

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：不同性别比和资源获取能力对未婚男性择偶标准的影响

作者：王燕 侯博文

第一轮

审稿人 1 意见：本文主要研究不同赚钱能力的男性在受到不同性别比例启动后的择偶偏好。文章结合生命史理论，综合考虑个人成长背景以及受性别比例线索启动后，男性的择偶偏好如何展现，立意新颖。

意见 1：个人童年期经济环境无法全面代表个体的生命史策略。

回应：同意审稿人的观点。已经在文献综述末尾部分以及研究局限性部分增加了特别的说明（见标红色部分），童年经济状况只是童年期环境的一部分。

意见 2：男性资源多并不意味着他们会采取慢策略，选择资源多的女性。作者在讨论上述两点时，需十分谨慎处理。

回应：谢谢审稿人。我们仔细斟酌之后也觉得此表述不妥，已经进行了相应改进。

意见 3：另外作者需要考虑以下问题：“之后研究也证实，低性别比的社会中，年龄偏大的男性比年轻男性的结婚率更高，生命史权衡倾向于慢策略（Kruger, 2009），”作者可能要说明为什么在低性别比例时，年龄偏大男性比年轻男性结婚率高，为什么采用慢策略，还有这些特点与求偶行为有何种关联。

回应：谢谢审稿人。原文中“生命史权衡倾向于慢策略”的陈述不够恰当，因此在修改中予以删除。对 Kruger 的研究修改稿中的表述如下：

之后对来自美国 10 个大城市 2000 个样本的分析也指出，在低性别比的社会中，在择偶和亲代投资的权衡中，年轻男性倾向把精力更多投入到择偶行为，年龄偏大男性才会倾向于亲代投资，因此，年轻男性的结婚率会比年长男性更低，从而更为充分地消费自己在择偶市场上的价值（Kruger, 2009）。

意见 4：“且在性别比较低的线索启动下，男性倾向于更多的社交性性行为，女性也表现出更多的社交性取向……”一般来说，性行为多、性态度更开放等，是快策略的特点。而作者说性别比例低容易让男性采取慢策略，似乎有矛盾，希望作者重新思考。

回应：谢谢审稿人中。上述“性别比例低容易让男性采取慢策略”的表述不恰当，修改稿中已经予以删除。谢谢。

意见 5：请说明被试在填写择偶标准量表时，具体要做什么，在几点量表上做评定。

回应：谢谢审稿人。考虑到“中间点”是现实择偶中许多人的真实倾向，因此本研究择偶量表采用 5 点量表，要求被试依据“在找女朋友时，对于以下条件，你希望对方处于同龄人群中的哪个位置？（1=差，2 至 4 处于中间，5=好）”选择相应的数字。已经在文章 2.1.2 位置增加此内容说明。

意见 6: 按照作者所做的 GLM 分析（因为作者提及两者交互作用），应该是 2(启动：男多女少 vs.女多男少) x 2(资源获取能力：高 vs.低) 的组间设计，应该是有两个自变量，一个协变量（童年期经济状况），而不是如作者所说“分别以个体童年经济状况和资源获取能力为协变量”。在做 ANOVA 时，如果模型中放入协变量，其主要目的是控制协变量后看自变量的主效应是否仍然存在，或两个自变量之间的交互作用是否仍然存在，协变量的不应该与自变量存在交互作用。

回应: 谢谢审稿人。本研究中的自变量只有一个：不同的性别比启动；因变量为三个择偶标准；研究假设可能存在两个协变量：童年期经济状况和资源获取能力。因此共有 6 个假设模型，其自变量-协变量-因变量分别为：

- 不同性别比启动-童年经济环境-好配偶；
- 不同性别比启动-童年经济环境-好外貌；
- 不同性别比启动-童年经济环境-好资源；
- 不同性别比启动-资源获取能力-好配偶；
- 不同性别比启动-资源获取能力-好外貌；
- 不同性别比启动-资源获取能力-好资源。

为了便于读者更好地理解上述假设模型，我们已经在文章相应部分补充了解释说明。

意见 7: 实验 1 中，男多女少组 98 人，女少男多组 82 人，总共 180 人，如果模型中有 1 个自变量 2 个协变量，F 检验的第二个自由度不应该是 178。

回应: 谢谢审稿人。因为实验 1 中自变量和协变量各 1 个，所以 F 检验的自由度为 178。

意见 8: 作者用高于或低于均值 1SD 作为获取资源能力强和若两组，请列出两组的人数。根据作者 t 检验提供的自由度，似乎“赚钱能力强”组共 84 人而“赚钱能力弱”组共 23 人，那么请说明这 23 人中，多少人被分配到“男多女少”组，多少人被分配到“女多男少”组，每组是否有超过 10 人做 t 检验。建议作者用中数或均数分组，然后做 2x2 组间方差分析。

