

青年群体对自我与异性特质认知的理想—现实差距及其对婚姻态度的影响

李蓉瑶 李莹丽

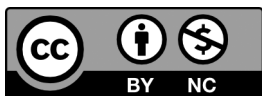
苏州大学教育学院, 苏州

摘要 | 青年群体对自我与异性特质认知的理想—现实差距对他们的婚姻态度可能存在重要影响。基于此, 当前研究采用问卷法, 调查了155名被试(男性55名, 女性100名)对自我与异性特质认知的理想—现实差距, 并使用多重回归法探索了该差距对婚姻态度的影响。结果发现: 男女性青年群体在自我与异性特质认知上普遍持有显著的理想—现实差距, 且均对自我特质的认知均比对异性特质的认知更为反传统; 在婚姻态度上, 女性的婚姻态度比男性更消极, 女性在异性特质认知上持有更大的理想—现实差距, 且该差距显著负向预测女性的婚姻态度。本研究的结果可为理解性别角色观念变迁及应对结婚率降低等社会问题提供参考。

关键词 | 性别特质; 理想特质; 现实特质; 婚姻态度

Copyright © 2024 by author (s) and SciScan Publishing Limited

This article is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>



1 引言

婚姻关系作为一种重要的人际和社会关系, 与个体幸福和社会稳定息息相关。近年来, 随着经济发展与时代变迁, 我国青年群体的婚姻态度日渐消极: 婚姻意愿降低、初婚年龄推迟、不婚比例增加已成为普遍现状^[1-3], 这也进而导致了我国生育率降低和人口老龄化加剧等严重的社会问题^[4, 5]。因此, 探析作为婚姻市场主力军的青年群体的婚姻态度及其影响因素, 具有重要现实意义: 研究结果将有利于为构建“婚育友好型社会”^[6, 7]、提升民众幸福感, 以及促进我国人口长期均衡发展与社会和谐稳定提供学术参考和理论支持。

以往研究结果显示, 人们的婚姻态度受所处社会的政治经济因素和文化观念因素的共同影响^[2, 8-12]。从政治经济角度来看, 卡尔米恩^[8]的一项跨国研究结果发现, 一个国家中女性从事有偿工

通讯作者: 李莹丽, 苏州大学教育学院教授, 研究方向: 社会认知。

文章引用: 李蓉瑶, 李莹丽. 青年群体对自我与异性特质认知的理想—现实差距及其对婚姻态度的影响 [J]. 中国心理学前沿, 2024, 6 (8): 1482-1492.

<https://doi.org/10.35534/pc.0608166>

作的比例以及国民失业率均与结婚率成反比；盖斯特^[9]的调查显示，较高的GDP和较晚的初婚年龄相关；雷蒙等人^[2]在研究中指出，婚姻意愿的降低与经济不确定性有关。从文化观念角度来看，卡尔米恩^[8]认为在社会失范时期（即在社会变革时期，传统社会规范和价值体系不再有效，新的规范和价值体系尚未确立或得到普遍接受时）社会成员的心理和行为处于混乱无序状态，这会导致结婚率降低；打越等人^[10]以及雷蒙等人^[2]也指出，结婚率的下降是社会期望或价值观变化的产物。

处于社会主义初级阶段的当代中国，正在经历着广泛而深刻的社会变革：随着经济发展、制度革新和社会结构变迁，社会文化观念也在潜移默化地发生着变化^[13, 14]。中国传统观念中具有“男主外，女主内”的说法，即认为在婚姻关系中，男性应以事业为重，而女性则应以家庭为重^[15-18]，因而人们在性别角色观念中相应地强调男性的理性、勇敢和果断等“工具性”特质，以及女性的温柔、体贴和细腻等“表达性”特质^[19-21]。但在男女日趋平权背景下的当代中国，婚姻中的男女性开始脱离传统的性别分工模式，逐渐转向双方均同时担任经济提供者和家庭照顾者的角色^[22, 23]，即男女性均外出从事有偿工作，并协作处理家庭内部事务，这就要求婚姻中的男女性均兼具工具性特质和表达性特质，以同时满足事业和家庭所需。因此，人们对于婚姻中自我与伴侣特质的期望是否也趋向平等化，而不再严格遵循传统性别特质进行划分了呢？基于这个问题，我们将通过调查法探索中国青年群体所认知的自我和异性特质的理想模式，并对其中潜在的性别差异进行考察。

