

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：群体身份变换性对老年人印象更新的影响：共同内群体认同的中介作用

作者：温芳芳 柯文琳 何赛飞 佐斌 李兰心 马书瀚 王晶

第一轮

审稿人 1 意见：

研究提出“最简群体再分类范式”，检验了其改变群体身份的有效性，试图探索一种有效的消极刻板印象干预措施，具有一定的创新性。文献综述较为详实，实验设计层层递进，但实验结果和讨论存在问题，不足以支撑问题提出。综合来看，该研究尚未达到《心理学报》的发表标准，建议在尽量解决下述问题之后另投它刊。

意见 1：预实验的有些数据似乎不太符合常规，请进一步确认是否存在错误，比如， $F(1, 117) = 6.64, p < 0.05, \eta^2 = 0.054$ vs $F(1, 117) = 14.85, p < 0.001, \eta^2 = 0.04$ vs $F(1, 117) = 14.85, p < 0.001, \eta^2 = 0.04$ ，一般情况下 F 值大对应的 η^2 也大，请确认对应的 F 值和效应量。

回应：非常感谢审稿专家指出了文中的错误，作者对预实验的数据进行了重新分析和仔细核对。在原始的分析中，对第二次测量的数据进行 2（群体身份变换性：改变组，不变组） \times 2（评价维度：热情，能力） \times 2（评价对象：内群体，外群体）的三因素混合方差分析后，结果为群体身份变换性的主效应显著， $F(1, 117) = 6.64, p = 0.011, \eta^2 = 0.054$ ；评价对象和评价维度的交互作用显著， $F(1, 117) = 14.85, p < 0.001, \eta^2 = 0.11$ 。

同时作者对“**预实验：群体身份变换性对最简群体印象评价的影响**”的实验目的进行了重新梳理，具体修改内容为：

“预实验的目的在于检验“最简群体再分类范式”操纵的群体身份变换性对最简内/外群体印象更新的效应，即通过最简群体再分类范式的两次分组来操纵被试的群体身份变换性，检验相比身份不变组，身份改变组对内/外群体的印象更新是否更大。在此假设，相比群体身份不变组，最简群体再分类后群体身份改变组对外群体的印象更新更大。”

根据重新梳理的实验目的，作者对预实验的数据处理进行了重新分析。主要检验最简群体再分类范式对最简外群体印象更新的影响，将对外群体的评价数据进行了 2（群体身份变换性：改变组，不变组） \times 2（测量阶段：第一次测量，第二次测量） \times 2（评价维度：热情，能力）重复测量方差分析。此外，也补充分析了最简群体再分类范式对最简内群体印象更新的影响，将对内群体的评价数据进行 2（群体身份变换性：改变组，不变组） \times 2（测量阶段：第一次测量，第二次测量） \times 2（评价维度：热情，能力）的重复测量方差分析。具体分析结果和讨论修改如下：

“**2.3 结果**

2.3.1 群体身份变换性对最简外群体印象更新的影响分析

首先，检验最简群体再分类范式对外群体印象更新的有效性，将对外群体的评价数据进行 2 （群体身份变换性：改变组，不变组） $\times 2$ （测量阶段：第一次测量，第二次测量） $\times 2$ （评价维度：热情，能力）的重复测量方差分析（图 1），方差分析结果显示：

测量阶段的主效应显著， $F(1, 117) = 11.69, p = 0.001, \eta_p^2 = 0.09$ ，总体来看第二次测量时对外群体的评价优于第一次测量。评价维度的主效应显著， $F(1, 117) = 17.96, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.13$ ，总体来看对外群体的热情评价低于能力评价。群体身份变换性的主效应显著， $F(1, 117) = 6.00, p = 0.016, \eta_p^2 = 0.05$ ，总体来看身份改变组对外群体的评价优于身份不变组。

三项交互作用不显著， $F(1, 117) = 0.44, p = 0.509$ ；评价维度和群体身份变换性的交互作用不显著， $F(1, 117) = 1.54, p = 0.218$ ；评价维度和测量阶段的交互作用不显著， $F(1, 117) = 1.66, p = 0.201$ ；但群体身份变换性与测量阶段的交互作用显著， $F(1, 117) = 8.66, p = 0.004, \eta_p^2 = 0.07$ ，进一步简单效应分析表明：对于身份不变组，两次测量对外群体的评价无显著差异， $F(1, 117) = 0.12, p = 0.733$ ；对于身份改变组，第二次测量时对外群体的评价发生了改变，显著优于第一次测量， $F(1, 117) = 19.74, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.17$ ，表明经历了身份变换后在第二次测量时对外群体的整体印象评价有所提升。

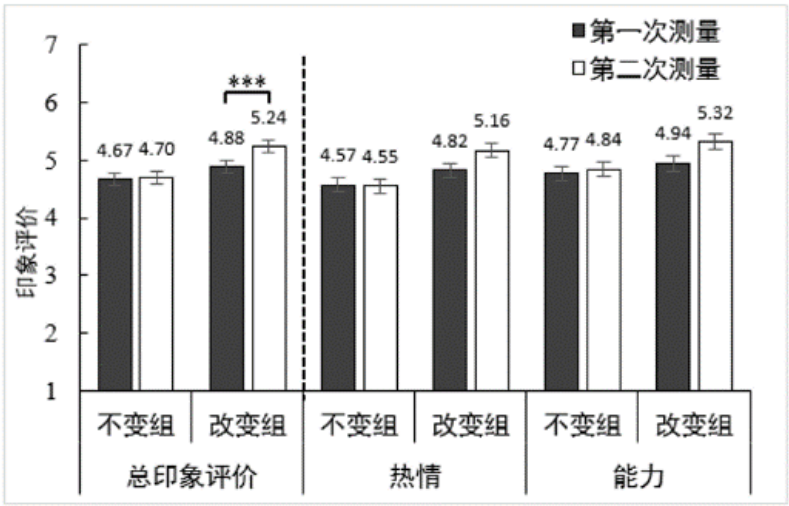


图 1 预实验中对外群体印象评价描述性统计图

注：*表明 $p < 0.05$ ；**表明 $p < 0.01$ ；***表明 $p < 0.001$ 。下同。

2.3.2 群体身份变换性对最简内群体印象更新的影响分析

此外，检验最简群体再分类范式对内群体印象更新的有效性，将对内群体的评价数据进行 2 （群体身份变换性：改变组，不变组） $\times 2$ （测量阶段：第一次测量，第二次测量） $\times 2$ （评价维度：热情，能力）的重复测量方差分析（图 2），方差分析结果显示：三项交互作用不显著， $F(1, 117) = 2.04, p = 0.156$ ；二项交互均不显著 ($ps > 0.05$)；群体身份变换性、测量阶段以及评价维度的主效应均不显著 ($ps > 0.05$)。表明群体身份变换性对内群体在热情和能力两维度上的印象更新没有发挥显著的作用。

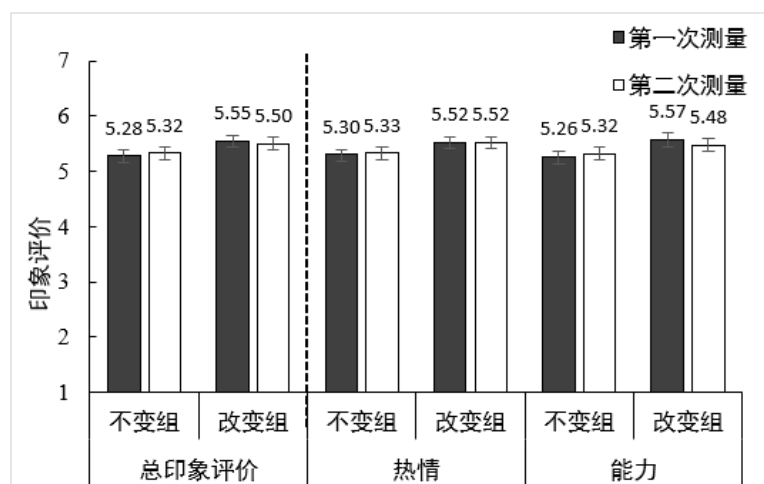


图 2 预实验中对内群体印象评价描述性统计图

2.4 讨论

预实验的主要目的是检验“最简群体再分类范式”所操作的群体身份变换性对最简外群体印象更新的效应，结果发现通过最简群体再分类范式来变换群体身份，可以有效更新个体对外群体的印象评价。具体来讲，通过最简群体再分类范式重新分组后，相较于身份不变组，身份改变组被试对外群体在热情和能力上的印象评价均显著提升；但群体身份变换性对内群体印象更新的作用不明显，这些结果表明通过最简群体再分类范式操纵群体身份变换性来考察对最简外群体印象更新的作用是有有效的。实验 1 将在此基础上，在外显和内隐两个层面探讨通过该范式操纵群体身份变换性是否对现实存在的自然群体老年人的印象评价发生影响。”

意见 2：预实验中提到，“为进一步验证改变群体身份对改变群际评价的有效性，对改变组的数据进行三因素混合方差分析（测量阶段、评价维度、评价对象）”，但事实上只报告了评价对象和测量阶段的主效应、交互作用和简单效应分析，评价维度和他们之间的关系并没有报告，那做这三因素的理由是什么？另外，实验目的中提及，“能否有效操纵群体身份的灵活性”是从“改变对外群体的评价”来看的。那么，第一部分的三因素方差的结果中表明，“无论是在热情还是在能力维度上，被试对内群体评价得分都显著高于外群体，这表明在整体上仍存在内群体偏爱效应”；第二部分三因素方差的结果中表明“被试对内群体成员评价得分（ $M=5.52, SE=0.09$ ）显著高于外群体成员（ $M=5.06, SE=0.10$ ），再次验证了最简群体范式在社会分类中的有效性”；前后两种说法是不是存在一定的矛盾？数据分析中分别做了两个三因素方差分析，并没有要看评价维度和其他变量的关系，那么是不是分别做热情和能力这两个维度上的测量阶段×评价对象×群体身份灵活性的三因素方差分析更简洁呢？

回应：非常感谢审稿专家的建议。对于将评价维度也作为自变量纳入方差分析，是考虑到自 Fiske 等（2002）提出了社会认知大二模型的“热情”和“能力”两个基本维度后，前人研究一般将“评价维度”作为自变量以探究热情和能力的差异。研究者们发现热情维度和能力维度的权重存在不同，两维度间存在复杂的正向、负向和正交关系（Abele & Wojciszke,

