效应量的预测区间，具体如下：

为了考察情绪扭曲时距知觉的有效性，对 105 个效应量进行主效应检验。三水平随机效应模型发现，情绪影响时距知觉的主效应显著， $g = 0.24$ ，95% CI [0.13, 0.36]，95%PI [-0.42, 0.91]， $p < 0.001$ 。

## 参考文献

Borenstein, M. (2022). In a meta-analysis, the I-squared statistic does not tell us how much the effect size varies. *Journal of Clinical Epidemiology*, 152, 281–284

意见 6：表 3 可见，部分调节变量水平的效应量较小，例如厌恶情绪仅有 3 个效应量，不同水平效应量个数存在差异的情况会对结果产生何种影响？

回应 6：感谢您的问题。

您的确指出了使用元分析进行调节变量分析的一个重要问题(或局限)：调节变量不同水平下的效应量个数的确会影响调节效应分析的结果。

为了更详细地回答这个问题，请容我向您简单介绍“调节效应分析”的原理。在本研究使用的 *metafor* 中，通过**线性混合模型**进行调节效应分析，其公式为：

$$\hat{\theta}_k = \theta + \beta x_k + \epsilon_k + \zeta_k$$

- $\hat{\theta}_k$  是研究 k 的效应量大小；
- $\theta$  是真实效应量；
- $x_k$  是研究 k 的调节变量值；
- $\epsilon_k$  是抽样误差(sampling error)，反映研究 k 的效应量与其真实效应之间的偏差；
- $\zeta_k$  是剩余误差(residual error)，包括随机效应模型中与研究 k 相关的其他未解释的误差。

如果  $\beta$  显著，则说明调节变量显著：

- 当调节变量是分类变量时， $\beta$  的显著性用于**判断不同水平之间是否存在显著差异**。
- 当调节变量是连续变量时， $\beta$  的显著性用于判断该调节变量是否能够显著解释效应量的变异，从而解释部分异质性。

在我们的研究中，调节变量是分类的，通常通过编码哑变量来处理，例如(水平 1 = 0，水平 2 = 1)。其原理，在于**比较水平 2 的平均效应量是否显著大于参照水平(水平 1)**。因为调节变量的显著性取决于不同水平的平均效应量的对比，所以影响平均效应量的因素，也会影响调节效应分析的结果。

也就是说，**效应量个数会影响平均效应量**，平均效应量的对比又会影响调节变量的显著性。

具体如下：

效应量较少的水平(例如厌恶)，**平均效应量更不准确，标准误差大，置信区间变宽，统计检验力低，更容易导致假阴性**——更容易评估该水平与其他水平之间的异质性，从而检测到调节变量的显著性；

效应量较多的水平(例如，恐惧)，**平均效应量更准确，标准误差小，置信区间更窄，统计检验力高，更容易检测到显著的效应量**。——更难检测到该水平与其他水平之间的异质性。

在本研究中，**厌恶的效应量仅有 3**，会造成更容易检测到厌恶水平与其他水平的效应量之间存在显著差异。

由此可能还会引发另一个问题“**效应量个数偏少的亚组是否要纳入分析？**”。关于这个问题，已经有许多文献讨论。然而，目前对于调节变量水平的效应量个数的**最低限制尚无定论**(Burenkova et al., 2023)，我们并未将“少于某个数字的水平不纳入分析”，而是与以往研究类似(Burenkova et al., 2023)，将其结果如实报告，供读者自行判断。

## 参考文献

Assink, M., & Wibbelink, C. J. M. (2016). Fitting three-level meta-analytic models in R: A step-by-step tutorial. *The*

*Quantitative Methods for Psychology*, 12(3), 154–174.

Assink, M., & Wibbelink, C. J. M. (2024). Addressing dependency in meta-analysis: A companion to assink and wibbelink (2016). *The Quantitative Methods for Psychology*, 20(1), 1–16.

Balduzzi, S., Rücker, G., Nikolakopoulou, A., Papakonstantinou, T., Salanti, G., Efthimiou, O., & Schwarzer, G. (2023). netmeta: An R package for network meta-analysis using frequentist methods. *Journal of Statistical Software*, 106(2), 1–40.

Borenstein, M. (2019). Common mistakes in meta-analysis and how to avoid them. Biostat, Inc.

