

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：个体关于加工流畅性的信念对字体大小效应的影响

作者：陈颖，李锋盈，李伟健

第一轮

审稿人 1 意见：

作者从 JOL 中的字体大小效应出发，基于双加工模型的相应实证研究证据，采用两个实验探讨了字体大小效应的产生机制中信念的作用，发现关于字体大小加工流畅性的信念是字体大小效应产生的重要因素，拓展了前人研究，有极大的理论意义和应用价值。还有两个小问题建议作者修改：一、JOL 值才是能够直接比较、有高低之分的，文章多次出现高 JOL，不够严谨；二、进行实验二的逻辑或原因并没有在前言中介绍，而是现在该实验部分，这似乎会影响整个文章结构。

意见 1：JOL 值才是能够直接比较、有高低之分的，文章多次出现高 JOL，不够严谨。

回应：非常感谢专家提出的这一重要问题！我们已根据专家的意见对文章表述不当之处做出修改（共计五处），详见 p10, p11, p13, p19, p20.

意见 2：进行实验二的逻辑或原因并没有在前言中介绍，而是现在该实验部分，这似乎会影响整个文章结构。

回应：非常感谢专家对本文引言逻辑提出的修改建议！

关于实验 2 的逻辑，原稿引言最后一段有简要阐述，内容如下：

“此外，正如 Mueller 和 Dunlosky 指出的，被试除了具有关于“大字体项目更容易加工”的信念，还认为“加工更流畅的项目记忆效果会更好”。简言之，字体大小效应所涉及的关于加工流畅性的信念既包括“学习材料的特征和加工流畅性的关系”，又包括“加工流畅性和记忆效果的关系”。然而，Mueller 和 Dunlosky 的研究仅考察了前者。”

然而，这样的表述可能并不足以突出实验 2 的逻辑。非常感谢专家指出这一问题，我们已对引言逻辑进行了补充和调整，以期突出两个实验间的关系，详见 p12, p13。再次感谢专家的宝贵建议！

审稿人 2 意见：

本研究通过两个实验考察个体关于加工流畅性的信念对字体大小效应的影响，探讨字体大小效应的产生机制。文章整体逻辑较清晰，研究结果较有理论和现实意义。论文存在以下几方面问题需要进一步修改完善。

意见 1：摘要过长，应进行适当删减。

回应：十分感谢专家指出摘要冗长的问题，我们已根据专家建议对摘要进行删减（详见 p10），敬请专家再次审阅！

意见 2：本研究的实验 1 假设“如果先前研究发现的字体大小效应是基于个体关于加工流畅

性的信念而产生，那么，在本实验中，大字体更流畅组和控制组应表现出字体大小效应，而小字体更流畅组则应表现出和先前字体大小效应相反的效应，即人们对小字体项目的 JOL 高于对大字体的 JOL。”但是，在当前研究中，大字体更流畅组不仅包含了关于加工流畅性的信念，其中也包含了对大字体本身的加工流畅性，与控制组相比，是否会有更大的效应？以及，小字体更流畅组为何会表现出相反的效应，而不是消失了了的效应？建议补充关于当前假设提出依据的阐述。另外，实验 1 的实际结果并没有小字体更流畅组会表现出相反效应的假设，也应分析其原因，究竟是假设的推导过程问题，还是样本量问题，或是其他。

回应：非常感谢专家的严谨与认真，我们对您的问题进行深入思考后，做出如下回答：

1) 诚如专家所言，与控制组相比，大字体更流畅组的确可能会表现出更大的字体大小效应，但我们认为这种更大的效应是源于指导语对相应信念的强调，并非源于大字体本身的加工流畅性，因为控制组也同样包含了大字体本身的流畅性。原稿在假设表述时疏忽了“大字体更流畅组比控制组效应更大”这一可能性，现已补充（详见 p13）。

2) 关于“小字体更流畅组会表现出和先前字体大小效应相反的效应”这一假设的依据也已补充，详见 p13。

3) 我们对“小字体更流畅组没有出现相反的字体大小效应”这一结果的原因在实验 1 讨论部分进行了简单解释，详见 p16，在总讨论部分进行了具体分析，详见 p20, p21。