2014），例如，研究者发现人们对老年人存在积极的热情评价和消极的能力评价，热情和能力维度评价存在负向关系（Cuddy et al., 2016）。因此，在本研究的预实验和实验 1A 中作者将评价维度作为自变量之一，旨在精细化探讨在热情和能力维度上的评价差异。在预实验中，结果发现评价维度和测量阶段、评价对象的交互作用均不显著($ps>0.05$)，因此未对结果进行进一步探索和报告。

对于原文表述中“操纵群体身份灵活性的有效性”和“最简群体范式在社会分类中的有效性”，作者很抱歉未将两者含义阐述清晰，预实验原来包括两个检验目的：前者为检验最简群体再分类范式提升对外群体印象评价的有效性，而后者为检验最简群体再分类范式操纵群体身份变换性的有效性。考虑到前人研究发现再分类可以有效变换成员的群体身份（Clement & Krueger, 2002），本研究预实验的主要目的是采用“最简群体再分类范式”来操纵群体身份变换性，进而检验对最简分组的群体印象更新会发生怎样的影响，为了使研究问题更加突出和清晰，作者重新整理了预实验的研究目的，现研究目的主要聚焦于“**检验“最简群体再分类范式”操纵的群体身份变换性对最简内/外群体印象更新的效应，即通过最简群体再分类范式的两次分组来操纵被试群体身份的变换性，检验相比身份不变组，身份改变组对内/外群体的印象更新是否更大。**”根据研究目的我们重新对结果进行了梳理分析。

【参考文献】

- Abele, A. E., Bruckmüller, S., & Wojciszke, B. (2014). You are so kind and I am kind and smart: Actor-Observer differences in the interpretation of on-going behavior. *Polish Psychological Bulletin*, 45(4), 394–401.
- Clement, R. W., and Krueger, J. (2002). Social categorization moderates social projection. *Journal of Experimental Social Psychology*, 38, 219–231.
- Cuddy, A. J. C., Norton, M. I., Fiske, S. T. (2016). Corrigendum to “This Old Stereotype: The Pervasiveness and Persistence of the Elderly Stereotype”. *Journal of Social Issues*, 72(3), 614.
- Fiske, S. T., Cuddy, A. J. C., Glick, P., & Xu, J. (2002). A model of (often mixed) stereotype content: Competence and warmth respectively follow from perceived status and competition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 878–902.

意见 3：预实验是一个涉及自身的内外群体实验，但是实验一的重评，根据文中的描述，没有涉及内外群体，那是不是没有达到最简群体再分类，在某种意义上是不是更像一个简单的二次评价？在讨论中以共同内群体认同模型来解释，但是红蓝队的设计似乎不大好解释成“内群体的偏好延伸至外群体，从而实现对外群体(老年人群体)评价的提升”？

回应：非常感谢审稿专家的宝贵建议。在原实验 1，即现“**实验 1A：群体身份变换性对老年人外显印象更新的影响**”中，实验目的为通过最简群体再分类，对年轻被试的最简群体身份进行变换，探讨最简群体身份变换性对现实老年人外群体的印象更新是否会产生影响。作者对实验目的进行了重新阐述，具体的修改内容为：“**实验 1A 旨在采用“最简群体再分类范式”操纵群体身份变换性，考察年轻个体对老年人外群体的热情和能力印象评价的改变情况，在外显水平上检验群体身份变换性对老年人印象更新的影响。在此假设，经最简群体再分类范式两次分组后，相比群体身份不变组，群体身份改变组对老年人群体的印象评价相较**

于之前会有所提升。”

为了进一步对于影响机制进行探索，在关于共同内群体认同模型的解释上，作者进一步补充了实验 2 测量了群体身份变换性对共同内群体认同的影响，探究被试对老年人的共同内群体认同在其中起到的作用。结果发现：“共同内群体认同在身份变换对印象提升的影响中起完全中介作用，中介效应量占总效应比例为 29.2%，表明身份变换通过提高了共同内群体认同，进而提升了对老年人的印象评价。”补充的实验 2 具体内容如下：

“4 实验 2：基于外显和内隐层面的共同内群体认同机制检验

4.1 实验目的

实验 1A 和实验 1B 分别在外显和内隐层面上探究了群体身份变换性对老年人印象更新的影响，结果发现了外显和内隐结果的分离。本实验 2 拟将在外显和内隐水平使用同一批被试，检验群体身份变换性对老年人印象更新的影响，在内隐层面上使用应用率更高、适用范围更广的单类内隐联想测验(SC-IAT)来进行检验，在印象评价的测量上使用热情、能力和刻板印象特质词的整合视角进行测量。同时也进一步测量了群体身份变换性对共同内群体认同的影响，探究共同内群体认同在群体身份变换性对老年人印象更新影响中所起的作用。

4.2 实验方法

4.2.1 被试

根据 G*Power3.1 软件计算结果，预计需要 34 名被试 ($Effect\ Size=0.25$, $\alpha=0.05$, $Power=0.8$)。实际被试招募了某高校大学生 56 人 (其中男生 24 人、女生 32 人)，平均年龄为 19.48 岁 ($SD=0.74$)。

4.2.2 实验设计

采用 2 (群体身份变换性：改变组，不变组) \times 2 (测量阶段：第一次测量，第二次测量) 的混合实验设计，群体身份变换性为被试间变量；测量阶段为被试内变量。因变量在外显测量中为在社会认知大二模型热情、能力维度内容和刻板印象特质词上对老年人的 7 点印象评分；因变量在内隐测量中为被试的反应时，以 D 值作为被试内隐态度的指标。

4.2.3 实验材料

首先，在外显测量中，热情和能力维度的测量材料与实验 1A 使用的实验材料相同，采用 Fiske 等人 (2002) 提出的热情、能力两维度评价量表。刻板印象特质词的测量材料使用了实验 1B 中佐斌等人 (2007) 评定的 10 个老年人刻板印象特质词，如“聪明的”、“明智的”等积极特质词“愚蠢的”、“偏狭的”等消极词。评分均采用 7 点等级评分，1 表示非常不符合，7 表示非常符合，其中对消极特质词进行反向计分。

其次，在内隐测量中使用了单类内隐联想测验 (SC-IAT)，SC-IAT 涉及概念词和属性词两类词语。在本实验中，概念词与实验 1B 使用的实验材料相似，为 5 个形容老年人的词语，如“老人”等。积极属性词和消极属性词分别为 5 个带有积极或消极效价的特质词，例如积极词为“有能力的”、“热情的”、“明智的”等，包括社会认知大二模型的热情、能力维度和老年人刻板印象特质词等内容。

并且采用 Ufkes 等人编制（2015）的共同内群体认同量表测量年轻人对老年人的共同内群认同程度，并根据实验实际情况对项目进行了改编，该量表使用 7 点评分（其中，1 表示非常不符合，7 表示非常符合），评分越大表明共同内群体程度越大。

除此之外，实验测量了被试的独立/依存自我构念、认知灵活性和分组转换身份时的情绪等额外变量，其中情绪测量要求被试对自己的情绪做出 7 点评分，1 表示非常消极，7 表示非常积极。自我构念测量采用了王裕豪等人（2008）修订的自我构念量表；认知灵活性使用了 Martin 和 Rubin(1995)编制的量表；均要求被试对每个项目进行 7 点评分，1 表示非常不符合，7 表示非常符合，并对分数进行了转化，分数越大表明依存自我程度越大和认知灵活性越高。

4.2.4 实验程序

程序使用 E-prime 2.0 软件编制（图 4）。首先，被试进行第一次对老年人的外显和内隐评价：外显测量项目为实验材料中涉及的热情、能力和刻板印象特质等印象评价内容。内隐测量使用 SC-IAT 进行测量：SC-IAT 通过测量概念词（老年人词）与属性词（积极词与消极词）的自动化关联强度来测量内隐态度，基本程序是让被试对屏幕呈现的刺激进行按键归类。在一个试次中，屏幕中央首先呈现 800ms 的注视点，然后注视点消失，出现某类词语中的一个词语，被试需要根据指导语通过按键对词语进行又快又准地归类。实验共包括两种任务，在相容任务中需要被试对积极词和老年人词做出相同按键反应（F 键），对消极词做出不同的按键反应（J 键）；在不相容任务中需要被试对消极词和老年人词做出相同按键反应（F 键），对积极词做出不同的按键反应（J 键）。每种任务包括 15 个试次，每种任务的正式实验开始前有 3 个试次的练习阶段。两种任务的反应时差异表明了“老年人-积极词”和“老年人-消极词”的联结强度的差异。此外，在正式实验开始前，被试填写自我构念量表和认知灵活性量表测量被试在额外变量上的个体差异。

第一次测量后运用实验 1A 中使用的“最简群体再分类范式”对被试进行两次最简分组以操纵群体身份变换性，将被试分为群体身份改变组和不变组，再次让被试对老年人进行第二次的外显和内隐测量。随后被试完成对老年人的共同内群体认同测量。

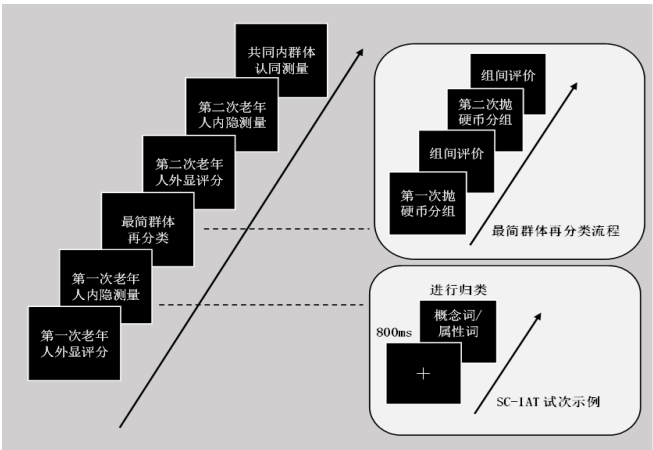


图 4 实验 2 基于外显与内隐层面的共同内群体认同机制检验流程图

4.3 结果

4.3.1 外显评分结果

在外显水平，首先在总体的印象评价上对被试的评分进行 2（群体身份变换性：改变组，不变组） \times 2（测量阶段：第一次测量，第二次测量）重复测量方差分析，然后进一步分别在热情、能力和刻板印象特质三个评价方面上进行重复测量方差分析。结果显示（图 5）：