Burenkova, O. V., Dolgorukova, T. A., An, I., Kustova, T. A., Podturkin, A. A., Shurdova, E. M., Talantseva, O. I., Zhukova, M. A., & Grigorenko, E. L. (2023). Endogenous oxytocin and human social interactions: A systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 149(9–10), 549–579.

Shim, S. R., Kim, S.-J., Lee, J., & Rücker, G. (2019). Network meta-analysis: Application and practice using R software. *Epidemiology and Health*, 41, e2019013.

**意见 7:** 图 3，需要完善图注，并增加对 RE Model 的解释。其他图表也需进一步检查并完善标题和注释，而且还要注意图表的色彩、形态等美观性与清晰度问题。

**回应 7:** 感谢您的建议。

很抱歉我们对一些图片的标注不够清晰，不够美观。在修改后的版本中，我们已经在图 3 中增加了注释，并且详细检查了其他图片、表格的注释。

此处，我们选取部分注释，供您审阅：

图 2 基本情绪影响时距知觉的森林图。注：RE Model 为随机效应模型；Estimate 95% CI 代表效应量和对应的置信区间。

图 3 基本情绪影响时距知觉的轮廓增强漏斗图。注：黑色圆点代表纳入的效应量；白色圆圈代表通过减补法识别出的缺失值。

我们也仔细修改了其他图片和表格，做了一些改动，具体见 **表 1**，**表 2**，**图 3**，**图 4**，**图 5**，**图 6**，力求将图片和表格做得更加完善，具体的改动，请参考论文中的新的图片。

**意见 8:** 把图 5 中的“angry”等英文替换为中文；此外，图 5 的编号标记错误，请修改。

**回应 8:** 感谢您的建议与指正。

我们已经将图 5 中的英文替换为了中文。我们也检查了其他图片的中英文情况，一些可以替换为中文的内容，我们已经替换了。另有一些图片，由于代码限制，我们未能将全部内容替换为中文；在这种情况下，我们也在注释中增加了“中文介绍”。

关于您提到的图片编号，我们也已经仔细核查，重新编号。

以上提到的改动，请您参考论文中的蓝色标注。

**意见 9:** 三水平元分析结果表明，与中性情绪相比，高兴情绪的效应量显著；但是网络元分析发现，高兴情绪的效应量不显著。哪个结果更准确？如何解释这种差异？

**回应 9:** 感谢您的问题。

先前在论文中报告的三水平元分析的主效应结果和网络元分析主效应确实存在一定的差别：就快乐情绪而言，基于三水平随机效应模型的结果发现快乐情绪的平均效应量是  $g =$

0.19, [0.03, 0.34],  $p = 0.02$ ; 网络元分析中基于直接对比的平均效应量是  $g = 0.12$ , [-0.03, 0.27]; 网络元分析中基于综合证据(直接证据+间接证据)的平均效应量是  $g = 0.13$ , [-0.01, 0.26]。

其结果不一样，可能由如下因素造成：

第一、两者纳入的研究略微不同。在三水平元分析中，我们纳入更多的研究，而在网络元分析中，为了排除潜在调节变量的影响，我们仅纳入了时间二分法和成年人的研究，此外由于数据不完整(Nicol et al., 2013)以及不满足一致性阈值(Droit-Volet et al., 2015; Kliegl et al., 2015)，我们不得已额外剔除三项研究。这造成了，在网络元分析中，纳入的效应量更少。

第二、采用的模型不同。在三水平元分析中，使用的是三水平随机效应模型，考虑了研究间的“依赖性”，其结果见表 1；在网络元分析中，有两类的主效应结果，其结果见表 4。第一类结果是基于直接对比，即将以往对比了效应量差异的实证研究进行综合，其结果在表 4 的右上角。第二类结果是同时综合了直接证据和间接证据，其平均效应量在表 4 左下角。三水平元分析用来处理效应量之间的非独立性(Assink & Wibbelink, 2016, 2024)，网络元分析用于比较多个条件或者多个干预措施之间的相对效果(Balduzzi et al., 2023; Shim et al., 2019)，有各自的使用场景，以及相应的优势与局限。如果它们的结果可以互相印证，则可以进一步增强结论的可靠性。