此外，我们根据专家的这些问题也对实验 2 的假设表述进行了相应修改，详见 p17。再次感谢专家的宝贵意见，促使我们文章的逻辑进一步完善！

意见 3：本研究中实验 1 的被试为 75 人，其中男性 9 名，明显少于女性（实验 2 类似），需说明当前的样本所获得的结果不会受到性别差异的影响。另外，实验 2 为类似的实验设计，被试为 89。两个实验中的被试数量都是如何确定的？应补充说明。建议参考以往相关研究或根据效应量和统计检验力的要求计算被试量。

回应：非常感谢专家的认真审阅和宝贵建议！针对专家提出的两个问题，我们进行深入思考后，作出如下回应：

①本研究中被试数量男女性别差异明显，这是由于被试群体特点所致，所有被试来源于师范学校，因此存在“女多男少”的特点。先前关于字体大小效应的同类研究(如 Hu et al., 2015; Yang, Huang, & Shanks, 2018)在被试方面也存在类似现象，比如 Hu 等人 (2015)的研究采用了 40 名被试，男性 11 名。Yang、Huang 和 Shanks (2018)的研究采用了 28 名被试，男性 7 名。此外，关于 JOL 的国内研究(如陈功香, 常明钰, 李开云, & 宋素涛, 2017; 刘希平, 陈立青, 唐卫海, & 白学军, 2015)在被试性别方面也存在类似现象。其中陈功香等人(2017)的研究采用了 30 名被试，男性 9 名。刘希平等人(2015)的研究采用了 40 名被试，男生 9 名，由此，我们推测性别差异可能对结果的影响不大。但专家指出的性别对该效应的影响也可能存在，因此，在后续研究中我们会尽可能对性别进行平衡，并考察性别因素在其中的作用，再次感谢专家提出的这一富有启发性的问题！

②我们对被试数量的确定是通过 G*Power 软件进行计算的(Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007)。具体参考 Yang、Huang 和 Shanks (2018)的研究。我们计算得到的结果是“当效应量在 0.58-0.74 之间，统计检验力 (power) 达到 0.9 时每一组被试数量在 22~34 之间”。本研究中每一组的被试数量都在 22~34 范围之间。根据专家建议，我们已在相应位置补充说明被试数量的计算方法的，详见 p13, p17，请专家审阅！

以上是我们对专家所提问题的回应，敬请专家再次审阅并提出进一步宝贵意见。

参考文献：

陈功香, 常明钰, 李开云, & 宋素涛. (2017). 非流畅性对定向遗忘元认知判断的影响. *心理学探新*, 37(6),

519-524.

刘希平, 陈立青, 唐卫海, & 白学军. (2015). "学-测经验"对前摄干扰监控及行为的修正作用. *心理学报*, 47(11), 1328-1340.

Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175-191.

Hu, X., Li, T., Zheng, J., Su, N., Liu, Z., & Liang, L. (2015). How Much Do Metamemory Beliefs Contribute to the Font-Size Effect in Judgments of Learning? *Plos One*, 10(11), e0142351.

Yang, C., Huang, T. S. T., & Shanks, D. R. (2018). Perceptual fluency affects judgments of learning: The font size effect. *Journal of Memory and Language*, 99, 99-110.

意见 4: 在实验 1“2.1.2 仪器和材料”部分, “词对来自《现代汉语词典》, 难度 ($M=1.96$, $SD=0.21$) 和熟悉度 ($M=6.23$, $SD=0.27$) 由不参加实验的被试进行评定。”应准确表述为“由不参加正式实验的被试进行评定”, 另外, 应报告这部分被试的数量。

回应: 十分感谢专家认真细致的审阅和提出的宝贵意见! 我们已根据您的建议将表述不准确和不清晰的语句修改为“由不参加正式实验的 22 名被试进行评定”(详见 p14)。

意见 5: 在引言部分, 作者有提及前人研究发现, 当大小字体在学习阶段交替出现时, 字体大小效应会消失。在本研究中的学习阶段, “电脑屏幕正中央随机逐个呈现 60 对词对 (其中 30 对以 18 号字体呈现, 30 对以 48 号字体呈现), ”作者需补充说明词对的字体呈现顺序是如何安排的? 是否有做平衡?