人们是否走入婚姻和家庭在一定程度上可能与他们对自我和异性的认知的理想—现实差距有关。从自我认知角度来看，如果个体认为真实的“我”与理想的“我”差距巨大，则容易产生自卑和自我否定，进而可能逃避或拒绝承担婚姻和家庭责任^[24, 25]；从异性认知角度来看，如果个体认为真实的异性和理想的异性差距巨大，则可能对真实的异性群体失望，进而拒绝与异性共同承担婚姻和家庭责任^[26, 27]。因此，人们对自我和异性的认知的理想—现实差距越大，则他们对婚姻和家庭的期望可能越低。以往未有研究关注中国青年群体对自我和异性的认知的理想—现实差距，因此本研究将对该现象进行探索，并考察中国青年群体对自我和异性的认知的理想—现实差距对其婚姻态度的预测程度。

2 方法

2.1 被试

本研究使用 G*power 3.1 软件^[28]估算先验样本量，效应量 f^2 设置为0.15^[29]， α 设置为0.05，计算结果表明，为了达到0.8的统计检验力，本实验至少需要109名被试。本研究选取青年群体为研究对象，使用在线问卷调查平台“问卷星”进行数据收集，通过设置筛选题目剔除不认真作答者，最终回收了155份有效问卷。

本研究的有效被试主要是来自苏州某高校的学生，年龄为 21.14 ± 2.45 岁，分布在18—29岁之间；其中男性55名（35.50%），女性100名（64.50%）；68名（43.90%）被试为独生子女；16名（10.30%）被试来自单亲家庭；考虑到我国现有的婚姻制度，选取的被试均为异性恋；所有被试均未婚，94名（60.60%）被试有恋爱经历，61名（39.40%）被试无恋爱经历，47名（30.30%）被试现处于恋爱中，108名（69.70%）被试现处于单身。

所有被试均自愿参与本研究，并获得了适当报酬。

2.2 研究工具

2.2.1 人口学变量

通过背景问卷了解被试的人口统计学信息，包括年龄、性别、是否为独生子女、是否为单亲家庭、性取向、婚姻及恋爱状况。

2.2.2 婚姻态度

本研究采用由布拉特等人编制 (the marital attitude scale, MAS)^[30]、庾泳等人^[31]改编的婚姻态度量表中文版。该量表同时适用于已婚和未婚人群，且在中国社会文化背景下具有良好的信度和效度，符合心理测量学的要求，可用于本研究婚姻态度的测量^[29]。

婚姻态度量表中文版为自陈量表，共20个题目，分为两个维度：14道题目测量一般婚姻观念；6道题目测量自我婚姻的评价或展望。量表采用李克特4点评分，“完全同意”计1分，“完全反对”计4分，部分题目反向计分。每个维度得分为该维度内所有题目得分之和，总量表得分即为所有题目得分之和，介于20~80分之间，得分越高则表示婚姻态度越积极。

在本研究中，总量表的内部一致性系数 α 为0.87，符合心理测量学的标准。

2.2.3 自我与异性的理想—现实特质认知

本研究所使用的特质词主要选自本姆编制 (Bem's Sex Role Inventory, BSRI)^[32]、刘电芝等人^[21]改编的大学生性别角色量表 (CSRI-50)，共包括6个工具性特质 (理性、勇敢、沉稳、有远见、有抱负、心胸开阔) 和6个表达性特质 (感性、温柔、体贴、细致、有耐心、有亲和力)。在本研究中，这些特质词评价的内部一致性系数 α 达到0.94。

2.3 程序

被试首先填写人口学基本信息，然后填写婚姻态度量表中文版，接下来对前述的12个特质词 (随机顺序呈现) 按照自我和异性的实际情况 (一半被试先评价自我，另一半被试则先评价异性) 进行评价，进行自我评价时的指导语为“假如你即将步入婚姻，你理想中的自我应当在多大程度上具备这种特质？”和“你认为你在现实生活中多大程度上具备该特质？”，进行异性评价时的指导语为“假如你即将步入婚姻，你理想中的异性伴侣应当在多大程度上具备这种特质？”和“你认为你在现实生活中见到的异性多大程度上具备该特质？”，所有评价均采用李克特7点评分 (1=“一点也不具备”；7=“完全具备”)。

3 结果

3.1 共同方法偏差检验

采用Harman单因子法对数据进行共同方法偏差的检验。结果表明：有15个因子的特征根大于1，第一个主因子解释了13.37%的变异，小于40%的临界标准。因此，可认为本研究不存在明显的共同方