由于它们基于不同的模型，以及不同的数据，效应量有略微差异。

在您的启发下，我们意识到，我们在使用三水平元分析单独分析每种基本情绪时距知觉的平均效应量时，也应该仅纳入时间二分法和成年人的研究。这样做有两个好处：可以排除年龄和时间范式调节作用对主效应结果的干扰；可以和网络元分析进行更直接的对比。

按照该思路重新分析后的结果如下：

三水平随机效应模型发现，高兴的平均效应量不显著， $g = 0.11$ , [-0.01, 0.24],  $p = 0.070$ ；网络元分析中基于直接对比的平均效应量是  $g = 0.12$ , [-0.03, 0.27]；网络元分析中基于综合证据(直接证据+间接证据)的平均效应量是  $g = 0.13$ , [-0.01, 0.26]。

其结果表明，三水平元分析和网络元分析产生了非常接近的结果。不仅针对高兴情绪的效应量如此，其他基本情绪的结果也是接近的。这些结果表明，如果基于同样的数据，网络元分析和三水平元分析的结果是类似的，均可以准确地合并平均效应量。

目前，我们已经在论文中报告了重新分析的结果，具体见表 1。

## 参考文献

- Assink, M., & Wibbelink, C. J. M. (2016). Fitting three-level meta-analytic models in R: A step-by-step tutorial. *The Quantitative Methods for Psychology*, 12(3), 154–174.
- Assink, M., & Wibbelink, C. J. M. (2024). Addressing dependency in meta-analysis: A companion to assink and wibbelink (2016). *The Quantitative Methods for Psychology*, 20(1), 1–16.
- Balduzzi, S., Rucker, G., Nikolakopoulou, A., Papakonstantinou, T., Salanti, G., Efthimiou, O., & Schwarzer, G. (2023). netmeta: An R package for network meta-analysis using frequentist methods. *Journal of Statistical Software*,

106(2), 1–40.

Droit-Volet, S., Lamotte, M., & Izaute, M. (2015). The conscious awareness of time distortions regulates the effect of emotion on the perception of time. *Consciousness and Cognition*, 38, 155–164.

Kliegl, K. M., Limbrecht-Ecklundt, K., Dürr, L., Traue, H. C., & Huckauf, A. (2015). The complex duration perception of emotional faces: effects of face direction. *Frontiers in Psychology*, 6, 262.

Nicol, J. R., Tanner, J., & Clarke, K. (2013). Perceived Duration of Emotional Events: Evidence for a Positivity Effect in Older Adults. *Experimental Aging Research*, 39(5), 565–578.

Shim, S. R., Kim, S.-J., Lee, J., & Rücker, G. (2019). Network meta-analysis: Application and practice using R software. *Epidemiology and Health*, 41, e2019013.

**意见 10:** 全文的写作规范性还存在瑕疵。请仔细核实每一句话的准确性和简洁性以及参考文献的格式。

**回应 10:** 感谢您的建议。

针对您提到的写作规范性问题，我们已经参考《心理学报》投稿指南，逐条核对了全文内容，做了如下完善：

- (1) 修改了个别忘记斜体的统计符号，例如  $p$ ；
- (2) 逐条核对了所有的参考文献并修改完善，特别是修改了**只有论文编号而无页码的电子刊论文**。

一些修改后的参考文献如下(仅仅选取个别条目，其他修改见参考文献中的蓝色部分)：

Droit-Volet, S. (2016). Emotion and Implicit Timing. *PLOS ONE*, 11(7), e0158474.

Diano, M., Celegghin, A., Bagnis, A., & Tamietto, M. (2017). Amygdala Response to Emotional Stimuli without Awareness: Facts and Interpretations. *Frontiers in Psychology*, 7, 2029.