回应: 非常感谢专家指出字体顺序平衡这一重要问题! 对您提出的问题, 我们的回答如下:

首先, 您提出引言部分“前人研究发现, 当大小字体在学习阶段交替出现时, 字体大小效应会消失。”这一问题可能是我们的描述不当导致了您的误解。前人研究发现的是“用大小写字母交替的形式来呈现学习项目 (如 PiAnO), 字体大小效应消失”。这里的“大小写字母交替”是指一个单词中的每个字母用大小写交替的方式呈现, 目的是降低知觉流畅性, 并非大字体和小字体项目交替呈现。由于我们表达不够清晰, 导致您的误解, 我们深表歉意。现已对相应表述进行了修改, 详见 p11。

其次, 由于我们在实验程序部分没有对字体呈现顺序的平衡阐述清楚, 导致专家的疑惑, 我们深表歉意! 本研究的项目呈现顺序为固定随机, 保证大字体或小字体不会连续出现三次或三次以上。这一信息已在原文中进行补充, 详见 p14。

意见 6: 实验 1 的实验材料选取中, 对于不同字体的词对, 本研究是否对两个词的语义关联程度进行控制和匹配? 请将实验中使用的词对附在文后。

回应: 非常感谢专家提出的这一问题! 本研究已对词对的语义关联度进行了控制和匹配, 由于原稿的表述不够精准, 导致了专家对这一问题产生疑惑, 我们深表歉意! 本选取的是中等难度的 60 对常见汉语词对, 这里, 难度指标就是线索词和目标词之间的语义关联程度。我们已对相应的表述进行修改, 详见 p13。此外, 我们已根据专家的建议将实验中使用的词对附在文后。敬请专家再次审阅, 并对我们表达不当和需修改的地方提出宝贵意见, 我们一定遵照专家意见再次修改!

意见 7: 实验 1 的结果部分, 作者在进行交互作用的简单效应分析时报告“控制组被试在大字体和小字体上的 JOL 值差异呈边缘显著: $F(1,66)=3.17$, $p=.079$, $\eta^2=.046$ 。”通常我们并不接受边缘显著的报告, 建议修改。

回应: 十分感谢专家宝贵的建议, 我们已根据您的建议对实验 1 和实验 2 控制组的边缘显

著报告进行修改，本文中其他涉及控制组边缘显著报告之处也进行了相应修改，详见 p15, p16, p18, p19, p20，敬请专家再次审阅并提出进一步宝贵意见。

意见 8: p 值不会等于 0, 实验 2 的结果部分中有关 $p=0.00$ 和 $p=0.000$ 的表述应修改为 $p<0.001$ 。此外，文章中所有统计结果的报告格式均应按照 APA 格式全文统一。

回应：感谢专家的认真和严谨！我们已根据您的建议将文章中所有统计结果的报告格式按照 APA 格式全文统一，详见 p14, p15, p16, p18, p19。敬请专家再次审阅。

意见 9: 文中的图均不够规范和清晰，且三个组别之间的区分不明显，建议应按照 APA 格式重新作图，并给出图中的误差线。

回应：十分感谢专家的认真和严谨！我们已采用 Canvas 软件重新绘制交互作用图，并给出了图中的误差线。此外，文中其他不清晰的图也均已重新绘制，敬请专家再次审阅。

第二轮

审稿人 2 意见：

经修改，论文已有较大改善。还存在一些小问题需要进一步完善。

意见 1: 摘要中 JOL 作为重要术语首次出现时，应给出中文和对应的英文。

回应：非常感谢专家提出这一建议！我们已在摘要中补充了相应信息（详见 p12），敬请专家再次审阅！

意见 2: 摘要和引言最后一段中有些引号内阐述在中文表述上有些不流畅，建议再修改完善下。如：分别考察个体关于“学习材料的特征和加工流畅性的关系”以及“加工流畅性和记忆效果的关系”等信念对 JOL 的影响。“关系”并非“信念”文中后面也有类似表述需要修改。

回应：非常感谢专家的认真审阅和这一建设性意见！我们已对相应表述进行修改（详见 p12, p14, p15, p18, p19, p21, p23），敬请专家再次审阅！