法偏差。

3.2 自我与异性的理想 / 现实特质认知模式

不同条件下特质词得分的描述性统计结果如表1所示。

对特质词得分进行2（被试性别：男性vs.女性）×2（特质类别：工具性特质vs.表达性特质）×2（评价维度：理想vs.现实）×2（评价对象：自我vs.异性）的混合方差分析。结果发现，被试性别的主效应显著， $F(1, 153) = 9.67, p = 0.002, \eta^2 = 0.059$ ，男性被试（ $M = 5.23, SD = 0.08$ ）的评分高于女性被试（ $M = 4.91, SD = 0.06$ ）；评价维度的主效应显著， $F(1, 153) = 243.91, p < 0.001, \eta^2 = 0.62$ ，理想条件（ $M = 5.64, SD = 0.06$ ）下的评分高于现实条件（ $M = 4.50, SD = 0.07$ ）；评价对象的主效应显著， $F(1, 153) = 6.03, p = 0.015, \eta^2 = 0.038$ ，被试对于自我（ $M = 5.12, SD = 0.06$ ）的评分高于异性（ $M = 5.01, SD = 0.06$ ）。被试性别、特质类别、评价维度和评价对象的四重交互作用显著， $F(1, 153) = 4.71, p = 0.032, \eta^2 = 0.030$ 。为了解析该交互作用，后续统计将按照评价维度（理想vs.现实）来拆分数据，分别对理想和现实评价数据进行2（被试性别）×2（特质类别）×2（评价对象）的三因素混合方差分析。

3.2.1 自我与异性的理想特质认知模式

在理想条件下，评价对象的主效应显著， $F(1, 153) = 10.01, p = 0.002, \eta^2 = 0.061$ ，被试对于理想异性（ $M = 5.73, SD = 0.07$ ）的评分高于理想自我（ $M = 5.54, SD = 0.07$ ），其他效应均不显著。

3.2.2 自我与异性的现实特质认知模式

在现实条件下，被试性别的主效应显著， $F(1, 153) = 17.64, p < 0.001, \eta^2 = 0.103$ ，男性被试（ $M = 4.77, SD = 0.11$ ）的评分显著高于女性被试（ $M = 4.22, SD = 0.08$ ）；评价对象的主效应显著， $F(1, 153) = 23.34, p < 0.001, \eta^2 = 0.132$ ，被试对于现实自我（ $M = 4.71, SD = 0.07$ ）的评分显著高于现实异性（ $M = 4.28, SD = 0.09$ ）。被试性别、特质类别和评价对象的三重交互作用显著， $F(1, 153) = 14.94, p < 0.001, \eta^2 = 0.089$ 。

对交互作用的进一步解析发现，在男性被试中，特质类别的主效应显著， $F(1, 54) = 4.50, p = 0.038, \eta^2 = 0.077$ ，男性被试对于表达性特质（ $M = 4.85, SD = 0.09$ ）的评分高于工具性特质（ $M = 4.69, SD = 0.10$ ）；特质类别和评价对象的交互作用显著， $F(1, 54) = 6.67, p = 0.013, \eta^2 = 0.110$ ，男性被试对于现实自我的工具性特质（ $M = 4.82, SD = 0.89$ ）和表达性特质（ $M = 4.81, SD = 0.78$ ）的评分无显著差异， $t(54) = 0.16, p = 0.875, Cohen's d = 0.018$ ，对于现实异性的表达性特质（ $M = 4.88, SD = 0.86$ ）的评分显著高于工具性特质（ $M = 4.56, SD = 0.86$ ）， $t(54) = 3.26, p = 0.002, Cohen's d = 0.373$ 。在女性被试中，特质类别的主效应显著， $F(1, 99) = 5.34, p = 0.023, \eta^2 = 0.051$ ，女性被试对于工具性特质（ $M = 4.28, SD = 0.09$ ）的评分高于表达性特质（ $M = 4.16, SD = 0.09$ ）；评价对象的主效应显著， $F(1, 99) = 40.73, p < 0.001, \eta^2 = 0.292$ ，女性被试对现实自我（ $M = 4.60, SD = 0.09$ ）的评分高于现实异性（ $M = 3.85, SD = 0.11$ ）；特质类别和评价对象的交互作用显著， $F(1, 99) = 9.38, p = 0.003, \eta^2 = 0.087$ ，女性被试对于现实自我的工具性特质（ $M = 4.58, SD = 0.96$ ）和表达性特质（ $M = 4.62, SD = 0.96$ ）的评分无显著差异， $t(99) = 0.47, p = 0.639, Cohen's d = 0.038$ ，对于现实异性的工具性特质（ $M = 3.98, SD = 1.18$ ）的评分显著