回应: 谢谢审稿人，很好的建议。我们具体修改情况如下：

“资源获取能力”变量的总分为 12 分，按照实际分值，低于或等于 6 分应该为低分组，高于或等于 7 分应该为高分组，但为了避免组间人数差异过大，根据被试在“资源获取能力”上的得分分布情况，本研究取得分低于或等于 8 分的 64 人为“获取资源能力差”组，得分等于或高于 9 分的 114 名被试为“获取资源能力强”组。使用独立 t 检验做进一步的简单效应分析，结果显示（见图 1）。“赚钱能力强”组的男性在“男多女少”（ $n=64$, $M = 3.238$, $SD = .620$ ）和“女多男少”（ $n=50$, $M = 3.520$, $SD = .537$ ）两种启动下的组间差异显著： $t(112) = -2.553$, $p = .012$, $d = -.486$ ；“赚钱能力弱”组的男性在“男多女少”（ $n=32$, $M = 3.219$, $SD = .499$ ）和“女多男少”（ $n=32$, $M = 3.234$, $SD = .426$ ）两种启动下的组间差异不显著， $t(62) = -.135$, $p = .893$, $d = -.032$ 。

在实验二中，为了避免组间人数差异过大，同样取“资源获取能力”得分低于或等于 8 分的个体为“获取资源能力差”组（27 人），得分等于或高于 9 分的个体为“获取资源能力强”组（55 人）。使用一般线性模型，做进一步的简单效应分析。结果显示（见图 1），“赚钱能力强”组的男性在“男多女少”（ $n=25$, $M = 4.759$, $SD = .764$ ）和“女多男少”（ $n=30$, $M = 5.060$, $SD = .836$ ）两种启动下的组间差异显著： $t(53) = -2.960$, $p = .005$, $d = -.376$ ；“赚钱能力弱”组的男性在“男多女少”（ $n=17$, $M = 4.897$, $SD = .761$ ）和“女多男少”（ $n=10$, $M = 4.525$, $SD = .750$ ）两种启动下的组间差异不显著， $t(25) = 1.234$, $p = .229$, $d = .492$ 。

意见 9: 研究 1 和研究 2 的区别在于启动材料的不同, 择偶标准量表不同。在从研究 1 过渡到研究 2 时, 最好有所说明, 为什么要在研究 1 基础上做研究 2。

回应: 谢谢审稿人。修改稿中增加了以下说明。如果审稿人觉得还是不够清晰, 我们再进行进一步修改补充。

研究一通过文字材料阅读的方式, 探讨了不同性别比启动下不同资源获取能力的男性择偶标准的动态变化, 为了进一步验证此变化规律, 参考已有文献 (Durante, Griskevicius, Simpson, Cantu & Tybur, 2012) 的启动方式, 研究二将采用图片启动, 并对择偶标准项目也加以改进, 从而进一步验证此规律。

意见 10: 3.3.1 中说做单因素 ANOVA, 但表 4 显示是 t-test, 请一致。

回应: 谢谢审稿人。此处已经修改一致。

意见 11: 3.3.2 被试 82 人方差分析的第二自由度应该是 82, 请检查。

回应: 谢谢。本处自由度是 82。

意见 12: 赚钱潜力与好资源之间的相关, 在女少男多时是.051, 女多男少时是.387, 建议作者做 Sobel test, 说明这两个相关效应之间存在显著差异。

回应: 谢谢审稿人。我们仔细查阅了文献, 目前只找到用 Sobel test 对中介效应进行检验的方法, 暂时不知道如何用 Sobel test 对相关系数的差异显著性检验。因此, 我们就采用传统的 Fisher Z-test 对两组内的相关情况进行了差异性检验, 并补充在 2.3.2 的末段 (标红色), 具体如下:

采用 Fisher Z-test 进行男性资源获取能力同择偶标准女性“好资源”在两种启动下组内相关系数——“男多女少” ($r=0.051$)、 “女多男少” ($r=0.387$) 的差异显著性检验, $Z=2.35$, 差异显著 ($p<.05$)。

意见 13: 由于前人研究发现高地位 (赚钱能力强) 男性对女性外貌要求更高 (e.g., Bereczkei, Voros, Gal, & Bernath, 1997; Waynforth & Dunbar, 1995), 本文在“好基因/外貌”方面没有发现差异, 作者可能需要讨论原因。