意见 3: 实验材料中对于不同字体词对的选择中是如何对难度、熟悉度进行评分的？请在文中相应位置补充必要的说明。

回应：十分感谢专家认真细致的审阅和提出的宝贵意见！我们已根据您的建议在文中相应位置补充说明（详见 p15, p16），敬请专家再次审阅！

意见 4: 实验 1 的结果部分，“2.2.1 学习判断值”中第二段，“控制组被试在大字体词对上的 JOL 值高于小字体词对上的 JOL 值，但统计检验没有显著性差异： $F(1,66) = 3.17, p > .05$ 。”既然差异并不显著，此处不应有此类表述，此外讨论中类似言语也应删除。

回应：感谢专家的这一建议！我们已删除文中相应表述，详见 p17，并对控制组大小字体 JOL 值差异不显著的原因进行了补充说明，详见 p18。敬请专家再次审阅！

意见 5: 实验 2 中，“3.2.1 学习判断值”中第二段，“控制组被试在大字体词对上的 JOL 值高于小字体词对上的 JOL 值，两者之间的差异接近显著性水平 ($F(1,74) = 3.89, p = .05$)；控制组的大字体和小字体之间差异接近显著，建议进行贝叶斯分析以证明两者之间的差异能够排除零假设，接受备择假设 (<http://pcl.missouri.edu/bayesfactor>)。

回应：衷心感谢专家的这一建议，这使得本文的数据分析更进一步。特别感谢专家为我们提供了贝叶斯因子计算工具的网址！我们根据专家提供的网址计算了贝叶斯因子（计算过程如下图），并根据 Wagenmakers 等人 (Wagenmakers et al., 2018)的决策标准对贝叶斯因子进行了解释，详见 p20。敬请专家再次审阅！并再次表示感谢！

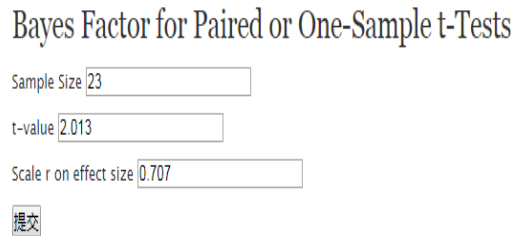


图 1：数据输入

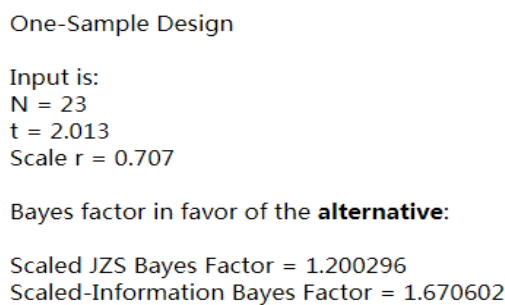


图 2：数据结果

参考文献：

Wagenmakers, E.-J., Love, J., Marsman, M., Jamil, T., Ly, A., Verhagen, J., . . . Morey, R. D. (2018). Bayesian inference for psychology. Part II. Psychonomic Bulletin & Review, 25(1), 58 - 76.

意见 6：建议请英文较好人士把关下英文摘要。

回应：非常感谢专家的建议！为了完善英文摘要，我们邀请了新加坡国立大学(National University of Singapore) 心理系的一名助理教授（心理学博士，曾赴美国和加拿大学习，以第一作者身份在 SSCI/SCI 杂志发表论文十余篇，目前用全英文讲授心理学课程）对英文摘要的内容以及语言都进行了深入细致的修改。希望通过上述工作，本研究英文摘要的质量能达到发表要求（英文摘要的修改见 p26, p27）。

编委复审意见：

文章整体逻辑清晰，表述清楚，研究结果具有一定的理论和现实意义。对文中统计上“边缘显著”的“结果”建议作者补充采用贝叶斯分析的结果，以确认确实可以拒绝零假设。

回应：非常感谢编委对本文的肯定。现已根据编委的建议对统计上“边缘显著”的“结果”（实验 2 控制组的数据）进行了贝叶斯分析，结果表明支持备择假设的贝叶斯因子为 1.2，有较弱的证据拒绝零假设，详见 P20。具体计算过程请参看对审稿专家第 5 个问题的回答。再次感谢编委的肯定与建设性建议！

主编终审：该论文在第一轮审稿时专家就做出较高评价，一个建议发表，一个建议小修，稿件整体质量较高。我同意专家意见，建议发表。