高于表达性特质 ($M=3.71$, $SD=1.19$), $t(137)=4.18$, $p<0.001$, $Cohen's d=0.231$ 。

表 1 自我与异性的理想/现实特质认知的描述特征 ($M \pm SD$)

Table 1 The descriptive statistics ($M \pm SD$) of perceived ideal/real traits of the same sex and the opposite sex

	理想	自我 现实	差距	理想	异性 现实	差距
男性被试 (N=55)						
工具性特质	5.75 ± 0.92	4.82 ± 0.89	1.10 ± 0.84	5.43 ± 0.82	4.56 ± 0.86	1.03 ± 0.82
表达性特质	5.75 ± 0.93	4.81 ± 0.78	1.09 ± 0.79	5.78 ± 0.85	4.88 ± 0.86	1.02 ± 0.78
	5.75 ± 0.86	4.82 ± 0.76	1.09 ± 0.74	5.61 ± 0.78	4.72 ± 0.78	1.03 ± 0.70
女性被试 (N=100)						
工具性特质	5.40 ± 0.85	4.58 ± 0.96	1.05 ± 0.89	5.85 ± 0.90	3.98 ± 1.18	1.93 ± 1.41
表达性特质	5.26 ± 0.85	4.62 ± 0.96	0.86 ± 0.80	5.86 ± 0.79	3.71 ± 1.19	2.18 ± 1.53
	5.33 ± 0.77	5.00 ± 0.88	0.95 ± 0.75	5.85 ± 0.81	3.85 ± 1.14	2.05 ± 1.43
总被试 (N=155)						
工具性特质	5.53 ± 0.89	4.67 ± 0.94	1.07 ± 0.87	5.70 ± 0.89	4.19 ± 1.11	1.61 ± 1.31
表达性特质	5.43 ± 0.91	4.68 ± 0.90	0.94 ± 0.80	5.83 ± 0.81	4.12 ± 1.22	1.77 ± 1.42
	5.48 ± 0.83	4.68 ± 0.84	1.00 ± 0.75	5.77 ± 0.81	4.16 ± 1.11	1.69 ± 1.32

注：由于本研究主要探讨现实状况较理想状况的不足部分，而不考虑过分的部分，所以若某特质的现实得分大于理想得分，即意味着该被试认为现实自我或异性在该特质上已不存在不足，因此我们将每个特质词得分差距中的负值（即理想—现实 <0 ）均替换为了0。

3.3 自我与异性特质的理想—现实认知差距

不同条件下特质词理想—现实得分差距的描述性统计结果如表1所示。

对特质词得分差距进行2（被试性别：男性vs.女性） \times 2（特质类别：工具性特质vs.表达性特质） \times 2（评价对象：自我vs.异性）的混合方差分析。结果显示：

被试性别的主效应显著， $F(1, 153)=10.05$, $p=0.002$, $\eta^2=0.062$ ，女性被试 ($M=1.50$, $SD=0.08$) 的理想—现实评分差距显著大于男性被试 ($M=1.06$, $SD=0.11$)；评价对象的主效应显著， $F(1, 153)=27.96$, $p<0.001$, $\eta^2=0.155$ ，被试对于异性 ($M=1.54$, $SD=0.10$) 的理想—现实评分差距显著大于自我 ($M=1.02$, $SD=0.06$)；特质类别的主效应不显著， $F(1, 153)=0.04$, $p=0.850$, $\eta^2<0.001$ 。被试性别、特质类别和评价对象的三重交互作用显著， $F(1, 153)=7.87$, $p=0.006$, $\eta^2=0.049$ 。对该交互作用的进一步解析表明：在男性被试中，所有主效应和交互作用均不显著 ($ps>0.05$)；而在女性被试中，评价对象的主效应 [$F(1, 99)=68.51$, $p<0.001$, $\eta^2=0.409$ ，女性被试对于异性 ($M=2.05$, $SD=0.14$) 的理想—现实评分差距显著大于自我 ($M=0.95$, $SD=0.08$)] 以及特质类别和评价对象的交互作用 [$F(1, 99)=20.54$, $p<0.001$, $\eta^2=0.172$ ，女性被试对于自我的工具性特质 ($M=1.19$, $SD=0.95$) 的理想—现实评分差距显著大于表达性特质 ($M=0.98$, $SD=0.86$)], $t(99)=2.78$, $p=0.007$, $Cohen's d=0.235$ ；对于异性的表达性特质 ($M=2.24$, $SD=1.56$) 的理想—现实评分差距显著大于工具性特质 ($M=2.00$, $SD=1.40$)], $t(99)=3.85$, $p<0.001$, $Cohen's d=0.166$] 均显著。