针对您提到的语言的准确性和简洁性问题，我们逐句阅读了全文内容，做了如下调整：

- (1) 删除一些在文中多次重复论述的内容；
- (2) 删除了一些虚词，例如“的”、“了”，提高简洁性。

我们相信，经过修改，文章的规范性已经有了全面提高，还请您审阅。

**意见 11:** 本文的字数较多，其中图表以及结果占据了大量篇幅，请根据期刊要求的篇幅进行合理取舍，控制论文长度。

**回应 11:** 感谢您的建议。

我们已经参考了心理学报的投稿要求，进一步压缩论文长度。目前，引言的字数少于3400，讨论的字数少于3500，均未超出心理学报对于引言和讨论的字数要求。

但是，由于**我们同时报告了网络元分析和多水平元分析的方法和结果**，造成论文的字数仍然比一般的元分析更长。经过慎重考虑，我们把**一些表格和图片放到附件材料**中，从而进一步减少论文的字数。

但是，为了更清晰地呈现方法和结果，以及心理学报的投稿要求中，未明确限制方法和结果部分的字数，**我们仍然保留了完整的方法描述和结果呈现**。如果后续需要进一步压

缩论文长度，我们可以考虑将方法部分的内容也呈现在附件材料中。

---

**审稿人 2 意见：**

本文通过三水平元分析和网络元分析评估了“基本情绪如何影响时距知觉”。结果发现，基本情绪影响时距知觉的主效应显著，恐惧和愤怒的时距知觉长于悲伤情绪的时距知觉，其结果符合“适应性假说”，具有一定的理论意义。总体来说，文章方法规范、写作清晰流畅，但是在引言和讨论的写作上以及元分析的方法报告方面还存在一些不足之处，有待改进。

**意见 1：** 本文使用了网络元分析比较了不同基本情绪之间的差异，虽然引言 1.4 部分提到了“网络元分析可以同时综合间接证据和直接证据”，但是这种方法和传统的“调节效应检验”相比有何优势，还需进一步补充说明。

**回应 1：** 感谢您的建议。

我们已经对此进行了补充，如下：

除了澄清基本情绪与中性刺激之间的差异，本研究还试图澄清基本情绪之间的差异。以往在元分析中解决此类问题的常见做法是将基本情绪类别作为调节变量进行亚组分析，然而该方法只能基于直接比较，忽略了间接比较。直接比较指的是那些直接对比两个条件的研究，例如有研究对比了恐惧情绪和中性，或者愤怒情绪和中性；间接比较指的是，通过已经开展的研究推断尚未进行直接对比的研究的效应量，例如，已有研究报告了厌恶情绪和中性的差异，以及悲伤和中性的差异，但是少有研究将厌恶情绪与悲伤情绪进行直接对比，此时，我们可以中性为桥梁，从而推断出厌恶和悲伤之间的差异(Balduzzi et al., 2023; Rucker, 2012)。与常见的将基本情绪作为调节变量进行亚组分析相比，网络元分析同时综合直接比较和间接比较的证据，能提高统计检验力，并且提供基本情绪在时距知觉上的排名，从而更加全面地澄清基本情绪之间的差异(Balduzzi et al., 2023; Rucker, 2012)。

**参考文献**

- Balduzzi, S., Rucker, G., Nikolakopoulou, A., Papakonstantinou, T., Salanti, G., Efthimiou, O., & Schwarzer, G. (2023). netmeta: An R package for network meta-analysis using frequentist methods. *Journal of Statistical Software*, 106(2), 1–40.
- Rucker, G. (2012). Network meta-analysis, electrical networks and graph theory. *Research Synthesis Methods*, 3(4), 312–324.

**意见 2：** 引言对于研究目的总结不够全面。文中提到，本文目的在于探讨“基本情绪如何影响时距知觉”以及“基本情绪之间的差异”，基本情绪之间的差异可以视为调节变量。然而本文还分析了“年龄”、“时间任务范式”的调节作用，它们并未体现于研究目的。建议作者，仔细斟酌研究目的。

**回应 2：** 感谢您的建议。

我们的确疏忽了分析调节变量的研究目的。在新的版本中，我们已经增加了相应的内容，如下：

总之，本研究首先使用三水平元分析评估基本情绪如何影响时距知觉；随后使用网络

元分析评估基本情绪之间的差异；此外，我们还通过调节变量分析评估了年龄和时间任务范式的影响。

**意见 3:** 方法部分将年龄分为不同的阶段，并未报告理由。其理由仅在结果部分的“3.1.3.2 年龄阶段”写了“因为部分效应量缺少年龄数值，同时报告年龄的效应量比较集中，不满足线性关系，本文将年龄划分为分类变量，进行亚组分析，而非进行元回归。”这里“年龄不满足线性关系”如何理解，是否进行了分析？