回应: 谢谢审稿人。其实本研究结果也是同样支持“高地位 (赚钱能力强) 男性对女性外貌要求更高”。在表 2 中, 在“男多女少”启动下, 男性“资源获取能力”同择偶标准—女性外貌间的相关系数为 0.174 ($P > 0.05$), 在表 3 中, 在“女多男少”启动下, 两者间的相关系数为 0.268 ($P<0.01$)。由此可见, 不管何种启动, 男性获取资源能力同择偶标准—女性外貌之间都存在着正相关。即男性资源获取能力越强, 对女性外貌要求越高。

意见 14: 在 4.2 讨论中, 作者可以引用 Chang et al., 2016

(<http://psycnet.apa.org/index.cfm?fa=buy.optionToBuy&id=2016-52089-001>) 的文章, 阐述配偶价值影响个体的亲本投资 (parental investment)。由于夫妻各自的亲本投资存在权衡, 如果一方有能力多投入的时候, 为了不让自己投入多对方投入少从而使自己处于吃亏的状态, 个体可能会尽量平衡双方的投入, 因此在如果男性赚钱能力强, 在女性多选择多的情况下, 男性会要求女性也有一定的经济能力。

“因此, 赚钱能力以及资源获得能力便成为了男性在择偶市场中重要的筹码, 拥有资源的多少影响了生命史策略: 资源拥有较多的个体由于婚姻市场价值较高而倾向于慢策略, 进而提高择偶标准, 注重对方所能提供的资源以及后代质量; 相反, 资源拥有较少的个体由于婚姻

市场价值较低而倾向于快策略，进而降低择偶标准，注重繁衍本身。”作者可能需要详细说明为什么资源多的人倾向于采用慢策略，但我个人不同意“资源拥有较多的个体倾向于采用慢策略”这个观点，这与我所知悉的生命史理论的文献说法很不一致。

回应：非常感谢审稿人。我们已经在 4.2 部分结合这篇文献的结果，对本研究结果进行了重新阐释说明。原稿讨论结果时所采用的观点“资源拥有较多的个体倾向于采用慢策略”我们仔细讨论后也觉得不妥当，在修改稿中不再采用该观点。

审稿人 2 意见：作为人类繁衍过程中的一个重要环节，择偶一直是进化心理学研究相对活跃的一个领域，本研究进化心理学的生命史理论出发，探讨了不同性别比状况下男性择偶标准的动态变化，

研究视角新颖，尤其对中国这样一种性别比的国情下的男性择偶行为具有一定的理论和现实指导意义。研究结果指出，同生命史理论所强调的童年环境决定论的观点不同，在不同性别启动环境下，个体对当前环境（如自身资源获取能力）的判断，而不是童年的经济环境，更能影响其择偶标准。由此进一步丰富了生命史理论。

总体而言，该论文论证严谨，逻辑清晰，具有很好的学术和应用价值。

意见 1：在研究理论方面，建议作者梳理亲代投资理论与性选择理论与生命史理论的关系，以便使读者理解生命史理论在预测求偶性别差异问题的特殊意义；

回应：谢谢审稿人。已经在文献综述开始部分加以补充（见标红部分）。

意见 2：围绕本文的核心问题，明确本文采用启动方法检验的研究假设。

在研究方法上，采用文字和图片两种途径启动的实验范式。建议作者给出参考文献或者说明这种启动效应检测的理由，“为了检验启动效果，我们在测试最后部分设置两道题目检验被试的记忆效果，两个实验组的回答正确率为 56~71% 之间，远远高于 25% 的随机回答水平，由此保证了启动效应。”

回应：谢谢审稿人。在实验一，除了设置记忆测试题目之外，我们曾在预实验阶段测试过“启动文章”的启动效果，其结果如下（已经在文章实验一相应位置加以补充）。

为了检验启动效果，我们对 41 名大学生随机分成两组进行了试测，阅读完启动文章后回答一个 6 点量表（1=完全不同意，6=完全同意）的项目“当今中国社会择偶市场的现实是女多男少”。结果显示，阅读“男多女少”启动组的得分（ $n=19, M=3.05, SD=1.393$ ）明显低于“女多男少”启动组（ $n=22, M=4.00, SD=.976$ ）， $t(39)=-2.548, P=.015$ 。

在实验二部分，为了检验启动效果，在两道记忆测试题目中，其中一道用来测试被试对男女照片个数的记忆，以检验“男女比例”的启动效果。在以下文献中也是采样此方法，我们已经在实验二的相应位置补充了此文献的说明。

Durante, K. M., Griskevicius, V., Simpson, J. A., Cantu, S. M., & Tybur, J. (2012). Sex ratio and women's career choice: does a scarcity of men lead women to choose briefcase over baby? *Journal of Personality and Social Psychology, 103*(1), 121-134.