在总体印象评价上，群体身份变换性的主效应不显著， $F(1, 54) = 0.47, p=0.497$ ；测量阶段的主效应显著， $F(1, 54) = 5.62, p=0.021, \eta_p^2 = 0.10$ ，从图 5 中可以看出，第二次测量的印象评价显著优于第一次测量时的评价。群体身份变换性与测量阶段的交互作用显著， $F(1, 54) = 5.49, p = 0.023, \eta_p^2 = 0.09$ 。进一步简单效应分析结果显示：在身份不变组中，两次测量阶段的印象评分无显著差异， $F(1, 54) = 0.00, p=0.975$ ；但在身份改变组中，第二次测量时对老年人的印象评分显著高于第一次测量时的评分， $F(1, 54) = 8.67, p = 0.005, \eta_p^2 = 0.16$ 。表明通过最简群体再分类，身份改变组提升了对老年人的总体印象评分，而身份不变组对老年人的印象在总体上未发生改变。

进一步分析在印象评价的三个具体方面上的变化情况，首先在热情上，群体身份变换性的主效应不显著， $F(1, 54) = 2.35, p=0.131$ ；测量阶段的主效应不显著， $F(1, 54) = 0.06, p=0.801$ 。但群体身份变换性与测量阶段的交互作用显著， $F(1, 54) = 5.61, p = 0.021, \eta_p^2 = 0.09$ 。进一步简单效应分析结果显示：在身份不变组中，两次测量阶段的热情评分差异显著， $F(1, 54) = 4.81, p=0.033, \eta_p^2 = 0.09$ ，身份不变组对老年人的热情评分在第二次测量时反而显著下降了；但在身份改变组中，两次测量对老年人的热情评分无显著差异， $F(1, 54) = 1.74, p = 0.193$ 。表明通过最简群体再分类，身份改变组未能提升对老年人的热情评分，但身份不变组对老年人的热情评价在第二次评价时却显著下降了。

在能力上，群体身份变换性的主效应不显著， $F(1, 54) = 1.39, p=0.243$ ；测量阶段的主效应显著， $F(1, 54) = 6.09, p=0.017$ ，从图 5 中可以看出，第二次对老年人的能力评价显著优于第一次对老年人的能力评价。但群体身份变换性与测量阶段的交互作用显著， $F(1, 54) = 4.90, p = 0.031, \eta_p^2 = 0.08$ 。进一步简单效应分析结果显示：在身份不变组中，两次测量阶段的能力评分无显著差异， $F(1, 54) = 0.05, p=0.833$ ；但在身份改变组中，第二次测量时对老年人的能力评分显著高于第一次测量时的评分， $F(1, 54) = 8.52, p = 0.005, \eta_p^2 = 0.16$ 。表明通过最简群体再分类，身份改变组提升了对老年人的能力评分，而身份不变组对老年人的能力评分未发生改变。

在刻板印象特质上，群体身份变换性的主效应不显著， $F(1, 54) = 1.93, p=0.170$ ；测量阶段的主效应显著， $F(1, 54) = 8.07, p=0.006, \eta_p^2 = 0.130$ ，第二次测量时的评价好于第一次测量时的评价。而群体身份变换性与测量阶段的交互作用不显著， $F(1, 54) = 0.66, p=0.421$ 。表明在刻板印象特质上，通过群体身份变换更新对老年人的印象评价的效果未能达到显著水平。

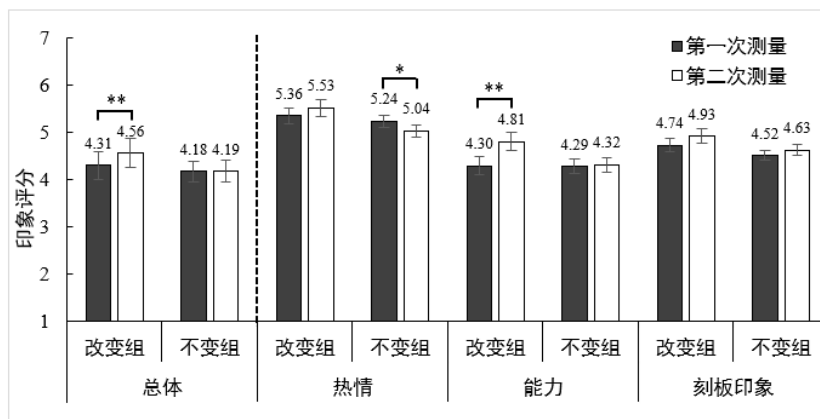


图 5 实验 2 外显评价描述性统计图

4.3.2 内隐测量结果

首先对被试的原始数据进行预处理。根据 Greenwald 等人(2003)提出的数据分析方法,剔除了错误率大于 0.2 的 11 名被试后,纳入最后数据分析的被试数量为 45 名(其中男性 21 名,平均年龄为 19.49 岁, $SD=0.73$),随后剔除反应时小于 300ms 和大于 10000ms 的数据,并对错误的反应时用该类任务的平均反应时加 600ms 来替换(刘俊升, 桑标, 2011)。以 D 值作为被试内隐态度的指标, D 值的计算方法是不相容任务反应时和相容任务反应时之差比上两部分正确反应时的标准差,这样得到的分数就是被试内隐态度的强度。在本实验中, D 值越小表明对老年人的内隐态度越积极。然后进一步在总体上对 D 值进行 2(群体身份变换性: 改变组, 不变组) \times 2(测量阶段: 第一次测量, 第二次测量)重复测量方差分析(图 6), 方差分析结果显示:

群体身份变换性的主效应不显著, $F(1, 43) = 0.53, p=0.472$; 测量阶段的主效应不显著, $F(1, 43) = 0.01, p=0.934$ 。群体身份变换性与测量阶段的交互作用也不显著, $F(1, 43) = 0.625, p = 0.433$ 。表明在内隐层面, 身份变换性未能有效改变对老年人的内隐印象。

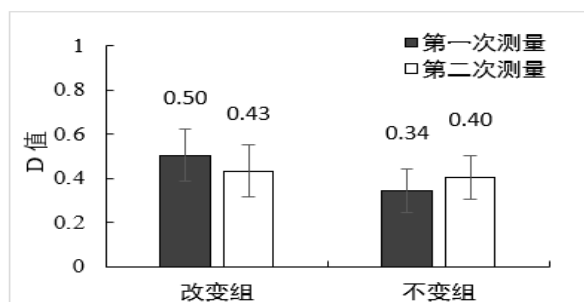


图 6 实验 2 内隐测量描述性统计图

4.3.3 共同内群体认同的中介作用

将第二次测量的总体外显印象评分减去第一次测量时的总体外显印象评分,得到对老年人印象评价的提升值。随后为了检验共同内群体认同是否中介身份变换性对印象评价提升的效应,对群体身份变换性变量进行虚拟编码(1 为不变组, 2 为改变组)为预测变量,对年轻

人和老年人的共同内群体认同为中介变量，总体印象评价的提升值为结果变量建立中介效应模型。根据方杰等(2018)提出的类别变量中介效应分析方法，采用 SPSS 宏程序 PROCESS 计算共同内群体认同的中介效应，通过 Bootstrap 法 5000 次样本抽样估计 95%置信区间进行中介效应检验，各变量间的回归关系分析结果如表 2 所示。

表 2 共同内群体认同在群体身份变换性与印象提升之间的中介效应检验

回归方程		整体拟合指数			回归系数显著性	
结果变量	预测变量	<i>R</i>	<i>R</i> ²	<i>F</i> (<i>df</i> ₁ / <i>df</i> ₂)	β	<i>t</i>
印象提升	身份变换性	0.30	0.09	5.49* (1/54)	0.25	2.34*
共同内群体认同	身份变换性	0.34	0.12	7.19**(1/54)	0.84	2.68**
印象提升	身份变换性	0.39	0.15	4.70* (2/53)	0.18	1.60
	共同内群体认同				0.09	1.91

表 3 间接效应检验结果

	效应值	<i>SE</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
直接效应	0.18	0.11	-0.05	0.40
间接效应	0.073	0.03	0.01	0.15
总效应	0.25	0.11	0.04	0.47

结果表明，以身份变换性为预测变量，印象提升为结果变量的回归方程通过了显著性检验($F = 5.49, p = 0.023$)；以身份变换性和共同内群体认同为预测变量，印象提升为结果变量的回归方程也通过了显著性检验($F = 4.70, p = 0.013$)。身份变换性可以正向预测共同内群体认同($\beta = 0.84, t = 0.010, p < 0.001$)，共同内群体认同正向预测印象提升达到边缘显著水平($\beta = 0.09, t = 1.91, p = 0.062$)。中介效应检验结果见表 3，中介效应路径如图 7 所示。共同内群体认同的间接效应值为 0.073，其 95%置信区间[0.01, 0.15]不包含 0，说明该间接效应显著；身份变换对印象提升直接效应的效应值为 0.18，其 95%置信区间[-0.05, 0.401]包含 0，说明直接效应不显著。结果表明共同内群体认同在身份变换对印象提升的影响中起完全中介作用，中介效应量占总效应比例为 29.2%，表明身份变换通过提高了共同内群体认同，进而提升了对老年人的印象评价。

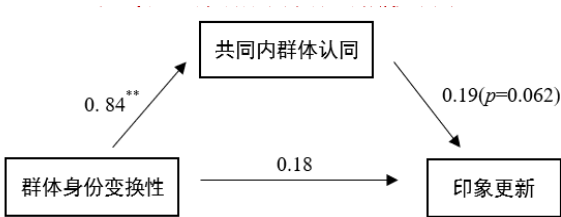


图 7 实验 2 中共同内群体认同的中介效应路径图

4.4 讨论

实验 2 发现在外显水平上，与实验 1A 结果一致，群体身份变换性对老年人的印象更新具有显著影响，表现在身份改变组提升了对老年人的总体印象评分，而身份不变组对老年人的印象在总体上未发生改变。具体而言身份改变组提升了对老年人的能力评价，而身份不变组反而由于身份的固化降低了对老年人的热情评价。并且在外显水平上，对年轻人和老年人的共同内群体认同在身份变换对印象提升的影响中起到了完全中介作用。而在内隐水平上，与实验 1B 结果一致，身份变换未能改变被试对老年人的内隐印象评价。”

据此，作者在讨论部分进行了补充解释：“本研究结果表明，在最简群体再分类后，群体身份改变组的年轻被试提升了对老年人群体的印象评价。对于群体身份改变的被试而言，他们经历了最简群体间的流动，跨过了群体的分类界限。被试可以从红队变成蓝队/或者从蓝队变成红队，“现在的外群体”是“曾经的内群体”，群体身份在变换和流动。最简群体身份的变换可能使被试意识到群体身份是可以发生改变的，在将来年轻人也会变成老年人，使被试将老年人从外群体也纳入了一个将来内群体的身份，从而发生了对老年人群体印象评价的提升效应。根据共同内群体认同模型，当将外群体重新纳入一个共同内群体的身份时，会将内群体的偏好延伸至外群体，从而实现对外群体（老年人群体）评价的提升（梁芳美 等，2020）。”