**回应 3:** 很抱歉。我们没能准确地表达清楚该理由。

在您的启发下我们重新组织了语言。

具体来说，我们将其编码为分类变量，出于两方面考虑：

- (1) 个别研究没有报告平均年龄，仅仅报告采用大学生样本，此时，我们无法采用具体的数值来标记该研究的平均年龄，导致调节变量分析时，存在缺失值；
- (2) 在纳入的研究中，年龄分布并不均衡。具体而言，大多数研究集中在成年人，少有研究探讨儿童和老年。相应的，在纳入的研究中，年龄不符合正态分布，很难假设年龄和效应量之间存在线性关系。

该做法和该理由，也是我们参考了其他参考了纳入年龄变量的元分析(Aksayli et al., 2019)。

总之，在您的启发下，我们重新组织了理由，在方法部分 **2.3 文献编码** 补充了如下内容，请您审阅：

我们将年龄划分为类别变量出于两个原因：第一、个别研究未报告准确的平均年龄；第二、大多数研究集中在成年早期，造成年龄不符合正态分布，难以假设年龄和效应量之间存在线性关系。该做法也见于以往元分析(Aksayli et al., 2019)。

### 参考文献

Aksayli, N. D., Sala, G., & Gobet, F. (2019). The cognitive and academic benefits of Cogmed: A meta-analysis. *Educational Research Review, 27*, 229–243.

**意见 4:** “所有的效应量和对应的方差在 CMA3.0 (Comprehensive Meta-Analysis)中计算。”此处应该合理引用。

**回应 4:** 感谢您的指正。

我们在论文中补充了相应的引用。

所有的效应量和对应的方差在 Comprehensive Meta-Analysis Version 3.3(Borenstein et al., 2014)中计算。

### 参考文献

Borenstein, M., Hedges, L., Higgins, J., & Rothstein, H. R. (2014). *Comprehensive meta-analysis (version 3.3)*

[computer software]. Englewood, NJ: Biostat.

**意见 5:** 主效应检验中不仅报告了主效应结果，还报告了敏感性分析的情况和结果，因此标题“主效应检验”无法概括本部分内容，考虑修改标题或者将“敏感性分析”单独列为小标题。

**回应 5:** 感谢您的建议。

我们已经将标题修改为“3.1.1 主效应分析和敏感性分析”。

**意见 6:** 表 3 对 Level2 方差和 Level3 方差的描述不够准确，请详细报告这里评估方差用的是哪个统计指标，例如 I2、Tau、Q?

**回应 6:** 感谢您的问题。

此处的方差用的指标为  $I^2$ ，我们已经将其标记在论文的表 2 中。

**意见 7:** 图 3，需增加对 RE Model 的解释，其他图表也许进一步检查并完善标题和注释。

**回应 7:** 感谢您的建议。

我们已经完善了图 3 的注释，并且详细检查了其他图片和表格的注释。具体的修改内容，见论文注释中的蓝色部分。此处，我们选取部分注释，供您审阅：

图 2 基本情绪影响时距知觉的森林图。注：RE Model 为随机效应模型；Estimate 95% CI 代表效应量和对应的置信区间。

图 3 基本情绪影响时距知觉的轮廓增强漏斗图。注：黑色圆点代表纳入的效应量；白色圆圈代表通过减补法识别出的缺失值。

此外，除了您提到的图 3，我们也仔细修改了其他图片和表格，做了一些改动，具体见表 1，表 2，图 3，图 4，图 5，图 6，力求将图片和表格做得更加完善。

**意见 8:** 三水平元分析主效应结果与网络元分析主效应结果不一致，例如，快乐和厌恶的显著性有所差异。如何解释这种差异？

**回应 8:** 感谢您的问题。

我们仔细对比了之前版本中的三水平元分析主效应和网络元分析主效应。它们的确呈现出一些不一致，甚至快乐情绪的平均效应量的显著性有所差异：就快乐情绪而言，基于三水平随机效应模型的结果发现快乐情绪的平均效应量是  $g = 0.19$ , [0.03, 0.34],  $p = 0.02$ ；网络元分析中基于直接对比的平均效应量是  $g = 0.12$ , [-0.03, 0.27]；网络元分析中基于综合证据(直接证据+间接证据)的平均效应量是  $g = 0.13$ , [-0.01, 0.26]。