意见 3：在结果讨论上，建议作者仅仅围绕本文的探究结果讨论社会学习理论对于结果解释的不足，也可以提醒未来研究者需要关注的启动效应与择偶偏好的中间变量（比如资源知觉能力等），也可以建议未来学者关注容貌意外的其他线索，比如智力或学历、运动能力等因素在资源获取能力的作用对于择偶问题的影响。

回应：谢谢审稿人。已经在研究局限性和未来展望部分增加了相应部分（见标红部分）。

第二轮

审稿人 1 意见:

意见 1: 作者在引用 Stone, Shackelford 和 Buss (2007) 时提到在低性别比例的社会中, 男性偏向于满策略而提升择偶标准寻求长期关系, 请作者确认原作者是否提到慢策略。

低性别比例时, 无论男女都更加挑剔, 因此择偶标准高, 但不等于男性采用慢策略, 因为男性会把更多精力放入求偶而非教养下一代(这是快策略的特点), 尤其是年轻男性, 这是作者在引用 Kruger (2009) 时说的。请作者慎重考虑。

回应: 谢谢审稿人。

Stone, Shackelford 和 Buss (2007) 研究中没有提到这是男性的慢策略表现, 而是我们自己的一种可能解释, 考虑到此解释可能会引起的误读, 我们对原文进行了以下调整:

“.....在低性别比的社会中, 男性会通过提高择偶标准来延长其寻求长期配偶的过程, 从而把更多精力投向择偶领域,”

在引用 Kruger (2009) 研究时, 我们把原文调整为:

“之后对来自美国 10 个大城市 2000 个样本的分析也指出, 在低性别比的社会中, 在择偶投资和亲代投资的权衡中, 年轻男性倾向把更多精力分配到择偶过程, 年龄偏大男性才会倾向于亲代投资, 因此, 年轻男性的结婚率会比年长男性更低 (Kruger, 2009)”

意见 2: 作者把资源获取能力分为高低分两组, 一般分高低分组时用中数或平均数为分界, 作者用 8 分和 9 分来分界, 需提供理由。

回应: 谢谢审稿人。此部分内容我们进行了以下补充解释。如果还是不够清晰的话, 我们再做进一步补充。

研究一的补充解释:

“资源获取能力”变量的总分为 12, 由于被试自我评估水平普遍较高, 低于或等于 6 的个体有 11 人 (占总人数的 6.2%), 为了避免组间人数差异过大, 同时又要兼顾不要偏离总分的一半——6 过多, 本研究取得分低于或等于 8 分的 64 人 (占总数的 36%) 为“获取资源能力差”组, 得分高于 8 的 114 名被试 (占总数的 64%) 为“获取资源能力强”组。

研究二的补充解释:

在研究二中, “资源获取能力”变量的总分为 14, 同实验一类似, 被试自我评估水平普遍较高, 低于或等于 7 的个体有 6 人 (占总人数的 7.3%), 为了避免组间人数差异过大, 同时又要兼顾不要偏离总分的一半——7 过多, 取“资源获取能力”得分低于或等于 8 分的 27 个被试 (占总数的 32.9%) 为“获取资源能力差”组, 得分高于 8 分的 55 个被试 (占总数的 67.1%) 为“获取资源能力强”组。

意见 3: 表 1 显示男多女少组 117 人, 女多男少组 82 人, 总共 199 人, 如果一个自变量, 一个协变量, 如作者所说得出自变量主效应, 协变量主效应, 及两者交互作用, 那么第二自由度应该是 195。鉴于上一稿作者说男多女少启动组 98 人, 女多男少组 82 人, 请作者复查具体人数, 以及正确写出第二自由度。

回应: 谢谢审稿人。本研究一中, 完整参与启动一 (男多女少) 的人数为 96 人, 参与启动二“女多男少”的人数为 82 人, 两个实验人数总共 178 人 (交互效应检验中的人数)。启动一 (男多女少) 实验组中有 21 人参与了预实验, 没有资源获取能力变量的数据。在修改稿中, 我们在组间差异比较中, 剔除了预实验阶段 21 人的数据, 只采用完整参与两种实验启动的 178 名被试进行统计分析。从而保证均值检验和交互效应中的人数一致。

非常感谢审稿人。之前稿件中我们误把总自由度作为第二自由度。已经把研究一中交互效应中的第二自由度全部由“178”改为“174”；把研究二中交互效应中的第二自由度全部由“82”改为“78”。

意见 4: 3.3.2, 82 名被试, 根据作者的模型, 第二自由度应该是 78。

回应: 谢谢审稿人。已经修改好。