意见 4：实验二的结果讨论中说“有一种可能性是以辨别力为指标的 Go/No-go 联想任务不适用于本研究目的，所以实验 2 使用以反应时和正确率为指标的词汇判断任务”，这个解释是否牵强了？因为 Go/No-go 也是可以以反应时和正确率为指标的，并且实验二的实验程序中是设置了“若在 1 秒内被试无反应，则直接跳至下一个试验”，说明程序里大概率记录了正确率和反应时，是否有分析反应时和正确率呢？或者可以讨论为什么 Go/No-go 没有结果。此外，实验二最好将表换成流程图，预实验流程很简单可以删除。

回应：

非常感谢审稿专家的宝贵建议。在原实验 2，即现“**实验 1B：群体身份变换对老年人内隐印象更新的影响**”中，作者对原文表述进行了更改，删除了“以辨别力为指标的 Go/No-go 联想任务不适用于本研究目的”的不恰当解释和流程表。并重新考虑外显和内隐结果不一致可能是由被试的不同质性导致的，因此在新补充的**实验 2**中使用同一批被试在外显和内隐层面上进行了重新测量。

实验 1B 讨论部分的具体修改内容为：“**实验 1B** 结果发现，在内隐层面上，通过最简群体再分类范式操纵群体身份变换性对老年人的印象评价并未达到有效的提升效果。**实验 1B** 研究结果与**实验 1A** 存在不一致性，表明群体身份变换性对老年人印象更新的影响可能在外显与内隐层面的分离。考虑到**实验 1A** 和**实验 1B** 的外显与内隐研究是被试间设计，为排除被试不同质可能造成干扰，同时考虑到**实验 1A** 的印象评价主要是社会认知的热情和能力

维度内容，而实验 1B 的印象评价主要是老年人的刻板印象内容，为保证对老年人印象测量评价内容相对一致性，实验 2 将采取被试内设计在同一批被试上进行外显和内隐层面的测量，同时采用社会认知大二模型和老年人刻板印象内容作为印象评价的指标，并进一步探索造成此影响的心理机制。”

同时作者根据审稿专家的宝贵建议仔细查阅了 Go/No-go 联想任务的数据分析方法，更加规范地对数据进行了重新处理。根据 Nosek 和 Banaji（2001）提出的分析方法，实验 1B 的因变量保持为辨别力指数 d 值。Go/No-go 联想测验由 Nosek 和 Banaji（2001）提出，与传统的内隐测量方法不同，GNAT 利用了信号检测论的原理。考虑到被试的反应包括了击中、漏报、虚报和正确拒斥四种类型，因此 GNAT 的因变量不是反应时的延迟，而是在响应期限内做出反应的能力，以被试的辨别力指数 d 值作为测验指标。原理在于如果信号中的概念类别和属性类别联系紧密，相比较于联系不太紧密或者没有联系的联结，被试的反应更为敏感，从而更容易从噪音中分辨出信号，辨别指数 d 值更大。

【参考文献】

Nosek, & Banaji. (2001). The go/no-go association task. *Social Cognition*, 19(6), 625–664.

意见 5：实验三将被试前测中的目标真词和中性真词做配对 t 检验，虽然目标真词的反应时低于中性真词，但两者间差异不显著，不显著说明无差异，如何可以得出启动部分有效的结论呢？数据分析也存在一定问题，文章对第一、二次测量中不变组和改变组中的目标真词数据分别进行独立性样本 t 检验，将导致第一类错误。虽然说结果都是不显著，但方法是不是有错？

回应：作者非常感谢和认可审稿专家的建议，考虑到原实验 2 词汇判断任务在前测中目标真词和中性真词无显著差异，启动无效可能是词汇判断任务内隐结果不显著的原因。因此，作者在修改稿中删除了原实验 2 词汇判断任务，并在现“实验 2：基于外显和内隐层面的共同内群体认同机制检验”中补充了适用范围更广的单类内隐联想测验(Single Category IAT, SC-IAT)继续在内隐层面上进行探究。

意见 6：5.3 讨论第一段，“通过最简群体再分类范式操纵群体身份灵活性也无法对消极老年刻板印象达到有效的干预效果，这可能表明群体身份灵活性对刻板印象的干预作用只在外显层面上有效”，对于实验二、三的设计和分析，我持保留意见，因此，认为无法得到以上结论。

回应：非常感谢审稿专家的仔细审阅，基于审稿专家的建议，作者对原实验 2 中的 GNAT 任务重新进行了规范分析，删除了不合理的原实验 2 词汇判断任务。并考虑到外显和内隐结果的不一致性可能是由于不同批被试的不同质性导致的，作者另外补充了“实验 2：基于外显和内隐层面的共同内群体认同机制检验”，在外显和内隐水平使用同一批被试，检验群体身份变换性对老年人印象更新的影响。

现实验 2 结果发现：“在外显水平上，与实验 1A 结果一致，群体身份变换性对老年人

的印象更新具有显著影响，表现在身份改变组提升了对老年人的总体印象评分，而身份不变组对老年人的印象在总体上未发生改变。具体而言身份改变组提升了对老年人的能力评价，而身份不变组反而由于身份的固化降低了对老年人的热情评价。并且在外显水平上，对年轻人和老年人的共同内群体认同在身份变换对印象提升的影响中起到了完全中介作用。而在内隐水平上，与实验 1B 结果一致，身份变换未能改变被试对老年人的内隐印象评价。”结果表明群体身份变换性对老年人的印象更新影响在外显和内隐水平上存在分离。

同时，作者在讨论部分对此做出了解释。具体修改内容为：“本研究也发现了内隐与外显印象更新的结果分离，在内隐层面上，实验 1B 和实验 2 的结果显示了群体身份变换性对老年人的内隐印象更新未发生显著的影响。这与以往内隐印象更新和外显印象更新可能存在不一致性的结果相符（Cao & Banaji, 2016; Forscher et al., 2017），根据双加工模型中的系统评价模型（Systems of Evaluation Model, SEM），这可能是由于内隐评价依赖于慢学习联结系统，不能快速整合目标对象的新信息，特别是在先前已经学习了大量信息的情形，因此内隐评价相对而言难以改变（Rydell & McConnell, 2006; Rydell et al., 2007; 温芳芳, 佐斌, 2021）。”

意见 7：总讨论第一段，“最简群体再分类可以提升对外群体的消极评价，这是一个改变群体身份并缓解群际偏见的有效工具”，但事实上，实验 1 中，在能力维度上，虽然对老年群体的能力评价在第二次时（ $M=4.55, SE=0.15$ ）相较于第一次（ $M=4.07, SE=0.14$ ）显著提升，但第一次时的评价得分高于中数。此外，实验 1 并没有激活刻板印象情境，所以是不是可以得出以上结论呢？

回应：作者非常感谢审稿专家的宝贵建议。考虑到本研究在前测时并未发现年轻大学生对老年人的消极评价，但研究结果表明经过最简群体身份变换后，身份改变组的被试在前测基础上提升了对老年人的印象评价，因此，作者重新定位了研究主题，将研究主题从对刻板印象的干预重新定位在印象更新领域，研究题目修改为“群体身份变换性对老年人印象更新的影响及共同内群体认同的中介作用”。同时作者重新对讨论部分进行了梳理，具体内容请见正文。

意见 8：前言和讨论有一些重复的地方，语言上需进行修正。比如前言中“广泛的研究开始寻找有效的对老年刻板印象进行干预的手段，例如通过代际接触和观点采择等方法降低刻板印象带来的消极影响。但是这些方法具有一些限制”，讨论中“在干预手段方面，前人研究表明可以通过代际接触、观点采择等方法降低对老年人的消极评价，但这些方法影响效果的因素较多，操作较为复杂”。

回应：非常感谢审稿专家的仔细审阅，作者已对引言和讨论部分进行了重新梳理和撰写，并对语言进行了修正，由衷感谢指正和宝贵建议。

.....

审稿人 2 意见：

意见 1：文章摘要请按照摘要写作格式，需包含实验目的，方法，结果，结论（编辑注：摘要需包含实验目的，方法，结果，结论等内容，但请不要出现“方法”“结论”等等的字样～）。请进行修改，另外，文中部分语句不通顺。

回应：非常感谢审稿专家的建议和仔细审阅，作者对全文进行了重新梳理，更正了语句不通顺的语言，具体修改内容请见正文部分。作者根据文章内容重新梳理了摘要部分，具体的修改内容为：

“**摘要** 群体印象更新对于促进群际和谐具有重要的现实意义。本研究采用最简群体再分类范式，通过 4 个实验考察了群体身份变换性对老年人外显与内隐印象更新的影响及共同内群体认同的中介作用。结果发现，群体身份变换性不仅改变了对最简外群体的印象评价，而且也提升了年轻人对自然外群体老年人的外显印象评价，但内隐印象评价的改变不明显；共同内群体认同在群体身份变换性影响老年人的外显印象更新中起完全中介作用。这些发现不仅从群体身份变换性的视角进一步丰富和拓展了印象更新领域，而且为群际互动中的偏见消除提供了可行的最简群体再分类新方法。”

意见 2：文中预实验在外群体维度上，前后两次测量差异显著， $F(1,57) = 20.91, p < 0.001$ ，被试对外群体前后两次评价第一次显著低于第二次（见图 3），更加直观地说明改变群体身份的确有效改变了被试对外群体的评价。结果表明内群体偏见效应确实降低了，但是对于外群体的偏见，差异还是存在。那说明对外群体评价的影响还有待验证。为什么操作后，内外群体的方向不一样，也值得思考。

回应：非常感谢审稿专家的宝贵建议。作者对“**预实验：群体身份变换性对最简群体印象评价的影响**”的实验目的和分析方法进行了重新梳理，在分析方法上分别对内群体和外群体的印象评分进行 2 （群体身份变换性：改变组，不变组） $\times 2$ （测量阶段：第一次测量，第二次测量） $\times 2$ （评价维度：热情，能力）的重复测量方差分析。最后结果发现：

“**通过最简群体再分类范式来变换群体身份，可以有效更新个体对外群体的印象评价。**具体来讲，通过最简群体再分类范式重新分组后，相较于身份不变组，身份改变组被试对外群体在热情和能力上的印象评价均显著提升；但群体身份变换性对内群体印象更新的作用不明显，这些结果表明通过最简群体再分类范式操纵群体身份变换性来考察对最简外群体印象更新的作用是有有效的。”