3.4 自我与异性特质的理想—现实认知差距对婚姻态度的预测作用

3.4.1 相关性分析

各变量的平均数、标准差以及相关系数见表2。

性别（1=男性；2=女性， $r=-0.53$ ， $p<0.001$ ）、恋爱经历（1=有；2=无， $r=-0.18$ ， $p=0.023$ ）、恋爱状态（1=恋爱中；2=单身， $r=-0.22$ ， $p=0.007$ ）和异性差距（ $r=-0.50$ ， $p<0.001$ ）均与婚姻态度成显著负相关。

表 2 描述性统计与相关矩阵

Table 2 Descriptive statistics and relevant matrix

变量	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	Y
X1年龄	1.00								
X2性别	0.09	1.00							
X3是否独生子女	-0.00	0.11	1.00						
X4是否单亲家庭	0.01	0.06	0.21	1.00					
X5恋爱经历	-0.21	0.16	-0.09	0.01	1.00				
X6恋爱状态	-0.13	0.04	-0.07	0.10	0.53	1.00			
X7自我差距	-0.04	-0.09	-0.10	-0.13	0.10	0.02	1.00		
X8异性差距	0.02	0.37	0.04	-0.05	0.08	0.04	0.33	1.00	
Y婚姻态度	-0.06	-0.53	-0.05	0.01	-0.18	-0.22	-0.05	-0.50	1.00
M	21.18						1.00	1.69	52.53
SD	2.40						0.75	1.32	9.17

注：* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ ，下同。

3.4.2 多重回归分析

为了进一步探究自我与异性特质的理想—现实认知差距对婚姻态度的预测作用，以婚姻态度量表得分作为因变量，以人口学变量（年龄、性别、是否独生子女、是否单亲家庭、恋爱经历、恋爱状态）、自我差距和异性差距为自变量进行多重回归分析，结果如表3所示。

回归分析结果显示，性别（ $\beta=-0.40$ ， $p<0.001$ ）、恋爱状态（ $\beta=-0.20$ ， $p=0.009$ ）和异性差距（ $\beta=-0.36$ ， $p<0.001$ ）均能够显著预测婚姻态度：男性被试的婚姻态度比女性被试更积极；恋爱中的被试比单身的被试婚姻态度更积极；异性差距则负向预测婚姻态度，差距越大，婚姻态度越消极。其余自变量预测效果均不显著（ $ps>0.05$ ）。

表 3 自我与异性特质的理想—现实认知差距对婚姻态度的预测作用

Table 3 The predictive effects of the ideal-reality gap of perceived traits of the same sex and the opposite sex on marital attitudes

DV=婚姻态度	未标准化系数		Beta	t	p	共线性	
	B	S_e				容忍值	VIF
(常量)	74.49	6.67		11.17	0.000		
X1 年龄	-0.14	0.23	-0.040	-0.62	0.536	0.94	1.07
X2 性别	-7.10	1.29	-0.397	-5.52	0.000	0.76	1.31

续表

DV=婚姻态度	未标准化系数		Beta	<i>t</i>	<i>p</i>	共线性	
	<i>B</i>	<i>S_e</i>				容忍值	VIF
X3 是否独生子女	0.02	1.13	0.001	0.02	0.987	0.92	1.09
X4 是否单亲家庭	1.23	1.82	0.044	0.67	0.501	0.93	1.08
X5 恋爱经历	0.24	1.36	0.014	0.18	0.858	0.65	1.53
X6 恋爱状态	-3.70	1.39	-0.200	-2.66	0.009	0.70	1.43
X7 自我差距	0.77	0.81	0.066	0.954	0.342	0.83	1.21
X8 异性差距	-2.32	0.48	-0.358	-4.87	0.000	0.73	1.38
整体模型	$R^2=0.434, adj R^2=0.403, F(8, 152)=13.83, p<0.001$						

前面的回归统计发现了异性差距是预测婚姻态度的重要因素，但是该预测作用对于男性和女性群体不一定同样有效。因此，我们分别对男性和女性数据进行同样的回归分析，对比异性差距因素对于男性被试群体和女性被试群体的作用大小，结果发现异性差距因素对婚姻态度的预测作用仅在女性被试中显著（ $\beta=-0.48, p=0.000$ ；即女性被试在异性特质认知上持有的理想—现实差距越大，其婚姻态度越趋于消极），而在男性被试中不显著（ $\beta=-0.06, p=0.707$ ）。