经过分析，其原因如下：

第一、两者纳入的研究略微不同。在三水平元分析中，我们纳入更多的研究，而在网络元分析中，为了排除潜在调节变量的影响，我们仅纳入了时间二分法和成年人的研究，此外由于数据不完整(Nicol et al., 2013)以及不满足一致性阈限(Droit-Volet et al., 2015; Kliegl et

al., 2015), 我们不得已额外剔除三项研究。这造成了, 在网络元分析中, 纳入的效应量更少。

第二、采用的模型不同。在三水平元分析中, 使用的是三水平随机效应模型, 考虑了研究间的“依赖性”, 其结果见表 1; 在网络元分析中, 有两类的主效应结果, 其结果见表 4。第一类结果是基于直接对比, 即将以往对比了效应量差异的实证研究进行综合, 其结果在表 4 的右上角。第二类结果是同时综合了直接证据和间接证据, 其平均效应量在表 4 左下角。三水平元分析用来处理效应量之间的非独立性(Assink & Wibbelink, 2016, 2024), 网络元分析用于比较多个条件或者多个干预措施之间的相对效果(Balduzzi et al., 2023; Shim et al., 2019), 有各自的使用场景, 以及相应的优势与局限。如果它们的结果可以互相印证, 则可以进一步增强结论的可靠性。

由于它们基于不同的模型, 以及不同的数据, 效应量有略微差异。

为了避免类似情况, 我们重新分析的数据。即, 使用三水平元分析单独分析每种基本情绪时距知觉的平均效应量时, 也应该仅纳入时间二分法和成年人的研究。这样做有两个好处: 可以排除年龄和时间范式调节作用对主效应结果的干扰; 可以和网络元分析进行更直接的对比。

按照该思路重新分析后的结果如下:

三水平随机效应模型发现, 高兴的平均效应量不显著,  $g = 0.11, [-0.01, 0.24], p = 0.070$ ; 网络元分析中基于直接对比的平均效应量是  $g = 0.12, [-0.03, 0.27]$ ; 网络元分析中基于综合证据(直接证据+间接证据)的平均效应量是  $g = 0.13, [-0.01, 0.26]$ 。

不仅针对高兴情绪的效应量如此, 其他基本情绪的结果也是接近的。这些结果表明, 如果基于同样的数据, 网络元分析和三水平元分析的结果是类似的, 均可以准确地合并平均效应量。

目前, 我们已经在论文中报告了重新分析的结果, 具体见表 1。

## 参考文献

- Assink, M., & Wibbelink, C. J. M. (2016). Fitting three-level meta-analytic models in R: A step-by-step tutorial. *The Quantitative Methods for Psychology, 12*(3), 154–174.
- Assink, M., & Wibbelink, C. J. M. (2024). Addressing dependency in meta-analysis: A companion to assink and wibbelink (2016). *The Quantitative Methods for Psychology, 20*(1), 1–16.
- Balduzzi, S., Rücker, G., Nikolakopoulou, A., Papakonstantinou, T., Salanti, G., Efthimiou, O., & Schwarzer, G. (2023). netmeta: An R package for network meta-analysis using frequentist methods. *Journal of Statistical Software, 106*(2), 1–40.
- Shim, S. R., Kim, S.-J., Lee, J., & Rücker, G. (2019). Network meta-analysis: Application and practice using R software. *Epidemiology and Health, 41*, e2019013.

全文的规范性

意见 9: 全文的写作规范性还存在瑕疵。例如, 方法部分有一处,  $p$  没有斜体; 引言的个别

引用考虑引用原始出处，例如“基本情绪是指那些与生俱来、不学而能的情绪，是人类和动物都具有的情绪(傅小兰, 2015)。”

回应 9: 感谢您的指正。

结合您的建议，我们参考《心理学报》投稿指南、《心理学报》参考文献著录格式(著者-出版年制)详细要求，逐条核对了全文内容，做了如下修改

- (1) 您提到的  $p$  值，我们已经修改为斜体了。同时，我们也仔细地检查了其他的统计符号。
- (2) 您提到的，引用原始出处问题。我们也已经补充了相应的内容。如下：

基本情绪是指那些与生俱来、不学而能的情绪，是人类和动物都具有的情绪(傅小兰, 2015; Ekman, 1992, 1993)。

除了您的指出的这两个细节问题，通过检查，我们也修改了一些其他的细节问题，力求让文章更加规范。

### 参考文献

Fu, X. L. (Ed). (2015). *Psychology of Emotion*. East China Normal University Press

[傅小兰. (主编). (2015). *情绪心理学*. 华东师范大学出版社.]