同时作者在最后的讨论部分对内/外群体结果不一致的情况进行了讨论，具体讨论内容为：

“**预实验探索了“最简群体再分类范式”操纵的群体身份变换性对于最简外群体印象更新的影响，结果发现通过两次最简分组改变群体身份，可以有效改变对外群体的印象评价，但对内群体的印象没有发生显著变化。群体身份变换性在对内群体和外群体的印象更新影响上**

存在差异，这可能是因为仅仅依赖于轻微的群体认同而不涉及其他的利益因素时，对内群体和外群体进行印象评价是两个独立的心理过程（Abbink & Harris, 2019; Osborne & Sibley, 2017）。Gaertner 等人（1989）关于共同内群体认同的早期研究也表明对外群体偏见的减少是由于对外群体成员的更积极的评价造成的，而不是对内群体成员的贬损。预实验的结果与前人研究结论一致，即群体身份的变换使人们对外群体成员的评价更加积极，但对内群体成员的评价没有发生变化，一直处于较高水平。”

意见 3：实验二中变量：群体身份灵活性这一变量是如何操作的，需补充。

回应：非常感谢审稿专家的宝贵建议。作者在前言部分补充了通过最简群体再分类范式操纵群体身份变换性的内容，具体修改内容为：

“在此，最简群体再分类范式即在第一次使用最简群体范式进行群体分类的基础上，进一步采用最简群体范式进行再分类，比如，使用最简群体的“抛硬币”方式第一次进行“红队”和“蓝队”的群体划分，硬币正面是“红队”，反面则为“蓝队”，进行相应印象评价任务后，进一步采用“抛硬币”方式进行再次分类，由此来实现群体身份变换性的操纵：经过两次最简群体分组后产生了群体身份改变组（如，第一次分组时的红队成员，在第二次分组时变成蓝队的成员）和不变组（第一次分组和第二次分组保持在同一队的成员），相比群体身份不变组而言，群体身份改变组对目标群体的外显与内隐印象是否会发生更新，对此问题进行考察是本研究的主要目的之一。”

并在原实验 2，即现“**实验 1B：群体身份变换性对老年人内隐印象更新的影响**”中补充了实验操纵的流程，具体修改内容为：

“具体的实验流程为被试在进行分组前完成第一次 Go/No-go 联想任务，休息五分钟后运用预实验中使用的“最简群体再分类范式”对被试进行两次最简分组以操纵群体身份变换性，之后被试完成第二次 Go/No-go 联想任务。”

.....

审稿人 3 意见：

意见 1：研究使用了最简群体再分类范式，操纵了个体对群体身份变换的感知，以此感知来改善老年刻板印象。究其实质，研究期望作者对自己群体身份变换的感知，来诱导被试对老年刻板印象的感知。如果改为对老年人的不同群体身份建构的感知，可能更契合研究目的。研究采用能力和热情作为指标评估其效应，这一指标稍显间接了些。

回应：非常感谢审稿专家的宝贵建议。为了更契合研究目的，探讨对老年人共同内群体身份的建构是否为身份变换性对老年人印象更新的机制，研究新补充了“**实验 2：基于外显和内隐层面的共同内群体认同机制检验**”部分，在测量群体身份变换性对老年人印象更新影响的同时，也进一步直接测量了群体身份变换性对共同内群体认同的影响，并探究了这种对老年人共同内群体身份的建构在群体身份变换性对老年人印象更新影响中起到的作用。具体修改

内容请见正文实验 2 部分。

意见 2：正如作者而言，研究缺乏必要的理论基础。整项研究也缺乏必要的机制解释。

回应：非常感谢审稿专家的宝贵建议。经过修改后，本研究立足于共同内群体认同模型和最简群体再分类的视角，通过最简群体再分类范式操纵群体身份变换性，探究群体身份变换性对老年群体印象更新的影响，并探究共同内群体认同在其中的作用。研究在引言部分补充了基于认知一致性的再分类模型和共同内群体认同模型的理论依据，具体修改内容为：

“关于再分类（recategorization）的广泛研究发现，通过再分类改变群体身份可以降低对外群体的偏见（Crisp & Hewstone, 2007; Gaertner & Dovidio, 2000; 党宝宝 等, 2014），为群体身份变换性对印象更新的影响提供了一定的证据。根据 Roth 等人（2018）提出的基于认知一致性的再分类模型，再分类可以有效改变人们的群体身份（Clement & Krueger, 2002），并且改变群体身份可以有效地减少群际偏见：通过再分类，人们可以从一个群体身份转变到另一个群体身份，如果这两个群体彼此兼容，那么人们会同时将这两个群体与自我相融合，以同样的方式认同这两个群体。考虑到人们会更强烈地将具有积极特质的社会群体与自我联系起来，基于认知上的平衡，人们会重新以积极的方式评价原来的外群体。例如，Guerra 等人（2013）对欧洲葡萄牙裔和非洲葡萄牙裔的儿童研究发现，对群体身份进行再分类能有效提升他们对彼此外群体的印象评价。可见，由再分类导致的群体身份的改变可能使人们同时增加了对两个群体的共同认同，用更加灵活和非常规的方式将群体成员视为共同内群体中的一员，为印象更新的发生提供了可能性。”

“1.3 共同内群体认同的中介作用

群体身份变换性对印象更新的影响可能存在怎样的心理机制呢？强调社会分类对缓解群际偏见的重要性，以及再分类对减少偏见的潜在作用的共同内群体认同模型（Common Ingroup Identity Model; CIIM）为这一影响机制提供了可能的解释（Gaertner et al., 1993; Kunst et al., 2019）。研究表明进行群体身份变换有利于对原来的外群体形成内群体认同感，Sassenberg 和 Matschke（2010）通过对参与国际交换项目的学生进行了群体认同调查，结果发现与没有参加或申请交换项目的对照组相比，参加过或将要参加交换项目的学生会将东道主国家（即原来的外群体）融入自我概念，并对其有更强的群体认同感和承诺感。再分类的相关研究也为通过群体身份变换形成共同内群体认同提供了相关证据，研究表明通过对群体身份进行再分类（以一个共同的上位群体取代原来的子群体身份，或只是赋予原来的子群体一个共同的上位群体），增加了群体成员身份的复杂性，使群体成员拥有同一个内群体身份，从而形成了对共同内群体的认同（Gaertner & Dovidio, 2000; Moss, 2016）。

而共同内群体认同的形成成为对原来的外群体进行印象更新提供了可能性。根据共同内群体认同模型，当具有共同的内群体身份时，偏见会通过对内群体认同的过程来减少。也就是说，当群体具有共同的内群体身份时，感知者的群体分类从两个独立的群体（我们和他们）再分类为一个共同的上位群体（包容性的我们），那些曾经因其外群体成员身份而受到偏见

的“他们”现在成为了感知者的内群体“我们”，感知者出于对内群体的认同改善了对该群体成员的印象（Gaertner & Dovidio, 2000; 管健, 荣杨, 2020; 赵玉芳, 梁芳美, 2019）。例如, Kunst 等人（2015）对移民的研究发现, 强调移民与原住民的共同群体身份能够提升原住民对于移民群体的印象评价。”

同时新补充的“**实验 2：基于外显和内隐层面的共同内群体认同机制检验**”研究结果表明共同内群体认同在群体身份变换性影响老年人群体印象更新中发挥中介作用, 具体来看, 群体身份变换性提升了被试对老年人的共同内群体认同, 从而使年轻大学生被试对老年人群体的印象评价发生了积极的提升。研究在讨论部分对此做出了解释, 具体修改内容为:

“本研究的实验 2 表明共同内群体认同在群体身份变换性影响老年人群体印象更新中发挥中介作用, 具体来看, 群体身份变换性提升了被试对老年人的共同内群体认同, 从而使年轻大学生被试对老年人群体的印象评价发生了积极的提升。正如上文所说, 群体身份是群体印象评价的基础, 共同内群体认同模型从社会分类和群体认同的视角构建了一种提升对外群体印象评价的方式（Gaertner & Dovidio, 2012; 管健, 荣杨, 2020; 赵玉芳, 梁芳美, 2019）。根据这个模型, 当目标群体具有与感知者共同的内群体认同时, 对该目标群体的评价会因为共同内群体认同的偏爱而得以提升。

本研究结果表明, 在最简群体再分类后, 群体身份改变组的年轻被试提升了对老年人群体的印象评价。对于群体身份改变的被试而言, 他们经历了最简群体间的流动, 跨过了群体的分类界限。被试可以从红队变成蓝队/或者从蓝队变成红队, “现在的外群体”是“曾经的内群体”, 群体身份在变换和流动。最简群体身份的变换可能使被试意识到群体身份是可以发生改变的, 在将来年轻人也会变成老年人, 使被试将老年人从外群体也纳入了一个将来内群体的身份, 从而发生对老年人群体印象评价的提升效应。根据共同内群体认同模型, 当将外群体重新纳入一个共同内群体的身份时, 会将内群体的偏好延伸至外群体, 从而实现对外群体（老年人群体）评价的提升（梁芳美 等, 2020）。”

意见 3: 对于干预研究, 还需要考虑其时间效应。这点还需要补充。

回应: 非常感谢审稿专家的宝贵建议。考虑到最简群体再分类前被试对老年人的评价已趋向于积极, 但在经过最简群体身份变换后, 身份改变组的被试对老年人的印象评价依然发生了正向的改变。因此, 作者重新定位了研究主题, 将研究主题从对刻板印象的干预重新定位在印象更新领域, 研究题目修改为“**群体身份变换性对老年人印象更新的影响及共同内群体认同的中介作用**”。

作者非常认同审稿专家的建议, 认为时间效应是值得继续探究的问题, 但考虑到本研究的核心问题为探讨身份变换性对老年人群体印象更新是否会产生影响, 以及探讨产生影响的机制, 因此, 暂未探究印象更新持续的时间。作者在“**5.5 研究局限与展望**”中对此进行了说明, 希望在未来研究中可以对此做进一步探究, 具体修改内容为:

“**5.5 研究局限与展望**

本研究采用最简群体再分类范式考察了群体身份变换性对老年人外显与内隐印象更新的影响及共同内群体认同的中介作用，得到一些有价值的发现，但尚有如下方面存在一定的局限性，有待进一步探究：首先，在心理机制上，本研究主要考察了共同内群体认同在群体身份变换性与印象更新之间所起的作用，而关于其它可能的心理机制有待进一步探索考察，例如被试的自我监控是否起到调节作用，感知相似性和认知灵活性也可能在其中起作用，更多的机制有待进一步探索 and 发现。其次，在影响效应上，本研究发现群体身份变换性在外显层面上对老年人的印象评价起到了积极的提升作用，而该效应的短期和长期持久性有待进一步探讨；并且研究在内隐层面上没有发现印象评价改变，未来研究可以使用更多样化的内隐实验范式，从不同的角度对此问题进行探讨。再次，在样本选取上，本研究主要选取年轻大学生为被试进行了考察，而未来值得进一步选取老年人群体，在这种自我卷入的情形是否依然存在类似的效应有待进一步检验；最后，在分类线索上，本研究主要聚焦年龄线索的老年人群体，而年龄属于可以改变的生理线索，随着时间的流逝人们所属的年龄群体也会不同。未来研究可以探讨在其他社会分类线索上最简群体再分类范式操纵的群体身份变换性起到的作用，例如，在相对稳定的性别群体，或者在其他具有更高选择性和灵活度的职业群体，通过再分类改变最简群体的身份能否对这些社会群体印象更新产生影响，这也是未来值得探索的有趣问题。”

意见 4：对于刻板印象的干预，作者从外显和内隐层面展开探讨，发现其干预改善了外显层面的刻板印象，但并没有改变内隐层面的刻板印象。这一点有必要在研究假设部分展开描述。否则本研究只能视为数据驱动的研究发现。

回应：作者非常感谢审稿专家的宝贵建议，并梳理了前人研究，在引言部分对外显印象更新和内隐印象更新可能的分离现象做出了说明，具体修改内容为：

“研究发现当面对不一致的信息时，人们对目标对象的内隐印象和外显印象都会发生相应的更新（Mann & Ferguson, 2017; Shen et al., 2020），但相比外显印象，内隐印象更难发生改变（Cao & Banaji, 2016; Forscher et al., 2017）。例如，Gregg 等人（2006）研究显示即使被试外显报告的印象发生了改变，采用内隐方式测量的内隐印象依然保持不变。在对群体的印象更新上，Burns 等人（2017）通过启动被试内疚情绪降低其对黑人的消极刻板印象实验中同样只在外显态度上有效，被试的内隐态度依然显示出较高的歧视水平。可见，外显与内隐的印象更新可能存在分离的现象。”

意见 5：群体身份灵活性的概念的实质与操纵过程的关系还需要进一步深化。研究操纵了被试的群体身份的不同建构，这一操纵是否可以认为是群体身份的灵活性？例如，群体身份灵活性实在子类层面，还是在子类与群类层面的切换？

回应：作者非常感谢审稿专家的宝贵建议，考虑到“群体身份灵活性”概念较为抽象和难以理解，作者将自变量名称修改为了和实验操纵更相符的“群体身份变换性”，并在文中对概

念的实质和操纵过程进行了相应的说明，在概念提出时的具体修改内容为：

“1.2 群体身份变换性对印象更新的影响

前人研究大多基于静态视角考察感知者的内外群体身份对印象更新的影响（温芳芳，佐斌，2018）。而在现实生活中，人们的群体身份并不是固定不变的，会随着心理、生理和社会分类线索的改变而发生变化。甚至对于同一社会分类线索而言，当前分类的外群体在未来也有可能变成内群体，发生群体身份的变换，这种群体身份变换性作为重要的群体身份特征越来越走入社会心理学家的研究视野。例如，以兴趣爱好为分类线索时，一个足球爱好者也可能在不久的将来成为篮球爱好者；以年龄为分类线索时，每个人都会经历从幼儿、到青年人、再到老年人的群体身份。”

并在引言部分对利用最简群体再分类范式操纵群体身份变换性的具体过程进行了说明，具体的修改内容为：

“值得一提的是，以往内外群体身份操纵大多采用经典的最简群体范式（Minimal Group Paradigm, MGP），即通过最简单的操作方式形成具有社会心理意义的内群体与外群体从而考察群际偏见与歧视（Otten, 2016; 温芳芳，佐斌，2018）。但以往研究大多通过一次简单的分组操作形成新的群体从而在静态心理层面上考察群体印象评价，并未从动态心理变化做更多探索。因此，本研究拟结合最简群体范式与再分类的思想，采用“最简群体再分类范式”探讨群体身份变换性对群体印象更新的影响。在此，最简群体再分类范式即在第一次使用最简群体范式进行群体分类的基础上，进一步采用最简群体范式进行再分类，比如，使用最简群体的“抛硬币”方式第一次进行“红队”和“蓝队”的群体划分，硬币正面是“红队”，反面则为“蓝队”，进行相应印象评价任务后，进一步采用“抛硬币”方式进行再次分类，由此来实现群体身份变换性的操纵：经过两次最简群体分组后产生了群体身份改变组（如，第一次分组时的红队成员，在第二次分组时变成蓝队的成员）和不变组（第一次分组和第二次分组保持在同一队的成员），相比群体身份不变组而言，群体身份改变组对目标群体的外显与内隐印象是否会发生更新，对此问题进行考察是本研究的主要目的之一。”

意见 6：作者采用了被试内设计，且采用大学生作为被试，则研究如何消除练习效应和熟悉效应？此外，作为一种实验操纵，被试很容易就能猜测出研究的意图，则如何消除这一被试期望？

回应：作者非常感谢审稿专家的仔细审阅。考虑到研究的核心问题为探讨群体身份变换性对老年人群体印象更新的影响，虽然“评价阶段”和“评价维度”等被试内变量会存在练习效应和熟悉效应等干扰，但在实验的核心变量“群体身份变换性”中，研究采用随机法将被试分为了身份改变组和身份不变组（被试间变量），在身份改变组和身份不变组中练习效应和熟悉效应对结果产生的影响恒定，可以被抵消。

同时，在补充的“实验 2：基于外显和内隐层面的共同内群体认同机制检验”中，全部实验 2 完成后，为了防止被试在实验中猜测出实验意图从而干扰实验结果，被试被要求填写一

个反馈问卷，在问卷中尽可能提出对实验目的的猜测。具体反馈结果如下：

“除此之外，对被试的反馈问卷进行文本分析，其中 2 名被试未完成实验目的猜测的反馈问卷。而 32 名被试认为实验目的在于测量对老年人态度、14 名被试认为实验目的在于测量按键反应速度、6 名被试认为实验目的在于测量对群体的认同感以及 2 名被试认为实验目的在于测量心理暗示对评价的影响。对反馈问卷的分析表明未有被试猜测出实验的意图：测量群体身份变换对老年人印象评价改变的影响。”

意见 7：研究采用了 GNAT 任务和词汇判断任务作为内隐测量的指标，发现群体身份灵活性的操纵并没有引发内隐层面的改变。GNAT 和词汇判断任务能否作为敏感性指标来测量老年刻板印象？例如，辨别力指数是非常稳定的指标。此外，一般来说，外显和内隐测量是同时做的比较多，本研究分开来做，导致难以针对同一批被试展开内隐和外显刻板印象改变的分析。

回应：作者非常感谢审稿专家的宝贵建议，为排除现**实验 1A**和现**实验 1B**的外显与内隐研究中被试不同质可能造成的干扰，作者重新实施了“**实验 2：基于外显和内隐层面的共同内群体认同机制检验**”，招募同一批被试进行外显和内隐层面的测量，并使用了在内隐态度测量领域应用率更高、适用范围更广的单类内隐联想测验（SC-IAT）在内隐层面上进行检验。结果发现，在外显水平上，与实验 1A 结果一致，群体身份变换性对老年人的印象更新具有显著影响，而在内隐水平上，与实验 1B 结果一致，身份变换未能改变被试对老年人的内隐印象评价，作者对外显和内隐结果的不一致性在讨论部分做出了相应的解释。具体修改内容请见正文中的实验 2 和讨论部分。

意见 8：研究为何没有设置控制变量。操纵群体身份灵活性时，被试本身的认知灵活性有必要考虑。此外，分组转换时被试的情绪状态也有必要加以考虑。

回应：作者非常感谢审稿专家的宝贵建议，为排除被试本身的独立/依存自我构念、认知灵活性以及第二次分组后的情绪状态对实验结果的干扰，作者在新补充的“**实验 2：基于外显和内隐层面的共同内群体认同机制检验**”中对这些额外变量进行了测量。并在正文中进行了补充修改，具体内容如下：

“除此之外，实验测量了被试的独立/依存自我构念、认知灵活性和分组转换身份时的情绪等额外变量，其中情绪测量要求被试对自己的情绪做出 7 点评分，1 表示非常消极，7 表示非常积极。自我构念测量采用了王裕豪等人（2008）修订的自我构念量表；认知灵活性使用了 Martin 和 Rubin(1995)编制的量表；均要求被试对每个项目进行 7 点评分，1 表示非常不符合，7 表示非常符合，并对分数进行了转化，分数越大表明依存自我程度越大和认知灵活性越高。”

“4.3.1 额外变量影响分析

分析群体身份改变组和群体身份不变组两个实验组的认知灵活性、自我构念和第二次分

组后的情绪反应等额外变量是否存在差异。首先对分数进行转换，分数越大表明个体的认知灵活性越高、自我构念更偏向依存性自我和情绪更积极，然后对身份改变组和身份不变组在这三个因变量上进行独立样本 t 检验，检验结果表明：在认知灵活性上，身份改变组($M=5.23$, $SD=0.79$)和身份不变组($M=5.06$, $SD=0.65$)不存在显著差异, $t(54)=-0.83$, $p=0.409$ (95% $CI[-0.55, 0.23]$)；在自我构念上，身份改变组($M=3.66$, $SD=0.82$)和身份不变组($M=3.50$, $SD=0.80$)不存在显著差异, $t(54)=-0.73$, $p=0.471$ (95% $CI[-0.61, 0.29]$)；在情绪感受上，身份改变组($M=4.85$, $SD=0.99$)和身份不变组($M=5.06$, $SD=1.12$)不存在显著差异, $t(54)=0.69$, $p=0.496$ (95% $CI[-0.40, 0.81]$)。额外变量的分析表明在两个实验组中，个体的认知灵活性、自我构念和二次分组的情绪反应不存在显著差异。”

【参考文献】

王裕豪, 袁庆华, 徐琴美.(2008).自我建构量表(SCS)中文版的初步试用. *中国临床心理学杂志*, 16(06), 602–604.

Martin, M. M., and Rubin, R. B. (1995). A new measure of cognitive flexibility. *Psychological Reports*, 76, 623–626.