4 讨论

本研究通过调查法考察了当代青年对自我与异性特质的理想/现实认知模式、理想—现实认知差距，以及这些差距对他们的婚姻态度的预测作用。正如我们所预期的那样，研究结果发现青年群体对自我及异性特质的理想与现实认知模式存在显著差异，且对异性认知的理想—现实差距显著预测了女性群体的婚姻态度。

首先，基于对理想及现实特质认知模式的分析，我们发现不论在理想还是在现实条件下，男女性均对自我的看法表现出反传统的模式，即与传统刻板印象中男性强调自己的工具性特质/女性强调自己的表达性特质不同，本研究中的男女性被试对于自己的表达性特质和工具性特质同样重视。这可以使用解释水平理论来进行解释，即人们在面对心理距离较近的事物时，倾向于脱离刻板印象，使用次要、细节化、背景化、非本质的特征来进行表征^[33]，因此人们在进行自评时比进行他评时更倾向于不采用刻板印象。再者，还可能是由于“自我”是独特化、具体化的个体，而“异性”是概括化、抽象化的群体，因此性别刻板印象对于前者的匹配性远不如后者。此外，由于本研究采用的是自评量表，男女性进行评价时参照的标准或许有所不同，当男女性均以自身所处性别群体为参照标准时，或许也会导致如上结果，例如对“有抱负”这一特质的同一评分，在女性心目中可能意味着拥有一份独立的工作，而对男性来说则可能意味着在职业上追求非凡的成就；对于“有亲和力”这一特质的同一评分，在男性心目中可能仅仅意味着能与人共处，对女性来说可能还要意味着让对方感到舒适和温暖，这就会导致个体对于传统上属于其所在性别群体的特质评分偏低，而对于传统上属于其异性群体的特质评分偏高，从而得到对异性的评价比对自己更传统的结果。未来研究可以采用更加具体化的题目取代笼统的特质词，以排除主观评价标准不同的影响，从而得到更加客观的结果。

其次，我们的研究结果表明，男性和女性群体对婚姻中理想异性特质的认知是一致的，均同等看

重工具性特质与表达性特质，这与中国社会当下婚姻中性别角色分工的平等化趋势相一致，即男性和女性同样需要兼顾挣钱养家和照顾家庭事务的责任^[34, 35]。这个发现表明，社会经济因素作为一个宏观因素，调节人们对于婚姻家庭中性别角色的认知。

基于多重回归分析的结果，我们发现性别和恋爱状态均显著预测婚姻态度。性别因素的效应表明，女性的婚姻态度比男性更消极。从进化心理学的角度来看，女性在生育过程中投入的成本更大、风险更高，因此为了保证自身及后代的生存和发展，女性进化出了更为谨慎的婚姻态度^[36]，加之如今身处这个日新月异的社会变革时期，环境中充斥着各种不确定因素，女性婚姻态度的日渐消极便有迹可循了。恋爱状态因素的效应表明，如果个体身处于恋爱关系中，存在与异性的良好互动，则其更加期待步入婚姻，对婚姻持有更为积极的态度。

与我们的假设一致，总体上，异性特质认知的理想—现实差距显著预测婚姻态度。男女两性对于婚姻中理想异性的认知与他们在现实中遇到的异性之间的差距成为他们是否期盼步入婚姻的一个重要影响因素，这种认知上的差距越大，则个体对婚姻的态度越消极。但是，对当前数据更细致的分析表明，男性群体对异性特质认知的理想—现实差距并不能显著预测其婚姻态度，只有女性群体对异性特质认知的理想—现实差距才能显著预测其婚姻态度。这可能是由于男性群体对异性特质认知的理想—现实差距普遍较小（ $M_{\text{工具性特质}}=1.03$ ； $M_{\text{表达性特质}}=1.02$ ），即他们对于潜在伴侣可得性的认知较为积极，因此持有的婚姻态度也较为积极和稳定。与此相反，女性群体对异性特质认知的理想—现实差距偏大（ $M_{\text{工具性特质}}=1.93$ ； $M_{\text{表达性特质}}=2.18$ ），这表明她们认为现实中遇到的异性与理想异性差距明显。女性群体对男性的高期待与低评价使得她们难以遇到满意的潜在伴侣，这可能是阻碍女性群体步入婚姻的一大障碍。

此外，多重回归的结果还发现，自我认知的理想—现实差距对婚姻态度无显著预测作用，这个结果说明青年群体对婚姻的态度并非源于他们对自我胜任力的考虑。从相应的描述性统计结果中可以发现，我们的被试对自我特质认知的理想—现实差距分偏低，这表明他们的自我概念和自我评价均较为积极。