Ekman, P. (1992). An argument for basic emotions. *Cognition and Emotion*, 6(3-4), 169-200.

Ekman, P. (1993). Facial expression and emotion. *American Psychologist*, 48(4), 384-392.

意见 10: 英文摘要还需请英语专业人士仔细核实，进一步润色。

回应 10: 感谢您的建议。

首先，我们参考《心理学报》英文摘要的写作要求，仔细修改了论文的英文摘要，做了如下修改：

- (1) 按照要求，修改了引言的时态问题。
- (2) 更加详细完整地描述了文章的方法部分。
- (3) 凝练了结果报告和结论总结。

此外，我们也了请熟悉英文写作的人士，仔细检查润色了英文摘要。

---

## 第二轮

审稿人 1 意见：

意见 1: 讨论部分的“4.4 适应性观点”需要进一步扩充、丰富，特别是扩充不同基本情绪的作用，以及其对生存的意义，并仔细斟酌“基本情绪与趋利避害”的关系。

回应 1: 感谢您的建议。基本情绪的功能确实是论述“适应性”的重要组成部分，之前由于讨论的篇幅限制，我们对此的介绍不够丰富。在您的建议下，我们做了如下补充：

情绪的重要功能在于“趋利避害”，正性情绪指向“趋利”，负性情绪指向“避害”(Cacioppo

& Gardner, 1999)。无论是正性情绪还是负性情绪都具有某种功能 (Palermo, 2017), 情绪在“避害”上的重要性可能与具体的功能有关。在四种负性基本情绪中, 悲伤在“避害”上的重要性可能低于其他三种情绪。悲伤是对损失的反应 (Ekman & Cordaro, 2011), 表达悲伤可以吸引他人的关注和帮助, 也可能避免潜在的敌对冲突 (Nesse, 1990)。恐惧、愤怒和厌恶是对威胁的反应, 具有不同的适应性功能。恐惧情绪是对生理威胁或心理威胁的反应, 可以激发“战斗”或“逃跑”的反应, 提高个体的生存几率 (Ekman & Cordaro, 2011); 此外, 恐惧情绪也可以作为一种警告信号, 提供群体中的其他个体, 促进集体防御 (Nesse, 1990)。愤怒的来源既包括威胁刺激, 也包括追求目标过程中的阻碍, 其促进个体采取行动消除威胁或者障碍 (Ekman & Cordaro, 2011)。厌恶是对病原体等可能造成疾病的威胁刺激的反应, 其帮助我们远离污染源 (Ekman & Cordaro, 2011; Oaten et al., 2009; Stevenson et al., 2019)。虽然恐惧、愤怒和厌恶具有不同的进化意义, 但是它们都是对威胁刺激的反应。相比于悲伤的来源——损失, 个体面对威胁的丧生风险更高, 所以悲伤情绪在“避害”上的重要性低于其他三种负性情绪。

**意见 2:** “4.5 研究局限与展望”部分, 主要论述了本研究的局限, 对未来展望的部分仅有一句话, 考虑扩充“展望”或者, 删除标题中的“展望”。

**回应 2:** 感谢您的仔细审阅。参考您的建议, 我们已经删去了“4.5 研究局限与展望”的“展望”。

**意见 3:** 在正式发表之前, 仍有必要进一步精炼语言, 减少潜在的错误, 提高文章可读性、规范性。

**回应 3:** 感谢您的建议。我们已经请每位作者详细审阅论文中的语言问题, 尽可能提高文章的可读性和规范性。

---

### 第三轮

**编委意见:** 建议录用

**主编意见:** 本研究对不同类型基本情绪如何影响时距知觉进行了元分析, 为时距知觉的适应性观点提供了证明。本论文的研究选题具有新颖性, 研究方法选用恰当, 获得的研究结论真实可信。