意见 9：在刻板印象的设置上，考虑到刻板印象包括积极和消极特征，研究一采用的均是积极特征，实验一采用的积极特征，实验二是积极和消极特征，实验三则是同时包含着积极和消极特征。三项研究的发现如何统一？

回应：作者非常感谢审稿专家的宝贵建议，考虑到现**实验 1A**的印象评价采用的是广泛的社会认知评价维度，即热情和能力维度内容，而现**实验 1B**的印象评价主要是老年人的刻板印象内容。为了统一对老年人的印象测量评价内容，新补充的**实验 2**以整合的视角对老年人的印象更新进行了测量，包括了以上两类评价指标：广泛的社会认知评价和针对性的刻板印象评价。**实验 2**结果发现身份改变组提升了对老年人的能力评价，但并没有改变对老年人的刻板印象特质评价。这一结果表明群体身份变换性对老年人的印象更新存在评价内容的特异性，主要发生在广泛的社会认知评价维度上，而在针对性的刻板印象特质评价上却很难发生评价改变。具体修改内容请见正文**实验 2**部分。

同时作者在实验 1B 的讨论部分也补充了对测量指标的说明：

“考虑到实验 1A 和实验 1B 的外显与内隐研究是被试间设计，为排除被试不同质可能造成干扰，同时考虑到实验 1A 的印象评价主要是广泛的社会认知的情感和能力维度内容，而实验 1B 的印象评价主要是针对性的老年人的刻板印象内容，为保证对老年人印象测量评价内容相对一致性，实验 2 将采取被试内设计在同一批被试上进行外显和内隐层面的测量，同时将社会认知热情能力维度内容和老年人刻板印象内容作为印象评价的指标，并进一步探索造成此影响的心理机制。”

意见 10：在具体数据分析时，实验 2 和实验 2 的极端值和错误反应是如何处理的？数据偏差是否进行了必要的矫正？

回应：作者非常感谢审稿专家的仔细审阅，在原实验 2，即现“**实验 1B：群体身份变换对老年人内隐印象更新的影响**”中，使用的内隐测量任务为 Go/No-go 联想任务（GNAT），根据 GNAT 任务的数据分析方法（Nosek & Banaji, 2002），GNAT 的因变量是在响应期限内

做出反应的能力，因此没有对极端值进行处理，但需要根据被试的击中反应、漏报反应、虚报反应和正确拒斥反应计算因变量辨别力指数 d 值，其中漏报和虚报即为错误反应。击中率 $P(H)$ =击中次数/(击中次数+漏报次数)；虚报率 $P(FA)$ =虚报次数/(虚报次数+正确拒绝次数)，将击中率和虚报率通过 **POZ 转换表**转化为相应的 **Z 分数**后相减，则得到 d 值。

在“**实验 2：基于外显和内隐层面的共同内群体认同机制检验**”中，使用的内隐测量任务为单类内隐联想测验（SC-IAT），根据 SC-IAT 的数据分析方法（Greenwald et al., 2003; 刘俊升, 桑标, 2011），剔除了反应时小于 300ms 和大于 10000ms 的极端数据，并对错误的反应时用该类任务的平均反应时加 600ms 来替换。SC-IAT 以 D 值作为被试内隐态度的指标，分别对 45 名被试第一次测量的 D 值和第二次测量的 D 值进行正态分布检验（Tests of normality），结果表明两次测量的 D 值分布和正态分布均无显著差异($p_1=0.867$; $p_2=0.880$)，即原始数据符合正态分布。

同时需要补充说明的是考虑到原实验 2 词汇判断任务在前测中目标真词和中性真词无显著差异，启动无效可能是词汇判断任务内隐结果不显著的原因。因此，作者在修改稿中删除了原实验 2 词汇判断任务。

【参考文献】

- 刘俊升, 桑标. (2011). 情绪调节内隐和外显态度在青少年阶段的发展特点. 心理科学, 34(05), 1095–1100.
- Greenwald, Anthony., Nosek, B., & Banaji, M. (2003). Understanding and using the implicit association test: I. an improved scoring algorithm. *Journal of Personality & Social Psychology*, 85(2), 197–216.
- Nosek, & Banaji. (2001). The go/no-go association task. *Social Cognition*, 19(6), 625–664.

意见 11：关于研究的创新性。作者提出的再分类方法，与已有的群际冲突的再分类还是有所区别的。这种再分类似乎提供了一个群体类别建构的模板，但是否让被试真正地对老年群体身份进行再分类，研究并不能加以解释。而这对于老年刻板印象的改善才是真正有价值的。作者提出了一种非常好的干预老年刻板印象的方法，但就本研究而言，该方法在理论依据、干预成效方面还值得进一步深化。

回应：非常感谢审稿专家的宝贵建议，作者对研究内容进行了重新整理和更新，并在讨论部分对研究的创新性进行了重新梳理，具体修改内容为：

“5.4 本研究理论方法创新与实践价值

本研究基于共同内群体认同模型和最简群体再分类范式，采用外显和内隐测量方法考察了群体身份变换性对老年人印象更新的影响及共同内群体认同的中介作用，具有重要的理论与现实意义。首先，在理论层面上，以往关于印象更新的研究大多聚焦于新信息的不同特征、信息的重新解释和归因过程等因素的影响，少量研究侧重从目标对象的内群体身份进行考察（Park & Young, 2020），很少研究关注感知者群体身份变换性对印象更新的影响机制，本研究发现对于印象更新领域的研究提供了新的视角；同时，在印象更新的测量指标上，以往研究大多采用零散的积极与消极特质词进行考察，本研究采取更整合的角度分别从广泛的社会

认知大二模型的热情能力评价和针对性的刻板印象特质评价进行了印象评价的更全面和精细化的考察与比较，发现了相比更稳定的刻板印象特质评价，人们在广泛的社会认知评价上更容易发生印象更新，这些发现对于印象更新领域的精细化考察提供了评价内容指标上的借鉴。

其次，在方法范式的创新上，研究通过最简群体再分类范式操纵群体身份变换性，这一方面拓展了经典的最简群体范式的静态使用，使其更具有社会生态价值。另一方面在形成共同内群体的方法上提出了新的身份变换再分类方式。以往主要存在两种再分类方式（Moss, 2016）：单一再分类（single recategorization）和双重再分类（dual recategorization）（如图 8 中的 1 和 2 所示）。其中单一再分类指消除子群体 A 和 B 的边界，用一个上位群体 C 身份取代子群体身份；而双重再分类指在强调共同上位群体 C 身份的同时，保持子群体 A 和 B 的边界和身份的存在。以上两种再分类都侧重直接构建共同的上位群体 C 身份，而本研究利用最简群体再分类范式从群体身份变换性的角度提出了第三种再分类方式，在此简称为身份变换再分类（如图 8 中 3 所示），实验 2 结果表明在不直接强调上位共同群体的存在，并在保留子群体的同时，通过变换子群体的身份打破子群体的分类边界也可以形成对抽象上位群体的共同内群体认同，从而提升对最简外群体的评价，并且这种共同内群体认同的影响可以泛化至其他的自然群体中，对其他群体也产生积极的印象更新，这为形成共同内群体认同提供了一种限制性更低的方法。

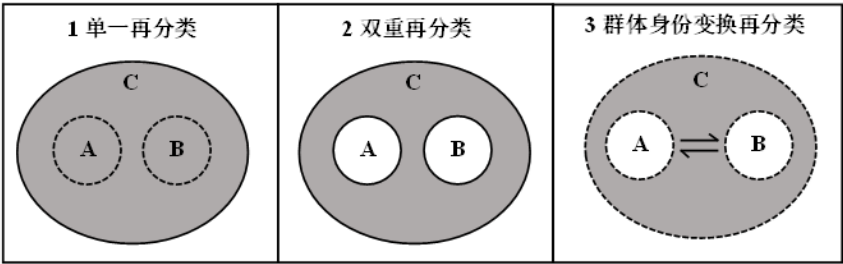


图 8 共同内群体认同不同再分类方式示意图

最后，在实践层面上，对老年人的印象评价与每一个正在发展中的人都密不可分，相较于那些在早年对老年群体持消极态度的个体，持有相对积极态度的个体在年老时候，将会表现出更健康的身体机能、更灵活的认知能力以及更低的生理压力指标（Robertson et al., 2016），前人研究表明可以通过代际接触、观点采择等方法降低对目标群体的消极印象评价与群际偏见，但这些方法影响效果的因素较多，操作较为复杂（Cadieux et al., 2018）。而通过最简群体再分类范式操纵群体身份变换性，以提高共同内群体认同的方式提高对外群体的评价，为群际偏见的干预提供了一种简单可行的措施。本研究基于共同内群体认同模型和最简群体再分类范式，采用外显和内隐测量方法考察了群体身份变换性对老年人印象更新的影响及共同内群体认同的中介作用，具有重要的理论与现实意义。首先，在理论层面上，以往关于印象更新的研究大多聚焦于新信息的不同特征、信息的重新解释和归因过程等因素的影响，少量研究侧重从目标对象的内群体身份进行考察（Park & Young, 2020），很少研究关注

感知者群体身份变换性对印象更新的影响机制，本研究发现对于印象更新领域的研究提供了新的视角；同时，在印象更新的测量指标上，以往研究大多采用零散的积极与消极特质词进行考察，本研究采取更整合的角度分别从广泛的社会认知大二模型的热情能力评价和针对性的刻板印象特质评价进行了印象评价的更全面和精细化的考察与比较，发现了相比更稳定的刻板印象特质评价，人们在广泛的社会认知评价上更容易发生印象更新，这些发现对于印象更新领域的精细化考察提供了评价内容指标上的借鉴。

其次，在方法范式的创新上，研究通过最简群体再分类范式操纵群体身份变换性，这一方面拓展了经典的最简群体范式的静态使用，使其更具有社会生态价值。另一方面在形成共同内群体的方法上提出了新的身份变换再分类方式。以往主要存在两种再分类方式（Moss, 2016）：单一再分类（single recategorization）和双重再分类（dual recategorization）（如图 8 中的 1 和 2 所示）。其中单一再分类指消除子群体 A 和 B 的边界，用一个上位群体 C 身份取代子群体身份；而双重再分类指在强调共同上位群体 C 身份的同时，保持子群体 A 和 B 的边界和身份的存在。以上两种再分类都侧重直接构建共同的上位群体 C 身份，而本研究利用最简群体再分类范式从群体身份变换性的角度提出了第三种再分类方式，在此简称为身份变换再分类（如图 8 中 3 所示），实验 2 结果表明在不直接强调上位共同群体的存在，并在保留子群体的同时，通过变换子群体的身份打破子群体的分类边界也可以形成对抽象上位群体的共同内群体认同，从而提升对最简外群体的评价，并且这种共同内群体认同的影响可以泛化至其他的自然群体中，对其他群体也产生积极的印象更新，这为形成共同内群体认同提供了一种限制性更低的方法。