需要指出的是，本研究的样本量较少，且主要为大学生，代表性略显不足，未来的研究可以立足于数量更充足、更加多样化的样本对本研究的结果进行验证和分析。此外，上文中提到，不同性别群体对于特质词可能持有不同的主观参照标准，未来研究可以通过将概括化的特质词转化为具体化的心理及行为，以获取更为客观和更有说服力的结果。

综上所述，本研究通过考察青年群体自我与异性特质认知的理想/现实模式、理想—现实差距及其对婚姻态度的预测作用，揭示了我国当代青年群体性别角色观念的发展现状，并且发现女性青年群体对异性特质认知的理想—现实差距是其婚姻态度的重要预测因素。本研究的结果对于了解我国青年群体婚姻态度，以及应对我国结婚率降低等社会问题提供了重要的学术参考。

5 结论

根据本研究的结果，可以得到如下结论：（1）不论性别，青年群体对自我的看法比对异性的看法更反传统；（2）不论性别，青年群体认为理想异性的工具性和表达性特质同样重要；（3）对女性群体而言，她们生活中遇到的男性的工具性和表达性特质均与理想水平差距较大；（4）总体上，女性的婚

姻态度比男性更消极；（5）女性对异性特质认知的理想—现实差距越大，则其婚姻态度越消极。

参考文献

- [1] Ng T. Is marriage in decline? a qualitative study of perceptions of young people on marriage in Hong Kong, China [J]. *Asian People Journal (APJ)*, 2019, 2 (1): 126–137.
- [2] Raymo J M, Uchikoshi F, Yoda S. Marriage intentions, desires, and pathways to later and less marriage in Japan [J]. *Demographic Research*, 2021 (44): 67–98.
- [3] Yu J. Union formation and childbearing among Chinese youth: Trends and socioeconomic differentials [J]. *Chinese journal of sociology*, 2021, 7 (4): 593–618.
- [4] Cheng X, Yang Y, Schwebel D C, et al. Population ageing and mortality during 1990–2017: a global decomposition analysis [J]. *PLoS medicine*, 2020, 17 (6): e1003138.
- [5] Zhang X, Wei M, Meng B. Discussion on the Reasons for the Decline of the Marriage Rate in China [J]. *Journal of Sociology and Ethnology*, 2022, 4 (10): 130–134.
- [6] Fauser B C J M, Adamson G D, Boivin J, et al. Declining global fertility rates and the implications for family planning and family building: an IFFS consensus document based on a narrative review of the literature [J]. *Human reproduction update*, 2024, 30 (2): 153–173.
- [7] Hsiao H. A cross-national study of family-friendly policies, gender egalitarianism, and work-family conflict among working parents [J]. *Plos one*, 2023, 18 (9): e0291127.
- [8] Kalmijn M. Explaining cross-national differences in marriage, cohabitation, and divorce in Europe, 1990–2000 [J]. *Population studies*, 2007, 61 (3): 243–263.
- [9] Geist C. Marriage formation in context: Four decades in comparative perspective [J]. *Social Sciences*, 2017, 6 (1): 9.
- [10] Uchikoshi F, Raymo J M, Yoda S. Family Norms and Declining First-Marriage Rates: The Role of Sibship Position in the Japanese Marriage Market [J]. *Demography*, 2023, 60 (3): 939–963.
- [11] Fingerman K L, Huo M, Birditt K S. A decade of research on intergenerational ties: Technological, economic, political, and demographic changes [J]. *Journal of Marriage and Family*, 2020, 82 (1): 383–403.
- [12] MacKuen M, Brown C. Political context and attitude change [J]. *American Political Science Review*, 1987, 81 (2): 471–490.
- [13] Haiyan G, Peng W, Tam T. Chinese social value change and its relevant factors: an age-period-cohort effect analysis [J]. *The Journal of Chinese Sociology*, 2024, 11 (1): 7.
- [14] Arestis P, Karagiannis N, Lee S. The economic growth of China: enabling politico-institutional and socio-cultural factors [J]. *Review of Evolutionary Political Economy*, 2021, 2 (2): 339–358.
- [15] Alesina A, Giuliano P, Nunn N. On the origins of gender roles: Women and the plough [J]. *The quarterly journal of economics*, 2013, 128 (2): 469–530.
- [16] Hansen C W, Jensen P S, Skovsgaard C V. Modern gender roles and agricultural history: the Neolithic inheritance [J]. *Journal of Economic Growth*, 2015 (20): 365–404.
- [17] Yin S. Historical Transition of Gender Roles in China [J]. *Sociology*, 2023, 13 (4): 196–200.
- [18] 许琪. 中国人性别观念的变迁趋势, 来源和异质性——以“男主外, 女主内”和“干得好不如嫁得

- 好”两个指标为例 [J]. 妇女研究论丛, 2016 (3): 33-43.
- [19] Tang L, Horta H. Women academics in Chinese universities: A historical perspective [J]. Higher Education, 2021, 82 (5): 865-895.
- [20] Qing S. Gender role attitudes and male-female income differences in China [J]. The Journal of Chinese Sociology, 2020, 7 (1): 12.
- [21] 刘电芝, 黄会欣, 贾凤芹, 等. 新编大学生性别角色量表揭示性别角色变迁 [J]. 心理学报, 2011, 43 (6): 639-649.
- [22] Boehnke M. Gender role attitudes around the globe: Egalitarian vs. traditional views [J]. Asian journal of social science, 2011, 39 (1): 57-74.
- [23] Priyashantha K G, De Alwis A C, Welmilla I. Gender stereotypes change outcomes: A systematic literature review [J]. Journal of Humanities and Applied Social Sciences, 2023, 5 (5): 450-466.
- [24] Sayehmiri K, Kareem K I, Abdi K, et al. The relationship between personality traits and marital satisfaction: a systematic review and meta-analysis [J]. BMC psychology, 2020 (8): 1-8.
- [25] Wood J V, Forest A L, Friesen J P, et al. Self-esteem and romantic relationship quality [J]. Nature Reviews Psychology, 2024, 3 (1): 27-41.
- [26] Blair S L, Madigan T J. Dating attitudes and expectations among young Chinese adults: An examination of gender differences [J]. The Journal of Chinese Sociology, 2016 (3): 1-19.
- [27] Keldal G. The relationships between personality traits and mate selection strategies of Turkish young adults [J]. Current Psychology, 2022, 41 (8): 5258-5263.
- [28] Faul F, Erdfelder E, Lang A G, et al. G* Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences [J]. Behavior research methods, 2007, 39 (2): 175-191.
- [29] Cohen J. Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences [M]. 2nd ed. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates, 1988.
- [30] Braaten E B, Ros é n L A. Development and validation of the Marital Attitude Scale [J]. Journal of Divorce & Remarriage, 1998, 29 (3/4): 83-91.
- [31] 庾泳, 肖水源, 王希, 等. 婚姻态度量表中文版在未婚大学生及社区居民中的信度和效度 [J]. 中国心理卫生杂志, 2011, 25 (1): 60-65.
- [32] Bem S L. The measurement of psychological androgyny [J]. Journal of consulting and clinical psychology, 1974, 42 (2): 155-162.
- [33] Trope Y, Liberman N. Construal level theory [J]. Handbook of theories of social psychology, 2012 (1): 118-134.
- [34] Chesley N, Flood S. Signs of change? At-home and breadwinner parents' housework and child-care time [J]. Journal of Marriage and Family, 2017, 79 (2): 511-534.
- [35] Joshi M. "I Do Not Want to be a Weekend Papa": The Demographic "Crisis," Active Fatherhood, and Emergent Caring Masculinities in Berlin [J]. Journal of Family Issues, 2021, 42 (5): 883-907.
- [36] Buss D M. Sex differences in human mate preferences: Evolutionary hypotheses tested in 37 cultures [J]. Behavioral and brain sciences, 1989, 12 (1): 1-14.

The Ideal-reality Gap of Perceived Traits of the Same Sex and the Opposite Sex in Young Chinese People and its Impact on Marital Attitude

Li Rongyao Li Yingli

Soochow University, Suzhou

Abstract: The ideal-reality gap of perceived traits of the same sex and the opposite sex may have an important impact on young people's marital attitudes. In light of this, the current study investigated the ideal-reality gap of perceived trait in a sample of 155 subjects (55 males and 100 females) via questionnaires. The multiple regression method was used to explore the prediction effect of the gap indexes on marital attitude. The results showed that, for male and female participants, perceived traits of the same sex were more anti-traditional than that of the opposite sex, and significant differences were observed between perceived ideal traits and perceived realistic traits. In terms of marital attitudes, females had a more negative marital attitude than males. Females also had a larger ideal-reality gap of perceived traits of the opposite sex than males. This gap index significantly predicted females' marital attitudes. The results of the current study may provide a reference for understanding the changing perception of gender traits and for coping with social problems such as the declining marriage rate.

Key words: Gender traits; Ideal traits; Realistic traits; Marital attitude