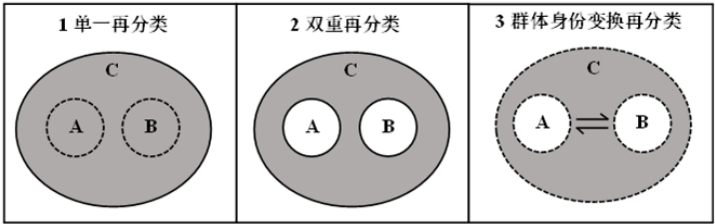


图 8 共同内群体认同再分类方式示意图

最后，在实践层面上，对老年人的印象评价与每一个正在发展中的人都密不可分，相较于那些在早年对老年群体持消极态度的个体，持有相对积极态度的个体在年老时候，将会表现出更健康的身体机能、更灵活的认知能力以及更低的生理压力指标（Robertson et al., 2016），前人研究表明可以通过代际接触、观点采择等方法降低对目标群体的消极印象评价与群际偏见，但这些方法影响效果的因素较多，操作较为复杂（Cadieux et al., 2018）。而通过最简群体再分类范式操纵群体身份变换性，以提高共同内群体认同的方式提高对外群体的评价，为目标群体消极印象评价的改变和群际偏见的干预提供了一种简单可行的措施。

除了以上针对每一位评审专家的意见和建议进行了逐一认真思考和修改外，作者也对全文内容进行了从头到尾的挑剔性阅读，对于一些语言表达不当和错别字等细节进行了打磨和优

化，再次由衷感谢评审专家和编辑部老师们为本文的完善提出的宝贵建议和付出的辛勤劳动！

第二轮

审稿人 3 意见：

意见 1：标题改为“群体身份变换性对老年人印象更新的影响:共同内群体认同的中介作用”是否更为合适？

回应：非常感谢评审专家的宝贵建议。作者经过仔细斟酌，赞同将标题按照专家的建议修改更能表达研究的科学问题和重点，已将题目改为“**群体身份变换性对老年人印象更新的影响：共同内群体认同的中介作用**”。

意见 2：在 1.1 关于内隐与外显的印象更新中，对于“外显过程容易发生改变,抑或内隐过程容易发生改变”，在内隐态度领域方面仍是充满争议的。对此可补充说明。

回应：非常感谢评审专家的宝贵建议。作者认为审稿专家的建议非常有道理，关于内隐与外显的印象更新，特别是内隐印象更新发生的难易程度存在争议。为了更清晰地对此领域相关研究进行阐释，作者已在“1.1 印象更新及其相关研究”部分对此进行了补充说明，具体修改内容如下：

“1.1 印象更新及其相关研究

印象形成是一个动态的过程，人们对某个体或某群体的印象评价不是一成不变的，对他人的原有印象评价会基于不同的动机或信息而发生调整 and 变化，即发生印象更新(impression updating) (Shen et al., 2020; 温芳芳, 佐斌, 2021)。目前对印象更新的研究主要包括外显和内隐两个层面展开，在外显层面上，研究者发现，只要破坏或以某种方式抵消了人们最初的信念，外显印象就容易发生改变 (Rydell et al., 2006; Wyer, 2010)；而在内隐层面上，则具有更为复杂的结果，也存在一定的争议。例如，一些研究表明，内隐第一印象比外显印象更难改变 (Cao & Banaji, 2016; Forscher et al., 2017; Gregg, Seibe, & Banaji, 2006)，例如，Gregg 等人 (2006) 研究发现即使被试外显报告的印象发生了改变，采用内隐方式测量的内隐印象依然保持不变。在对群体的印象更新上，Burns 等人 (2017) 通过启动被试内疚情绪降低其对黑人的消极刻板印象实验中同样发现只在外显态度上有效，被试的内隐态度依然表现出较高的歧视水平；另一些研究则发现，内隐印象更新也会发生，有研究表明只有在呈现大量与态度相反的信息后才会发生 (Brannon & Gawronski, 2017; McConnell et al., 2008)，而另一些研究则发现相对简单的信息就能导致内隐印象的改变 (Cone & Ferguson, 2015; Ferguson et al., 2019; Mann & Ferguson, 2017)。可见，当前关于外显和内隐印象更新尚存在不一致的结果，外显与内隐不同层面的测量可能存在分离的现象，对此值得进一步探究。”

意见 3：可补充到内容：（1）实验 2 中的 PROCESS 的第几个模型。（2）实验 2 中各测量的内部一致性系数。（3）可以补齐一些刺激材料。例如实验 2 的 SC-IAT 材料。

回应：非常感谢评审专家的仔细审阅和宝贵建议，作者已针对这些规范细节在相应部分将内容进行了补充。具体修改内容分别为：

（1）实验 2 的 PROCESS 模型，“根据方杰等(2018)提出的类别变量中介效应分析方法，采用 SPSS 宏程序 PROCESS 中的模型 4 计算共同内群体认同的中介效应。”

（2）内部一致性系数和刺激材料，其中预实验和实验 1 为“采用社会认知“大二”模型的热情、能力两维度评价量表（Fiske et al., 2002; 佐斌 等, 2015），其中热情维度测量词为：热情的、真诚的，内部一致性系数 $\alpha = 0.88$ ；能力维度测量词为：能干的、聪明的， $\alpha = 0.94$ 。量表评分均采用 7 点等级评分（1 表示非常不符合，7 表示非常符合），总体 $\alpha = 0.94$ 。”

实验 2 为“首先，在外显测量中，热情和能力维度的测量材料与实验 1A 使用的实验材料相同，采用 Fiske 等人（2002）提出的热情维度（内部一致性系数 $\alpha = 0.83$ ）和能力维度（ $\alpha = 0.79$ ）评价量表。刻板印象特质词的测量材料使用了佐斌等人（2007）评定的 10 个老年人刻板印象特质词（ $\alpha = 0.79$ ），其中积极词为“明智的、整洁的、温和的、健康的、豁达的”，消极词为“愚笨的、邋遢的、偏激的、病态的、浮躁的”。评分均采用 7 点等级评分，1 表示非常不符合，7 表示非常符合，其中对消极特质词进行反向计分，三个维度的总体评价的内部一致性系数 $\alpha = 0.85$ 。

其次，在内隐测量中使用了单类内隐联想测验（SC-IAT），SC-IAT 涉及概念词和属性词两类词语。在本实验中，概念词与实验 1B 使用的实验材料相似，为 5 个形容老年人的词语，为“老人、长者、爷爷、奶奶、老翁”。积极属性词和消极属性词分别为 5 个带有积极或消极效价的特质词，积极词为“有能力的、热情的、明智的、整洁的、温和的”；消极词为“懦弱的、冷漠的、愚笨的、邋遢的、偏激的”，包括了社会认知大二模型的热情、能力维度和老年人刻板印象特质词等内容。

并且采用 Ufkes 等人编制（2015）的共同内群体认同量表测量年轻人对老年人的共同内群体认同程度，并根据实验实际情况对项目进行了改编（ $\alpha = 0.94$ ），该量表使用 7 点评分（其中，1 表示非常不符合，7 表示非常符合），评分越大表明共同内群体程度越大。

除此之外，实验测量了被试的独立/依存自我构念、认知灵活性和分组转换身份时的情绪等额外变量，其中情绪测量要求被试对自己的情绪做出 7 点评分，1 表示非常消极，7 表示非常积极。自我构念测量采用了王裕豪等人（2008）修订的自我构念量表（ $\alpha = 0.61$ ）；认知灵活性使用了 Martin 和 Rubin(1995)编制的量表（ $\alpha = 0.77$ ）；均要求被试对每个项目进行 7 点评分，1 表示非常不符合，7 表示非常符合，并对分数进行了转化，分数越大表明依存自我程度越大和认知灵活性越高。”

意见 4：需核对的细节：（1）图 1 中的“总印象评价”改为“总体印象评价”？（2）实

验 1A 的 3.1.3 中“对改变组进行简单简单效应分析显示”中“简单”重复；“在热情维度下，被试前后两次对老年人的评价差异未达到显著水平， $F(1, 96) = 3.16, p = 0.079$ ”，是否改为“边缘显著”；（3）实验 2 的 4.3.4 中“身份变换性可以正向预测共同内群体认同($\beta = 0.84, t=0.010, p < 0.001$)”中的 $t = 2.68$ 。（4）在 4.2.3 中如“聪明的”、“明智的”等积极特质词“愚蠢的”“偏狭的”等消极词。“，少了一个“和”。（5）参考文献中部分页码不齐等问题。

回应：非常感谢评审专家的宝贵建议。作者对文章进行了仔细核对，已在正文中对这些细节进行了修改和完善。具体而言：

（1）将图 1 中的“总印象评价”修改为“总体印象评价”。

（2）实验 1A 中“在热情维度下，被试前后两次对老年人的评价差异未达到显著水平， $F(1, 96) = 3.16, p = 0.079$ ”，作者将结果部分 $0.05 < p < 0.1$ 的效应均已修改为“**边缘显著**”；同时作者对实验 1A 的 3.1.3 分析部分进行了再次核对，考虑到三因素的交互作用显著，于是我们进行了简单交互效应分析，结果表明在改变组条件下，简单效应分析显著，于是我们进一步进行了“简单简单效应分析”，即分析了一个因素的不同水平在另外两个因素结合的某个处理上的效应。

（3）将实验 2 的 4.3.4 中“身份变换性可以正向预测共同内群体认同($\beta = 0.84, t=0.010, p < 0.001$)”中修改为 $t = 2.68$ 。

（4）将 4.2.3 中实验材料“聪明的”、“明智的”等积极特质词“愚蠢的”“偏狭的”等消极词进行了补充说明，并对语言表达进行了优化。

（5）将参考文献进行了仔细核对、更新和规范，对于原文献缺失页码的情况补充了 doi 号。

除了以上针对每一位评审专家的意见和建议进行了逐一认真思考和修改外，作者也对全文内容进行了从头到尾的挑剔性阅读，对于一些表达不当和错别字标点符号等细节进一步进行了打磨和优化，再次由衷感谢评审专家和编辑部老师们为本文的完善提出的宝贵建议和付出的辛勤劳动！

第三轮 终审意见

编委意见：

经过多轮评审和修改，已经达到学报发表要求，同意发表。

主编意见：

尽管有审稿人对发表提出异议，但作者非常仔细地修改了全文，重做了实验。目前的学术水平，达到学报发表要求。